研究論文

# Development of an estimation model for spectral irradiance from meteorological data

地上観測データを用いた日射スペクトル 推定モデルの開発

> Akihiko Itagaki 板垣 昭彦<sup>\*1 ‡</sup>

Jun Sasaki 佐々木 潤<sup>\*2</sup> Kenji Utsunomiya 宇都宮 健志<sup>\*2</sup>

# Abstract

Solar spectrum varies with seasons, time and weather depending on solar altitude and atmospheric condition. Because the solar cell efficiency is influenced by its spectral sensitivity, creation of a reliable solar spectrum database is important to accurately estimate the output from photovoltaic systems. To this end, we observed spectral irradiance on horizontal and inclined surfaces at five stations located in each climatic region in Japan on the basis of the solar radiation. The observed data were compiled into a database. This database was released on the New Energy and Industrial Technology Development Organization (NEDO) website in March, 2016. Using observed data, we developed a statistical model by which we can estimate solar spectrum from global irradiance and other meteorological elements.

*Keywords*: solar spectrum, PV systems キーワード:日射スペクトル, PVシステム

## 1. はじめに

日射スペクトルは、季節、時刻、天候によって太陽の位置や大気状態が異なるために変化する.また、太陽電池の変換効率は個々の太陽電池の分光感度特性に依存する.したがって、太陽電池からの出力推定を、より正確に行うためには日射スペクトルに関するデータベースの整備が必要である.著者らはNED0の委託研究の一環として、日射状況の異なる5地点で日射スペクトル等の観測を実施している.観測地点の位置図をFig.1に、「長沼地点」における観測システムの写真をFig.2に例示する.



Fig. 1 Solar spectral observation stations.



Fig. 2 Photograph of Naganuma station

観測要素をTable 1に示す.計測間隔は、日射スペクト ルについては5分毎、その他の気象要素は1分毎である.

Table 1 List of observed meteorological elements.
Global solar irradiance on horizontal surface
Global solar irradiance on inclined surface
Direct normal solar irradiance
Solar spectral irradiance on horizontal surface
Solar spectral irradiance on inclined surface
Air temperature, Relative humidity
Wind direction, Wind velocity

観測データの一部についてはTable 2に示す日射スペクトルデータベース (VER-2) として整備した<sup>(1)</sup>.このデー

<sup>\*1</sup> 一般財団法人日本気象協会北海道支社 事業サービス課 (〒064-8555 札幌市中央区北4条西23丁目1番18号 e-mail <u>itagaki@jwa.or.jp</u>

<sup>\*2</sup> 一般財団法人日本気象協会環境・エネルギー事業部 (原稿受付:2016年7月11日,受理日:2017年2月21日)

タベースは、2016年3月30日にNED0のホームページで公開 されている<sup>(2)</sup>.実測データを収録したこのようなデータ ベースは貴重であると考えるが、高価な分光放射計を全 国展開するのは現実的ではない.全天日射量の観測値か ら日射スペクトルを推定することができれば、太陽電池 からの出力予測等に有用であろう.

日射スペクトルを推定するモデルとしてはBird によるSPCTRAL2や<sup>(3)</sup>, Gueymard によるSMARTS2<sup>(4)</sup>が広く利用されている.しかしながら,いずれも晴天時を対象としており,推定モデルの入力パラメータには,一般には入手が困難な大気混濁度やオゾン量が含まれている.

このような課題を解決する研究として、入力パラメー タを簡易化した全天候対象のモデルがいくつか提案され ている.

曽我は,鹿児島大学キャンパス内における波長別日射 強度の観測を実施し,晴天指数等に関して階級別に求め た波長別係数を用いて日射スペクトルを推定している<sup>(5)</sup>.

馬場らは、2010年10月にNED0から公開された全国4地点の傾斜面における日射スペクトルデータベース(VER-1)を用いて、晴天時の標準日射スペクトルを、日照率等に関して階級ごとに用意した波長別係数で補正することで推定を行っている<sup>(6)</sup>.

また,桶らは、SPCTRAL2と日射スペクトルデータベース(VER-1)を組み合わせてモデルを作成し、全天日射強度の観測値による補正を行うことで様々な気象条件の違いを表現している<sup>(7)</sup>.

本研究では、日射スペクトルデータベースの全国整備 に向けて、可能な限り高精度な推定モデルの開発を目指 す.上述のように、既存のモデルは、気象条件の違いによ るスペクトルの変動を全天日射強度の増減や階級ごとの 波長別補正で表現しており、細かい変動を反映させるも のではなかった。

本研究では、スペクトル変換係数という波長別の補正 係数を導入して、その変動を地上観測データから回帰推 定することで、観測データの情報を最大限に生かした形 で推定を行う.また、スペクトルの観測データから天候 の区分を行い、天候別にモデルを作成することで一層の 精度向上を目指す.さらに、将来的には衛星データの取 り込みも視野に入れたモデルを構築した.

