

Fig. 8. The mean values of the average mutual information I between SS and ρ_{\max} . These values were calculated as the mean of all the subjects with respect to each lag time between $L = -2$ and 2 min.

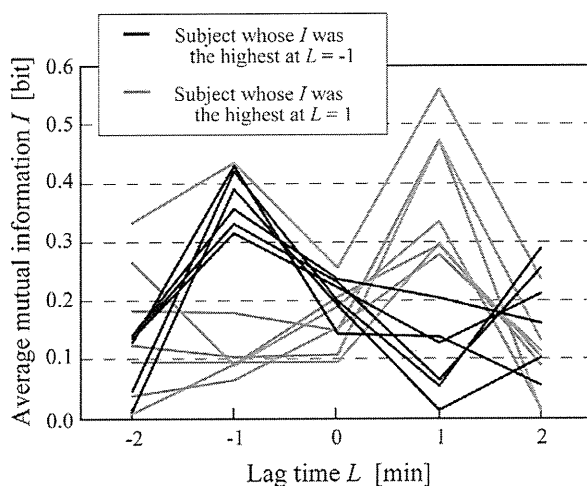


Fig. 9. The average mutual information I between SS and ρ_{\max} of individual subjects whose I was the highest at $L = -1$ (black line) or $L = 1$ (gray line).

ple, the mean value of I at $L = -1$ was only calculated for six subjects whose I was the highest at $L = -1$ for all lag times.

Fig. 10 shows relationships between lag time L and the mean values of I calculated from four physiological indices: (a) ρ_{\max} , (b) RSA, (c) HRV and (d) LF_{HRV} . These mean values run from 0.1 through 0.4. Also, as shown in Fig. 10a, the values of I obtained from ρ_{\max} were higher and standard deviations were lower compared to the results shown in Fig. 8.

In Fig. 10a, I of ρ_{\max} was relatively high both at $L = -1$ and 1 and the standard deviation was small, especially at $L = -1$. Additionally, the values of I for HRV and LF_{HRV} were lower than that of ρ_{\max} on the whole, as shown in Fig. 10c and d. In contrast, for RSA shown in Fig. 10b, I was relatively high and the standard deviation was small at $L = 0$.

The statistical significances of the mean values of I among lag times were tested by one-way ANOVA for ρ_{\max} , RSA, HRV and LF_{HRV} . However, no significant difference was found, except for LF_{HRV} . Significant differences were found in the values of I for LF_{HRV} between $L = -2$ and -1 , and between $L = -1$ and 1 ($p < 0.05$, Tukey–Kramer test).

4. Discussion

As mentioned in the Methods section, data from six subjects whose subjective scores, SS, were zero through the video were ex-

cluded from the analysis. The equation of AMI, equation (3), implies that $I(L)$ is always zero for any lag time L if all SS are zero. This means that it is impossible to know the temporal relationship between the subjective evaluation scores and physiological indices of the six subjects because their L_{\max} are indeterminate.

From Fig. 10, it can be seen that the values of I that were obtained for ρ_{\max} and RSA were higher than those for the other physiological indices. These results agree with other studies that show that changes in these indices had a relationship to the development of motion sickness [3,5,18,19,17]. The mean value of I obtained for ρ_{\max} and RSA was about 0.4 at a maximum. This value is nearly equivalent to the concordance rate of 60% in the computer simulation result shown in Fig. 7 and indicates that the changes in the SS patterns and these physiological indices corresponded to each other two out of three times on average.

Furthermore, the values of I obtained for ρ_{\max} and RSA were relatively higher at $L = \pm 1$ and $L = 0$, respectively, than at the other lag times. This result indicates that there was not much difference between the times the subjects experience VIMS symptoms and the times when their physiological state change. However, this tendency was not significant. This result may be caused by the limited number of subjects used to calculate the mean value of I for each lag time, which was approximately five or less, because there were significant individual differences in L_{\max} . On the other hand, it is interesting to investigate the relationship between L_{\max} and individual characteristics such as gender and age. Accordingly, data from more subjects is needed to make a statistically significant analysis for these relationships.

As shown in Fig. 10c, the maximum point of I obtained for HRV was not as high as those obtained for ρ_{\max} or RSA. This result implies that indices obtained by the frequency or the correlated analysis of HRV can reflect the influence of VIMS on nervous activity more than HRV itself. On the other hand, the value of I obtained for LF_{HRV} was the lowest of all the $PS(k)$, and this result is considered to be reasonable because it is not clear whether LF_{HRV} reflect the development of VIMS. The difference between LF_{HRV} and RSA is considered to be associated with the difference in the autonomic nerve activity linked to these indices. Thus, RSA reflects parasympathetic nerve activity while LF_{HRV} is related to both sympathetic and parasympathetic nerve activities [33–35].

There was a minor difference in timing between ρ_{\max} and RSA when the connection between SS and these physiological indices was strengthened. That is, the physiological reaction seen in RSA appeared at almost the same time the subjectivity evaluation changed, while the reaction in ρ_{\max} appeared before or after the subjectivity evaluation changed, as shown in Figs. 9 and 10a. This latter result is of particular interest because it indicates that there were two types of subjects, whose reaction patterns of ρ_{\max} differed from each other. In one type, the physiological states changed prior to the development of VIMS symptoms, while in the other type, the opposite was true. In the former case, the subjects had watched a scene which had the potential to induce VIMS and experienced changes to their physiological states. Then, approximately 1 min later, their emotional states changed. In the latter case, the possibility exists that the physiological states of the subjects changed as a result of the discomfort induced by VIMS. In this matter, the proposed method revealed that there were significant differences in the temporal relationship between physiological and emotional states among individuals.

In this study, it was necessary to establish a method to investigate not only the distribution of lag times but also the strength of the relationship between physiological and emotional states of subjects watching a video in considering their individual differences. The proposed method is considered to be an effective approach to accomplish our purpose. However, the values of I were not so high, which were less than 0.6, and no significant difference

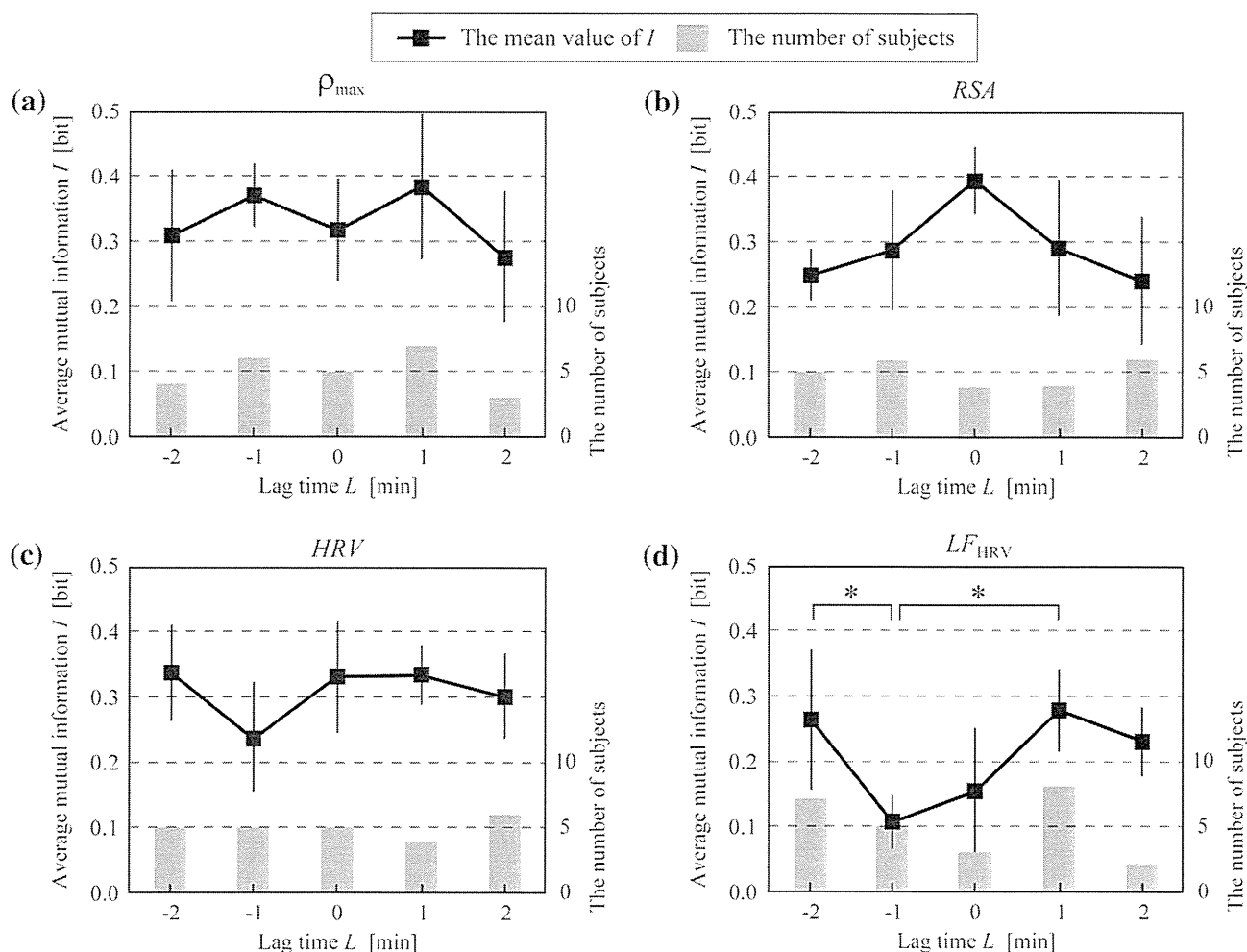


Fig. 10. The mean values of I between SS and four physiological indices: (a) ρ_{\max} , (b) HRV , (c) LF_{HRV} , and (d) RSA . The bar graph at each lag time represents the number of subjects whose I was the highest at that lag time. * $p < 0.05$, Tukey–Kramer test.

was found in the mean value of I between lag times for most physiological indices used in this study.

On the other hand, there is still room for improvement not only in the physiological indices but also in the subjective assessment method for the calculation of I . For example, by the use of techniques such as neural networks and genetic algorithms [36] with the AMI as a performance function, it may be possible to create a new index that can detect the development of VIMS with high accuracy. The continuous subjective assessment, in which subjects can report SS whenever they experience VIMS symptoms, may be useful to improve the proposed method. In the experiment of this study, the subjects reported SS by moving a joystick every time they heard a buzzer sound at 1 min intervals. This assessment method was designed to make certain subjects report their symptoms at least once a minute, however, there is a possibility to cause a delay, which is 1 min at worst, between the time subjects experience VIMS symptoms and that they change SS. On the other hand, even if the continuous subjective assessment is used, subjects do not always report SS just after they experience the symptoms because they may forget to report, and this becomes a serious problem for the calculation of AMI.

Information of video scenes related to VIMS cannot be obtained directly from the values of I nor L_{\max} . As a first step to detect these scenes, it is necessary to find a physiological index that well reflects VIMS symptoms by calculating AMI as mentioned above. Then, it will be possible to find out which scenes in a video are

associated with the onset of VIMS by analyzing the physiological index of subjects watching the video. In addition, if the physiological index has a tendency to change prior to feeling VIMS symptoms, it may be possible to predict the development of VIMS.

5. Conclusion

In this study, the AMI was employed to investigate the temporal relationship between subjective evaluation scores and collected physiological indices. Our analysis of experimental data suggested that changes in certain physiological indices showed a concordance rate of more than 60% with the change in the severity of VIMS symptoms. This result indicates that it may be possible to detect video scenes that are likely to induce VIMS by analyzing physiological indices. Furthermore, the physiological states of some test subjects changed prior to the development of VIMS symptoms, even though there were significant individual differences in the temporal relationship. An analysis of the temporal relationship between the physiological states and the cognitive levels of test subjects suffering from VIMS is expected to shed light on the pathogenesis of VIMS.

