процене シリーズ:データ科学と天文学 репределятельновененновенеение эли мака в м мака в мака

スパースモデリングによる変光星の パワースペクトル推定



- 植村 誠1
- 加藤太一2

〈¹広島大学宇宙科学センター 〒739-8526 東広島市鏡山 1-3-1〉
〈²京都大学大学院理学研究科 宇宙物理学教室 〒606-8502 京都市左京区北白川追分町〉
¹ e-mail: uemuram@hiroshima-u.ac.ip

変光星の光度曲線がいくつかの周期的な変動の重ね合わせであるとき,それらの周期の推定には 光度曲線データをフーリエ変換したパワースペクトルを用いるのが一般的である.このとき問題と なるのが観測できなかった・しなかった区間があるためサンプリング間隔が非均一になり,その結 果,生じる偽の信号「エイリアス」である.しかし,光度曲線がいくつかの周期変動の重ね合わせ であることを仮定してよいなら,パワースペクトルの「スパース性」を用いて,そのようなエイリ アスに強い周期推定が可能である.スパースモデリングはさまざまなデータ解析に応用できる重要 な概念だが,ここで紹介する例はその最も基本的かつ効果的なものといえる.

1. はじめに

変光星を測光観測して光度曲線のデータを得 る. その光度曲線に周期的な変動が見えた場合, もしくは対象天体が周期的な変動をすることをあ らかじめ知っている場合,その周期をデータから 推定するのは基本的な解析作業である. この時, 一般的に使われるのがフーリエ変換であり,パ ワースペクトルの推定である.

図1は光度曲線とパワースペクトルの例であ る.上パネルは仮定したパワースペクトルで,こ こでは一つの強い信号とその両脇の弱い信号,合 計三つの周波数成分を仮定している.このパワー スペクトルから生成される光度曲線が中央のパネ ルの黒線である.しかし,実際の天体観測では青 点のように欠損部分が生じることが多い.これは 昼夜や天候・季節などの影響で常に同じ時間間隔 ではデータが取れないためである.また測定誤差 も加わる.このとき,青点の光度曲線からフーリ エ変換で推定されたパワースペクトルが下パネル である.最も強い信号は再構成されているが,両 脇の弱い信号よりも本来は存在しなかった偽の信 号の方が強く現れている.真の信号を知らなけれ ば,偽の信号を本物とみなしかねない.このよう な偽の信号は「エイリアス」と呼ばれる.

このようなエイリアスはなぜ現れるのだろう か.そして、この邪魔なエイリアスを避けて、よ り良いパワースペクトルを得ることはできるのだ ろうか.本稿では「スパースモデリング」の考え 方を用いた、この問題に対する新しい手法を紹介 する.その効果を手っ取り早く知りたい方は図1 と比較して、図5を先にご覧いただくと良いだろ う.本稿で紹介する周期解析の手法は変光星の光 度曲線を具体的な対象としているが、例えば視線 速度変化などの別種の時系列データに対しても有 効だろう.本稿の構成は以下のようになってい



図1 光度曲線とパワースペクトルの例.上:真のパ ワースペクトル、中:光度曲線、下:推定さ れたパワースペクトル、黒で示されている理 想的なデータからは正しいパワースペクトル が推定されるが、青点で示される欠損部分の ある誤差付きのデータではパワースペクトル に偽の信号が見られる。

る. 次の2章ではフーリエ変換とエイリアスの基本事項を復習する. フーリエ変換について十分理 解している方は2章は読み飛ばすことをお勧めす る. 3章ではスパースモデリングによる周期解析 法を紹介する. 4章ではその応用として2次元パ ワースペクトルの有用性について述べる. 5章で 本稿の内容をまとめる.

