生体医工学
43(3)：456-460, 2005

研究速報

心拍変動時系列からの呼吸関連パラメータの推定

吉田　豊*・横山　清子**

Estimation of Respiration Variability by Heart Rate Time Series

Yutaka YOSHIDA,* Kiyoko YOKOYAMA**

Abstract　The heart rate time series contains two main rhythms: RSA (respiratory sinus arrhythmia), which is synchronous with the respiration rate, and the Mayer wave, which is generally centered around 0.1 Hz. The purpose of this study is the estimation of respiratory variability, such as the variation in respiratory frequency or amplitude, from the RSA time series. To calculate the time series of RSA power and RSA frequency, a wavelet transform was applied to the R–R interval time series. There was a significant correlation between the average frequency of RSA and the average respiratory frequency ($r=0.94$, $p<0.01$). The correlation coefficient of the standard deviation of RSA amplitude and the standard deviation of the respiratory amplitude time series was 0.79 ($p<0.01$). The dominant frequency of the RSA amplitude and that of the respiratory amplitude were equal within the error range of ±0.02 Hz. There is a possibility that the respiratory variability, such as the respiratory frequency or amplitude, can be estimated from the RSA time series. The heart rate variability, which can be measured by a non-restricted method, is used for long-term monitoring of respiratory time series in daily life.

Keywords: Respiratory sinus arrhythmia (RSA), heart rate variability, wavelet transform.

1. はじめに

心拍変動時系列に含まれる顕著な周波数成分として，Mayer wave と呼ばれる約 0.1 Hz の変動リズムと，呼吸性洞性不整脈（RSA：respiratory sinus arrhythmia）と呼ばれる約 0.25 Hz の変動リズムがある[1]．RSA は呼吸の影響を受けて変動し，この変動の中心周波数は呼吸周波数と一致すると報告されている[2]．また，RSA の詳細変動を，1 呼吸の呼気量，呼吸周波数から推定する試みも行われている[3, 4]．

呼吸周期や，呼吸量の測定を無拘束，簡便に行うことは容易ではない．測定時の体動などもノイズの原因となり，簡便なインピーダンス法においても，運動時や作業中などの測定は困難である．また，無呼吸症候群などでは，睡眠中に呼吸の状態を連続的にモニタリングすることが必要であるが，簡便な測定法が開発されていない[5]．これと比較して，心拍変動はノイズにも強く，非常に簡便に測定できる．ホルタ心電図のように，睡眠時，活動時を選ばず，日常生活を妨げることなく終日の測定が可能である．

長時間無拘束状態で呼吸変動をモニタリングすることを目指し，拍動間隔時系列から得られる RSA 変動から呼吸変動を推定する試みは殆んど報告されていない．そこで，本論文では，RSA の中心周波数，および，RSA の振幅の時間変動から呼吸周波数の時間変動，呼吸振幅のゆらぎなどの呼吸変動を推定することを目的とする．RSA 周波数と呼吸周波数，RSA 振幅の変動の大きさやゆらぎ周波数と呼吸振幅時系列の変動やゆらぎ周波数との関係を解析した結果を報告する．

2. 解　析

2・1　R–R 間隔時系列の抽出

心電図については，BIMUTAS（キッセイコムテック）を用いて，1 kHz で A/D 変換し，R 波を抽出した．R–R 間隔時系列については，正しく検出されていることを目視で確認した．R–R 間隔時系列は，拍数の関数であるので，時間関数に変換するため，スプライン関数で補間し，2 Hz で再サンプリングした．

2・2　RSA 振幅・周波数の時系列算出

RSA 時系列の算出は，R–R 間隔時系列にウェーブレット変換を適用して行った．基本ウェーブレットとして，ガ

2005 年 2 月 24 日受付，2005 年 5 月 30 日改訂
Received February 24, 2005; revised May 30, 2005.
* 愛知工業大学大学院経営情報科学研究科
Graduate School of Business Administration and Computer Science, Aichi Institute of Technology
** 名古屋市立大学大学院芸術工学研究科
Graduate School of Design and Architecture, Nagoya City University