Table 2 Outline of the database of sola	r spectrum.
---	-------------

Station	Naganuma, Tosu, Tsukuba, Gifu, Okinoerabu
Data	Meteorological data Solar spectrum data on inclined and horizontal planes from 350nm to 1700nm
Data period	From the start date of measurement of solar spectral irradiance on horizontal surface (see below) to Dec.31, 2012. Naganuma, Apr. 16, 2011 Tosu, Jun. 16, 2011 Tsukuba, May 28, 2011 Gifu, Jun. 25, 2011 Okinoerabu, Mar. 6, 2011
Software	Display meteorological and solar spectrum data on inclined and horizontal planes Download displayed dataset
Distribution	On the web

## 2. 解析用データの整備

#### 2.1 解析年

Table 2 で示した日射スペクトルデータベースには,水 平面における 2011 年~2012 年の 10 分間隔の観測データ が収録されている. 2012 年については,各地点とも1 年 分のデータが収録されているが,2011 年については水平 面における日射スペクトルの観測が開始された時期によ って収録期間が異なっている(Table 2 参照).

日射スペクトルは、エアマス(太陽高度)、大気中のエ ーロゾルや水蒸気量によって変化することが知られてい る<sup>(8)</sup>.これらは、季節変化することから、本研究では月別 に推定モデルを作成することとした、そこで、1年分のデ ータが揃っている2012年のデータを解析に用いた.

なお、本研究では5分間隔の観測データを使用した.

#### 2.2 特異データの除去

Table 2で示した日射スペクトルデータベースでは,停 電や,観測器の異常等,明らかに異常と思われる時刻に ついては日射スペクトルデータを欠測としている.しか しながら,この他に,分光放射計の測器特性から太陽高 度が低い時や日射強度が低い時には日射スペクトルが正 確に計測できない事例が見られた.そこで,太陽高度が 15°未満及びスペクトル積分値が100w/㎡未満となる時 刻については,解析対象から除外した.スペクトル積分 値とは,日射スペクトルを測定波長範囲で積分した値で (1)式で算出した.

$$S(t) = \int_{350}^{1700} I_{\lambda}(t) d\lambda \tag{1}$$

ここで、S(t)は時刻tにおけるスペクトル積分値、 $I_{\lambda}(t)$ は分光放射計で測定された時刻t、波長 $\lambda$ における日射強度である.

さらに、地点別、月別に規格化スペクトル(Normalized Spectrum)に対してクラスター分析を適用することで、 スペクトルを形状ごとに分類し、「形状異常」と判定され た時刻については解析から除外した.

クラスター分析では、異なる時刻 $t_1 \ge t_2$ の規格化スペクトル $\hat{l}_{\lambda}(t_1)$ 及び $\hat{l}_{\lambda}(t_2)$ の非類似度を(2)式で算出し、群平均法による階層的手法を採用した.

$$\sqrt{\sum_{\lambda=350}^{1700} \left[ \hat{l}_{\lambda}(t_1) - \hat{l}_{\lambda}(t_2) \right]^2} \tag{2}$$

ここで,時刻t,波長 $\lambda$ における規格化スペクトル $\hat{l}_{\lambda}(t)$ は, スペクトルの形状を評価する変量であり,(3)式で定義さ れる.

$$\widehat{I}_{\lambda}(t) = I_{\lambda}(t)/S(t) \tag{3}$$

クラスター分析で「形状異常」と判断された事例を Fig. 3 に例示する.

図中にある「C9」等はクラスターの識別番号,Nは「C9」 に区分されたサンプル数である.また,縦軸は前述した

「Normalized Spectrum (規格化スペクトル)」である. Fig. 3 の上図の例では、本来、大きな値を持つ 500nm 付近 に極端な凹みが見られた. Fig. 3 の下図の例では、2 台の 分光放射計の測定範囲の境界付近である 900nm 付近に極 端なギャップが見られた.



Fig. 3 Examples of abnormal Normalized Spectrum.

## 2.3 スペクトル変換係数の導入

本研究では、様々な日射条件下での日射スペクトルに 関して、(4)式に示すスペクトル変換係数(Conversion Factor)を導入して解析を行った(以下、「変換係数」と 略記する).

$$P_{\lambda}(t) = I_{\lambda}(t)/I(t) \tag{4}$$

ここで、 $I_{\lambda}(t)$ は分光放射計で測定された時刻t, 波長 $\lambda$ に おける日射強度、I(t)は全天日射計で測定された時刻tに おける全天日射強度、 $P_{\lambda}(t)$ は時刻t, 波長 $\lambda$ における「変 換係数」である.「変換係数」は, 波長毎の日射強度を当 該時刻の全天日射強度で正規化したもので、日射強度の 異なる日射スペクトルの類似度を比較することが可能に なる.また、前述の規格化スペクトルとは異なり、スペク トルのスケールを全天日射強度で評価するため、スペク トルを観測していない地点でも利用できるメリットがあ る.

Fig. 4は2011年6月の代表的な晴天日の12時における各 地点の日射スペクトルを比較したものである. 図中の凡 例に記載した数値は,各地点における水平面日射強度及 び絶対湿度の値である. Fig. 4によれば,日射強度の違い や大気中の水蒸気量の多寡等により地点間で日射スペク トルに違いが見られる.