フーリエ変換によるパワースペク トル推定

2.1 フーリエ変換の復習

等間隔の時系列データ $y_i(t_i)$ (i=1…N, $t_{i+1}-t_i=$

第111巻 第8号

 $\Delta t = -\hat{c}$)と、周波数の関数であるパワースペク トル $P_j(v_j)$ (j=1…M)を考える、フーリエ変換は 複素表記で書かれることが多いが、ここでは離散 的なフーリエ級数をsinと cos の畳み込みとして 以下のように表現する.

$$\begin{pmatrix} a_{1} \\ \vdots \\ a_{M} \\ b_{1} \\ \vdots \\ b_{M} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \cos(2\pi t_{1}v_{1}) & \cdots & \cos(2\pi t_{N}v_{1}) \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \cos(2\pi t_{1}v_{M}) & \cdots & \cos(2\pi t_{N}v_{M}) \\ \sin(2\pi t_{1}v_{1}) & \cdots & \sin(2\pi t_{N}v_{1}) \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \sin(2\pi t_{1}v_{M}) & \cdots & \sin(2\pi t_{N}v_{M}) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1} \\ \vdots \\ y_{N} \end{pmatrix}$$

$$(1)$$

ここで a_j , b_j はそれぞれcos, sinの係数であり,ある周波数 v_j のパワーは $P_j(v_j) = a_j^2 + b_j^2$ と計算される. a_j , b_j はパワーの他に各周波数成分の波の位相の情報ももっている.式(1)はベクトルと行列を用いて

$$\boldsymbol{\beta} = \mathcal{F} \boldsymbol{y} \tag{2}$$

と書ける. ここで

$$\boldsymbol{\beta} = \{a_1, \cdots, a_M, b_1, \cdots, b_M\}$$
(3)

である.式(1)はつまり,周波数 v_j のパワーは データ $y_i(t_i)$ を用いて,

$$P_{j}(v_{j}) = \left\{ \sum_{i} y_{i} \cos(2\pi t_{i} v_{j}) \right\}^{2} + \left\{ \sum_{i} y_{i} \sin(2\pi t_{i} v_{j}) \right\}^{2}$$
(4)

で計算できることを意味している. 同様に逆フーリエ変換は以下のように書ける.

$$\begin{pmatrix} y_{1} \\ \vdots \\ y_{N} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \cos(2\pi t_{1}v_{1}) & \cdots & \cos(2\pi t_{1}v_{M}) \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \cos(2\pi t_{N}v_{1}) & \cdots & \cos(2\pi t_{N}v_{M}) \end{pmatrix}$$
$$\frac{\sin(2\pi t_{1}v_{1}) & \cdots & \sin(2\pi t_{1}v_{M}) \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \sin(2\pi t_{N}v_{1}) & \cdots & \sin(2\pi t_{N}v_{M}) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{1} \\ \vdots \\ a_{M} \\ b_{1} \\ \vdots \\ b_{M} \end{pmatrix}$$
$$y = \mathcal{F}^{-1} \boldsymbol{\beta} \qquad (5)$$

実際の観測データ**y**_{obs}には測定誤差εが加わる:

$$\boldsymbol{y}_{\rm obs} = \mathcal{F}^{-1} \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \tag{6}$$

 y_{obs} から β を推定したいとき,式(6)が順問題の形 式となる. 誤差項 ε が正規分布であり,その分散 が全ての y_{obs} で等しく,かつN>2M,つまり推 定したいパラメータの数よりもデータの数の方が 多い場合は,例えば最小2乗法で β が推定できる. 推定解 $\hat{\beta}$ は

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \arg\min_{\boldsymbol{\beta}} \|\boldsymbol{y}_{obs} - \mathcal{F}^{-1}\boldsymbol{\beta}\|_2^{2^{*1}}$$
(7)

と書ける.ここで $||x||_p$ はベクトルxのp次ノルム

$$\|\boldsymbol{x}\|_{p} = \left(\sum_{i} |x_{i}|^{p}\right)^{1/p}$$
(8)

である.