In our future work, analysis using other physiological indices, such as gastric tachyarrhythmia, which has frequently been reported as having a relationship with motion sickness, will be necessary. And our method using AMI should be compared to the

other techniques such as Cronbach's Alpha [37], which is a form of factor analysis. Furthermore, the number of sampling points used in this study might be insufficient for a full analysis of the AMI, so an experiment in which the video watching duration is extended, or where more subjects watch the same video repeatedly, should be performed to confirm the validity of the proposed method.

Acknowledgements

Dr. Hiroyasu Ujike and Dr. Atsuhiko Iijima provided excellent technical support in performing the experiment.

This study was subsidized by JKA through its Promotion funds from KEIRIN RACE and was supported by the Mechanical Social Systems Foundation and the Ministry of Economy, Trade and Industry of Japan.

References

- [1] J.T. Reason, Motion sickness: some theoretical and practical considerations, *Applied Ergonomics* 9 (3) (1978) 163–167.
- [2] N. Himi, T. Koga, E. Nakamura, M. Kobashi, M. Yamane, K. Tsujioka, Differences in autonomic responses between subjects with and without nausea while watching an irregularly oscillating video, *Autonomic Neuroscience. Basic and Clinical* 116 (2004) 46–53.
- [3] N. Sugita, M. Yoshizawa, A. Tanaka, K. Abe, T. Yambe, S. Nitta, Evaluation of the effect of visual stimulation on humans by simultaneous experiment with multiple subjects, in: *Proceedings of the 27th Annual International Conference of the IEEE Engineering in Medicine and Biology Society, 2005 (CD-ROM)*.
- [4] N. Sugita, M. Yoshizawa, M. Abe, A. Tanaka, T. Yambe, S. Nitta, S. Chiba, Biphasic effect of visually-induced motion sickness revealed by time-varying correlation of autonomic nervous system, in: *Proceedings of the tenth International Conference on Human – Computer Interaction, 2005 (CD-ROM)*.
- [5] N. Sugita, M. Yoshizawa, M. Abe, A. Tanaka, T. Watanabe, S. Chiba, T. Yambe, S. Nitta, Evaluation of adaptation to visually induced motion sickness based on the maximum cross-correlation between pulse transmission time and heart rate, vol. 4(37), *Journal of NeuroEngineering Rehabilitation (Online)*, 2007, <<http://www.jneuroengrehab.com/content/4/1/35>>.
- [6] H. Ujike, K. Ukai, K. Nihei, Survey on motion sickness-like symptoms provoked by viewing a video movie during junior high school class, *Displays* 29 (2) (2008) 81–89.
- [7] M. Emoto, M. Sugawara, Y. Nojiri, Viewing angle dependency of visually-induced motion sickness in viewing wide-field images by subjective and autonomic nervous indices, *Displays* 29 (2) (2008) 90–99.
- [8] N. Sugita, M. Yoshizawa, A. Tanaka, K. Abe, S. Chiba, T. Yambe, S. Nitta, Quantitative evaluation of effects of visually-induced motion sickness based on causal coherence functions between blood pressure and heart rate, *Displays* 29 (2) (2008) 167–175.
- [9] J.E. Bos, S.C. Vries, M.L. Emmerik, E.L. Groen, The effect of internal and external fields of view on visually induced motion sickness, *Applied Ergonomics* 41 (4) (2010) 516–521.
- [10] J.T. Reason, J.J. Brand, *Motion Sickness*, Academic Press, London, 1975.
- [11] J.T. Reason, Motion sickness adaptation: a neural mismatch model, *Journal of the Royal Society of Medicine* 71 (1975) 819–829.
- [12] A.J. Benson, Motion sickness, in: M.R. Dix, J.S. Hood (Eds.), *Vertigo*, Wiley, New York, 1984, pp. 391–426.
- [13] R.S. Kennedy, N.E. Lane, K.S. Berbaum, M.G. Lilienthal, Simulation sickness questionnaire: an enhanced method for quantifying simulator sickness, *International Journal of Aviation Psychology* 3 (3) (1993) 203–220.
- [14] W.T. Lo, R.H.Y. So, Cybersickness in the presence of scene rotational movements along different axes, *Applied Ergonomics* 32 (1) (2001) 1–14.
- [15] S. Nichols, H. Patel, Health and safety implications of virtual reality: a review of empirical evidence, *Applied Ergonomics* 33 (3) (2002) 251–271.
- [16] S. Sharples, S. Cobb, A. Moody, J.R. Wilson, Virtual reality induced symptoms and effects (VRISE): comparison of head mounted display (HMD), desktop and projection display systems, *Displays* 29 (2) (2008) 58–69.
- [17] R.S. Kennedy, J. Drexler, R.C. Kennedy, Research in visually induced motion sickness, *Applied Ergonomics* 40 (2010) 494–503.
- [18] S.H.J. Uijtdehaage, R.M. Stern, K.L. Koch, Effects of eating on vection-induced motion sickness, cardiac vagal tone, and gastric myoelectric activity, *Psychophysiology* 29 (1992) 193–201.
- [19] P.J. Gianaros, K.S. Quigley, E.R. Muth, M.E. Levine, R.C. Vasko Jr., R.M. Stern, Relationship between temporal changes in cardiac parasympathetic activity and motion sickness severity, *Psychophysiology* 40 (2003) 39–44.
- [20] S. Hu, W.F. Grant, R.M. Stern, K.L. Koch, Motion sickness severity and physiological correlates during repeated exposures to a rotating optokinetic drum, *Aviation, Space, and Environmental Medicine* 62 (1991) 308–314.
- [21] J.C. Miller, T.J. Sharkey, G.A. Graham, M.E. McCauley, Autonomic physiological data associated with simulator discomfort, *Aviation, Space, and Environmental Medicine* 64 (9) (1993) 813–819.
- [22] R.M. Stern, K.L. Koch, H.W. Leibowitz, I.M. Lindblad, C.L. Shupert, W.R. Stewart, Tachygastric and motion sickness, *Aviation, Space, and Environmental Medicine* 56 (1985) 1074–1077.
- [23] B. Min, S. Chung, Y. Min, K. Sakamoto, Psychophysiological evaluation of simulator sickness evoked by a graphic simulator, *Applied Ergonomics* 35 (2004) 549–556.
- [24] S. Cerutti, G. Baselli, A. Bianchi, M.G. Signorini, Spectral techniques of analysis for blood pressure and heart rate signals, *Blood Pressure and Heart Rate Variability*, IOS Press, Amsterdam, 1992.
- [25] M. Pagani, L. Federico, G. Stefano, R. Ornella, F. Raffaello, P. Paolo, S. Giulia, M. Gabriella, Power spectral analysis of heart rate and arterial pressure variabilities as a marker of sympatho-vagal interaction in man and conscious dog, *Circulation Research* 59 (1986) 178–193.
- [26] G.B. Guo, M.D. Thames, F.M. Abboud, Arterial baroreflexes in renal hypertensive rabbits, *Circulation Research* 53 (1983) 223–234.
- [27] T. Matsukawa, E. Gotoh, O. Hasegawa, H. Shionoiri, O. Tochikubo, M. Ishii, Reduced baroreflex changes in muscle sympathetic nerve activity during blood pressure elevation in essential hypertension, *Journal of Hypertens* 9 (1991) 537–542.
- [28] S. Ogoh, J.P. Fisher, E.A. Dawson, M.J. White, N.H. Secher, P.B. Raven, Autonomic nervous system influence on arterial baroreflex control of heart rate during exercise in humans, *Journal of Physiology* 556 (2) (2005) 599–611.
- [29] B. Gribbin, A. Steptoe, P. Sleight, Pulse wave velocity as a measure of blood pressure change, *Psychophysiology* 13 (1) (1976) 86–90.
- [30] K. Jinzenji, H. Watanabe, N. Kobayashi, Global Motion Estimation for Sprite Production and Application to Video Coding (in Japanese), *Information and Communication Engineers J83-D-II* (2) (2000) 535–544.
- [31] C.E. Shannon, The mathematical theory of communication, *Bell System Technical Journal* 27 (1948) 379–423.
- [32] N. Tanaka, H. Okamoto, M. Naito, Detecting and evaluating intrinsic nonlinearity present in the mutual dependence between two variables, *Physica D* 147 (2000) 1–11.
- [33] A. Malliani, M. Pagani, F. Lombardi, S. Cerutti, Cardiovascular neural regulation explored in the frequency domain, *Circulation* 84 (2) (1991) 482–492.
- [34] G.G. Berntson, J.T. Bigger, D.L. Eckberg, P. Grossman, P.G. Kaufmann, M. Malik, H.N. Nagaraja, S.W. Porges, J.P. Saul, P.H. Stone, M.W. van derMolen, Heart rate variability: origins, methods, and interpretive caveats, *Psychophysiology* 34 (1997) 623–648.
- [35] A. Malliani, N. Montaro, Heart rate variability as a clinical tool, *Italian Heart Journal* 3 (2002) 439–445.
- [36] J.H. Holland, *Adaptation in Natural and Artificial Systems: An Introductory Analysis with Applications to Biology, Control, and Artificial Intelligence*, MIT Press, 1975.
- [37] L.J. Cronbach, Coefficient alpha and the internal structure of tests, *Psychometrika* 16 (3) (1951) 297–334.

容積脈波の独立成分分析による圧受容器反射機能の評価

正員 阿部 誠* 非会員 吉澤 誠** 非会員 杉田 典大*
非会員 田中 明*** 非会員 本間 経康** 非会員 山家 智之****
非会員 仁田 新一****

Estimation of Baroreflex Function Using Independent Component Analysis of Photoplethysmography

Makoto Abe*, Member, Makoto Yoshizawa**, Non-member, Norihiro Sugita*, Non-member, Akira Tanaka***, Non-member, Noriyasu Homma**, Non-member, Tomoyuki Yambe****, Non-member, Shin-ichi Nitta****, Non-member

(2011年1月24日受付, 2011年5月19日再受付)

The maximum cross-correlation coefficient ρ_{\max} between blood pressure variability and heart rate variability, whose frequency components are limited to the Mayer wave-related band, is a useful index to evaluate the state of the autonomic nervous function related to baroreflex. However, measurement of continuous blood pressure with an expensive and bulky measuring device is required to calculate ρ_{\max} . The present study has proposed an easier method for obtaining ρ_{\max} with measurement of finger photoplethysmography (PPG) only. In the proposed method, independent components are extracted from feature variables specifying the PPG signal by using the independent component analysis (ICA), and then the most appropriate component is chosen out of them so that the ρ_{\max} calculated from the component can approximate its true value. The results from the experiment with a postural change performed in 18 healthy subjects have suggested that the proposed method is available for estimating ρ_{\max} by using the ICA to extract blood pressure information from the PPG signal.

