

喜久元香、 大野ゆう子、他	画像処理を用いた医療 現場における特定行動 の自動検出に関する基 礎的検討	電気関係学会 関西支部連合 大会 抄録集CD-R		G323	2009
薄雄斗、 大野ゆう子、他	シリコーンを用いた触 覚内視鏡に関する基礎 的検討	電気関係学会 関西支部連合 大会 抄録集CD-R		G49	2009
越野八重美、 大野ゆう子	介助動作学習における 数量的検討	電子情報通信 学会技術研究 報告 MEとバ イオサイバネ ティクス	109	13-16	2009
Iwasa, M., <u>Ohno, Y.</u> , et al	Analyse des Facteurs de Decision pour les Etab lissements Medicaux en Afrique : Choix entre Medecine Moderne et la Medicine Traditionnel le	The Internatio nal Council of Nurses 24Th Quadrennial Congress 抄録集CD-R		C.060.C	2009
<u>Shimizu, S.</u> , <u>Ohno, Y.</u> , et al	Social Interaction in Ris ky Behavior by College Student in Japan	7th World Co ngress on Hea lth Economics			2009
Mochimaru, Y., <u>Ohno, Y.</u> , et al	Enhancement of Radioth erapy Resources in Osa ka,Japan -Based on the Japanese Stractural Surv ey in 2003 and 2005	IFMBE Procee ding	25	332-335	2009
<u>Numasaki H.</u> , <u>Teshima T.</u> , et al.	National structure of radiation oncology in Japan with special reference to designated cancercare hospitals.	Int. J. Clin. Oncol.	14	237-244	2009
Ide H., <u>Teshima T.</u> , <u>Numasaki H.</u> , et al.	Comprehensive registry of esophageal cancer in Japan, 2000.	Esophagus	6	27-47	2009

Yoshioka Y., <u>Teshima T.</u> , et al.	External-beam radiotherapy for clinically localized prostate cancer in Osaka, Japan, 1995-2006:time trends, outcome, and risk stratification.	Strahlenther Onkol.	185	446-452	2009
Kenjo M., <u>Numasaki H.</u> , <u>Teshima T.</u> , et al.	Radiation therapy for esophageal cancer in Japan: Results of the Patterns of Care Study 1999-2001.	Int. J. Radiat. Oncol. Biol. Phys.	75(1)	357-363	2009
Sasaki T., <u>Teshima T.</u> , et al.	Radiotherapy for patients with localized hormone-refractory prostate cancer: results of the Patterns of Care Study in Japan.	BJU Int.	104	1462-1466	2009
Ogawa K., Nakamura K., Onishi H., Koizumi M., Mitsumori M., <u>Teshima T.</u> , et al.	External beam radiotherapy for clinically localized hormone-refractory prostate cancer: clinical significance of nadir prostate-specific antigen value within 12 months.	Int. J. Radiat. Oncol. Biol. Phys.	74	759-765	2009
Nakamura K., <u>Teshima T.</u> , et al.	Patterns of radiation treatment planning for localized prostate cancer in Japan: 2003-2005 Patterns of care study report.	Jpn. J. Clin. Oncol.	39(12)	820-824	2009
Ozawa S., <u>Numasaki H.</u> , <u>Teshima T.</u> , et al.	The registration committee for esophageal cancer. Comprehensive registry of esophageal cancer in Japan, 2001.	The Japan Esophageal Society	6	95-110	2009
手島昭樹, 沼崎穂高, 他.	JASTROデータベース委員会. 全国放射線治療施設の2007年定期構造調査報告 (第1報)	日放腫会誌	21	113-125	2009
手島昭樹, 沼崎穂高, 他.	JASTROデータベース委員会. 全国放射線治療施設の2007年定期構造調査報告 (第2報)	日放腫会誌	21	127-138	2009

<u>手島昭樹</u> , 他.	Patterns of Care Study (PCS) 特集：がん放射線療法 の 進歩と展望	最新医学	64	1123-1128	2009
佐々木良平, <u>沼崎徳高</u> , <u>手島昭樹</u> , 他.	第4回JASTRO将来計画 セミナー報告、JASTRO の視点から考える 「文部科学省・がんプロ フェッショナル養成 プラン」-All Japanと して‘がんプロ’実施 5年間をどのように取 り組み、如何に活用で きるか?	日放腫会誌	21	19-25	2009
寺原敦朗, <u>沼崎徳高</u> .	IHE-ROの現状と問題点 臨床医およびJASTRO データベース委員会の 立場から.	日本放射線腫 瘍学会誌	21	49-53	2009
Yogo A., <u>Teshima T.</u> , <u>Numasaki H.</u> , et al.	Application of laser-accelerated protons to the demonstration of DNA double-strand breaks in human cancer cells.	Applied Physics Letter	94	181502-1- 181502-3	2009
Mukumoto N., <u>Numasaki H.</u> , <u>Teshima T.</u> , et al.	A preliminary study of in-house Monte Carlo simulations: An integrated Monte Carlo verification system.	Int. J. Radiat. Oncol. Biol. Phys.	75	571-579	2009
Takashi Ogawa., Toshikatsu Funayama., <u>Ichiro Kanaya.</u> , <u>Kazuo Kawasaki.</u>	Medical Design and Design Awards	ICDHS 2008 OSAKA PROCEEDING		340 - 343	2008
Toshikatsu Funayama., Takashi Ogawa., <u>Ichiro Kanaya.</u> , <u>Kazuo Kawasaki.</u>	A basic discussion to introduce design methodology to the development of the artificial heart	ICDHS 2008 OSAKA PROCEEDING		304 - 307	2008

小川貴史, 小川直茂, <u>金谷一朗</u> , <u>川崎和男</u> .	プロダクトデザイン開 発手法にもとづく プレフィルドシリンジ の開発に関する研究	生体医工学	46(4)	458 - 464	2008
小川貴史, 船山俊克, <u>金谷一朗</u> , <u>川崎和男</u> .	デザイン手法における プロトタイピングを用 いた静脈注射支援機器 の開発デザイン研究	日本 コンピュータ 外科学会誌	10(4)	521 - 528	2008
Shiki N., <u>Ohno Y.</u> , Fujii A, Murata T., <u>Matsumura Y.</u>	Time Process Study with UML A New Method for Process Analysis	Methods Informatics in Medicine	48(6)	582-588	2009