Fig.5はFig.4と同じデータを「変換係数」で表したもの である.地点毎に異なる日射スペクトルも、「変換係数」 を用いることによって類似した形状で表現される.これ は全天日射強度により、日射スペクトルの変動をある程 度説明できることを意味している.Fig.5に見られる「変 換係数」の違いは、全天日射強度では説明できない変動 であり、その他の地上観測データから推定を行うことに する.



Fig. 4 Spectral irradiance under fine weather at 5 stations in June, 2011.



Fig. 5 Conversion Factor on fine weather at 5 stations in June, 2011.

#### 2.4 日射急変時の除外

上記したように、本研究では、様々な日射条件下での日 射スペクトルを「変換係数」を用いて推定するモデルを 開発することとしたが、同様な日射条件下でも「変換係 数」が大きく異なる事例が見られた.

Fig.6は,2012年7月を対象に,散乱比が0.2未満,エア マスが1.5以下の場合について,長沼と沖永良部の「変換 係数」を図示したものである.



Fig. 6 Conversion Factor on fine weather at Naganuma and Okinierabu in July, 2012.

色別に分類したそれぞれの線は,該当する時刻の波長 別の「変換係数」を表す.同じ月で散乱比とエアマスの抽 出条件が等しいにも関わらず,沖永良部の場合は「変換 係数」の形状が大きく異なる場合があった.

Fig.6で「変換係数」の形状が大きく異なっていた沖永 良部の7月28日15:40前後の日射変動をFig.7に示す.当該 時刻付近で,日射が大きく変動していることが分かる.

日射強度が大きく変動する場合に「変換係数」のバラツ キが大きくなるのは、全天日射計と分光放射計の応答速 度の違いによるものと考えられる.そこで、(5)式で定 義した2つの計測値の整合性を測る指標*Rsz*を導入して、 *Rsz*が平均から大きく外れる時刻に関しては解析から除 外することにした.

$$R_{sz}(t) = S(t)/I(t) \tag{5}$$

ここで,*I(t)*は全天日射計で測定された時刻tにおける 全天日射強度,*S(t)*は時刻tにおけるスペクトル積分値で ある.

Fig. 8に、2012年8月沖永良部における全天日射強度と  $R_{sz}$ の散布図を示した.全天日射強度(天候や時刻)によらず $R_{sz} = 0.9$ 付近にデータが集中する構造となっている. この領域から外れるデータ(図中の赤点)に関しては、2 つの計測値に不整合性があると判断して、解析から除外 した.除外の判定には、参考文献(9)に記載されている DB-Outlier Detection を用いた.これは、全天日射強度 と $R_{sz}$ のデータ空間内で、各データの周りに一定半径の円 を描き、円に含まれるデータが少ない場合は孤立点とみ なして除外する方法である.

なお,先に挙げた沖永良部の7月28日15:40ではR<sub>sz</sub> = 1.77であり,平均値から大きく外れている.



Fig. 7 Solar irradiance at Okinierabu around 15:40 JST on July 28, 2012.



Fig. 8 Scatter plot of solar irradiance versus Rsz at Okinierabu on August, 2012.

この解析過程で、特定の天候が選択的に除外されてい ないかを確認しておく必要がある.特異データを除外後 (2.2参照),日射急変時を除外したデータセットと除外 しないデータセットについて、晴天指数のヒストグラム を重ねて表示したものが Fig.9である.晴天指数は[全天 日射強度/大気外水平面日射強度]で定義され、全体的な 雲量による日射の強弱を反映する指数である.Fig.9では、 日射急変時の除外前後で概ね分布の形は保存されており, 天候に偏りは生じていないことが分かる.



Fig. 9 Distribution of the clearness index for dataset including (lightblue) / not including (blue) rapidly varying phase of solar irradiance in 2012.

上記の手法により、特異データや日射急変時を除外し た解析用のデータを整備した.地点別のデータ数(時刻 数)は Table 3 に示した通りである.40%程度のデータが 除外されているが、先に見たとおり、この解析データか ら構成される推定モデルの適用範囲は、太陽高度が15° 以上、スペクトル積分値(~全天日射強度)が100W/m<sup>2</sup>以 上の全天候である.

Table 3 Number of data.			
Station	Analyzed data	Excluded data	Initial data
Naganuma	28,792	17,893	46,685
Tosu	29,319	19,587	48,906
Tsukuba	28,579	17,569	46,148
Gifu	29,507	18,271	47,778
Okinoerabu	26,273	20,093	46,366
Total	142,470	93,413	235,883

#### 3 天候分離の方法

#### 3.1 天候分離の必要性

著者らは、「変換係数」の形状が天候によって変化する ことを報告している<sup>(10)</sup>.例えば、Fig.10は、沖永良部地 点について日射状況から判定した晴天時と曇天時(無降 雨日)の「変換係数」を比較したものである.降水の有無 については近傍のアメダス地点のデータを参照した.