キーワード: 容積脈波, 独立成分分析, 圧受容器反射

Keywords: photoplethysmography, independent component analysis, baroreflex

* 東北大学大学院工学研究科
〒 980-8579 宮城県仙台市青葉区荒巻字青葉 6-6-05
Graduate School of Engineering, Tohoku University
6-6-05, Aoba, Aoba-ku, Sendai, Miyagi 980-8579,
Japan

** 東北大学サイバーサイエンスセンター
〒 980-8579 宮城県仙台市青葉区荒巻字青葉 6-6-05
Cyberscience Center, Tohoku University
6-6-05, Aoba, Aoba-ku, Sendai, Miyagi 980-8579,
Japan

*** 福島大学共生システム理工学類
〒 960-1296 福島県福島市金谷川 1
Faculty of Symbiotic System Science, Fukushima Uni-
versity
1, Kanayagawa, Fukushima, 960-1296, Japan

**** 東北大学加齢医学研究所
〒 980-8575 宮城県仙台市青葉区星陵町 4-1
Institute of Development, Aging and Cancer, Tohoku

1. はじめに

近年わが国では、超高齢化社会の進行に伴う医療費の増大が問題となっている。医療費増大への具体的な対策として、生活習慣病の予防やその早期発見などが挙げられる。生活習慣病の中でも高血圧などに代表される循環系疾患の原因の一つとして、圧受容器反射の異常が指摘されている⁽¹⁾⁽²⁾。圧受容器反射とは、頸動脈洞や大動脈弓にある圧受容器により血圧を常にモニターし、その情報をもとに心臓血管中枢が自律神経系の活動として心臓の制御を行う反射のことである。この反射の異常が高血圧等を招くことがあるため、圧受容器反射機能をモニタリングすることにより、その状態を定量的に評価することができれば、生活習慣病の予防

University
4-1, Seiryō-cho, Aoba-ku, Sendai, Miyagi 980-8575,
Japan

につながると期待される。

圧受容器反射機能を評価する方法として、これまで著者らは、0.1Hz 付近の Mayer 波帯域における血圧から心拍数までの相互相関係数の最大値 ρ_{\max} が有用であることを示してきた^{(3)~(5)}。しかし、この ρ_{\max} を求めるには高価で大型な連続血圧計が必要であり、家庭などでの手軽なモニタリングには不向きである。

そこで、連続血圧計の代わりに、安価で小型の光電容積脈波センサを用いることを考える。脈波信号から血圧情報を推定する方法として、これまで、脈波信号の特徴量を用いる方法や⁽⁶⁾、容積脈波をモデル化する方法が検討されてきた⁽⁷⁾。しかし、脈波信号には、血管容積や動脈コンプライアンスといった情報も含まれるため、脈波信号に基づく情報が血圧情報と必ずしも一致しないという問題点があった。そこで本研究では、脈波信号から得られる特徴量に対し独立成分分析を適用することによって、血圧を計測せずに血圧に基づく ρ_{\max} と同等な指標を得る方法を提案する。

2. 方法

(2.1) 最大相互相関係数 ρ_{\max} の算出方法 圧受容器反射機能の評価に用いる最大相互相関係数 ρ_{\max} は次のようにして算出される。

ある実験データにおいて、拍ごとに得られる拍内平均血圧と心拍数の2つのデータを、3次のスプライン補間を用いて $\Delta t = 0.5$ 秒ごとの等間隔の時系列データに変換し、それぞれ $BP(t_i)[\text{mmHg}]$ と $HR(t_i)[\text{min}^{-1}]$ で表す。ここで、 $t_i = i\Delta t; i = 1, 2, 3, \dots$ である。次に、0.1Hz 前後の Mayer 波に対応する成分を抽出するために、それぞれの信号に対し、0.08Hz から 0.12Hz までを通過域とする9次のバターワース型帯域通過フィルタを施す。さらに、 $BP(t_i)$ と $-HR(t_i)$ をそれぞれ $x(t_i)$, $y(t_i)$ としたとき、ある時刻 $t_i[s]$ に対し、その前後60秒間、合計120秒間にわたりハミング窓をかけてから、(1)式のように二乗平均値で規格化された相互相関関数である相互相関係数 $\rho_{xy}(\tau_i); i = 1, 2, 3, \dots, 20$ を求める。ここで、 $\tau_i = i\Delta t$ である。

$$\rho_{xy}(\tau_i) = \frac{\phi_{xy}(\tau_i)}{\sqrt{\phi_{xx}(0)\phi_{yy}(0)}} \dots\dots\dots (1)$$

ここで、 $\phi_{xy}(\tau_i)$ は $x(t_i)$ から $y(t_i)$ への相互相関関数、 $\phi_{xx}(0)$, $\phi_{yy}(0)$ はそれぞれ $x(t_i)$, $y(t_i)$ のラグ τ_i を0とした自己相関関数である。このとき、

$$\rho_{\max} = \max_{0s \leq \tau_i \leq 10s} \rho_{xy}(\tau_i) \dots\dots\dots (2)$$

$$\tau_{\max} = \arg \max_{0s \leq \tau_i \leq 10s} \rho_{xy}(\tau_i) \dots\dots\dots (3)$$

のように ρ_{\max} および τ_{\max} を定義する。以上の処理を、時間方向に1秒ごとに施すことで ρ_{\max} および τ_{\max} を経時的に求める。

HR に負号を付けて解析を行なうのは、HR が見かけ上 BP とできるだけ同相になるようにするためである。 ρ_{\max} は、血圧変動と心拍数変動の間の線形相関性の強さを時間

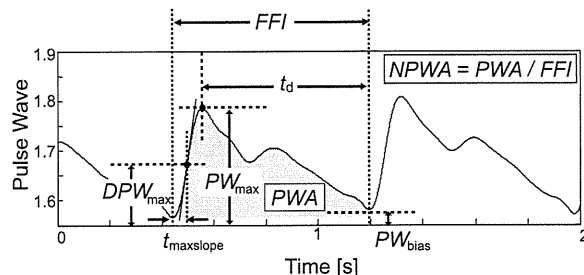


Fig. 1. Definition of feature variables $x_1(k), x_2(k), \dots, x_m(k); m = 7$.

領域で求め、最大値が1になるように規格化した指標であるといえる。一方、 τ_{\max} は、血圧変動が圧受容器反射によって心拍数変動に影響を与えるまでの遅れ時間を表す指標である。

(2.2) 光電容積脈波とその特徴量 光電容積脈波法 (photoplethysmography: PPG) は、指尖や耳朶部に一定の光を照射し、透過、あるいは反射してきた光量の変化によって血管内の血液含有量の変化を記録する方法であり、測定が非常に簡便で非侵襲であるという利点がある。照射光としては、近赤外光 (800–900nm) が多く用いられるが、これは、この波長域の光が、体の組織と比べ血中のヘモグロビンに対し強い吸光特性を持つためである。

また、脈波信号は測定部位によって様々な心理的刺激に鋭敏に反応することから、しばしば生理心理学的な用途で活用される⁽⁸⁾。これは、心理的負荷によりストレスが強まると、毛細血管や動脈ではなく、両者の中間をなす細動脈が主として収縮し、一時的かつ機能的に弾性を失っているために血液容積が減少することによると言われている。

ここで、Fig.1 に脈波信号の例と本研究で着目した7つの特徴量変数を示す。これらの変数は次のように定義される。

- (1) FFI: PPG における立ち上がりの点から次の立ち上がりの点までの時間間隔
- (2) t_d : PPG の最大点から次の立ち上がり点までの時間間隔
- (3) t_{\maxslope} : PPG の傾きが最大となる時間
- (4) PW_{bias} : PPG の振幅の最小値
- (5) PW_{max} : PPG の振幅の最大値
- (6) DPW_{max} : t_{\maxslope} のときの PPG の振幅値
- (7) NPWA: PPG の一拍内の面積を FFI で除して規格化した値

FFI は、その逆数が心拍数情報を構成するものである。その他の時間情報に基づく特徴量は、血管の物理的な特性、特に血管の硬さを表しているといわれている^{(9) (10)}。脈波の振幅情報は、血管径や容積情報によって特徴付けられているものが多く、血管の圧と容積の関係から、血圧情報を含んでいると考えられる^{(11) (12)}。規格化拍内積分値 NPWA は動脈の血液容積の脈動成分の平均値を表し、BP に関係する情報を含んでいる可能性がある指標である⁽¹³⁾。以上から、本研究では、これらの特徴量を構成している生理指標

の成分のうち、独立なものの一つは血圧変動情報、すなわちすべての特徴量に血圧変動情報が含まれていると仮定して解析を行なった。

(2・3) 脈波情報に対する独立成分分析 本研究で用いる独立成分分析による脈波情報の解析法は、次のとおりである。

- (1) 第 k 拍目における、脈波信号から得られる m 個の特徴量を $x_1(k), x_2(k), \dots, x_m(k)$ とする。特徴ベクトル $\mathbf{x}(k)$ を $\mathbf{x}(k) = [x_1(k), x_2(k), \dots, x_m(k)]^T$ と定義する。
- (2) 第 k 拍目における、互いに独立な n 個の未知パラメータを $s_1(k), s_2(k), \dots, s_n(k)$ とする。独立パラメータベクトル $\mathbf{s}(k)$ を $\mathbf{s}(k) = [s_1(k), s_2(k), \dots, s_n(k)]^T$ と定義する。
- (3) 特徴ベクトル $\mathbf{x}(k)$ が、独立パラメータベクトル $\mathbf{s}(k)$ の線形結合として以下のように与えられると仮定する。

$$\mathbf{x}(k) = \mathbf{A}\mathbf{s}(k) \dots \dots \dots (4)$$

ここで、 $m \times n$ 行列 \mathbf{A} は、線形結合の係数によって構成される未知の定数行列を表し、混合行列と呼ばれる。 K をある実験で観測される拍数とし、 $m \times K$ 行列 \mathbf{X} および $n \times K$ 行列 \mathbf{S} を、それぞれ $\mathbf{X} = [\mathbf{x}(1), \mathbf{x}(2), \dots, \mathbf{x}(K)]$ および $\mathbf{S} = [\mathbf{s}(1), \mathbf{s}(2), \dots, \mathbf{s}(K)]$ と定義する。さらに、行列 \mathbf{X} が \mathbf{S} によって次のように与えられると仮定する。

$$\mathbf{X} = \mathbf{A}\mathbf{S} \dots \dots \dots (5)$$

- (4) ICA は行列 \mathbf{X} から混合行列 \mathbf{A} を推定する問題となる。このとき、独立成分行列 \mathbf{S} は次式より得られる。

$$\mathbf{S} = \mathbf{A}^+\mathbf{X} \dots \dots \dots (6)$$

ここで、 \mathbf{A}^+ は \mathbf{A} の一般化逆行列である。

本研究では、Hyvärinen らによって提案された FastICA アルゴリズムを用いて、 \mathbf{X} から \mathbf{S} および \mathbf{A} を推定した⁽¹⁴⁾⁽¹⁵⁾。FastICA は、統計量である 4 次キュムラントを利用して独立成分を計算する方法である。そのため、独立成分分析を適用する信号に対して、満たすべきいくつかの条件がある。確率分布に基づいて独立性を判断するため、定常性が求められる。すなわち、確率分布が時間によらず不変である必要がある。また、すべての確率変数がガウス分布に従う場合は、すべての 4 次キュムラントが 0 となるため、独立に分解することはできない。

本研究では、安静状態での生体信号が上述の仮定を満たしているものと考えて FastICA を適用した。

3. 体位変換試験を用いた基礎実験

本研究では、仰臥位から座位への体位変換試験によって、提案手法の有効性の検証を行なった。体位を仰臥位から座位に変換すると、静脈環流量が減少し、それに伴って血圧が低下するため圧受容器反射が起こる。このことから、体位変換時には圧受容器反射の感度を表す ρ_{\max} は上昇する

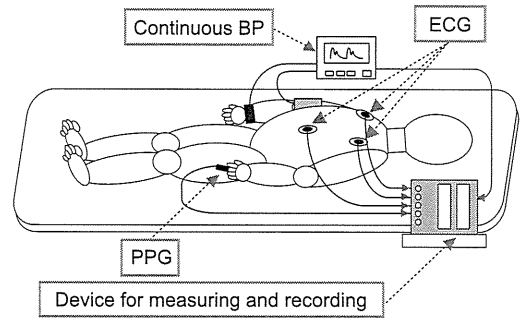


Fig. 2. Setup of experiment of supine posture.