IV. 研究成果の刊行物・別刷

O-113

喫煙行動における社会的相互作用の影響に関する実証研究

○清水佐知子, 吉岡なつき, 持丸 祐子, 岩佐 真也, 大野ゆう子

大阪大学大学院医学系研究科

【目的】健康関連行動において我々は、自分を取り巻く他者及び所属する集団そのものから大きな影響を受けている。中でも喫煙は、行動開始や行動継続、行動中止に至るまで私的動機のみならず、準拠集団の特性が意思決定に大きな影響を及ぼす行動であると言えよう。特に未成年における喫煙行動はその顕著な例であり、友人や兄弟姉妹、家族からの社会的相互作用効果が少なくない。にもかかわらず、研究者の知りうる限り、我が国でこれまで喫煙行動と社会的相互作用を明示的に扱った実証研究は稀少である。そこで、本研究は大学生を対象とし、社会的相互作用が喫煙行動に与える影響を分析し、社会的相互作用下での個人の健康行動を定式化することを目的とする。

【方法】総合大学大学生を対象とし喫煙行動及び社会的相互作用に関するアンケート調査を実施した。社会的相互作用は、対象者の所属する集団の実際の喫煙率、対象者の集団に関する主観的喫煙率、近親者の実際の喫煙の3つのレベルで

社会的相互作用の程度と方向性を算出した。対象者の喫煙行動を応答変数とし、社会的相互作用効果及び、年齢、性別、世帯収入、個人のリスク選好といった属性を共変量としてプロビット分析を行った。

【結果】喫煙行動に対する統計学的に有意な社会的相互作用効果が確認された。一方で、性別や個人のリスク選好といった変量も喫煙行動確率を上げる影響要因であることが示唆された。

【考察】政策介入の波及効果を議論する上で、集団行動を規定する要因のひとつである社会的相互作用効果の存在を確認し、その影響の程度を検討することは極めて重要であると言えよう。今回対象者の多くが保健医療系学部学生であったため、喫煙率は一般集団と比して低く、推定結果に偏りが生じた可能性がある。今後対象範囲を拡大しさらなる研究を進める必要がある。

O-143

リスク選好が健康関連行動へ与える影響に関する研究

○吉岡なつき, 清水佐知子, 志岐 直美, 大野ゆう子

大阪大学大学院医学系研究科保健学専攻

【背景・目的】リスク選好は個人特異的なものであり、喫煙・飲酒・肥満などの健康関連行動に影響を与えることが知られている。近年この分野の研究は進んできているが、リスク選好尺度化評価法は確立されていない。

以上の背景より本研究は、我が国においてリスク選好を数値化し健康関連行動との関連を調べることを目的とする。尺度化は Andarson (2008) のリスク選好尺度化法を応用する。特に、本研究では、大学生を対象としたアンケート調査結果に基づき分析を行う。喫煙、飲酒、肥満といった健康関連行動は高校生、大学生という青年期に始まることが多く、かつその後の行動継続に大きな影響を与えるため、この年齢層に焦点を当て研究を行うことは意義があると考えられる。

【方法】リスク選好は、仮想的くじに関する質問を行うことにより、個人のリスク行動を数値化する。対象者は賞金が異なる 2 種類のくじ A、B を選択する。2 種類のくじ選択に関する質問は 10 回繰り返され、各々で両くじの期待値が異なる。初期の数回はくじ A の期待値がくじ B より高く、即ちリスク回避的個人・リスク中立的個人はくじ A を選択すると考えられる。その後、両くじの期待値は逆転するよう設定しているため、個人の選択がくじ A からくじ B に切り替わることが想定される。本研究は、この切り替わり点をリスク選好尺度とするものであり、リスク回避係数 (CRRA: Coefficient of Relative Risk Aversion) として算出する。

総合大学の大学生及び大学院生を対象とし、自記式アンケート調査により先述の仮想的くじ及び実際の健康関連行動に関する質問を調査した。実際の健康関連行動とは、喫煙、飲酒、肥満、シートベルトの使用、賭け事、性行動、食生活、感染予防行動の 8 項目とした。その他基本属性として性別、年齢、学歴、世帯収入について調査した。まず健康関連行動別に CRRA 及び基本属性を説明変数とするプロビットモデルでモデル式を推定し、次に 8 項目の健康関連行動を主成分分析により 1 変数に統合し、これを応答変数としたプロビット分析を行った。

【結果・考察】各モデル式でリスク回避係数の統計的有意性及びその影響の大きさ、方向性は異なる結果となった。具体的には喫煙、飲酒ではリスク回避係数の行動に対する統計的に有意な影響が認められた。即ち、リスクを好む個人は喫煙や飲酒といった危険行動をとる確率が高いことが示唆された。一方で、性行動では統計的有意差が認められなかった。これは今回の集団が主として保健医療系学部を対象としたものであったことに起因すると思われる。

政策介入の効果を評価もしくは予測する場合、政策に対する個人の反応を考慮することは必須であり、その意味において、個人のリスク選好はひとつの重要な視点であると言えよう。今後、対象集団を拡大した調査を行うことで、より詳細な知見を得る必要がある。

APCモデルによる胃がん罹患数推計法の比較研究

The sensitivity analysis on the incident number of stomach cancer with APC model

歌田真依, 大野ゆう子, 清水佐知子

大阪大学 大学院医学系研究科 総合ヘルスプロモーション科学講座

要約

がんは疾病対策上重要な疾患であり、罹患数推計は施策の基本となる数値である。最新のがん罹患の将来推計は大野らの報告したもので、Age-Period-Cohort (APC) モデルにより過去のがん登録に基づき推計された全国罹患数を分析し、その結果をもとにシナリオを設定し将来推計を行っている。一方、近年がん登録の登録率の低さから罹患数が過少評価されているという報告もあり¹⁾、罹患数についてシナリオや登録率によってどの程度変化するのか検討する意義は大きい。