Fig. 10 Conversion Factor under fine and cloudy weather conditions at Okinoerabu.

「変換係数」の最大値(peak値)に注目すると,晴天時の peak 値は曇天時よりも小さく,水蒸気の吸収帯では,曇天時の方が落ち込みが激しい傾向が表れている. 他の地点についても同様の結果であった.

そこで、「変換係数」を用いて日射スペクトルを推定す る場合には、晴天時と曇天時に分けて推定モデルを作成 することとした.さらに、積雪のある場合と無い場合では、 地表面からの反射光の影響が異なると考えられることか ら、長沼地点のデータを解析して、積雪の有無による推 定モデルも作成することとした.

#### 3.2 天候分離に用いる代表波長の選択

天候による「変換係数」の違いを検討するには、様々な 気象条件と「変換係数」の関係を調べる必要がある.しか しながら、「変換係数」は波長毎に異なる値をとることか ら、1nm 毎の全ての波長(350nm~1700nm)について、気 象条件との比較をするのは困難である.

そこで, 天候を判別するために必要最低限の波長(以後, 代表波長と呼ぶ)を選び出し, 代表波長における「変換係数」を用いて解析を行うこととした. Fig. 10 で示したように, 晴天時と曇天時では, 「変換係数」の最大値(peak 値)に相違が見られることから, 天候の判別には水蒸気やガスの吸収帯は不要と考え, 吸収帯に属さない以下の25 波長を代表波長として選択した.

・天候分離の解析に用いた代表波長 354,366,378,391,404,413,452,460,480,495,510, 534,553,582,605,620,638,665,746,775,861,1012, 1050,1240,1560 [nm]

#### 3.3 主成分分析による解析

代表波長を用いることにより,ある時刻(t)の「変換係 数」は(6)式のように,25 個の波長別の変数で表すことが できる.

$$\mathbf{P}(t) = [P_{\lambda 354}(t), P_{\lambda 366}(t), P_{\lambda 378}(t), \dots, P_{\lambda 1560}(t)] \quad (6)$$

換言すれば,ある時刻の「変換係数」は25次元の変数 で表されることになる.解析に用いる時刻数はTable3に 示したように5地点で合計142,470個あるので,25次元 空間内に142,470個の点が散在していることになる.

一方,上記した25波長の「変換係数」は独立に変化す るわけではなく,互いに相関を持っており,25次元で表 される散布図の中には分散の少ない成分,すなわち,解 析上,重要度が低い成分が含まれている可能性がある.

このような分散の少ない成分を削減し、より少ない変数に情報を集約すれば、効率的に解析を行うことができる.そこで、分散の小さい成分を見つける手法として主成分分析 (PCA) を用いた.

Fig. 11 は,2012 年 8 月を例に,25 波長の「変換係数」 に対して,主成分分析で得られた各主成分の分散を示し ている.図中の点線は1自由度あたりの分散を表す.

今回は25次元のデータを扱っているので、1自由度あ たりの分散は、全体の分散を25で割った値(=0.012)と なる.各主成分方向の分散が1自由度あたりの分散より 十分小さければ、全体の分散への寄与は小さくて無視で きる.

Fig. 11 によれば,主成分4以降の分散が1自由度あた りの分散より小さい.すなわち,主成分1~3だけを考え れば全体の分散を説明するのに十分であると言える. 他の月についても,主成分 1~3 まで考えれば全体の分 散を説明するのに十分であることが分かった.すなわち, 選択された 3 つの主成分を用いれば,日射スペクトルの 変化が概観できると言える.



Fig. 11 Variance of each principal component from PCA of Conversion Factor in August,2012

#### 3.4 主成分を用いた天候分離の指標

上記で選択された3つの主成分を用いて晴天時と曇天 時を分離する方法を検討した.晴天時と曇天時を分離す る指標として,光学的厚さ,散乱比,晴天指数の3つの パラメータについて検討を行い,(7)式で表される光学 的厚さ(r<sup>eff</sup>)で分離するのが良いことが分かった.

$$I^{\rm dir}(t) = I^0(t) \exp\{-m(t) \cdot \tau^{\rm eff}(t)\}$$
(7)

ここで, *I<sup>dir</sup>*は地上で観測された直達日射強度 (W/m<sup>2</sup>), *I<sup>0</sup>*は大気外日射強度 (W/m<sup>2</sup>), *m*はエアマスである.

Fig. 12 は、3 つの主成分座標に投影した「変換係数」の 散布図である.各点の色は、 $\tau^{\text{eff}}$ の大きさを表している.  $\tau^{\text{eff}}$ の大小により、分散方向の異なる晴天時のモード(主 に青点で示される)とそれ以外のモード(黄緑~茶で示 される)を分離できていることが分かる.後者のモード をここでは、曇天として扱う.曇天モードには、さらに2 つの分散方向が見て取れるが、地上観測データからこれ らを区分することは難しい(5.考察を参照).