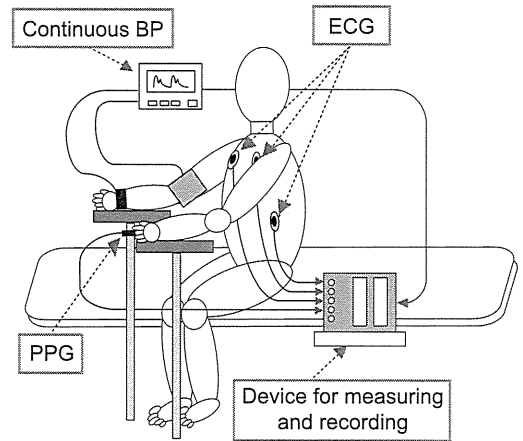


Fig. 3. Setup of experiment of sitting posture.

と推察される。本研究の提案方法によって得られる生理指標を用いることで、圧受容器反射を評価できるか検証を行なった。

(3・1) 実験の概要とプロトコル 本研究で行なった体位変換試験の概略図を Fig.2 および Fig.3 に示す。実験のプロトコルは、仰臥位での 5 分間の安静の後、素早く座位になってもらい、ふたたび 5 分間の安静状態になってもらった。被験者は 24.2 ± 3.6 歳の健常者 18 名 (男性 11 名、女性 7 名) である。

実験中は、生体信号用の心電・脈波計測アンプならびにセンサを用いて、被験者の胸部に貼った電極から双極誘導により心電図波形を、左手第 3 指に装着した反射型の光電容積脈波センサ (EnviteC 社製; Nellcor) から光電脈波を計測した。さらに、被験者の右手首の橈骨動脈にトノメトリ式連続血圧計 (Colin 社製 JENTOW) を装着し血圧波形を計測した。センサを装着した手は、心臓の高さに置いてもらった。また、実験中は自由呼吸とし、呼吸統制を行なわなかったが、咳などの急激に肺内圧や呼吸パターンが変化する行動は極力控えてもらった。これらのデータは、生体信号用 A/D コンバータ (A/D 変換解像度 16 ビット) を用いて 1kHz のサンプリング周波数でパソコンに取り込まれた。

(3・2) 解析 実験データから得られる特徴量行列 \mathbf{X} に対する独立成分分析を用いた解析により、被験者ごとに混合行列 \mathbf{A} 、その一般化逆行列 \mathbf{A}^+ および独立成分行

列 S が得られる。さらに, n 個の独立成分の時系列データ IC_l ; $l = 1, 2, \dots, n$ を $IC_l = \{s_l(1), s_l(2), \dots, s_l(K)\}$ と定義する。ここで, K は実験の長さによって決まるデータのサイズである。

以上のような過程から, HR と独立成分 IC_l によって計算される ρ_{\max} を $\rho_{\max}(IC_l)$, τ_{\max} を $\tau_{\max}(IC_l)$ とすると, n 個の独立成分から n 個の ρ_{\max} および τ_{\max} の時系列がそれぞれ算出される。ここで, 生体反応の評価に用いる独立成分の選択方法は重要な要素となる。血圧の代用情報を推定するという目的であるが, ρ_{\max} として算出することで圧受容器反射機能の推定に用いるため, 血圧情報の Mayer 波が含まれる独立成分を選択できればよい。そこで, HR と BP によって計算される ρ_{\max} を $\rho_{\max}(BP)$, τ_{\max} を $\tau_{\max}(BP)$ とすると, $\rho_{\max}(BP)$ に最も近い $\rho_{\max}(IC_l)$ が得られる独立成分や $\tau_{\max}(BP)$ に最も近い $\tau_{\max}(IC_l)$ が得られる独立成分を選択するのが妥当であると考えられる。そこで, 次式のように $\rho_{\max}(BP)$, $\tau_{\max}(BP)$, $\rho_{\max}(IC_l)$, $\tau_{\max}(IC_l)$ を用いて, 二乗平均平方根誤差 (root mean square error; RMSE) の和が最小となる l を l_{BP}^n と定義した。

$$l_{BP}^n = \arg \min_{l=1, \dots, n} \left[\sqrt{E\{\rho_{\max}(BP) - \rho_{\max}(IC_l)\}^2} + \lambda \cdot \sqrt{E\{\tau_{\max}(BP) - \tau_{\max}(IC_l)\}^2} \right] \dots (7)$$

ここで, $0 \leq \rho_{\max} \leq 1$, $0 \leq \tau_{\max} \leq 10$ であるため, τ_{\max} の RMSE に $\lambda = 0.1$ を乗じる。ここで, 最適な独立成分の個数 n_{opt} は, $2 \leq n_{opt} \leq 6$ となる。これは, 前述のように, 7 個の特徴量ベクトルから算出される n 個の独立成分のうち, 必ず一つは血圧変動情報であると仮定しているからである。そこで, n_{opt} とそのときの l_{BP} を次のように定義する。

$$n_{opt} = \arg \min_{n=2, \dots, 6} (l_{BP}^n) \dots (8)$$

$$l_{BP} = l_{BP}^{n_{opt}} \dots (9)$$

以上から, $\rho_{\max}(IC_{l_{BP}})$ を $\rho_{\max}(BP)$ の代用となる圧受容器反射の評価指標とした。

4. 結果

体位変換試験において, 被験者 18 名全員のデータが解析可能であった。ある被験者の仰臥位時のデータに独立成分分析を適用して得られる波形の例を Fig.4 に示す。また, このときに算出される ρ_{\max} の例を Fig.5 に示す。それぞれの ρ_{\max} の値は 30 秒ごとの平均値として表されている。この被験者では $n_{opt} = 4$ であった。Fig.5 の結果から, 独立成分分析を用いることで $\rho_{\max}(BP)$ との値が近い指標が抽出できていることがわかる。

次に, 仰臥位時および座位時における $\rho_{\max}(BP)$ と $\rho_{\max}(IC_{l_{BP}})$ の関係を, それぞれ Fig.6 および Fig.7 に示した。図中では, 被験者 18 名において, 1 被験者に対して ρ_{\max} の 30 秒ごとの平均値を算出し, 全被験者のすべての平均値をプロットしている。仰臥位時における $\rho_{\max}(BP)$ と $\rho_{\max}(IC_{l_{BP}})$ の相関係数は $r = 0.76$ ($p < 0.01$), 座位

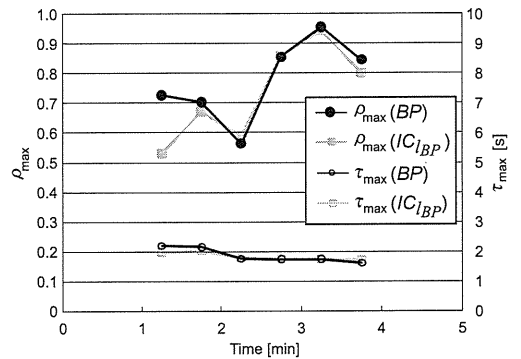


Fig. 5. Example of $\rho_{\max}(BP)$ and $\rho_{\max}(IC_{l_{BP}})$ obtained from a certain subject in supine posture.

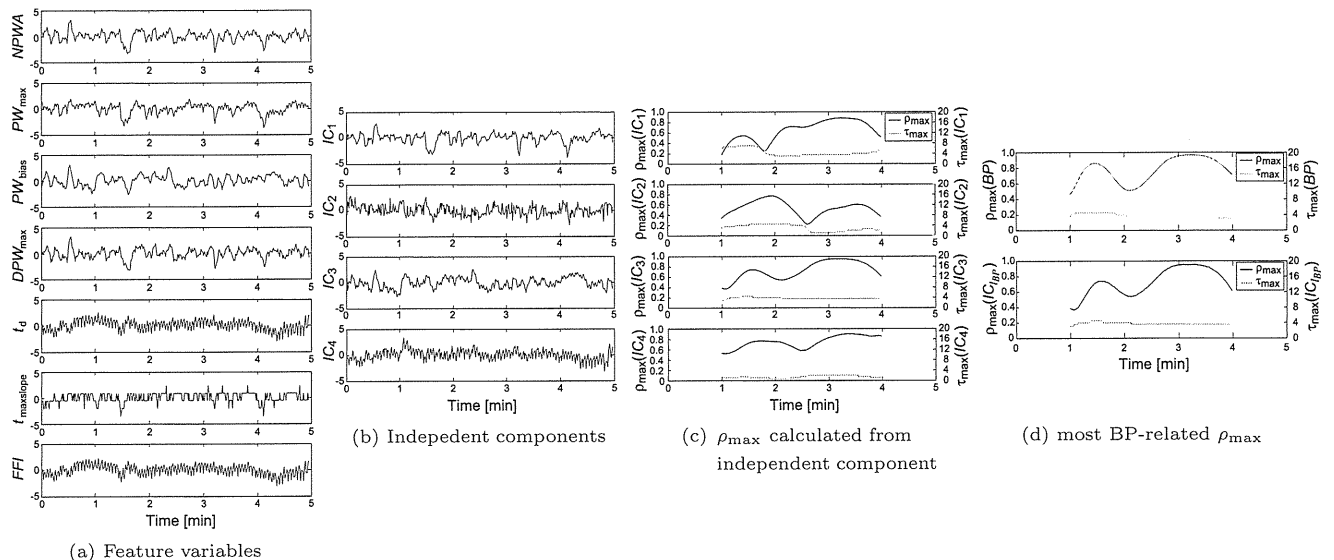


Fig. 4. Example of ICA of a certain subject in supine posture.

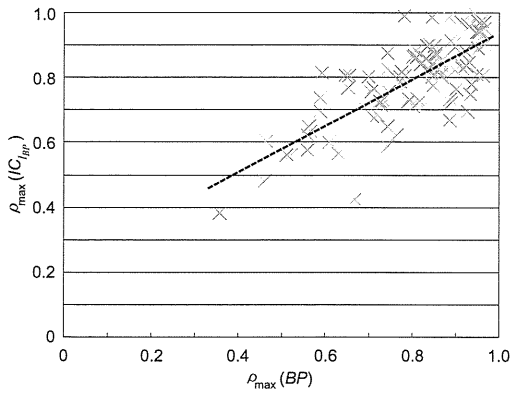


Fig. 6. Comparison between $\rho_{\max}(BP)$ and $\rho_{\max}(IC_{lBP})$ in the experiment of supine posture. $r = 0.76$ ($p < 0.01$).

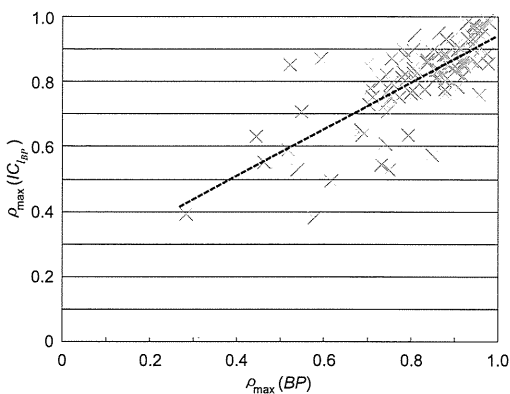


Fig. 7. Comparison between $\rho_{\max}(BP)$ and $\rho_{\max}(IC_{lBP})$ in the experiment of sitting posture. $r = 0.77$ ($p < 0.01$).

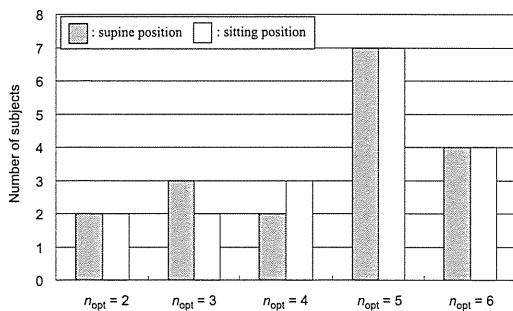


Fig. 8. Frequency distribution of n_{opt} in the experiments of supine posture and sitting posture.