推定できるパワースペクトルの周波数には v_{Nyq} =1/2 Δt で与えられるナイキスト周波数という特 徴的な周波数が存在する. パワースペクトルは この v_{Nyq} を挟んで「折り返し」が生じる. 詳しい 説明は省略するが,仮に真の信号が v_{Nyq} よりも高 い周波数領域に存在した場合,この折り返しの効 果によって偽の信号が v_{Nyq} 以下に現れる. 真の信 号の周波数があらかじめ見積もり可能な場合は, v_{Nyq} がその周波数よりも高くなるように観測の Δt を設計すべきである.

N=2Mのとき、つまり式(1),(5)において連立 一次方程式の式の数と変数の数が等しいとき,時 間領域の情報 y からv_{Nvg}以下の周波数領域の情報 βが完全に再構成され、逆もまた成立する. これ がいわゆる「サンプリング定理」である.「完全 再構成」は測定誤差によって生じるノイズも含ま れる. つまり, 無視できない測定誤差を有する データから再構成されたパワースペクトルには. 本来信号がない周波数でも有限のパワーが生じ る、図1下の高周波数側でもパワーが0になって いないのはそのためである.測定誤差が各測定間 に相関がない場合は周波数に依存しないノイズと してパワースペクトルに現れるので白色雑音と呼 ばれる. 当然, そのようにして再構成されたパ ワースペクトルを逆フーリエ変換するとノイズま で再構成された光度曲線になる.

ここまでは教科書的なフーリエ変換の概要であ る.フーリエ変換を使う場面は多岐にわたるが, 多くは測定作業の自由度が高く,ここで紹介した ような等間隔の時系列データ(Δt=一定)を扱う 枠組みで問題はない.しかし,本稿で扱うような 天文学の変光星の観測ではΔtが一定でないこと が多い.次節でこのときに起こる問題を説明する.

2.2 欠損データに起因するエイリアスの問題

図1中の青点のように、一部の時刻でしか観測 できなかったため、光度曲線に欠損ができたとし よう. 観測できた時刻の集合を T_{obs} とする. そ の場合でも式(4)を使えば、観測データ $\{t_i, y_i\}$ $(t_i \in T_{obs})$ からパワースペクトルを計算することは できそうだ. しかし、フーリエ変換の式(1)、逆 フーリエ変換の式(5)、およびサンプリング定理 から考えると、欠損のあるデータから式(4)でパ ワースペクトルを計算することは、少ない光度曲 線の情報からより多いパワースペクトルの情報を 推定できるようにも見える.

^{*&}lt;sup>1</sup> arg min は最小点集合 (argument of the minimum) の省略形で, arg min_{β} $f(\beta)$ は $f(\beta)$ を最小にする β の集合を表す.

欠損のあるデータから式(4)でパワースペクト ルを計算するということは、欠損データ部分 $t_i \notin T_{obs}$ については式(4)内で「足し合わせない」 ことを意味する.これは欠損部分は $y_i=0$ とする ことと同じである.つまり、逆フーリエ変換の式 (5)を使って模式的に書くと以下のようになる.

$$\begin{pmatrix} y_{1} \\ 0 \\ 0 \\ y_{4} \\ \vdots \\ y_{N} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \cos(2\pi t_{1}v_{1}) & \cdots & \cos(2\pi t_{1}v_{M}) \\ \cos(2\pi t_{2}v_{1}) & \cdots & \cos(2\pi t_{2}v_{M}) \\ \cos(2\pi t_{3}v_{1}) & \cdots & \cos(2\pi t_{3}v_{M}) \\ \cos(2\pi t_{4}v_{1}) & \cdots & \cos(2\pi t_{4}v_{M}) \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \cos(2\pi t_{N}v_{1}) & \cdots & \cos(2\pi t_{N}v_{M}) \\ \sin(2\pi t_{2}v_{1}) & \cdots & \sin(2\pi t_{2}v_{M}) \\ \sin(2\pi t_{3}v_{1}) & \cdots & \sin(2\pi t_{3}v_{M}) \\ \sin(2\pi t_{4}v_{1}) & \cdots & \sin(2\pi t_{4}v_{M}) \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \sin(2\pi t_{N}v_{1}) & \cdots & \sin(2\pi t_{N}v_{M}) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{1} \\ \vdots \\ a_{M} \\ b_{1} \\ \vdots \\ b_{M} \end{pmatrix}$$
(9)

左辺の光度曲線データにおいて欠損部分の情報が ないため、とりあえず0で埋めることによって N=2Mの状況にして、問題を解けるようにする.