Fig. 12 3D scatter plot of the first three principal components from PCA of Conversion Factor in August,2012. Each plot is given a color corresponding to estimated optical depth.

前述したように、日射スペクトルは季節変化すること が知られているが、(7)式にはエアマス以外の季節変化を 示す要素が含まれていない.そこで、天候分離を判別す る光学的厚さの閾値を月別に求めた.無積雪の場合の月 別の閾値を Table 4 に示す.閾値以下の場合を晴天,閾値 より大きい場合を曇天として区分した.

Table 4 Monthly optical depth (No snow coverage).

Month	Optical depth
Jan.	0.95
Feb.	1.0
Mar.	1.1
Apr.	1.2
May	1.2
Jun.	1.2
Jul.	1.2
Aug.	1.2
Sep.	1.2
Oct.	1.1
Nov.	1.0
Dec.	0.9

Fig. 13 に,2012 年 8 月に関して,晴天指数と 400nm に おける「変換係数」の散布図を示す.青点は晴天時データ ( $\tau^{eff} \le 1.2$ ),赤点が曇天時データ( $\tau^{eff} > 1.2$ )を表す. 晴天指数に対して晴天時データと曇天時データが不連続 的に分布しており,回帰推定において天候別に扱う方が 精度向上が見込めることが示唆される.次節では,天候 別に開発したモデルについて述べる.



Fig. 13 Scatter plot of clearness index versus conversion factor at 400nm on August, 2012.

最終的に解析に用いた積雪の有無別, 天候別のデータ 数(時刻数)はTable5に示した通りである.Table3でも 述べたように,観測された日射スペクトルデータのうち, 推定モデルに用いたのは約60%だが,ある天候を選択的 に除外してはいない.従って,本研究で開発したモデル では,太陽高度>15°,全天日射強度>100 W/m<sup>2</sup>であれば, いかなる天候に関しても適用可能である.

これ以降は積雪の無い場合の推定モデルを例に述べる.

Table 5 Number of data.			
	Fine	Cloudy	Total
No snow coverage	73,521	59,740	133,261
Snow coverage	4, 451	4,758	9,209
All	77,972	64,498	142,470

## 4 推定モデルの開発

Table 4 に掲載した光学的厚さを閾値として, 閾値以下 の時刻を「晴天時」, 閾値を越える時刻を「曇天時」とし て, 「変換係数」を推定する(8)式, (9)式の重回帰式を月 別に作成した.

重回帰式の作成に当たっては、Table 2 に示した日射ス ペクトルデータベースに収録されている気象要素等より 算出可能な 6 つの気象要素(Table 6 参照)から、相関性 の低いものを除外して最終的な説明変数とした<sup>(11)</sup>.

「晴天時」のモデル ・・・(8)式  
$$P_{\lambda}(t) = a_{\lambda}m(t) + b_{\lambda}Pw(t) + c_{\lambda}K(t) + d_{\lambda}H(t) + e_{\lambda}K_{T}(t) + f_{\lambda}$$

「曇天時」のモデル ・・・(9)式  $P_{\lambda}(t) = a_{\lambda}m(t) + b_{\lambda}Pw(t) + c_{\lambda}K_{T}(t) + d_{\lambda}H(t) + f_{\lambda}$ 

(8)式及び(9)式で, 左辺(目的変数)はある時刻(t)に おける波長別の「変換係数」,右辺は当該時刻における説 明変数とその係数及び定数項である.波長間隔は1nmで ある.

(8)式及び(9)式で算出した「変換係数」と全天日射強度から,波長別の日射強度の推定値は(10)式で求められる.

$$I_{\lambda}(t) = I(t)P_{\lambda}(t) \tag{10}$$

 $I_{\lambda}$  :波長別日射強度(W/m<sup>2</sup>/µm)  $P_{\lambda}$  :波長別変換係数(/µm) m : エアマス Pw : 可降水量(cm) K : 散乱比 H : 相対湿度(%)  $K_{T}$  : 晴天指数  $f_{\lambda}$  : 定数項 I : 全天日射強度(W/m<sup>2</sup>)

Table 6 Analyzed	variables	for de	veloping	the estin	mation	model.
			1 0			

Variable	Notes
$K = I_d/I$	$I_d$ :Diffuse irradiance, $I$ :Global irradiance
$K_T = I/I_0$	$I$ :Global irradiance, $I_0$ : Extraterrestrial irradiance
т	Calculated from solar altitude
Pw	Calculated from air temperature and relative humidity using the model of Kondo et $al^{(12)}$ .
Н	Relative humidity observed at each station
Wind speed	Wind speed observed at each station

夏季(6月)と冬季(12月)について,晴天時のエアマスに対する波長毎の回帰係数(Regression Coefficient)を 図示すると Fig. 14, Fig. 15 のようになる. なお, 12 月については積雪が無い場合を示している.

図中で縦軸の値が正の場合は、エアマスの増加に伴っ て「変換係数」が増加し、縦軸の値が負の場合は、エアマ スの増加に伴って「変換係数」が減少する傾向があるこ とを表している.