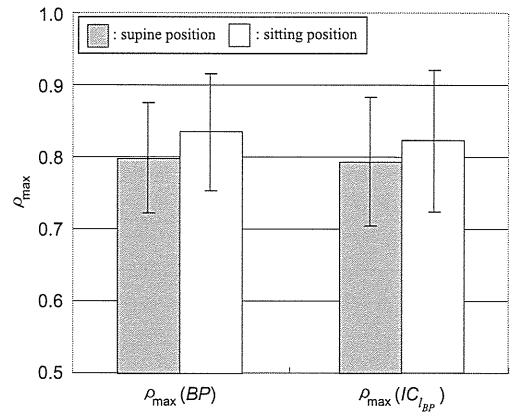


Fig. 9. Comparison between ρ_{\max} s of supine posture and of sitting posture.

臥位から座位への体位変換試験に伴う血圧変動により、圧受容器反射が起こったためであると考えられ、提案手法によって圧受容器反射の活動の評価への可能性が示唆された。

5. 考 察

〈5・1〉 独立成分分析から求められる $\rho_{\max}(IC_{lBP})$ に関する考察 仰臥位と座位のいずれにおいても、脈波信号から得られる特徴量に対する独立成分分析を用いることで、従来の血圧を用いた ρ_{\max} と正の相関がある指標を算出することが可能であることが示された。さらに、提案指標を用いることで、体位変換試験に伴う圧受容器反射の活動の変化を評価することが可能であった。このことから、脈波信号の特徴量には、血圧に基づく指標が独立成分として含まれていることがわかる。

ただし、提案方法で算出された指標は、 ρ_{\max} を算出するために Mayer 波成分を抽出するという処理を施した血圧との相関が強いのであって、血圧の絶対値とは必ずしも相関関係にあるとは限らない点で注意が必要である。脈波信号から血圧の絶対値を求める方法も提案されているが⁽¹⁶⁾、それはキャリブレーションが必要であり、血圧を数拍分の平均値として算出しているため、一拍ごとの値の推定に関しては、提案手法のほうが有用であると推察される。

〈5・2〉 独立成分分析における混合行列の汎用性に関する考察 仰臥位と座位のいずれにおいても、本研究の提案手法では、血圧による ρ_{\max} に最も近い独立成分および混合行列を決定する際、連続血圧計によって得られる血圧情報がやはり必要である。ただし、混合行列を一度求めておけば、その後は血圧計測をせずに独立成分を推定できる。もし、環境がある程度変わっても被験者の混合行列が不変であれば、この独立成分を使って ρ_{\max} を推定できる。例えば、仰臥位時に算出された混合行列を座位時のデータにも適用することができるならば、座位時に血圧計測をする必要がなく、特徴量の算出のみで血圧の代用情報が得られる。

そこで、仰臥位時における n_{opt} と座位時における n_{opt} の値が一致する被験者 6 名のデータにおいて、それぞれの仰

時における相関係数は $r = 0.77$ ($p < 0.01$) であり、いずれの指標も血圧情報に基づく指標と正の相関関係があった。

次に、仰臥位時の n_{opt} および座位時の n_{opt} の度数分布を Fig.8 に示した。このグラフから、仰臥位時および座位時のいずれにおいても、 $n_{opt} = 5$ の被験者が最も多く、ほぼ同じような分布の傾向にあることがわかる。

Fig.9 に体位変換試験における仰臥位時と座位時の ρ_{\max} を指標ごとに示した。図中では、被験者 18 名の平均値を示している。仰臥位時の ρ_{\max} と座位時の ρ_{\max} の間には有意差はなかったが、 ρ_{\max} は上昇傾向にあった。これは、仰

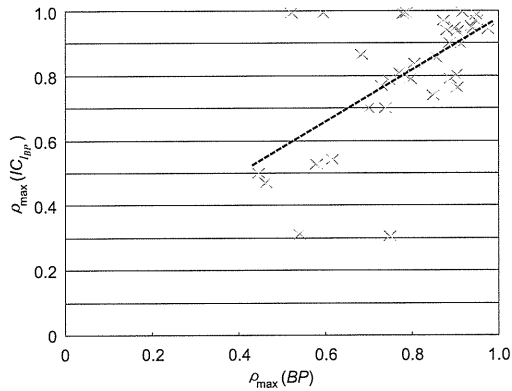


Fig.10. Comparison between $\rho_{\max}(BP)$ and $\rho_{\max}(IC_{lBP})$, which was calculated using the mixing matrix obtained from experiment of supine posture, in experiment of sitting posture. $r = 0.61$ ($p < 0.01$).

臥位時のデータから算出された混合行列を、座位時の特徴量ベクトルに作用させることによって独立成分の算出を行ない、混合行列の汎用性の検証を行なった。当該被験者における $\rho_{\max}(BP)$ と $\rho_{\max}(IC_{lBP})$ の関係を Fig.10 に示す。

$\rho_{\max}(BP)$ と $\rho_{\max}(IC_{lBP})$ の相関係数は $r = 0.61$ ($p < 0.01$) となり、仰臥位時のデータを用いて算出した混合行列に汎用性がある可能性が示唆された。ただし、混合行列の汎用性の検証は、仰臥位時と座位時の n_{opt} の値が一致することが必要である。そのため、 n_{opt} の値が一致しない残りの 12 名の被験者に関しては、総当り的に独立成分を算出することで、混合行列の汎用性を検証する必要がある。

6. おわりに

本研究では、光電容積脈波信号から得られる特徴量に対して、独立成分分析を用いた解析を行ない、血圧情報から得られる生理指標 ρ_{\max} と同様の指標を取得する方法を提案した。

体位変換試験による実験結果より、提案手法を用いることで、血圧による ρ_{\max} との正の相関がある独立成分による ρ_{\max} を抽出することが可能であることが示された。また、混合行列の汎用性の検証では、限られた被験者のデータではあるが、仰臥位時に算出した混合行列を用いることで、座位時のデータにおいても血圧変動情報と相関関係のある指標が算出可能であった。

ただし、汎用性の検証が困難な被験者も存在するため、その原因の解明と提案方法の改善が求められる。また、特徴量の最適な個数に関して、これを定量的に決定する方法を開発する必要があると考えられる。

さらに、本方法では混合行列を求める際に一回は血圧計測を行なう必要がある。しかし、実用的には血圧計測を一切行わずに ρ_{\max} が推定できることが理想である。もし混合行列が被験者によってあまり変化しないのであれば、平均的な混合行列を常に使用することができる。一方、被験者ごとに混合行列が変化する場合でも、その人の循環系の

特徴に応じた混合行列を算出することで、血圧情報を抽出できる可能性がある。そこで、本研究で対象とした若年健康者とは異なる血管の物理的特性を持つ、高齢者や高血圧症などの疾患者を対象とした実験を行ない、提案方法の有効性を検証する必要がある。そして、混合行列が脈波センサの取り付け状態や本人の生理的状态の変化、あるいは被験者の個人差によって混合行列がどの程度異なるかを明らかにするべきである。

文 献

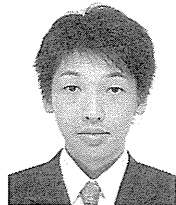
- (1) G. Parati, M. Di Rienzo, G. Bertinieri, G. Pomidossi, R. Casadei, A. Groppelli, A. Pedotti, A. Zanchetti, and G. Mancia: "Evaluation of the baroreceptor-heart rate reflex by 24-hour intra-arterial blood pressure monitoring in humans", *Hypertension*, Vol.12, pp.214-222 (1988)
- (2) G. Grassi, B.M. Cattaneo, G. Seravalle, A. Lanfranchi, and G. Mancia: "Baroreflex Control of Sympathetic Nerve Activity in Essential and Secondary Hypertension", *Hypertension*, Vol.31, pp.68-72 (1998)
- (3) 杉田典大・吉澤 誠・田中 明・阿部健一・山家智之・仁田新一・千葉 滋:「映像酔いに対する自律神経系の 2 相性反応」, *日本バーチャリアリティ学会論文誌*, Vol.9, No.4, pp.369-375 (2004)
- (4) N. Sugita, M. Yoshizawa, M. Abe, A. Tanaka, T. Watanabe, S. Chiba, T. Yambe, and S. Nitta: "Evaluation of adaptation to visually induced motion sickness based on the maximum cross-correlation between pulse transmission time and heart rate", *J. Neuroeng. Rehabil.*, Vol.4, p.35 (online journal; <http://www.jneuroengrehab.com/content/4/1/35>) (2007)
- (5) N. Sugita, M. Yoshizawa, A. Tanaka, K. Abe, S. Chiba, T. Yambe, and S. Nitta: "Quantitative evaluation of effects of visually-induced motion sickness based on causal coherence functions between blood pressure and heart rate", *Displays*, Vol.29, pp.167-175 (2008)
- (6) X.F. Teng and Y.T. Zang: "Continuous and Noninvasive Estimation of Arterial Blood Pressure Using a Photoplethysmographic Approach", *Proc. of the 25th Annual International Conference of the IEEE EMBS, Mexico*, pp.3153-3156 (2003)
- (7) J. Allen and A. Murray: "Modeling the relationship between peripheral blood pressure and blood volume pulses using linear and neural network system identification techniques", *Physiol. Meas.*, Vol.20, pp.287-301 (1999)
- (8) C.C. Brown: *The techniques of plethysmography*, In: C.C. Brown (Eds.); *Methods in psychophysiology*, The Williams and Wilkins, pp.54-74 (1967)
- (9) P.J. Chowienzyk, R.P. Kelly, and H. MacCallum: "Photoplethysmographic Assessment of Pulse Wave Reflection", *Journal of the American College of Cardiology*, Vol.34, pp.2007-2014 (1999)
- (10) S.C. Millasseau, R.P. Kelly, J.M. Ritter, and P.J. Chowienzyk: "Determination of age-related increase in large artery stiffness by digital pulse contour analysis", *Clinical Science*, Vol.103, pp.371-377 (2002)
- (11) G.J. Langewouters, A. Zwart, R. Busse, and K.H. Wesseling: "Pressure-diameter relationships of segments of human finger arteries", *Clin. Phys. Physiol. Meas.*, Vol.7, pp.43-56 (1986)
- (12) J. Ando, A. Kawarada, M. Shibata, K. Yamakoshi, and A. Kamiya: "Pressure-volume relationships of finger arteries in healthy subjects and patients with coronary atherosclerosis measured non-invasively by photoelectric plethysmography", *Jpn. Circ. J.*, Vol.55, pp.567-575 (1991)
- (13) M. Abe, M. Yoshizawa, N. Sugita, A. Tanaka, S. Chiba, T. Yambe, and S. Nitta: "Physiological Evaluation of Effects of Visually-Induced Motion Sickness Using Finger Photoplethysmography", *Proc. of SICE-ICASE International Joint Conference, Busan*, pp.2340-2343 (2006)
- (14) A. Hyvärinen and E. Oja: "A fast fixed-point algorithm for independent component analysis", *Neural Computation*, Vol.9, pp.1483-1492 (1997)
- (15) A. Hyvärinen: "Fast and robust fixed-point algorithms for

- independent component analysis”, IEEE Trans. Neural Networks, Vol.10, No.3, pp.626-634 (1999)
- (16) P. Shaltis, A. Reisner, and H. Asada: “Calibration of the Photoplethysmogram to Arterial Blood Pressure: Capabilities and Limitations for Continuous Pressure Monitoring”, Proc. of the 27th Annual International Conference of the IEEE EMBS, Shanghai, (2005)