しかし,これでは観測していない期間は天体の 明るさが0であることを仮定しているのと同じで ある. 図1中の青点で示されている観測データ で同じ操作をすると,光度曲線は図2のようにな る. 観測中は0ではないある明るさで時間変動し ていた天体が,観測しなくなると突然明るさが0 で一定値になる. これは自然な仮定とは到底い えず,実際,黒線で描かれている真の光度曲線と は全く異なる挙動になる.苦労して得たデータを 偽のデータ点で汚してしまい,その汚れたデータ でパワースペクトルを推定するため,パワースペ クトルもエイリアスで汚れるのは当然である.

より正確には、データがある時刻を1、欠損期間 を0とする窓関数w(t)を定義し、観測されるデータ は完全なデータy(t)に対して $y_{obs}=wy$ で得られると



図2 不完全なデータをフーリエ変換するときの処 理. 欠損部分を計算に含めないことは欠損期 間の光度を0と扱うことに等しい.

考える. このとき,フーリエ変換の結果はF(wy)= Fw * Fy となることが知られている. ここで演算子 *は畳み込みを表す. つまり,欠損のあるデータか ら得られるパワースペクトルは真のパワースペクト ルに窓関数のパワースペクトルが畳み込まれたもの になり,そのためエイリアスが現れる.

欠損データがある場合, 逆フーリエ変換の 式(5)はN<2Mの状況になって解が一意に決ま らない. そのためこの状況でのパワースペクト ル推定は原理的に何かしらの仮定や、解に対する 制約を課す必要がある.しかし、図2のような操 作はあまりにも不自然である.代わりに例えば 「ほとんどの周波数でパワーは0である」という 仮定の方がまだ「マシ」な仮定ではないだろう か. 式(7)において、最小2乗法だけからは一つ に決まらない β だが、その要素のうち0ではない (非ゼロ)要素が最も少ない解を選ぶのはどうだ ろう. 要素の多くが0であるベクトルは「スパー スなベクトル|と呼ばれ、本シリーズで池田、森 井の記事でも紹介されたように、このスパース性 をうまく利用する「スパースモデリング」は近 年. 統計学・情報科学の分野を中心に注目されて いる¹⁾.次章からは本問題へのスパースモデリン グの応用を紹介する.

スパースモデリングによるパワー スペクトル推定

3.1 LASSO

式(7)において、データが足りずに解が一意に

決まらない時に,推定したい2M次元ベクトル β がスパースだと仮定して,その非ゼロ要素の数が 最も少ない解を選択したい.そのために池田,森 井の記事でも紹介されているスパースモデリング の一種,「Least Absolute Shrinkage and Selection Operator (LASSO)」を用いる^{1),2)}.パワースペ クトル推定をLASSOの問題とすると,それは式 (7)に罰則項を加える形で以下のように書ける.

 $\hat{\boldsymbol{\beta}} = \arg \min \| \boldsymbol{y}_{\text{obs}} - \mathcal{F}^{-1} \boldsymbol{\beta} \|_2^2 + \lambda \| \boldsymbol{\beta} \|_1$ (10)

罰則項 $\|\boldsymbol{\beta}\|_1$ はベクトル $\boldsymbol{\beta}$ の1次ノルムであり, 式(8)より,要素の絶対値の和 $\|\boldsymbol{x}\|_1 = \Sigma_1 \|\boldsymbol{x}\|$ である.