本研究では、大野らの方法に基づき、APCモデルに基づくがん罹患の将来推計について推計シナリオと登録率を変化させ胃がんの罹患について感度分析を行った。年齢効果とコウホート効果は最新年の値で固定し、時代効果を5パターンで推計し、さらに登録率が70~100%まで変動した場合の罹患数推計を行った。2030年まで将来推計した結果、シナリオによる罹患数の差は3万5千人であり、直近5年の時代効果から直線回帰し求めた直線を最新年で接する接線とし2030年に一定となる2次関数を想定する推計法が最も適していると考えられた。登録率により感度分析したところ、罹患数の変動は3万8千人となり、登録率の影響も大きいことが示され、登録精度の向上が求められることが示唆された。

はじめに

わが国では、悪性新生物（以下、がん）は1981年以来男女共に死因の第一位であり、2007年には約33万人が死亡するなど、死亡の3割を占めている²⁾。がん罹患の将来動向を把握することは、日本の将来における保健医療課題を予測しがん対策をたてる上で有用であり、より正確な罹患数推計が求められる。

従来のがん罹患数推計は、年齢によるリスクの変化を考慮して算出するものであった。しかし、より正確な罹患数推計のためには年齢の影響のほかにも時代や出生コウホートの影響も考える必要がある。その分析方法としてAge-Period-Cohortモデル（以下、APCモデル）がある。これはがん罹患に影響を及ぼす効果を、年齢・時代・コウホート効果の3つに分けて考えるものである³⁾。

このAPCモデルを用いた部位別の1975年から

2020年までのがん罹患数推計が大野らにより報告されている⁴⁾。大野らは、罹患数推計方法として、APCにおける3つの効果のうち時代効果について、基準シナリオと他に2つのシナリオを設定し、最も適切な値を算出したシナリオを採択していた⁴⁾。しかし、それらによって算出した罹患数に生じた差については明確に述べられていない。

また、罹患数の将来推計を行うにあたって、現在に至るまでの罹患数の動向を正確に把握する必要がある。これには地域がん登録が用いられる。全国的ながん登録制度のなかったわが国では、全国がん罹患数は、いくつかの地域がん登録の値から推計したものであった。近年、我が国の地域がん登録の登録精度についての検討が進み、地域がん登録の段階で実際の罹患数よりも地域差はあるもののがかなり過小

評価している可能性が指摘されている¹⁾。

そこで、本研究では、過去の罹患数に基づく APC 分析の結果において各効果推計値が既知としたとき、年齢・時代・コウホート効果についてシナリオを変化させた場合の罹患数の変化を検討し、さらに登録率が異なることによる罹患数の変動を感度分析により検討した。

方法

対象は、1975年から1994年に罹患した35歳から84歳の胃がん男性(1,088,599人)である⁴⁾。この集団についてAPCモデルにより分析し、得られた3つの効果の変動をもとに将来推計を行う。

将来推計においては、年齢効果はそのままとし、コウホート効果は最新年の値で固定し、時代効果をI.最新年の値で固定、II.直近5年の時代効果から直線回帰し求めた直線を最新年で接する接線とし2030年に一定となる2次関数を想定、III.直近10年の時代効果から直線回帰、IV.直近5年の時代効果から2次式回帰、V.直近10年の時代効果からIVと同様の方法で2次式回帰、の5パターンで推計する。なお、総平均効果は、全ての年齢、時代、世代において等しく影響する効果であり、これは得られた値を用いた。

将来人口は、国際連合が5年ごとに調査している性別・5歳年齢階級別の人口推計値を直線補間した値を用いた。

以上の効果推定値と人口を使用し、期待粗罹患数を以下のように算出する。なお本研究では、もっとも解釈が自然であること、モデル当てはめにおいて頑強性があることから中村のベイズ型ポワソンコウホートモデルを使用する⁵⁾。

年齢階級が I 、観察年が J 年ある場合、観察コウホートグループは $K(=I+J-1)$ 個となる。 j 年に観察された i 年齢階級には $k(=I-i+j)$ 番目のコウホートが対応するとする。このように定めた場合、 j 年 i 年齢階級について観察された罹患数 y_{ij} な

どが期待値 μ_{ij} のポワソン分布に従うとすると、APCモデルは次のような形で表わされる。

$$\log \mu_{ij} = \log P_{ij} + \beta^G + \beta_i^A + \beta_j^P + \beta_k^C$$

ここで

μ_{ij} : j 番目の観察年での i 番目の年齢階級における対象事象の期待値

P_{ij} : j 年 i 年齢階級のオフセット人口

β^G : 総平均効果

β_i^A : i 番目の年齢階級の年齢効果 $i=1, \dots, I$

β_j^P : j 番目の観察年の時代効果 $j=1, \dots, J$

β_k^C : k 番目のコウホートグループのコウホート効果 $k=k(i, j)=1, \dots, K$

である。

対象者を35歳から84歳まで年齢5歳階級別に区分する。次に、1年ごとに年齢効果、時代効果、コウホート効果、総平均効果の和を求めて効果推定値を設定する。効果推定値はロジット変換を用いて求められるので対数で表されている。これを実数に変換するため、自然対数を底とする数値のべき乗を行い、期待罹患率とする。5歳年齢階級別の期待罹患率と、各年齢階級の人口の積により、期待罹患数を求め、人口10万対の期待粗罹患数を算出する。

時代効果をI~Vの5パターンによって推計し、得られた結果より期待粗罹患数を求め比較検討する。

さらに、加茂らの報告をもとに地域がん登録の平均の登録率が70~100%であった場合を仮定し感度分析を行った。登録率が100%であれば実際の罹患数は罹患推計に用いた値と一致し、登録率が低いほど実際の罹患数は増加することになる。このようにしてシナリオによる変動と、登録制度による変動を検討した。