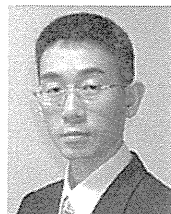
田中 明 (非会員) 1998年東北大学大学院工学研究科博士後期課程修了。同日本学術振興会特別研究員, 2000年東北大学工学研究科助手を経て, 2004年福島大学共生システム理工学類助教授, 同准教授, 現在に至る。人工心臓の制御, 循環系解析, 映像刺激が生体に与える影響等の研究に従事。博士(工学)。



阿部 誠 (正員) 2009年東北大学大学院工学研究科博士後期課程修了。同年同大学サイバーサイエンスセンター厚生科研費研究員, 2011年同大学工学研究科助教, 現在に至る。映像の生体影響評価, 致死性不整脈検出アルゴリズムの開発に関する研究に従事。博士(工学)。



本間 経康 (非会員) 1995年東北大学大学院工学研究科博士後期課程修了。2000年Saskatchewan大学客員教授などを経て, 2003年東北大学医学部助教授, 2008年同大学サイバーサイエンスセンター准教授, 現在に至る。最適制御, 複雑系, 脳科学, 医用画像等の研究に従事。博士(工学)。



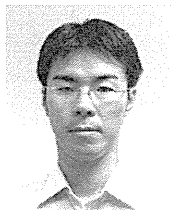
吉澤 誠 (非会員) 1983年東北大学大学院工学研究科博士後期課程修了。同大学工学部助手, 助教授, 豊橋技術科学大学助教授, 東北大学大学院助教授, 同大学情報シナジーセンター教授を経て, 現在, 同大学サイバーサイエンスセンター教授。モバイル健診装置の開発に関する研究等に従事。工学博士。



山家 智之 (非会員) 1989年東北大学大学院医学研究科博士課程修了。東北厚生年金病院循環器科医師, 仙台厚生病院循環器科診察医, 東北大学抗酸菌病研究所助手, 加齢医学研究所助手, 講師, 助教授を経て, 現在, 同研究所教授。人工心臓の開発, 循環器病学の臨床研究等に従事。医学博士。



杉田 典大 (非会員) 2004年東北大学大学院工学研究科博士後期課程修了。2005年, 21世紀COEフェロー, 2006年, 同大学工学研究科助手, 助教を経て, 現在, 同大学工学研究科准教授。映像等の生体影響評価に関する研究等に従事。博士(工学)。



仁田 新一 (非会員) 1966年東北大学医学部医学科卒業, 73年東北大学大学院博士課程修了。テキサス心臓研究所, 東北大学医学部胸部外科助手, 抗酸菌病研究所助手, 講師, 助教授, 教授を経て, 現在, 東北大学加齢医学研究所客員教授。補助人工心臓の開発と胸部外科等の研究などに従事。医学博士。



植込み型除細動器用致死性不整脈検出 アルゴリズムの高速・高精度化

阿部 誠*・テルマ ケイコ スガイ**・吉澤 誠***
本間 経康***・杉田 典大*・清水 一夫†・後藤 萌†
稲垣 正司††・杉町 勝††・砂川 賢二†††

High Speed and High Accuracy Detection Algorithm of Life-threatening Arrhythmias for Implantable Cardioverter-Defibrillator

Makoto ABE,* Telma Keiko SUGAI,** Makoto YOSHIZAWA,*** Noriyasu HOMMA,***
Norihiro SUGITA,* Kazuo SHIMIZU,† Moe GOTO,† Masashi INAGAKI,††
Masaru SUGIMACHI,†† Kenji SUNAGAWA†††

Abstract The implantable cardioverter-defibrillator (ICD) is an effective therapeutic device for rescuing patients with cardiac diseases from death caused by life-threatening arrhythmias. The authors previously have proposed a detection algorithm of life-threatening arrhythmia with a multiple regression model. In this research, we have developed the algorithm so as to accurately classify cardiac rhythms and to reduce in the computational time with a microcontroller used in the ICD. The experimental results showed that the proposed method kept a high accuracy to detect cardiac rhythms. In addition, the validation of implementation of the proposed algorithm in the microcontroller indicated that the result of detection of cardiac rhythms could be attained within computational time of 60 ms. For the practical application, it is necessary to evaluate the power consumption of the ICD working with the proposed method.

Keywords : arrhythmia, implantable cardioverter-defibrillator, intracardiac electrocardiogram, multiple regression model.

1. はじめに

近年、日本における突然死者数は10万~11万人におよび[1]、年々増加の傾向にあると予想され、その対策は医学的のみならず社会的な課題となっている。突然死の中でも急性心筋梗塞、狭心症、不整脈、心筋疾患、弁膜症、心不全などの心血管系疾患に起因するものを心臓突然死といい、突然死の死亡原因として全体のおよそ6割~7割を占めるといわれている[1]。

心臓突然死において心臓が停止する直接の原因は、心室頻拍(VT: Ventricular Tachycardia)や心室細動(VF: Ventricular Fibrillation)といわれる心室性頻脈性不整脈であり、全体の80~90%を占める[2, 3]。このような致死性不整脈は再発率が高いといわれており、致死性不整脈発作を起こした患者の再発後の早期治療システムが必要であると言える。そこで、1960年代にMirowskiらにより植込み型除細動器(ICD: Implantable Cardioverter Defibril-

生体医工学シンポジウム 2011 発表 (2011 年 9 月, 長野)
2011 年 7 月 29 日受付, 2011 年 10 月 12 日改訂
Received July 29, 2011; revised October 12, 2011.

* 東北大学大学院工学研究科
Graduate School of Engineering, Tohoku University

** 東北大学大学院医工学研究科
Graduate School of Biomedical Engineering, Tohoku University

*** 東北大学サイバーサイエンスセンター
Cyberscience Center, Tohoku University

† オリンパス株式会社
Olympus Corporation

†† 国立循環器病研究センター研究所
National Cerebral and Cardiovascular Center Research Institute

††† 九州大学大学院医学研究院
Graduate School of Medicine, Kyushu University

lator) と呼ばれる装置が提唱され、実用化に至っている [4].

現在は洞性頻拍および上室性不整脈 (SVT: supraventricular tachyarrhythmia) などの致死性でない不整脈に対する誤作動を防ぐため、心房内電位もモニタすることで致死性不整脈の鑑別をより確実に行う第5世代 ICD が臨床使用されている [5]. しかし、既存の ICD における不整脈検出アルゴリズムでは、主として心電図 (ECG: electrocardiogram) の時間間隔情報に基づいて VF や VT の発生検出を行っているものがほとんどであり、VF と VT を確実に区別することが困難である。また、一方で ICD が致死性ではない不整脈を誤認して不適切な治療が行われることがあり、致死性不整脈を的確に検出する ICD の開発が急務とされている [6, 7].

これに対して、われわれの研究グループでは、複数の心内心電図信号 (IECG: Intracardiac electrocardiogram) から2次元統計量などの14個の指標を求め、それらを説明変数とし、不整脈の種類を目的変数とする重回帰モデルを用いる方法を提案し、高精度かつ早期の不整脈検出が可能であることを示した [8, 9].

一方、電池の寿命を長くすることが重要である ICD への実装を考慮すると、心調律の監視時における電力消費を抑えるとともに、抗頻拍ペーシングやカーディオバージョンといった電気的治療の誤作動を少なくすることが、実装上重要な課題である。

そこで本研究では、先行研究で提案した方法を改良し、高速演算が可能でかつ高精度の検出が可能なアルゴリズムへの変更を行った。また、ICD で使用されるマイクロコントローラ (以下マイコンと略す) において、実際に提案アルゴリズムが機能するかどうか、主として計算時間の側面から検証した。

2. 方法

2.1 実験データとその処理

本研究では、先行研究 [9] と同様に、5頭の成犬を対象とした急性実験のデータを用いた。データは、左心室内、右心室内、および右心房内において取得した心内心電図であり、250 Hz にて再サンプリングを行ったものを用いた。なお、不整脈の自然発生を計測するのは困難であるため、電気刺激によって SVT, VT および VF を模擬した。なお、データには1度だけ自然発生した VF も含まれている。

最初に、取得した心内心電図データに対して、0.8 Hz~40 Hz の帯域通過型フィルタを用いてノイズ成分を除去した。フィルタ処理後、図1に示すように、1sの長さの窓を用いて0.2sずつシフトさせながらデータを抽出した。それぞれの心調律における窓の個数を表1に示す。本研究では、窓ごとに心内心電図の特徴量に基づく指標を

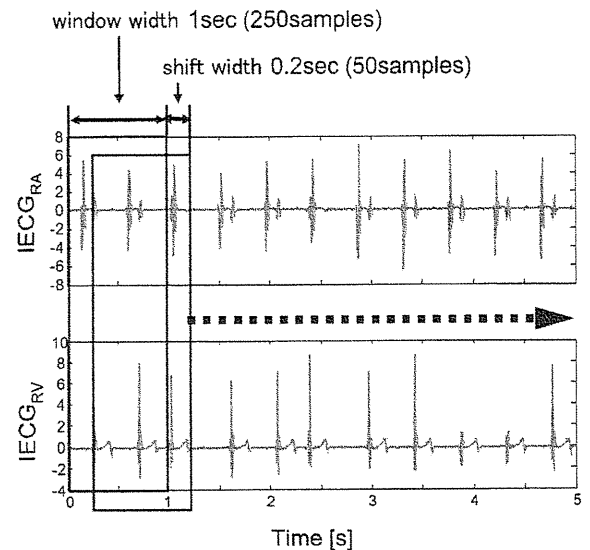


図1 1sの長さの窓を用いて0.2sずつシフトさせるデータの抽出

Fig. 1 Data acquisition using a 1s long window shifting every 0.2s.

表1 各心調律の窓の個数とデータの時間長

Table 1 Summary of IECGs data.

	Number of windows	Total duration [s]
SR	3509	728.2
SVT	284	61.6
VT	474	102
VF	954	199.6

算出した。

(倫理面への配慮)

実験に用いた成犬は、国立循環器病研究センター研究所の倫理委員会の規定に従って適切に管理され、実験は苦痛を与えない麻酔下で行われた。

2.2 不整脈の分類

本研究では、4種類の心調律の状態 SR, SVT, VT および VF の判別を行うために、次のような、心内心電図の特徴量より得られる複数の指標を入力とした重回帰モデルに基づく方法を用いた [9].