ボール関数を用いた離散ウェーブレット変換を式（1）に示す．

$$W(f,b)=A\sum_{t=1}^{N}x(t)\exp\left[-\left\{\frac{f(t-b)}{\lambda}\right\}^2\right]\exp\{-j2\pi f(t-b)\} \quad (1)$$

ここで，$x(t)$ は解析対象となる信号を表し，f は抽出対象周波数，b は解析対象時刻，j は虚数単位である．

抽出周波数に依存したパワー値の変動を調整するため，ガウス関数の窓幅を制御する係数 λ とウェーブレット変換によって得られるパワーを規格化するための規格化係数 A を用いている[6]．A, λ をそれぞれ式（2），式（3）に示す．

$$A=1.79(\lambda/f)^{-1/2} \quad (2)$$

$$\lambda=3.61f+0.62 \quad (3)$$

RSA時系列の算出では，スペクトルの抽出周波数範囲を0.15～0.4 Hz，周波数分割幅を0.01 Hz，最大窓幅を30秒とした．

この条件で，時間窓を0.5秒ずつ移動させ，パワースペクトルを順に算出する．RSAのパワー時系列は，0.5秒毎に算出した0.15～0.4 Hzまでのパワースペクトルの面積とした．RSAの周波数時系列は，順に算出したパワースペクトルのピーク周波数とした．

2・3　呼吸周波数時系列と呼吸振幅時系列

RSA変動と呼吸周波数，および，呼吸の大きさのゆらぎを比較するため，ここでは呼吸周波数時系列と呼吸の大きさに相当する呼吸振幅時系列の算出について説明する．

呼吸周波数時系列は**図1**に示す呼吸曲線の隣接ピーク間の時間（s）を算出して時系列とし，スプライン関数によって2 Hzで再サンプリングした．さらに，このピーク間時間の逆数から瞬時呼吸周波数（Hz）を求めた．なお，インピーダンス法で算出した呼吸曲線は基線の動揺や，ピークの高さの変動が非常に大きい．従って，実際の呼吸運動に連動してピークが検出できない場合がある．本研究では，RSA変動から呼吸変動を推定することを目的としている．従って，比較の基準となる呼吸変動に本来の呼吸の影響でなく，測定上のアーチファクトの影響が含まれることをできるだけ排除する必要がある．従って，測定上のアーチファクトを除去するため，補正を加えた．方法は，瞬時呼吸周波数時系列の平均値（μ）と標準偏差（σ），を求め，$\mu+0.5\sigma$ を超える値は過去3点の平均値で置き換えるものである．

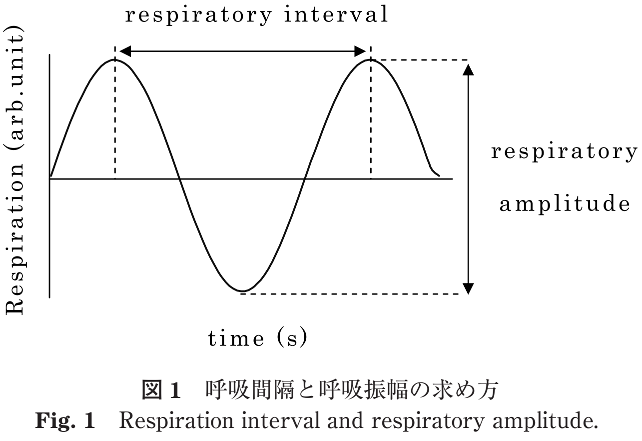


図1　呼吸間隔と呼吸振幅の求め方
Fig. 1　Respiration interval and respiratory amplitude.