結果

IからVの推計法により時代効果を推計し、これらの時代効果から人口10万対の期待粗罹患数(以下、粗罹患数)を推計した結果を図1に示す。

粗罹患数は、時代効果の結果と同様に、I、III、II、V、IVの順に少なくなり、IV、5個から2次曲線で予測した場合のみ減少傾向であった。IVで予測した罹患数は他の推計法と比較して差が大きい。人口推計による2030年時の35-89歳の男性人口は36,500,000人である。推計法によって罹患数に34,400人の差が生じることになる。

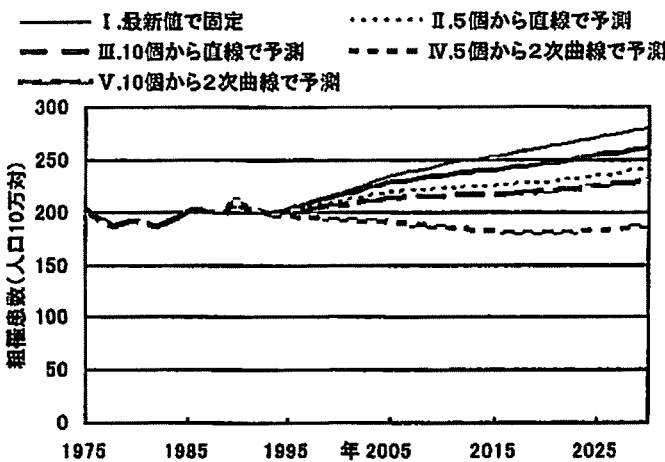


図1. 胃がん男性35-84歳の粗罹患数(人口10万対)

年齢階級別にみた場合も35-89歳の粗罹患数の誤差と同様の結果が得られるかを検討するため、Iにより予測した2030年の値を基準とし、各推計法で求めた年齢5歳階級別に粗罹患数を比較した結果、IとIVの差が最も大きく、Iと差の大きい推計法は順に、IV、V、II、IIIであった。IIとIIIの差は比較的小さく、すべての年齢階級において同様の結果であった。また、年齢が高くなるにしたがって差が大きくなっていく結果となった

次に、5つの推計法のうち、最も平均的な推計結果を得られる推計法について検討するために、5つの推計法によって算出された粗罹患数の平均との差を比較した(図2)。その結果、5つの推計法による粗罹患数の平均に最も近い推計方法は、II、5個から直線で予測であった。したがって、胃がんについて

は今回の5つの推計法で比較するとIIにより最も平均的な値が算出されることが示された。

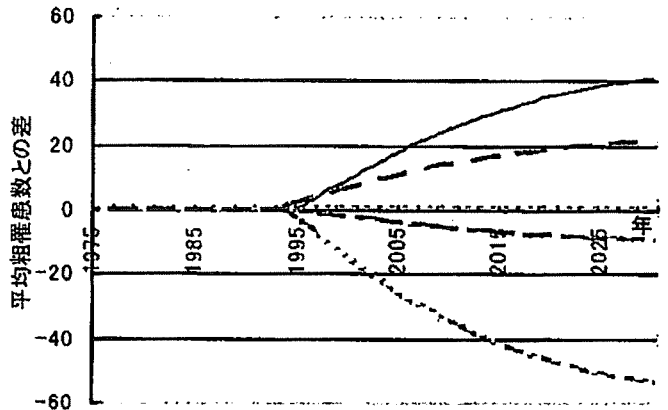


図2. 5つの推計法による粗罹患数の平均と各推計法との差次に、登録率の違いによる罹患数の変動について、IIの推計値をもとに算出した(図3)。登録率を70から100%まで変化させた場合、2030年における差は人口10万対で102人であった。罹患数では37,645人の差となった。

さらに、推計法の違いと登録率の違いを組み合わせると、最も大きい値を算出するIで登録率70%の場合と、最も小さい値を算出するIVで登録率100%の場合の差は、人口10万対で214人、罹患数では78,519人の差となった。

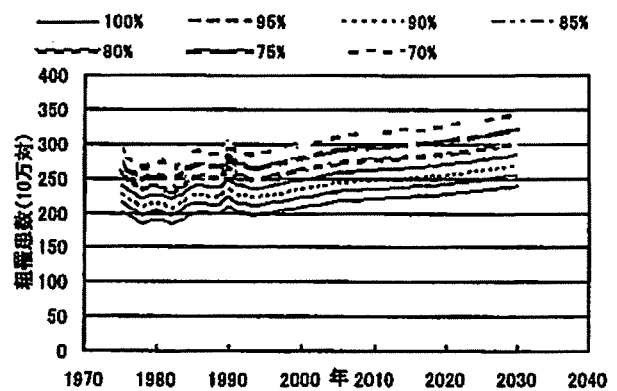


図3. 推計法IIの登録率変動による罹患数の推移

考察

時代効果の推計法によって減少傾向または増加傾向はかなり異なり、その結果、罹患数推計にも3万5千人近くの大きな差が生じることが示された。

今回の5つの推計法のうち最も平均的な値を算出するのは、Ⅱ. 5個から直線で予測したものであった。これは胃がんの罹患推計において、ひとつの目安になると考えられる。しかし2030年において3万5千人の差があり、直近の5年や10年分のデータの傾向から、約35年も先のことを予測すると誤差が大きく、危険であることがわかる。直近5年、10年は共に時代効果が減少傾向にあるが、直近5年の特に大きな減少傾向が今後も持続するかどうかは不明である。どのような要因が直近5年、10年の時代効果に影響を与えたのかを調べる必要がある。

胃がんの原因として、塩分の多い食事やヘリコバクター・ピロリ菌（以下、ピロリ菌）の存在が示唆されている。ピロリ菌の陽性者では胃がんリスクが5倍になるという報告もある⁶⁾。直近10年の時代効果減少の要因としてピロリ菌の除菌があるとすれば、除菌をした人数は直近10年で増加しているという仮説がたてられる。これについて、ピロリ菌を除菌した人数の推移を調べ、今後の変化を推計することは、胃がんの時代効果推計に役立つと考えられる。食生活習慣など他要因の変化についても同様に考慮すべきである。このような技術の革新や罹患要因の変化により、時代効果が減少することも考えられる。また、診断技術の進歩により、がんが早期に発見されるようになれば、実際の罹患率は変化しなくても罹患患者数は増加すると考えられる。これらのことを含め、より正確に時代効果を推計する必要がある。