1次ノルム項も含めた評価関数を最小化するこ とにはモデルの「過学習」を防ぐ効果がある. 「過学習」とは、データに対して多過ぎる変数を 用いることで、モデルの予測性能が低くなってし まう現象である.パワースペクトル推定の場合, N=2Mの状況ではサンプリング定理によって データの測定誤差(=白色雑音)まで完全に再現 するパワースペクトルがフーリエ変換で得られ る.このパワースペクトルは得られたデータに対 しては高い精度を持つが、本来独立な白色雑音ま で再現してしまうことによって、新しいデータに 対する予測の精度は低くなる.これが過学習であ る.罰則項|| β ||₁を加えることで β の不要な要素を 0にし、白色雑音まで再現しない、より真に近い パワースペクトルが推定できる.

1次ノルム最小化によってスパースな解が得られ ることを模式的に示したのが図3である.ここでは 連立一次方程式において,変数が二つ,方程式が 一つある場合を考えている.黒線が方程式によっ て与えられる解の集合を表している.1次ノルム一 定の線は青線のような菱形になる.1次ノルム最小 解とは,黒線と交わる最小の青菱形を考えること であり,その交わる点は2つある変数の片方が0に, つまりスパースな解になる.実際のデータでは測 定誤差が無視できないため,図3の直線は尤度関 数に相当する等高線をイメージすると良い.



図3 1次ノルム最小化の模式図.連立1次方程式で 変数が二つ、式が一つしかない場合を考える. 黒線が方程式の解,青線が1次ノルムが一定と なる関係を表している.1次ノルムが最小とな る方程式の解は変数の一つが0となるスパース な解になっている.

この手法は従来から使われている「CLEANア ルゴリズム」と関連している³⁾. CLEANではま ず式(4)によってパワースペクトルを作り,そこ に現れる強い信号に窓関数のパワースペクトルを 当てはめ,差し引くことで窓関数の畳み込み効果 を補正する. どの信号から窓関数成分を差し引く かは解析者が決めることが多い. LASSOによる パワースペクトル推定はいわば自動 CLEANとも いえるが,式(4)によって偽信号を含んだパワー スペクトルをいったん作る,という余計な操作を せずに解を推定するのが特徴である.

式(10)は β の1次ノルムを罰則項にしているが, β の中には式(1)からわかるように, cosの係数*a* と sin の係数*b*が混ざっている. この問題で仮定 すべきはパワースペクトルのスパース性なので, ある周波数 v_i のパワーがゼロ, もしくは非ゼロに なるときには, *a_i*, *b_i*がそろってゼロ, もしくは 非ゼロになる制約を課すべきである. これはグ ループLASSOと呼ばれる手法で可能となり,以 下のようになる.

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \arg\min_{\boldsymbol{\beta}} \|\boldsymbol{y}_{obs} - \mathcal{F}^{-1}\boldsymbol{\beta}\|_{2}^{2} + \lambda \sum_{i} \sqrt{a_{i}^{2} + b_{i}^{2}} \quad (11)$$

天文月報 2018年8月



図4 LASSO(左)とグループLASSO(右)の等ノ ルム面の模式図.3次元の場合.LASSOでは三 つの変数が独立に扱われているが、グループ LASSOでは三つのうち二つの変数がグループ 化されている.

同じ周波数の係数は2乗和をとり、その平方根の 和を取ることで1次の量になっている. LASSO とグループLASSOの等ノルム面の形状の違いを 模式的に図4に示す.この図では三つの変数を考 えている. LASSO(左)の場合は図3を3次元に したもので、等ノルム面は正八面体になってい る. 図3と同様、データからの制約が平面で与 えられれば、1次ノルム最小解がスパースになる ことが想像できる.一方、グループLASSO(右) では三つのうち二つの変数がグループ化されてお り,その断面は2次なので「円」になっている. この場合、グループ化されている要素が非ゼロの 場合は、グループ内の二つの変数は互いに非ゼロ の値をもつ.パワースペクトル推定の問題におい ては、式(11)のグループLASSOのほうが弱い信 号でも検出しやすい傾向がこれまでのわれわれの 研究で見られているが、多くの場面で両者に大き な性能差は見られていない⁴⁾.