呼吸振幅時系列は呼吸曲線の隣接するピークとボトムの値の差の時系列とした．これをスプライン関数によって2 Hzで再サンプリングした．

2・4　パワースペクトル密度関数

パワースペクトル密度関数は，時系列に対して式（4）で表される自己回帰モデルを適用し，算出された線形予測係数 $a(i)$ と予測誤差 $Z(t)$ の分散 S_Z^2 を用いて式（5）で定義される．

$$x(t)=\sum_{i=1}^{m}a(i)x(t-i)+Z(t) \quad (4)$$

$$P(f)=2S_Z^2\left\{1-\sum_{i=1}^{m}a(i)\exp(-j2\pi fi)\right\}^{-2} \quad (5)$$

ここで，m はモデルの次数であり，赤池のFPE（final prediction error：最終予測誤差）を最小とする値とした[7]．

2・5　比較方法

RSAの振幅，周波数の時間変動による呼吸の状態の推定精度の評価方法を説明する．

呼吸の平均回数（周波数）については，RSAの中心周波数時系列の平均値（RSA周波数）と呼吸周波数時系列の平均値（呼吸周波数）の相関係数で比較した．

呼吸振幅のゆらぎの特徴量として，ゆらぎの平均的な大きさである時系列の標準偏差とゆらぎの周波数成分を算出する呼吸振幅時系列のパワースペクトルのピーク周波数に着目した．従って，① RSAの振幅時系列の標準偏差と呼吸振幅時系列の標準偏差の相関係数，② RSAの振幅時系列から算出したパワースペクトルのピーク周波数と呼吸振幅時系列から算出したパワースペクトルのピーク周波数で比較した．両者のピーク周波数の差の絶対値が0.02 Hz以下であれば，ピーク周波数は等しいとした．

3．実　験　方　法

被験者は，健常男性8名，年齢20.5±1.1歳（平均±標準偏差）である．実験前日の夜からカフェイン，アルコール，たばこ等の刺激物の摂取，および，測定直前の食事をひかえた．実験は名古屋市立大学で行った．心電図測定は，三点胸部誘導法により，心電図アンプ（多用途アンプSINACT：NECメディカル製）で連続測定し，データレコーダ（PC216A，ソニー製）に記録した．また，呼吸曲線は胸部インピーダンス法で連続測定した．

測定中の呼吸回数は，12回／分（0.2 Hz），15回／分（0.25 Hz）18回／分（0.3 Hz）による統制と，無統制とした．実験プロトコルは，心電図と呼吸を安定させるため約10分間安静にさせた後，水平仰臥位を保ちそれぞれの呼吸回数で3分間ずつ測定を行った．解析に用いたデータ数は8名×4

ケース＝32例である．

4. 結果・考察

4･1 ウェーブレット変換によるパワースペクトルの算出

図2は，R–R間隔時系列とR–R間隔時系列へウェーブレット変換を適用して算出されたパワースペクトルを縦軸周波数（Hz），横軸時間（s）のパワーに対する等高線図で表したものである．この図において，色が明るいほどパワーが大きく，暗いほどパワーが小さいことを示している．呼吸回数は15回／分（0.25 Hz）で統制した．この等高線図の0.25 Hz付近がはっきりと明るく表されており，RSAの中心周波数が0.25 Hzに保たれていることがわかる．

4･2 RSA周波数時系列と呼吸周波数時系列

図3は図2から算出したRSA周波数時系列と，呼吸曲線から算出した瞬時呼吸周波数時系列の1例である．呼吸回数は15回／分（0.25 Hz）で統制したものである．この例のRSA周波数と呼吸周波数はそれぞれ0.237±0.028 Hz，0.242±0.048 Hzであった（平均±標準偏差）．

表1のRSA freq.とresp. freq.は，1行目に示す周波数で呼吸統制を行った場合のRSA周波数時系列の平均値と呼吸周波数の平均値を示す．RSA周波数の平均値は統制した呼吸回数を概略反映している．呼吸統制周波数とRSA周波数および呼吸周波数の差が±0.02 Hzの被験者数は，統制呼吸0.2 Hzで8名中全員，0.25 Hzで6名，0.3 Hzで3名となり，呼吸が速くなるとRSAの平均周波数との差が大きくなる結果であった．呼吸無統制の場合において，実測した呼吸曲線の平均値とRSA周波数の平均値との差が大きくなっているが，実測した呼吸曲線から推測される被験者の呼吸周波数の平均値が高い値となっており，統制呼吸0.3 Hzの時と同様にRSA周波数との差が大きくなったと考えられる．