また、胃がんの罹患リスクが増加する高い年齢階級ほど推計値の差が大きくなることから、大きな数を推計するほど誤差も大きくなると示された。胃がんの罹患患者数が多いということは社会的に重要なことだが、その誤差が大きい場合、将来を見据えた対策や政策が実情とそぐわない危険性がある。これら5つの推計法の妥当性について、過去のデータから近年を予測するなどの検証が必要である。

また、登録率の変動による罹患数推計値の誤差も大きい。わが国はがん登録の実施体制の貧弱さや登録制度の低さという問題を抱えており⁷⁾、正確な罹患数把握ができていないとは言い難い。がんの部位に

よっても、予後の悪いがんと、比較的予後の良いがんの登録率は異なる可能性がある⁷⁾。胃がんのように罹患数が多いがんの罹患数推計は、特に登録率の影響を強く受けると考えられる。それぞれの部位の登録率を推測し、罹患数推計を行うことが必要である。しかし、登録率が100%であれば、登録率の推計による誤差は生じない。そのため、がん登録の精度の向上を図ることが、がん医療需要の予測、対策の立案に貢献すると考えられる。

現状においては、直近5年程度の推計を逐次算出し、あくまで目安として考えていくことが望ましいと考える。本研究では罹患数推計において生じる誤差を明らかにしたことで、推計法の選択や登録精度向上の必要性について示唆できたと考える。

参考文献

- 1) 厚生労働省がん研究助成金「地域がん登録」研究班. 日本のがん罹患率と推移. がん・統計白書—罹患/死亡/予後—2004. 97-160. 2002.
- 2) 財団法人 厚生統計協会. 国民衛生の動向・厚生指標 臨時増刊・第55巻第9号 通巻第864号. 東京都. 2008.
- 3) Clayton, D. and Schiffrers, E. (1983) Models for temporal variation in cancer rates I : Age-period and age-cohort models. *Statistics in Medicine*. 6. 449-467.
- 4) 大野ゆう子, 中村隆, 村田加奈子 他. 日本のがん罹患の将来推計: ベイズ型ポアソン・コウホートモデルによる解析に基づく2020年までの予測. がん・統計白書—罹患/死亡/予後—2004. 201-217. 2002.
- 5) 大野ゆう子, 清水佐知子, 三輪のり子. 保健医療データと統計数理: APCモデルについて. *日本化学会情報化学部会誌*. Vol 24. No 4. 127. 2006.
- 6) Sasazuki S, Inoue M, Iwasaki M, et al. (2006). Effect of *Helicobacter pylori* infection combined with CagA and pepsinogen status on gastric cancer development among Japanese men and women: a nested case-control study. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev*. 15(7). 1341-7.
- 7) 藤田学. 地域がん登録の利用. 地域がん登録の利用/JACR MONOGRAPH No. 9. 13-16. 2004.

気圧センサ付日常行動記録計を用いた 行動検出の実験的検討

Investigation on the practical performance of the daily event recorder system
with barometric pressure sensor for the time motion study

喜久元香、大野ゆう子、清水佐知子

大阪大学 大学院医学系研究科

要約

近年加速度センサは安価なものも市販され、日常の行動記録分析に用いられるようになってきた¹⁾。本研究は看護師のタイムスタディを想定し、3軸加速度センサに加え気圧センサ付行動記録計(以下、行動記録計)がどの程度行動計測に応用可能か、本体附属の自動行動分類機能の検証も併せて実験的に検討した。人体6箇所に行動記録計を装着し、自計式行動記録と照合して部位による記録の違い、特性についてエレベータによる上下階移動の検出も含め検討した。さらに看護師タイムスタディ時に観測者が行動記録計を装着し、実用的精度で運動内容が検出可能か実験的検討を行った。

その結果、行動記録計が運動によって体から浮く状態となる場合に誤差が大きいこと、装着部位により運動内容の自動分類が異なること、自転車など分類項目外の運動は「歩行」や「その他の運動」に分類されることが多いこと、エレベータの上下階移動については装着部位によらず、ほぼ検出されることなどが明らかとなった。看護師業務のように体を傾斜させた作業が多い場合の消費エネルギー計測や業務負担計測には、計測データの加工など検討が必要であることが示唆された。

A. はじめに

在院日数の短縮、検査や処置の多様化など、近年の看護業務は益々複雑化しており、看護師の肉体的・精神的負担も大きい。タイムスタディは従来から経営工学の分野で工程管理の基本的な方法として実施され、医療現場においては看護労働量測定に用いられており、業務改善、人的資源としての看護職の実労働時間測定に利用されている。測定方式には対象者に記録者がつく他計式と、対象者自身が記録を行う自計式があるが、いずれにしても調査が倫理上の問題なく医療提供にも支障なく実施できることが理想であり、最小限の人的資源で調査目的に沿った

詳細な記録を取る方法の開発が求められている。将来的にはモニタリング的なタイムスタディの自動化が期待されている²⁾。

日常行動記録計は、3軸加速度センサに加え気圧センサ付のものも市販されるようになり(以下、行動記録計)、歩数、消費エネルギー量に加え行動分類も自動的に表示する。今回、臨床タイムスタディの先行実験として、行動記録計装着部位による記録特性の検討を自計式記録と照合させて行った。また、実際のタイムスタディ予備調査時に観察者が装着し、他計式行動記録と比較してタイムスタディ調査への適用可能性を検討した。