いま、上述のデータ窓における0.2sの各シフトによって増加する離散時間を k とする。各データに対して、後述する m 個の指標を求め、これらを要素とする $m \times 1$ ベクトルを $\mathbf{x}(k)$ とおく。また、4種類の心調律の種類 SR, SVT, VT, および VF に対応する番号をそれぞれ $i=1, \dots, 4$ とするとき、心調律の分類を

$$y_i(k) = \begin{cases} 1 & (i\text{番目の心調律に該当}) \\ 0 & (i\text{番目の心調律に該当せず}) \end{cases} \quad (1)$$

で表す。 $y_i(k)$ を要素とする 4×1 ベクトル $\mathbf{y}(k) = [y_1(k),$

..., $y_4(k)]^T$ を検出ベクトルと呼ぶこととする。

データベクトル $x(k)$ を説明変数とし、検出ベクトル $y(k)$ を目的変数とする重回帰モデルを

$$y(k) = Ax(k) + e(k) \quad (2)$$

で表す。ここで、 A は $4 \times m$ 行列であり、 4×1 ベクトル $e(k)$ は残差である。

本研究では、指標の数を $m=14$ 、データ窓の個数を $K=400$ として、最小二乗法により (2) 式の重回帰モデルの係数行列 A を計算した。

運用時には、逐次的に計算した各指標から作られる $x(k)$ を、(2) 式で $e(k)=0$ としたモデルに入力し、SR, SVT, VT, および VF に対応する 4 つの目的変数 $y_i(k)$ の推定値として検出結果ベクトル $\hat{y}(k)$ を計算する。それらの中の最大値に対応する心調律の番号 i を、その時の心調律の種類として判定する。

全部で W 個のデータ窓から無作為に K 個のトレーニングデータを選択し、重回帰モデルの推定に用いた。なお、 $W-K$ 個のデータはテストデータとして、推定された重回帰モデルの妥当性を検証するために用いた。

2.3 心内心電図に基づく指標

本研究では、重回帰モデルの入力として、先行研究[9]と同様、以下に示す 14 個の特徴量を用いたが、計算アルゴリズムを変更することで高速化を図った。

1) ヒストグラムに基づく指標 (Histogram)

心房と心室での心電図信号の独立性を指標として利用するために、2 種類の心電図に対して、5 個 \times 5 個のビンで表される 2 次元のヒストグラムである同時度数分布を求め、そこから Pearson の χ^2 統計量を計算した[8]。また、2 つの心電図信号の不規則性を標準偏差 σ で評価した。

本研究では、左心室内心電図 $IECG_{LV}$ と右心室内心電図 $IECG_{RV}$ 、および右心房内心電図 $IECG_{RA}$ と右心室内心電図 $IECG_{RV}$ の組み合わせに対して、それぞれ χ^2 統計量および σ を求めた。

2) 心周期に基づく指標 (Period)

心電図から得られる一般的な指標として心周期の算出を行った。従来法では、心電図にノイズが多く含まれた場合でも R 波が検出できるように、自己相関関数から算出する方法を用いてきたが、本研究では乗算の計算量を考慮して、心電図信号の一次微分の値を用いて R 波を検出し、心周期を求めた。

$IECG_{LV}$ 、 $IECG_{RV}$ および $IECG_{RA}$ からそれぞれの心周期 $Period_{LV}$ 、 $Period_{RV}$ および $Period_{RA}$ を算出した。さらに、 $Period_{RV}$ とそれ以外の心周期との比として $Period_{LV}/Period_{RV}$ と $Period_{RA}/Period_{RV}$ を算出した。

3) 相対的遅れ時間による指標 (Delay)

2 つの心電図における相対的な遅れ時間を指標として算出した。従来法では、2 つの心電図間の相互相関関数を用いて算出していたが、本研究では Period の算出時に得ら

れる R 波の時間情報を用いることで計算時間を節約した。

$IECG_{RV}$ を基準信号とし、 $IECG_{RA}$ から $IECG_{RV}$ までの遅れ時間および $IECG_{RV}$ から $IECG_{LV}$ までの遅れ時間を指標として用いた。

4) 心電図の同時分布に基づく複素数平面から得られる指標 (Complex)

2 つの心電図をそれぞれ実部と虚部とする複素数と見なし、その偏角と絶対値に関する指標を求める。いま複素数 Z を

$$Z = IECG_{RV} + i \cdot IECG_{LV} \quad (3)$$

と定義する。ここで i は虚数単位である。

Z の偏角のうち、第 1 四分位点と第 3 四分位点をそれぞれ指標として求めた。ただし、四分位点の算出には中央値ではなく平均値を用いることで、近似的に求めた。また、脱分極の長さを

$$|Z| > 0.05 \cdot \max_{\text{心周期内}} |Z| \quad (4)$$

となるサンプル点の個数で近似し、指標とした。なお、偏角の算出に必要な逆正接 (\arctan) 演算については、計算時間の短縮のために、ライブラリ関数を用いずにルックアップテーブルを用いて行った。

2.4 時系列解析を用いた不整脈検出

先行研究[9]における不整脈の分類方法では、窓ごとの分類であるため、臨床的に不自然な判定がされる場合がある。例えば、SR と判定された窓が連続する中、一つだけ VF と判定される窓があるということが起こりうる。そこで、本研究では、ある判定対象である k 番目の窓に対して、その窓から過去 n 個の窓の情報を用いることで、臨床的により妥当な判定を行う方法を提案する。

一つの方法として、判定対象の窓において、過去 n 個の判定結果との多数決関数を用いる方法が考えられる。この方法により、判定結果が急激に変化するような誤判定を減らすことが可能であると推察される。

他の方法として、検出結果ベクトルの値 $\hat{y}(k)$ の移動平均を算出し、判定を行う方法が考えられる。これにより、現在の判定結果に対して過去の判定結果の影響を及ぼすことで、誤判定を減らすことができると推察される。

2.5 検出性能の評価方法

高速化を図った提案アルゴリズムの有効性を評価するために、 $W=5221$ 個のデータ窓から、無作為に $K=400$ 個の窓で区切られたトレーニングデータを選択し、残りの 4821 個のデータはテストデータとして心調律の分類を行った。さらに、提案方法のロバスト性を評価するため、この操作を 100 回繰り返した。

トレーニングデータによって得られた重回帰モデルの分類性能の評価を行うため、テストデータの分類結果におけるそれぞれの心調律の感度と特異度を算出し、ROC (receiver operating characteristic) 曲線における曲線下

の面積 ROCA (area under the ROC) を算出した。ROCA はその値が 1 に近いほど、分類器としての有効性が高いといえる評価基準である。ROC 曲線のグラフは、2 値分類システムにおいて、縦軸が感度 (*Sensitivity*)、横軸が 1-特異度 (*Specificity*) で表される。*Specificity* と *Sensitivity* はそれぞれ

$$\text{Specificity} = \frac{TN}{TN+FP} \quad (5)$$

$$\text{Sensitivity} = \frac{TP}{TP+FN} \quad (6)$$

のように定義される。ここで、*TN* は true negative (真陰性) のデータの個数、*FP* は false positive (偽陽性) のデータの個数、*TP* は true positive (真陽性) のデータの個数、*FN* は false negative (偽陰性) のデータの個数を表す。

まず、高速化を図った提案アルゴリズムの有効性を検証するために、ROCA の値を用いて先行研究のアルゴリズムとの比較を行った。

次に、時系列解析を用いた不整脈検出性能の評価では、高速化を図った提案アルゴリズムにおける重回帰モデルを用いて検出結果ベクトルの値を算出した後、時系列解析を適用することで心調律を判定し、特異度および感度を算出した。

2.6 ICD への実装化

提案アルゴリズムの ICD への実装化について、計算時間の面から有用性の検証を行った。

ICD に実装するアルゴリズムについて、計算時間を考慮し、次のような構成とした。重回帰モデルの推定には多くの計算時間が必要であるため、パーソナルコンピュータ (PC) 上で MATLAB を使い、オフラインでモデル推定を行うものとした。実用上は、PC を用いて推定した重回帰モデルの係数をもとに、ICD 上で心調律の分類を行えばよい。そのため、ICD に実装する箇所は、心内心電図から 14 個の指標を計算する部分および重回帰モデルの係数を用いて心調律の分類を行う部分とした。

ICD への実装を検証するために、低消費電力で動作するマイコンとして MSP430 (テキサス・インスツルメンツ社) を用いた。また、開発環境として、Code Composer Essentials v3.1 (テキサス・インスツルメンツ社) を使用し、C 言語によるアルゴリズムの実装を行った。計算時間に関しては、Code Composer Essentials のデバッグ機能を用いることで検証を行った。

実装用に求められる仕様として、動作周波数 12 MHz のもとで、計算時間は、1 つの窓から次の窓までのシフト時間である 0.2 s をもとに、その半分の時間である 0.1 s 以下とした。

3. 結 果

先行研究 [9] のアルゴリズムを用いて分類を行った場合と提案方法を用いて分類を行った場合の、ROCA の平均値および分散による評価の比較結果を図 2 に示す。図中では、先行研究のアルゴリズムを Previous algorithm, Previous algorithm から Period と Delay の算出方法と Complex の算出方法を変更したものを Proposed algorithm として示した。ただし、4 つの心調律への分類のうち、SR と SVT についてはいずれの場合でも ICD が作動しないため同じカテゴリーとして分類した。

次に、検出結果ベクトルの値に対し、多数決関数を用いたときの判定結果と移動平均を用いたときの判定結果における特異度の比較を図 3、感度の比較を図 4 に示す。ここで、Proposed algorithm において、心調律が正しく検出されるまでの時間が最大で 1.22 s であったため、多数決および移動平均を行う窓の個数を判定対象の窓を含めて 1.4 s 分、すなわち $n=2$ とした。

次に、提案アルゴリズムのうち、指標の算出部分と判定出力部分を MSP430 に搭載したところ、1 つの窓におけるそれぞれの指標の計算時間は表 2 のようになった。全指標の計算時間は約 56 ms であり、時系列解析を含む判定出力部分の計算時間は 1 ms 未満であったため、合計で約 56 ms であった。

4. 考 察

図 2 より、先行研究のアルゴリズムに比べて、ICD への実装化を考慮し高速化を図った提案アルゴリズムのほう

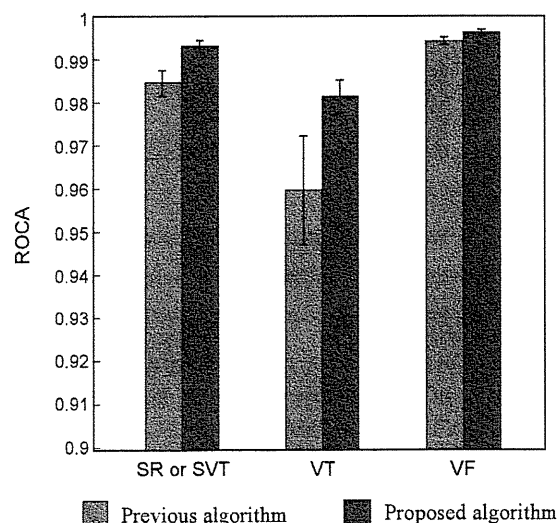


図 2 指標の計算アルゴリズムを変更して心調律の分類を行ったときの ROCA の比較。分類対象は左から、SR or SVT, VT および VF である。

Fig. 2 Classification of cardiac rhythms, which shows ROCA of SR or SVT, VT, and VF, in varying the algorithm of calculating indices.

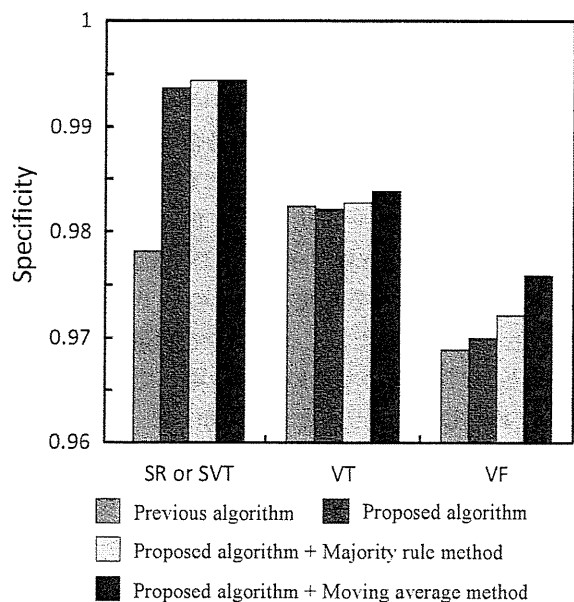


図 3 時系列解析を加えて心調律の分類を行ったときの従来法との特異度の比較。分類対象は左から、SR or SVT, VT および VF である。

Fig. 3 Classification of cardiac rhythms, which shows Specificity of SR or SVT, VT, and VF, in varying the algorithm of calculating indices and applying time series analysis.