式(10),(11)には定数 λ が含まれている. λ が大 きいと解のスパース性が高くなる,つまり,使用 される変数が少ない単純なモデルになる.逆に λ が小さいと変数の数が多くなり,過学習が起き る. λ の値によってモデルが決まるとも言えるた め,その値を決めることは重要である.本稿では 詳しくは省略するが, λ の推定は「モデル選択」 と呼ばれる分野で盛んに研究されており,データ から客観的に推定することができる.加藤,植村



図5 人工データを用いたLASSOによるパワースペ クトル推定の例.上:通常のフーリエ変換に よるパワースペクトル.下:LASSOで推定さ れたパワースペクトル.データは図1と同じも の.パワーの単位は任意のもの.縦の点線が 仮定した真の信号の周波数を表している.

(2012)では統計解析に特化したスクリプト言語 R での,LASSOによるパワースペクトル推定,お よび,交差検証法によるλの推定のサンプルスク リプトが掲載されている⁵⁾.

3.2 LASSOによるパワースペクトル推定の例

図1と同じデータを用いて式(11)のグループ LASSOでパワースペクトルを推定した結果を図5 に示す.上が通常のフーリエ変換で得られたもの で,図1のものと同じである.下が同じデータを 使ったLASSO推定の結果である.LASSO推定さ れたパワースペクトルでは非等間隔なサンプリン グが原因で生じていた強いエイリアスが消え,白 色雑音もほぼなくなっている.いくつかの弱い偽 信号も見られるが,通常のフーリエ変換と比べて その差は一目瞭然である.

図6は実データを用いた例である.天体は非動 径脈動をすることで知られているたて座デルタ型 変光星を含んだ食連星 KIC 10661783で,データ はケプラー衛星によって取られたものである⁶⁾.



図6 上:ケプラー衛星による KIC 10661783 の光度 曲線(黒線)⁶⁾と,地上観測を模したデータ(青 点).中:完全なデータから得られるパワース ペクトル.下:不完全なデータからLASSO推 定で得られるパワースペクトル(青色)と,通 常のフーリエ変換で得られるパワースペクト ル(灰色).

上のパネルでは約1分の時間間隔で等間隔に得ら れた約7日分,10,000点の光度曲線を黒線で示し ている.食の部分はあらかじめ補正されており, たて座デルタ型の変動が卓越している.この光 度曲線をフーリエ変換して得られたパワースペク トルが中央のパネルである.周波数20-30日⁻¹に 信号が集中していることがわかる.

このデータから地上観測を模してデータを間引 いたものが上パネルに青点で示されている.デー タはまず10点に1点,規則的にサンプリングし, 10,000点を1,000点に減らす.次に,地上の異な る経度の2カ所の観測所でそれぞれ夜間に観測す る設定で, さらにデータを間引く. 悪天候による データ欠損も課している. これによって, 観測点 は最終的に10,000 点から242 点に減っている. ま た, 標準偏差0.003 の正規乱数を等級データに加 えた. この青点のデータをフーリエ変換すると, 下パネルの灰色のパワースペクトルになる. 多数 のエイリアスと白色雑音が確認でき, 中央のパネ ルで検出できる信号は同定が難しい.

同じデータをLASSOでパワースペクトル推定 すると、下パネルの青色のパワースペクトルにな る.ノイズを加えたため、パワーの小さい信号は 検出されていないが、周波数20-30日⁻¹の帯域に あるパワーの比較的大きな信号は正しく検出され ている、パワーの小さな信号を検出したいときは データの測定誤差を小さくする必要があるが、パ ワーが大きければエイリアスの問題はLASSO推 定によって軽減され、地上観測でも人工衛星観測 にかなり近い結果が得られる可能性がある.