B. 研究方法

行動記録計

本研究で用いた行動記録計は3軸加速度センサと大気圧センサを搭載し、身長、体重、年齢および性別を設定することで、歩数や消費エネルギーが表示可能である(NIPRO 日常行動記録計:商品名ウエルサポート[®])。装着の仕方は、付属ポーチでベルトに装着、胸ポケットに装着、首から下げて使用の3通りある。測定データは付属ソフトでコンピュータに読み込み、エレベータや階段移動の高低差情報とともに自動的に行動分類を表示できる。出力データは移動の開始や継続秒数を日、時間、分、秒単位で検討可能であり、あらかじめ設定された分類項目には歩行、走行、階段昇り、降り、エレベータ上り、下り、静止、睡眠、その他の9項目がある。

実験1:行動記録計と自記式記録の比較

成人女性3名(A、B、C)を対象とし、歩行、静止、階段昇降、エレベータ昇降の行動を測定した。

(1) 2階から1階への移動では、半階分の移動を検出できるかどうかを検討する目的で、2階と1階の間を階段で降り、昇り、エレベータ下降、上昇の順で行動した。ストップウォッチで2階から踊り場の歩行終了まで、踊り場から1階の階段降り終了まで、1階から踊り場の歩行終了まで、踊り場から2階の階段昇り終了まで計測値を出した。

(2) 1階と3階の各階をエレベータで往復移動し、上下移動時間、ドア開閉の各時間を計測した。

実験2:装着部位による比較

製品使用説明では装着部位は腰部が推奨されているが、タイムスタディでは必ずしも腰部に装着できない場合もある。そのため安定性と活動性から上腕や足首など5部位に装着し、腰部の測定データと比較し、上体の傾斜や左右差による影響を検討した。

成人女性1名を対象に、行動記録計を推奨部位(首、腰)と、それ以外(右腕・左腕:上腕固定、右足・左足:足首固定)の6箇所に装着し、日常生活における移動を測定した(12時25分~13時50分)。経路は、出発地3階から1階へ移動し駐輪場へ歩行、自転車、

地下から2階へエレベータ移動、階段とエスカレータで駅へ移動、電車移動、乗り換え、駅から目的地までの移動を行なった。行動内容からi)階段、歩行、エレベータ、ii)自転車、iii)電車の3点に分けた。

i)は記録計に分類項目のある行動で、装着部位による誤差を比較し、ii)、iii)は分類項目外の行動が行動記録計でどのように分類されるか検討した。

実験3:看護師タイムスタディと他計式記録の比較

タイムスタディ予備調査では看護師を観察対象者として記録者がつき、この記録者に行動記録計を装着して他計式タイムスタディ記録と比較した。従って厳密には同一人物の行動を比較していないことによる誤差を考慮する必要がある(例:看護師が直接ケアを行う時、記録者は外で待機している)。循環器系専門病院における8階病棟、7階病棟におけるタイムスタディ時に行動記録計を装着した。両病棟とも心疾患病棟のため車いす移動の患者が多く、輸液管理などの必要がある場合は看護師が付き添い、エレベータ移動に伴う。この病院ではエレベータ4基を患者、見舞客、医療従事者が共用しているため、待ち時間や各階での停止時間がかかると予想される。8階病棟は08時27分~17時18分、7階病棟は08時16分~17時37分の記録を取った。結果の表記には行動記録計の時刻を使用し、行動継続秒数の比較を行った。

C. 結果

実験1:行動記録計と自記式記録の比較

(1) 測定データと計測値と比較するとC:2階から踊り場への階段降り、B:踊り場から1階へ階段降り、踊り場から2階へ階段昇りの3点で測定値が低い(表1、2)。計測データは階段降り12歩、歩行1歩、階段降り11歩と、半階分に分けられる(表2、A)が、半階分の秒数、歩数を1階分の移動になるよう合計して比較するとデータの整合性が上がった(表3)。エレベータ移動の測定値は下降未検出の1件以外等しかった(表1、A)。この1件は装着時、コートのポケットに入れてクリップ固定しており、

A-5

表1 行動精度比較 (秒)

	A	B	C	計測値
2階から踊り場 (内、階段降り)	10	11	7	9.61
踊り場から1階、階段降り	7	7	2	6.18
1階から踊り場 (内、階段昇り)	10	13	10	9.89
踊り場から1階、階段昇り	7	5	7	6.18
下降	-	4	4	
上昇	4	4	4	

表2 行動精度比較 (歩数)

	A	B	C	計測値
2階から踊り場 (内、階段降り)	13	22	15	
踊り場から1階、階段降り	12	14	5	12
1階から踊り場 (内、階段昇り)	11	6	16	
踊り場から1階、階段昇り	13	24	19	
踊り場から1階、階段昇り	10	14	13	12
踊り場から1階、階段昇り	11	8	13	12

表3 行動設定比較 秒(階段歩数)

	A	B	C	計測値
2階から 1階	16 (23)	14 (20)	15 (21)	15.74 (24)
1階から 2階	17 (21)	18 (22)	17 (26)	16.07 (24)
合計	33 (44)	32 (42)	32 (47)	31.81 (46)

表4 エレベータ移動 (秒)

	A	B	C
静止	31	24	29
下降:3階から2階	3	3	4
静止	13	13	13
下降:2階から1階	4	4	4
静止	13	13	13
上昇:1階から2階	4	4	3
静止	12	13	13
上昇:2階から3階	3	3	4

表5 歩数精度 (歩)

	右腕	左腕	右足	現実値
歩行	3445	1343	1665	3064
走行	17	1230	1242	19
階段昇り	51	31	27	71
階段降り	346	134	99	308