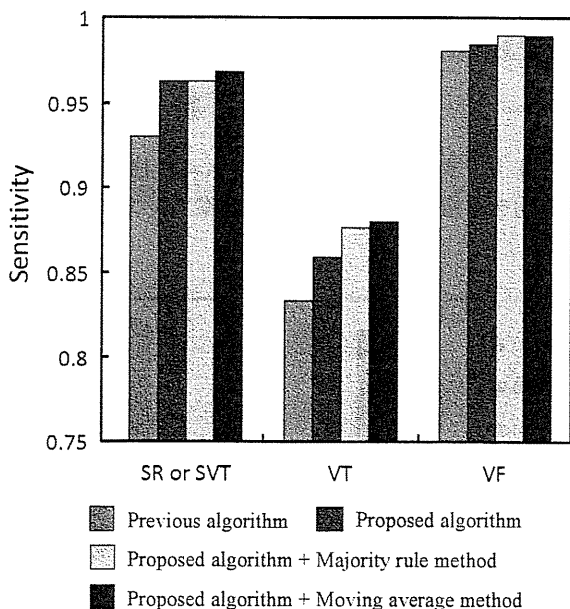


図 4 時系列解析を加えて心調律の分類を行ったときの従来法との感度の比較。分類対象は左から、SR or SVT, VT および VF である。

Fig. 4 Classification of cardiac rhythms, which shows Sensitivity of SR or SVT, VT, and VF, in varying the algorithm of calculating indices and applying time series analysis.

が、検出性能が高く、ROCA の値として 0.98 以上であった。特に、心周期 (Period) と遅れ (Delay) を算出するアルゴリズムについて、相関関数を用いた従来法では、

100 ms 以内という計算時間の仕様を満たすことが困難であることが確認されており、心電図の一次微分の値を用いて R 波を検出する方法のほうが有用であると考えられる。ただし、ICD への実装の際には、体動などのノイズによる R 波を誤検出する可能性があるため、アナログ回路によるフィルタの導入といった対策を今後検討する必要がある。

図 3, 図 4 より高速化を図ったアルゴリズムに加えて、時系列解析を用いることで、さらに検出結果における特異度と感度の上昇が確認された。特に、移動平均を用いた方法では、VT, VF の特異度と SR or SVT の感度の上昇が特徴的であった。この結果より、誤判定による ICD の誤作動を減少させる方法として有用であると考えられる。

一方、多数決関数を用いた方法においても、SR or SVT の特異度や VF の感度などの上昇が見られたが、移動平均を用いた方法ほど大きくはなかった。これは、移動平均を用いた方法では検出結果ベクトル $\hat{y}(k)$ の値を用いた解析方法であるのに対し、多数決関数を用いた方法では、分類結果そのものを用いた解析方法であるため、差異が生じると考えられる。これは、 $\hat{y}(k)$ の最大値の大きさによって分類の信頼性が変わってくるのが原因であると考えられる。提案法では (0, 1) の二値分類であるため、推定値 $\hat{y}(k)$ の最大値が 1 に近いときの分類結果の方が信頼性は高く、誤検出の可能性が低くなる。この特徴から、移動平均を用いた方法では、 $\hat{y}(k)$ の値の更新を行うため、信頼性の低い、すなわち最大値が小さな値も更新するので、信頼性の改善が望める。一方、多数決関数を用いた方法では、 $\hat{y}(k)$ の値そのものではなく、そこから得られる分類結果を用いているため、移動平均を用いた方法に比べて不利であると推察される。

マイコンを用いた計算時間の評価に関しては、表 2 の結果より、約 56 ms という計算時間は求められる仕様の約 60% であることがわかる。この結果から、提案アルゴリズムでは、不整脈の早期検出が可能となり、心調律の監視時における電力消費を抑えることができる。また、仕様に対して余裕があるため、今後のアルゴリズムの改良に伴う計算量の変化に対して柔軟に対応できると考えられる。

以上のように、高速化・高精度化を図った提案アルゴリズムの ICD への実装は有効性が高いと考えられる。一方で、次のような問題点を抱えている。本研究で分類の対象とした不整脈は、種類が限定的であり、データ数も十分とは言えない。そのため、今後は誤検出を誘発する可能性のある不整脈やより多くの不整脈データを取得し、アルゴリズムの有効性を検証する必要がある。

さらに、ヒトを対象とした実用面では次のような問題点を抱えている。本研究では 3ch の心内心電図データを用いているが、デバイスの仕様等で 2ch のデータしか得られない場合、重回帰モデル推定用の指標をすべて計算する

表 2 指標を算出するために必要な計算時間

Table 2 Computational time of calculating indices.

Index	Histogram	Period	Delay	Complex
Computational time[ms]	18	5	<1	32

ことはできない。そのため、先行研究[9]の結果が述べているように、指標の個数の減少により、約1~10%程度ROCAの値が低下する可能性がある。それゆえ、検出性能を保つためにさらなるアルゴリズムの変更が必要となると考えられる。

5. おわりに

本研究では、心内心電図から得られる複数の指標を用いた重回帰モデルを用いて4つの心調律(SR, SVT, VT, VF)に分類する方法において、従来法のアルゴリズムから高速化を図ったアルゴリズムへと変更を行っても、検出性能を低下させることなく実装可能であることが示された。さらに、ICDへの実装を想定したマイコン上で、提案アルゴリズムを約56msの計算時間によって実現できることが示された。

今後は、計測環境におけるアルゴリズムの変更の影響を検証する必要がある。さらには、不整脈の種類やデータ数を増やしての検証、ヒトを対象としたICDへの実装化に向けた心内心電図のチャンネル数を変更させたときの提案方法の有効性の検証、さらなる高精度化を目指したアルゴリズムの提案などを行うことが重要であると考えられる。

文 献

1. 笠貫宏: 植込み型除細動器(ICD)の歴史. 日本心臓ペースンク・電気生理学会, 植込み型除細動器調査委員会編, 植込み型除細動器の臨床. 医学書院, 東京, 1998, p. 1.
2. 杉本恒明: 突然死と不整脈. 杉本恒明編, 不整脈学. 南江堂, 東京, 1992, pp. 12-14.
3. Bayes de Luna A, Coumel P, Leclercq JF: Ambulatory sudden cardiac death: mechanisms of production of fatal arrhythmia on the basis of data from 157 cases. *Am Heart J.* **117**(1): 151-159, 1989.
4. Mirowski M, Mower MM, Reid PR: The automatic implantable defibrillator. *Am Heart J.* **100** (6), pt. 2: 1089-1092, 1980.
5. 大西哲, 笠貫宏: ICDの原理と構造. 田中茂夫編, 心臓ペースメーカー・植込み型除細動器. メジカルビュー社, 東京, 2001, pp. 154-171.
6. Aliot E, Nitzsche R, Ripart A: Arrhythmia detection by dual-chamber implantable cardioverter defibrillators. A review of current algorithms. *Europace.* **6**: 273-286, 2004.
7. Nanthakumar K, Paquette M, Newman D, Deno DC, Malden L, Gunderson B, Gilkerson J, Greene M, Heng D, Dorian P: Inappropriate therapy from atrial fibrillation and sinus tachycardia in automated implantable cardioverter defibrillators. *Am Heart J.* **139**: 797-803, 2000.
8. Yoshizawa M, Kinoshita H, Sugai TK, Shimizu K, Inagaki M, Sugimachi M, Sunagawa K: Detection algorithm of

fatal Arrhythmias for implantable cardioverter defibrillators using joint probability. *Proc. of the Tohoku University Global Nano-Biomedical Engineering Education and Research Network Center*, pp. 399-410, 2009.

9. 阿部誠, テルマ ケイコ スガイ, 吉澤誠, 山家智之, 清水一夫, 後藤萌, 稲垣正司, 杉町勝, 砂川賢二: 重回帰分析を用いた致死性不整脈検出アルゴリズムに関する検討. *生体医工学.* **48**(6): 577-583, 2010.

阿部 誠 (アベ マコト)

2009年東北大学大学院工学研究科博士後期課程修了。同年同大学サイバーサイエンスセンター厚生科研費研究員, 11年同大学大学院工学研究科助教, 現在に至る。映像の生体影響評価, 致死性不整脈検出アルゴリズムの開発に関する研究に従事。

IEEE, 電気学会の会員。



テルマ ケイコ スガイ (テルマ ケイコ スガイ)

2011年東北大学大学院医工学研究科博士後期課程修了。致死性不整脈検出アルゴリズムの開発, 補助人工心臓装着時における心機能推定に関する研究に従事。

IEEEの学生会員。



吉澤 誠 (ヨシザワ マコト)

1983年東北大学大学院工学研究科博士後期課程修了。同大学工学部通信工学科助手, 助教授, 豊橋技術科学大学知識情報工学系助教授, 東北大学大学院情報科学研究科助教授, 同大学情報シナジーセンター教授を経て, 現在, 東北大学サイバーサイエンスセンター教授。モバイル健診装置の開発, 人工心臓の制御等の研究に従事。

IEEE, 日本生体医工学学会, 日本・米国人工臓器学会等の会員。



本間 経康 (ホンマ ノリヤス)

1995年東北大学大学院工学研究科博士後期課程修了。00年Saskatchewan大学客員教授などを経て, 03年東北大学医学部助教授, 08年同大学サイバーサイエンスセンター准教授, 現在に至る。最適制御, 複雑系, 脳科学, 医用画像等の研究に従事。

IEEE, 計測自動制御学会の会員。



杉田 典大 (スギタ ノリヒロ)

2004 年東北大学大学院工学研究科博士後期課程修了。05 年, 21 世紀 COE フェロー, 06 年, 同大学工学研究科助手, 助教を経て, 現在, 同大学大学院工学研究科准教授。モバイル健診装置の開発, 映像等の生体影響評価に関する研究等に従事。

日本遠隔医療学会, 計測自動制御学会の会員。



稲垣 正司 (イナガキ マサシ)

1987 年千葉大学医学部卒業, 同年同大学医学部附属病院勤務, 91 年国立循環器病センター内科心臓部門, 96 年同研究所循環動態機能部研究員を経て, 現在, 国立循環器病研究センター研究所循環動態制御部室長。専門分野は循環器病学, 不整脈学。

日本循環器学会, 日本心電学会, 日本内科学会等の会員。



清水 一夫 (シミズ カズオ)

1983 年長岡技術科学大学大学院電気電子システム専攻科修了。88 年オリンパス株式会社 中途入社第 2 開発部所属, 98 年同社新事業推進本部 DM-pj グループリーダー(課長), 2005 年同社研究開発企画部課長を経て, 現在, オリンパス株式会社医療技術開発本部医療探索部部長。医療機器の研究開発に従事。

不整脈学会の会員。



杉町 勝 (スギマチ マサル)

1984 年九州大学医学部卒業, 92 年論文博士取得。同年, 国立循環器病センター研究所室長, 2004 年同研究所部長を経て, 現在, 国立循環器病研究センター研究所循環動態制御部部長。心臓力学, 循環動態, 循環制御の研究, 医療機器開発等に従事。

日本循環器学会, 日本生体医工学学会, 日本循環制御医学会, 日本心電学会, 計測自動制御学会, IEEE EMBS 等の会員。



後藤 萌 (ゴトウ モエ)

2009 年東京大学大学院工学研究科修士課程修了。同年, オリンパス株式会社入社。現在, オリンパス株式会社医療技術開発本部医療探索部研究員。専門分野は生体信号処理。



砂川 賢二 (スナガワ ケンジ)

1974 年九州大学医学部卒業。論文博士取得。同大学医学部循環器内科医員, ジョンスホプキンス大学医学部研究生, 講師, 助教授, 九州大学医学部助手, 講師, 国立循環器病センター研究所循環動態機能部長を経て, 現在, 九州大学大学院医学研究院循環器内科教授。専門分野はバイオニック心臓病学, 心血管の力学等。

日本内科学会, 日本循環器学会, 日本生体医工学学会, IEEE EMBS 等の会員。