4. 2次元LASSOパワースペクトル

通常のフーリエ変換によるパワースペクトル推 定では、本来はパワースペクトル上でデルタ関数 的な信号であっても観測期間に依存して幅をもっ た信号として現れる.これは、窓関数が有限区間 になるため、そのパワースペクトルも0でない有 限の幅をもち、それが真のパワースペクトルに畳 み込まれるためである.一方、LASSOで推定し たパワースペクトルは信号の幅が狭くなる.こ の特性を活かした応用として2次元LASSOパワー スペクトルを用いた例を紹介する.

図7はケプラー衛星が観測した矮新星V1504 Cygの約1年間の光度曲線(上パネル)とLASSO で推定した短時間振動の2次元パワースペクトル の結果(下パネル)を示している⁷⁾.この天体は 10日程度の周期でアウトバーストを,100日程度 の周期で規模の大きなスーパーアウトバーストを 起こす.白色矮星とM型矮星からなる連星の軌 道周期は約100分であり,この周期の付近で短時



図7 2次元LASSOパワースペクトルの例⁷⁾.

間振動が観測される. この短時間振動の推移を調 べるために5日間ごとのパワースペクトルを計算 し,周波数を縦軸に,パワーの大きさをグレース ケールで表したものが2次元パワースペクトルで ある. このような図から,変動成分が時間と共に どのように生成・消失するのか,またはその周期 の変化を知ることができる.

この例では3種類の周波数成分が現れている. 横点線で示されているのは連星の公転軌道周期で あり,静穏期に目立っている.矮新星は白色矮星 を含む半分離型連星系で,降着円盤からの放射が 卓越する.軌道周期の変動は伴星の軌道運動に付 随した変動である.二つ目の周波数成分は,横点 線で表されている軌道周期よりも低い周波数帯 に,特に規模の大きなスーパーアウトバースト時 に現れている.これは離心楕円状に変化した降着 円盤の歳差運動に起因する,いわゆる「スーパー ハンプ」と呼ばれる変動である.そして三つ目の 周波数成分は軌道周期より高い周波数帯に現れ, アウトバーストごとに周期を変えながら,スー パーアウトバーストが近づくと周波数が最も高く なる.この変動は「ネガティブスーパーハンプ」 と呼ばれ,その変動周期は降着円盤の半径に相当 する.そのため,図7の結果は降着円盤の時間発 展を直接調べることを可能にし,円盤不安定性理 論を裏づける証拠となった.

図7では一つのパワースペクトルを計算する際 のデータの期間は5日間しかないため,通常の フーリエ変換では信号が幅広くなってしまい,三 つの周波数成分の分離やそれらの周期変化は見に くくなる.特にネガティブスーパーハンプの周期 変化が明確に見えるのはLASSOの恩恵といえる.

5. 最後に

本稿ではパワースペクトルのスパース性を利用 した変光星の周期解析法について紹介した、この 手法はデータから決まる最小2乗項(式(10)右辺 の第一項)にパワースペクトルのスパース性を仮 定する罰則項を加えて全体を評価している. こ の罰則項はベイズモデルにおける事前分布にあた る. このようにデータのみを虚心坦懐に扱うので はなく,事前にわかっている(と思っている)仮 定を導入することに対して、心理的に抵抗がある かもしれない. しかし, ここで強調したいこと は、2章で述べたように、非等間隔なサンプリン グによって理想的なデータが得られない以上,パ ワースペクトル推定の問題は何かしらの仮定・制 約なしには原理的には解けないということであ る. 式(4)でパワースペクトルを作ることは不自 然な仮定をしてデータを汚していることに相当 し、それよりはパワースペクトルのスパース性を 仮定するほうがより良い選択となる場面があるこ とは間違いない.