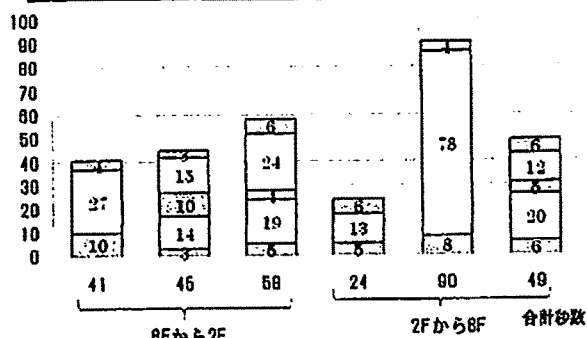


図1 エレベータ移動 (秒) □エレベータ移動 □停止
対象者が本体の向きを確認した際に「その他」の行動として分類されたと考えられる。

実験2:装着部位による比較

6箇所のデータと実際の行動を比較すると首、腰(推奨部位)と、左足は一致率が高い。右腕もほぼデータは一致したが一部階段昇降が未検出であった。また足首に固定した記録計は歩行時に接触することがあった。一方精度が高いデータとして12時51分のエレベータ上昇が装着部位全てで確認された。

i) 階段、歩行、エレベータは一致率が高い。ii) 自転車、iii) 電車は行動記録計の分類項目外なので、どのように分類されたか検討した結果、左腕と右足は歩行や階段降りが走行として検出された。ii)は主に歩行状態で、階段移動も検出された。この階段移動の内、左腕、右足では他の部位と比較して、降りが走行として検出された箇所があった。iii)は静止状態の他にエレベータ上昇、下降が検出された。装着部位によって継続秒数に差はあるが、回数はほぼ等しかった。元々項目外である日常行動を含めて測定誤差を求めようとしていることを考慮するため、奨装着部位である首、腰と、同程度精度が高い結果が出た左足の3つのデータを平均して仮想的な「現実値」とした。右腕、左腕、右足の各行動の歩数を比較すると、走行歩数が高く、歩行と階段降りが少なかった(表5)。

実験3:看護師タイムスタディと他計式記録の比較

行動記録計で階層移動として検出されたデータと他形式記録との照合では、行動内容は一致したが行動の継続秒数は一致しなかった。行動記録計による秒数を検討した結果、エレベータ移動13回中、エレベータを待つ時間は平均44.4秒で最大270秒であった。途中階に停止する回数は11回で平均停止時間24.7秒、最大78秒であった。等しい階層数の移動でも途中階での停止があると上昇、下降の継続秒数の合計は異なった。5階層分のエレベータ下降時に一度も停止しなかった場合、下降時間9秒で目的階に到着していた。エレベータ移動13回のうち、8階病棟と2階との移動が3往復得られており、同階数による影響を比較した(図1)。同階数の移動においても、エレベータ上昇、下降の合計秒数は異なり、停止する回数が増えると秒数も延長していた。

D. 考察

実験1: 行動記録計と自記式記録の比較

階段移動の比較では、踊り場での歩行が影響し精度が下がった可能性が示唆された。この歩行は平地歩行と比較して距離が短い上に方向転換があることで、「その他」として分類された可能性がある。移動を半階に分けず1階分、2階分で比較すると秒数や段数の精度が上がっており、このことから行動記録計の検出データにおいて実際の階段昇降と踊り場での歩行を分けることはできないことと、階段移動全体の開始と終了を把握できることが示唆された。

エレベータ移動では測定誤差が1秒内であったことから、装着者の体動や機器による測定差の影響が少なく精度の高いデータであると言える。各階での停止時間データとドア開閉の測定時間が等しいことから、タイムスタディの分析時に人の出入りにかかる時間を表わすことができると推測された。

実験2: 装着部位による比較

実験はコートを着用し、行動記録計を首から下げている状態ではなく胸に固定して行った。このため体幹への装着は身体の重心に近いことから精度良く、推奨装着部位の首、腰で一致率が高い。特徴的な行動パターンとして、自転車は行動記録計では歩行と階段移動で検出されること、電車は減速と加速がエレベータ移動として検出されることが確認された。

ii) 自転車は階段移動として分類されたが、左腕、右足の装着部位では走行が検出されている。これは階段降りの衝撃加速と、走行による衝撃加速が自転車移動では判別が難しいことを示している。iii) 電車では精度の点でエレベータ昇降ほど正確とはいえないが、誤差が少ないことが示唆された。

歩行が走行として検出されたことに関しては、装着時に記録計の上から服を着たことで振動が大きく感知された可能性、利き足が右であるために踏み込みの衝撃加速度を多く感知した可能性が挙げられる。

実験3: 看護師タイムスタディと他計式記録の比較

今回の比較検討では、エレベータの到着を待っているのか、到着しても乗れずに次を待っているのかなどの詳細状況は分からないが、エレベータ移動の検出はタイムスタディ記録と行動内容の一致がみられたため、行動記録計での検出は有効と言える。この点でエレベータ移動での時間記録を自動化でき、数値比較できることが示唆された。

同じ階数の移動でも途中階の停止があると昇降継続秒数の合計は異なるのは、停止によって加速・減速の時間がかかることが推測された。対象病院のエレベータを検証し、停止がある場合とない場合のデータを捕うことでエレベータ移動の継続時間から何階分移動したのか、また、ドア開閉にかかる単純時間を測定することで、実際に人が乗降する時間を把握できる可能性がある。

なお、看護師に多い中腰の業務や屈む業務などが消費エネルギーや運動量としてどのように表現されるかの検討は重要である。今後の検討課題といえる。

E. 結論

行動記録計はフロア移動も含め、かなりの精度で行動を記録できることがわかった。しかし分類項目にない行動については別の項目として検出されるなど、実験的検討が必要なことも見出された。装着部位による違いもあり、装着方法による違いもあるためタイムスタディにおいては事前に実験的検討が必要である。また、今後、業務負担の検討を進めるには消費エネルギーと行動記録との関係の分析など実験的検討の必要性が示唆された。

F. 参考文献

- 1) 浅井剛・土井剛彦、歩行分析における加速度センサの適用、神戸学院総合リハビリテーション研究、3巻、2号、pp37-43、2008年。
- 2) 笠原聡子・石井豊恵・沼崎穂高、他、タイムスタディとは その背景と特徴、看護研究、37巻、4号、pp11-12、2004年。