Fig. 14 と Fig. 15 を見ると、夏季と冬季でエアマスの変 化に対する波長毎の傾向に大きな変化はない.季節によ って大きく変動しているのは、水蒸気の吸収帯(例えば 950nm 付近) であり,大気中に含まれる水蒸気量の季節変動が反映されていると考えられる.



Fig. 14 The wavelength dependency of the regression coefficient corresponding to the airmass term for fine weather in June, 2012.



Fig.15 The wavelength dependency of the regression coefficient corresponding to the airmass term for fine weather in December, 2012.

Fig. 16 は 6 月(青色)と12 月(赤色)における可降水 量の階級別出現頻度を示したものである.6 月の方が大気 中に含まれる水蒸気量が多く,回帰係数の変動傾向と整 合していることが分かる.



Fig. 16 Distribution of the precipitable water for June (blue) and December (red), 2012.

開発した日射スペクトル推定モデルで求めた推定値と 実測値の比較例を Fig. 17 と Fig. 18 に示す. Fig. 17 は推 定誤差が少ない例, Fig. 18 は推定誤差が大きい例である.



Fig.17 Comparison between observed and estimated spectral irradiance on horizontal plane for Sep 1, 2012,12:15 JST, at Tosu.



Fig.18 Comparison between observed and estimated spectral irradiance on horizontal plane for Sep 8, 2012,13:10 JST, at Tsukuba.

## 5. 考察

## 5.1 推定誤差

作成した推定モデルの精度を評価するために, 波長毎 の日射強度の値を用いて(11)式で示す時刻別のMAPE (Mean Absolute Percentage Error: 絶対平均比率誤差)を

第出した.

$$MAPE(t) = \frac{1}{1230} \sum_{\lambda} \left| I_{\lambda}^{(\text{est})}(t) - I_{\lambda}^{(\text{obs})}(t) \right| / I_{\lambda}^{(\text{obs})}(t)$$
(11)

ここで, $I_{\lambda}^{(\text{est})}(t)$ は推定値, $I_{\lambda}^{(\text{obs})}(t)$ は実測値,1230は誤 差評価に用いた波長の数である.1340~1460nmにおける 日射強度はほぼ0 [W/m<sup>2</sup>]になるため誤差計算から除外し てある.なお,精度評価に絶対平均比率誤差を用いたのは, 季節毎の日射量の違いによる影響を除外するためである.

さらに,(11)式の時刻別の絶対平均比率誤差を地点毎 月毎のサンプル数で平均して,地点別月別の推定誤差を 求めた.推定誤差の計算には,2012年の1月1日~12月 31日の1年間のデータを用いた.積雪なしの場合の地点 別,月別の推定誤差をFig.19に示す.



前述した先行研究において、桶らは短波長域における 推定値の日積算値に関して、地点・月ごとの平均誤差を2 ~10%(平均5%程度)と評価している.本モデルで同様 の評価を行うと1~4%(平均2.3%)となる.また、馬場 らは全波長域の積分値について推定値と観測値の比をと り、月別の平均誤差を0.98~1.15(平均1.1程度)と評価 している.本モデルで同様の評価を行うと0.97~1.03(平 均1.0)となる.検証に利用したデータに年や傾斜角の違 いはあるが、本モデルは高精度で推定できていると思わ れる.これは、全天日射強度で全波長域の日射強度レベ ルを説明した上で、「変換係数」に現れるスペクトル形状 の細かい変動を観測データから詳細に表現した結果であ ると考える.

しかし, Fig. 19 を見ると、少なからず誤差は含まれて おり、地点や季節により変動することが分かる.この推 定誤差の要因や改善点について以下で考察した.

Fig. 20 は 9 月の晴天時について, (12) 式で定義した 波長別の絶対平均比率誤差を地点毎に示したものである. 式中のNはデータ数を表す.

$$MAPE_{\lambda} = \frac{1}{N} \sum_{t} \left| I_{\lambda}^{(\text{est})}(t) - I_{\lambda}^{(\text{obs})}(t) \right| / I_{\lambda}^{(\text{obs})}(t)$$
(12)

Fig. 20 によれば,3 つの水蒸気吸収帯で精度が極端に 悪くなるが,これを除けば誤差は4%程度で,本モデルが 有効に機能していると言える.吸収帯は,日射強度の絶 対値が小さいこと、依存性に非線形性があることが原因 となり、誤差が大きくなる.非線形性の導入は今後の課 題である.

残りの4%程度の誤差原因としては、太陽周辺にかかる 雲の影響などが考えられる. Fig. 18 に示した例では、衛 星画像の判別から、観測点周辺の雲が誤差の要因である ことが推測される. ひまわり 8 号の衛星画像を用いれば 観測点周辺の詳細な雲情報が時系列で得られるため、こ のような推定誤差が改善される可能性がある.

Fig. 21 は 9 月の曇天時について,波長別の絶対平均比率誤差を地点毎に示したものである.晴天時と同様に水蒸気の吸収帯で誤差が大きくなっている.また,700~900nmにおいて,沖永良部の誤差が大きくなっているが(後述),それらを除けば 4~8%程度の誤差であり,本モデルが有効に機能していると言える.