では,スパースモデリングによる手法はあらゆ るパワースペクトル推定の場面で最も良い選択か というと,そうではない.この手法は光度曲線が 複数の周期の重ね合わせであることは既知だが,

それら周期と,その数は不明で,しかもエイリア スが邪魔になる場面で非常に有効である.一方, パワースペクトルがべき型で,そのべき指数を推 定したい場面では適当でないし,等間隔で十分な データがある場合もご利益は少ない.光度曲線に 見えている波形の周期一つを決めさえすれば良い 場面では,非等間隔なデータでも通常のフーリエ 変換で十分である.ノイズが大きい光度曲線に一 つの周期性があるかないかを知りたい問題はパ ワースペクトルの推定法よりもむしろ統計的検定 やモデル選択の問題といえる.このように,問題 によって適切な手法を選ぶことが重要である.

本稿で扱った問題は天文学のデータ解析全般の 中で直接の応用先が限られているが、一方で、ス パース性の活用,モデルの予測性能,過学習,罰 則付き最小2乗法など、最近注目されるベイズ統 計,機械学習,人工知能といった手法の基本とな る概念を理解するための良い題材ともいえる.ス パースモデリングのさらに広い応用例としては, 本シリーズで予定されている電波干渉計の話題の ほかにも, 植村のWEBサイトに「天文屋のため のHOW TOスパースモデリング」として資料を 公開してあるので、興味を持たれた方はご覧頂き たい⁸⁾.スパースモデリングの統計学的な理論面 に興味のある方は統計学・情報科学の専門書とし て、マイケル・エラド著・玉木徹訳「スパースモ デリング: 1/1。ノルム最小化の基礎理論と画像処 理への応用」⁹⁾や,永原正章著「スパースモデリ ングー基礎から動的システムへの応用 |10) が参考 になるだろう. 両書とも後半は各分野の応用例が 紹介されているが、前半は共通して理論的な基本 事項がまとめられている.

謝 辞

本研究は科学研究費補助金 (25120007) による サポートを受けて行われた. KIC 10661783のケ プラー衛星のデータは J. Southworth 氏からご提 供いただいた. 原稿に対する建設的なコメントを いただいた担当編集委員の岡部氏に感謝する.

参考文献

- 1) 池田思朗, 森井幹雄, 2018, 天文月報, 111, 460
- 2) Tibshirani, R., 1996, J. of the Royal Stat. Soc. Series B 58, 267
- 3) Roberts, D. H., Lehar J., & Dreher, J. W., 1987, AJ, 93, 968
- 4) 植村誠, 2013, 平成25年度連星系・変光星・低温度
 星研究会 集録, 81
- 5) Kato, T., & Uemura, M., 2012, PASJ, 64, 122
- 6) Southworth, J., et al., 2011, MNRAS, 414, 2413
- 7) Osaki, Y., & Kato, T., 2013, PASJ, 65, 95
- 8) http://home.hiroshima-u.ac.jp/uemuram/?page_id= 234 (2018.3.27)
- 9)マイケル・エラド(玉木徹訳),2016,スパースモデ リング: 1/10ノルム最小化の基礎理論と画像処理への 応用(共立出版)
- 10) 永原正章, 2017, スパースモデリング一基礎から動的 システムへの応用(コロナ社)

Power Spectrum Estimations of Variable Stars Using Sparse Modeling

Makoto UEMURA¹, Taichi KATO²

 ¹ Hiroshima Astrophysical Science Center, Hiroshima University, Kagamiyama 1–3–1
 Higashi-Hiroshima 739–8526, Japan
 ² Department of Astronomy, Kyoto University, Kyoto 606–8502, Japan

Abstract: The power spectrum estimation is a fundamental tool to study variable stars when the light curves are periodic. This method has a common problem that the false signals, so-called "aliases" appear in the estimated power spectra for the data whose sampling interval is not uniform. However, this problem can be overcome by using "sparsity" of the power spectrum when the light curves can be assumed to be periodic. Sparse modeling is a concept which is applicable to a wide range of data analysis in astronomy. Here, we introduce a new method of the power spectrum estimation, which is one of the most basic and effective applications of the sparse modeling to the astronomical data analysis.