また，RSA周波数と呼吸周波数の相関係数は0.94（$p<0.01$）で高い相関が認められた．従って，瞬時呼吸回数の時

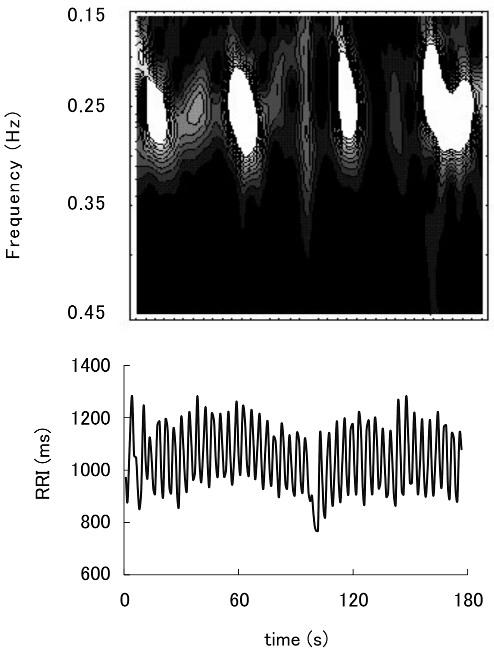


図2　R–R間隔時系列とウェーブレット変換により求めたパワースペクトルの等高線

Fig. 2　Time series of R–R interval and the contour of a 3-dimensional power spectrum derived from a wavelet transform.

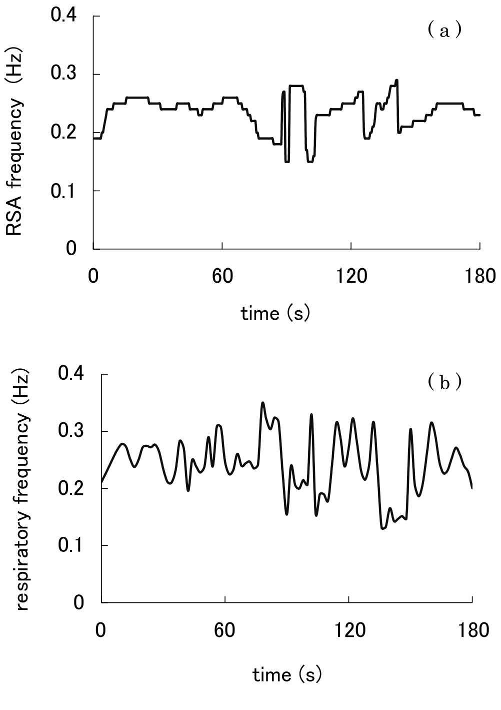


図3　（a）RSA周波数時系列と（b）呼吸周波数時系列（呼吸統制：0.25 Hz）

Fig. 3　（a）Time series of RSA frequency and（b）respiratory frequency（respiration control: 0.25 Hz）.

表1　RSA変動と呼吸変動から得られるパラメータ

Table 1　The parameters calculated from the RSA time series and respiratory time series.

resp.rate（Hz）	0.2	0.25	0.3	uncontrolled
RSA freq.（Hz）	0.20±0.007	0.24±0.009	0.27±0.04	0.22±0.039
resp. freq.（Hz）	0.25±0.074	0.26±0.029	0.32±0.02	0.30±0.050
dominant freq. of RSA amp.（Hz）	0.054±0.007	0.046±0.008	0.051±0.009	0.055±0.009
dominant freq. of resp. amp.（Hz）	0.044±0.008	0.06±0.012	0.075±0.015	0.059±0.012

間変動が心拍変動時系列のRSA周波数の時間変動で推測できる可能性が得られた．これは，RSAの中心周波数と呼吸周波数が一致するという従来知見を確認する結果となっている[7]．呼吸曲線から算出した呼吸周波数はノイズを多く含み補正を行わなければならないが，心拍変動時系列から算出したRSA周波数は補正を必要としないため，精度が高く有用な指標といえる．