Fig. 22 はエアマスが 1.1~1.2 の時間帯に対して, 晴天 指数と 450nm の「変換係数」の散布図を示したものであ る.前述したとおり,晴天指数は全体的な雲量を反映し た指数である.相関係数は-0.68 で雲量の変化に伴う「変 換係数」の変動をある程度説明できており, Fig. 21 に見 られる曇天時の短波長側での精度向上に貢献しているこ とが分かる.



Fig. 20 MAPE on fine weather in September, 2012, estimated at each wavelength and station.



Fig. 21 MAPE on cloudy weather in September, 2012, estimated at each wavelength and station.



Fig. 22 Scatter plot of clearness index versus conversion factor at 450nm in September, 2012, under cloudy condition at low airmass.

しかし,全体的な誤差は晴天時よりも大きい.これは, 曇天時データに2つのモードが混在していることが原因 として挙げられる.Fig.12を見ると,曇天時のデータに 図の右上方向に分散が広がるモードと図の左上方向に分 散が広がるモードがある.前者は広域的な曇天,後者は 直達光を遮る"局所的な曇天"に対応している.Fig.23と Fig.24にそれぞれの代表的なスペクトル形状を示す.現 在の地上観測データからでは,これら2つのモードを分 離することは難しいが,晴天時と同様に,ひまわり8号 の衛星画像から観測点周辺の詳細な雲情報が取得できれ ば、このようなモードの分離も可能になると考える.

また, Fig.21で主に700~900nmにおいて,沖永良部 の誤差が大きくなる傾向が見られた.Parisによる物理計 算で,植生で覆われた地表面と雲間の多重反射により, 700-900nmの強度が相対的に高くなることが示唆されて いる<sup>(13)</sup>.これは地表面状態を反映した現象であるが,沖 永良部は,他4地点に比べて観測点周辺に海の占める割 合が大きく,多重反射の影響が異なる形で現れている可 能性がある.快晴時のひまわり8号の可視バンドを利用 して,観測点周辺の地表面の情報を取り込めば,上記の 誤差は改善される可能性がある.

この他に,個々の分光放射計の器差が原因と思われる 傾向も見られた.観測に用いている分光放射計は,各観 測地点で年に1度交換作業を行っている.交換作業の前 後や異なる年で推定誤差を比較することによって,器差 の影響についても言及することができると考える.詳細 は割愛するが,解析の結果,Fig.20の短波長側に見られ る地点間の差異や1700nm付近に見られる長沼のデータ, またFig.19の秋から冬に見られる長沼や沖永良部の推定 誤差は,器差に由来する可能性が示唆された.

Fig. 19 によると,器差の影響を除けば,推定誤差は夏 場に高く冬場に低くなる傾向にあることが推察される. これは,夏季に大気が不安定になり,観測点周辺の雲の 影響により「変換係数」の変動が大きくなるためと考え られる.



Fig. 23 Conversion factor for Aug 26, 2012,14:05 JST, at Tsukuba; representative sample from "partly cloudy sky".



Fig. 24 Conversion factor for Aug 6, 2012,14:05 JST, at Tsukuba; representative sample from "overcast sky".

## 5.2 推定モデルの全国展開

本研究の目的は、日射スペクトルの全国的なデータベ ースを整備することにある.そのため、5 地点の観測デー タから作成したモデル(4 章参照)を用いて、日射スペク トルが観測されていない地点(以下,非観測点と呼ぶ)の 推定を行う必要がある.その際,非観測点における水蒸 気量や晴天指数の観測データが作成モデルの学習範囲を 大きく逸脱していると、回帰式を外挿して推定すること になり、推定精度が悪くなる可能性がある.この点につ いて、全天日射量の観測が行われている全国 48 地点の気 象官署を対象として調査した.

Fig. 25 は,水蒸気量及び晴天指数の1時間値について, 2012 年 7 月の出現頻度を規格化して示したものである. 気象官署 48 地点(赤色)の分布範囲が日射スペクトル観 測の 5 地点(青色)の分布範囲内に収まっていることが 分かる.その他の月や変数に関しても,概ね同様の結果 を示しており,作成モデルが全国的に適用可能であるこ とが分かった.ただし、南西諸島と小笠原諸島の冬季に おいて,水蒸気量が一部,学習範囲外に分布する場合が ある.このような外挿による影響評価は今後の検討課題 である.



Fig. 25 Normalized distribution of precipitable water and clearness index on July, 2012. Red represent data at 48 meteorological stations of JMA, and blue represent data at 5 stations of this study.

モデルが適用範囲内にあったとしても、日射スペクト ルの変動特性に地域差があると、非観測点を推定する際 の誤差原因となる.本研究の観測地点は、日射変動の類 似性を基に区分した5エリアから選定しているため(図 1),非観測点の推定誤差は上記5地点の推定誤差と大き く変わらないと想定される.また、5.1で見たように地表 面状態と器差の影響を除けば、大きな地点差はないこと が推察される.しかしながら、本研究では、図1に示し た5地点以外のスペクトル観測データを解析しておらず, 非観測点における推定精度を直接検証することはできない.そこで,地点ごとの交差検証を行うことで,非観測点の推定精度を間接的に評価することにした.