なお，相関係数を求める際，呼吸周波数の変動が大きいため，呼吸周波数の平均値を基準としたRSA周波数の平均値と呼吸周波数の平均値の誤差率を求め，誤差率が15%以下のものを比較の対象とした．比較の対象例は32例中の18例であった．

4･3　RSAパワー時系列と呼吸振幅時系列

図4は，図2から算出したRSAパワー時系列と，呼吸曲線から算出した呼吸振幅時系列の1例である．RSAの振幅の値が局所的に大きくなっている部分（60秒，110秒，150秒付近）に関しては呼吸振幅も局所的に大きい値となっていることが確認できる．また，RSAパワーの値が局所的に小さくなっている部分（50秒，100秒付近）では呼吸振幅の値も局所的に小さな値となっていることが確認できる．

上記の18例を用いてRSAパワー時系列と呼吸振幅時系列の標準偏差の相関係数を算出したところ，相関係数は0.79（$p<0.01$）で有意な相関が認められた．

RSA振幅時系列と呼吸振幅時系列からパワースペクトルを算出した．両時系列ともトレンドなど低周波成分を含む場合が多く，ピーク周波数が算出できなかったものに関しては時系列に差分処理を施した後パワースペクトルを計算しそのピーク周波数を算出した．RSAパワー時系列のスペクトルには約0.03～0.07 Hz付近に一つのピーク周波数がみられた．一方，呼吸振幅時系列のパワースペクトルには約0.03～0.12 Hz付近に1～2個のピークがみられた．そのため，相関係数を算出する際，RSAパワー時系列のピーク周波数に最も近いピーク周波数を用いた．表1のdominant freq.の欄に各呼吸回数における全被験者のピーク周波数の平均値と標準偏差を示す．0.2 Hzの統制呼吸と無統制呼吸の場合のピーク周波数の平均値は，ほぼ一致している結果となった．

18例において両者のピーク周波数が完全に一致した例は5名，ピーク周波数の差の絶対値が0.02 Hz以下は12例，0.02 Hzより大きかった例は1例のみであった．従って，呼吸振幅時系列とRSA振幅時系列のパワースペクトルのピーク周波数は±0.02 Hzの誤差範囲で一致している結果であった．

呼吸振幅の時間変動を，平均的な大きさを表す標準偏差とゆらぎのリズムを表すパワースペクトルのピーク周波数で定量化すると，呼吸振幅時系列の標準偏差とRSA振幅時系列の標準偏差に有意な相関が認められた．また，呼吸振幅時系列のパワースペクトルとRSA振幅時系列のパワースペクトルのピーク周波数は誤差範囲±0.02 Hzで一致したことから，呼吸の大きさの時間変動をRSA振幅の時間変動から推測できる可能性が考えられる．なお，このRSA振幅時系列および呼吸振幅時系列のパワースペクトルに認められる約0.05 Hz変動の持つ生理的意味，生体状態との関連は今後の検討が必要と考えられる．

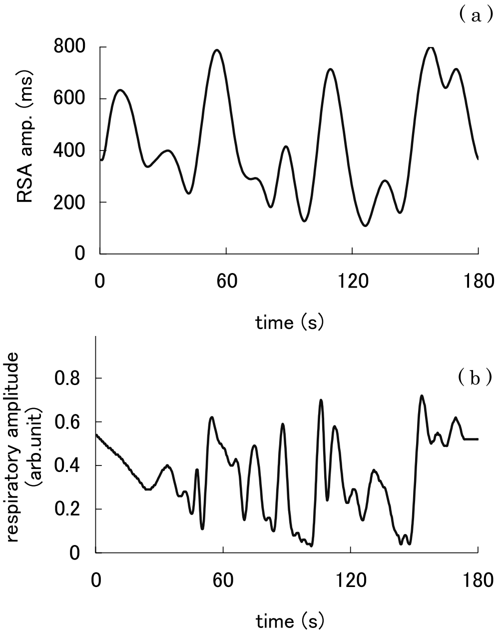


図4　（a）RSA振幅時系列と（b）呼吸振幅時系列（呼吸統制：0.25 Hz）

Fig. 4　（a）Time series of RSA amplitude and（b）respiratory amplitude (respiration control: 0.25 Hz).

5. ま　と　め

本論文では，RSAの周波数，および，RSAの振幅の時間変動から呼吸周波数，呼吸の大きさのゆらぎなどの呼吸変動を推定することを目的として，R-R間隔時系列にウェーブレット変換を適用してRSA変動を求め，これと呼吸変動の関連を検討した．

RSA周波数時系列の平均値と呼吸周波数時系列の平均値に高い相関が認められた．また，RSA振幅時系列と呼吸振幅時系列の標準偏差に相関が認められた．RSA振幅時系列と呼吸振幅時系列各々のパワースペクトルのピーク周波数も概略一致した．

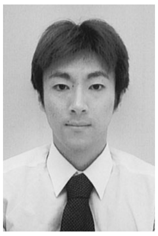
従って，心拍変動時系列からRSA周波数時系列，RSA振幅時系列を抽出することにより，呼吸回数の変化や呼吸の大きさの時間変動を推測できる可能性が得られた．心拍変動時系列は呼吸変動と比較して測定が容易なため，呼吸測定の代用とすることにより，簡便な呼吸モニタリング装置の実現などへの発展が期待できる．

今回，呼吸曲線の測定には胸部インピーダンス法を用いた．この方法の場合，体動などの影響で必ずしも安定して測定が行えるとは言えない．特に，呼吸周波数は本研究の

ように信号処理による補正を加えることで概略正確に測定できるが，胸部の動きである呼吸振幅に関しては必ずしも精度の高い測定が可能ではない．また，胸部の動作と一回呼気量が一致しているわけではないので，今後，毎回呼気量の測定が精度高く行える呼吸測定法とRSA時系列との比較が必要である．

文　　献

1. 平田幸一, 片山宗一: 呼吸性洞性不整脈検査. 日本自律神経学会編, 自律神経機能検査, 第 2 版. 文光堂, 東京, 1995, pp. 65–69.
2. Task force of the European Society of Cardiology and the North American Society of Pacing and Electrophysiology: Heart rate variability, standards of measurement, physiological interpretation, and clinical use. Circulation. **93**(5): 1043–1065, 1996.
3. 小川　潔, 古川健太, 高増　潔: 呼吸情報に着目した高精度な呼吸性洞性不整脈の抽出法. 医用電子と生体工学. **41**(3): 197–204, 2003.
4. 小川　潔, 古川健太, 高増　潔: 嚥下の心拍変動に与える影響の呼吸位相領域における解析. 医用電子と生体工学. **42**(2): 61–65, 2004.
5. Wilhelm FH, Roth WT, Sackner MA: The lifeShirt. An advanced system for ambulatory measurement of respiratory and cardiac function. Behav Modif. **27**(5): 671–691, 2003.
6. 横山清子, 森本陽子, 水野康文, 高田和之: ウェーブレット変換によるパワースペクトル推定法. 医用電子と生体工学. **37**(3): 269–276, 1999.
7. 赤池弘次, 中川東一郎: ダイナミックシステムの統計的解析と制御, 新改訂. サイエンス社, 東京, 2000.



吉田　豊（ヨシダ　ユタカ）

平成 14 年大同工業大学大学院修士課程電気電子工学専攻修了．平成 16 年名古屋市立大学芸術工学部研究員，平成 17 年愛知工業大学大学院後期博士課程経営情報科学専攻入学，現在に至る．主に生体情報処理，人間工学などの研究に従事．

日本生体医工学会，日本自律神経学会の会員．

横山　清子（ヨコヤマ　キヨコ）

昭和 59 年名古屋工業大学大学院修士課程情報工学専攻修了．昭和 59 年豊田工業高等専門学校電気工学科助手，平成 6 年名古屋市立女子短期大学助教授，平成 8 年名古屋市立大学芸術工学部助教授，現在に至る．生体信号処理，人間工学の研究に従事．

日本生体医工学会，電子情報通信学会，電気学会，日本人間工学会，情報処理学会，芸術工学会などの会員．