地点ごとの交差検証とは、日射スペクトル観測地点の 中から1地点を選択し、他の4地点の観測データから作 成したモデルで計算される推定値と対象地点の観測値を 比較することで、学習データに含まれない地点の推定精 度を評価する手法である.長沼と沖永良部は、観測5地 点の南限と北限に位置しており、交差検証においては、 水蒸気量に関して極端な外挿になる可能性があるため検 証の対象からは除外した.

鳥栖,つくば,岐阜の3地点について,交差検証を行った結果を Fig. 26 に示す. Fig. 19 と比較して、僅かに誤差が増大した程度であり,変動特性の地点差は小さいと考えられる.従って,非観測点の推定誤差は Fig. 19 の誤差範囲から大きく逸脱するものではないと推測される.



Fig. 26 Monthly MAPE at 3 stations, estimated by cross-validation (No snow coverage).

## 6. おわりに

本研究では、地上気象観測データを用いた日射スペク トルの推定モデルを開発した.気象庁の地上気象観測デ ータは公表されていることから、このような推定モデル は有用であると考える.

開発したモデルは、「変換係数」を導入することで、ス ペクトルの細かい変動特性の取り込みが可能となり、先 行研究と比較して高精度なモデルとなっている.また、 雲量によるスペクトル形状の変動も、晴天指数によりあ る程度説明できており、全天候に対応するモデルとなっ ている.ひまわり8号のデータから、観測点周辺の雲分布 や地表面に関する情報が取得できれば、さらなる精度向 上が見込めるであろう.

さらに、開発したモデルは全国展開が可能であり、その 際の推定誤差は概ね10%程度だと推測される.ただし、一 部離島に関しては、モデルの適用範囲を超える場合があ り、今後、影響評価と改良方法を検討する必要がある.

#### 謝辞

本研究は平成27年度から開始されたNED0の委託研究 (高性能・高信頼性太陽光発電の発電コスト低減技術開 発/共通基盤技術の開発(太陽光発電システムの信頼性 評価技術等)/太陽光発電システムの高精度発電量評価 技術の開発)の一部として実施したものである.関係機 関の各位に深く感謝致します.

#### 参考文献

 K. Utsunomiya and A. Itagaki, New release of NEDO solar spectrum database, JSES/JWEA Joint Conference (2014), 309, Iwaki.

- (2) NEDOのホームページ
  - http://www.nedo.go.jp/library/nissharyou.html
- (3) R. E. Bird, Simple solar spectral model for direct and diffuse irradiance on horizontal and tilted planes at the Earth's surface for cloudless atmospheres, J. Climate Applied Meteorology, **5**(1), 88-97 (1986).
- (4) C. A. Gueymard, SMARTS2, a simple model of the atmospheric radiative transfer of sunshine: Algorithms and performance assessment, FSEC-PF-270-95 (1995).
- (5) K. Soga, Simplified estimation method of spectral solar radiation under all weather conditions, JSES/JWEA Joint Conference (2014), 321, Iwaki.
- (6) H. Baba and K. Kanayama, Investigation on spectral solar radiation for all weather conditions The spectral solar radiation simulated by Bird's model-, JSES/JWEA Joint Conference (2015), 217, Miyazaki.
- (7) S. Oke, K. Hoashi and M. Yamamoto, A simple model using global irradiance for estimation of solar spectral irradiance in any place, Journal of Japan Solar Energy Society, **42**(3), 37-43 (2016).
- (8) T. Kobayashi, H. Tamura, A. Hashimoto and H. Hirakuchi, Theoretical studies of the solar spectral irradiance on arbitrary oriented plane for various meteorological conditions, Journal of Japan Solar Energy Society, **41**(5), 53-65 (2015).
- (9) E.M. Knorr, R.T. Ng, Algorithms for mining distancebased outliers in large datasets, Proceedings of the 24th International Conference on Very Large Data Bases, 392-403(1998), New York, NY, USA.
- (10) A. Itagaki, K. Utsunomiya, T. Aoshima, Y. Tobita, Preparation of solar spectrum database in Japan, JSES/JWEA Joint Conference (2013), 483, Naha.
- (11) A. Itagaki, K. Utsunomiya and J. Sasaki, Development of an estimation method for spectral irradiance, JSES/JWEA Joint Conference (2014), 309, Iwaki.
- (12) 近藤純正,三浦章,地表面日射量の実験式と日射計 をチェックする簡便な方法,天気, 30(9),45-51(1983).
- (13) Paris, M.V., 1985 Model Studies of Solar Spectral Irradiance at the Bottom and Top of a Cloudy Atmosphere, PH.D. Thesis GEORGIA INSTITUTE OF TECHNOLOGY, (1985).