感情表出の特性に関連する音声関連パラメータの抽出

— 看護実務経験などの気配り度を考えて —

高亜罕¹、大野ゆう子¹、岡田志麻²

1) 大阪大学大学院医学系研究科数理保健学研究室

2) 立命館大学理工学部ロボティクス学科

要約

看護師は看護業務において、さまざまな性格や職種、健康状態の人との会話が大きな比重を占めるため、高いコミュニケーション能力が必要とされる。一方感情の表出には看護経験以外の影響因子も存在する。本研究では患者、弟妹、子供など他者への気配りに注目し、これら気配り関連パラメータと音声関連パラメータとの関係を検討した。まず、「喜んでいる」、「悲しんでいる」、「怒っている」、「驚いている」、「平静」、という5つの感情について感情を込めた発声実験を行い、感情別に音声解析を行い、基本周波数 F0 (Hz)、音圧最大時周波数 Fmax (Hz)、最大音圧 MaxdB (dB)、音圧平均 AvedB (dB)、発声持続時間 (s) を測定し、感情ごとの変動について統計的分析を行った。被験者数は女性 22 人 (年齢 : 29.6 ± 6.4 歳)、うち、看護経験者 12 人 (年齢 : 32.4 ± 6.0 歳)、看護未経験者 10 人 (年齢 : 26.1 ± 5.1 歳) であった。その結果、感情別で音声の表出の特性が異なり、経験年数、子供の有無、弟妹の有無などに関連が大きいことが示された。また、感情表出の特性を表現する音声関連パラメータと看護の経験有無など気配り関連パラメータに関連が深い示唆を得た。

はじめに

音声と感情については近年広く研究されており、先行研究では基本周波数 F0 が感情の変動に影響され¹⁾、感情間で基本周波数 F0 と音圧が異なるという結果が得られている²⁾。従来の音声と感情の分析は、感情表出がうまい俳優、女優のデータを対象としたものが多く見られるが、日常生活における感情表出の特徴は、人生経験や社会役割により異なると考えられる。しかし、職業的特徴や社会的役割に焦点をあて、感情表出における音声関連パラメータの特徴を分析した研究はほとんどない。

看護師は看護業務において、さまざまな性格や職種、健康状態の人との会話が大きな比重を占めるため高いコミュニケーション能力を必要とする職種の1つである。その意味で、社会的役割により訓練さ

れた音声表現を行っていると考えられる。これまで看護師の音声表現の仕方や感情表出の特性についてはほとんど解析されていない。そこで、本研究では看護実務経験、患者および他人への気配り経験の有無に注目し、感情表現と音声表現の関係について分析を行った。

方法

1. 対象

今回の研究の趣旨を説明し、個人を特定した比較を行わないなどの実験条件について賛同を得たボランティア 22 人を対象とした。男女では音声パラメータがかなり異なることから今回の対象はすべて女性とした。対象者について実験前に看護実務経験、年齢、家族構成などの基本情報を得た。

2. 実験条件

2.1 言語サンプル

意味のある短文を用いると表出される効果が韻律によるものなのか語句の意味によるものなのか区別が困難とされる³⁾ことから、今回は言語サンプルとして8音節「こねよちゆえほて」の偽語を用いた。

2.2 感情の種類

今回は先行研究を参考に感情の中でも基本と考えられる4つの感情状態について検討した。「喜んでいる」、「怒っている」、「悲しんでいる」、「驚いている」、さらにコントロールとして「平静」を採用した。

2.3 計測実験 (図1)

周囲が静かな部屋で、Digital Sound Recorder ICR-PS1000M(Sanyo; Japan)を用いて録音した。音圧の比較を行うためマイクは被験者の口元より4~6cmの距離を保ち一定とした。まず、各感情状態を示す顔表情と対応する感情状態を表す文字が描かれている絵カード1枚を被験者に見せ、次に偽語「こねよちゆえほて」が書かれている文字カードを提示し、示された感情を込めて、被験者が自分のタイミングで読めると感じたとき音声の録音を行い、感情ごとに録音を3回行った。感情については「喜んでいる」、「平静」、「怒っている」、「悲しんでいる」、「驚いている」の順に発声させた。なお、各感情間に平常の状態に戻すために「平静」のカードを見せて1回発音させた。3回の録音については、各感情において3回目が前の2回より個人の安定した感情表出であると考えられるため、全ての感情において音声サンプルとしては3回目の録音を採用した。

2.4 音声解析

音声の感情の特徴は音声の韻律の変化を起こすといわれており⁴⁾、今回は、特徴パラメータを発語時間の変化、周波数の変化、音圧の変化について検討した。

発語時間の変化: 感情ごとの8音節の音声の発声総持続時間 TT: Total Time(s)を検討項目とした。今回は発音するとき自然に4音節で分かれたので、前4音節発声持続時間 FT: First-half Time(s)と後4音

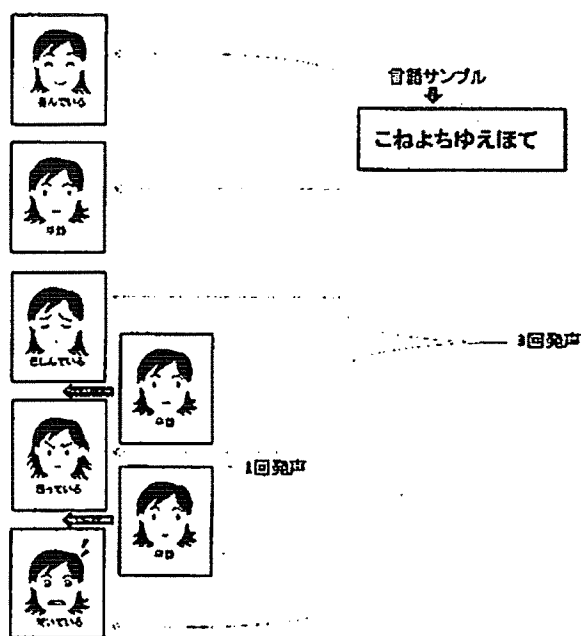


図1. 計測実験の流れ

節発声持続時間 LT: Last-half Time(s)に分けて調べた。

周波数の変化: 基本周波数 (Fundamental frequency (Hz): F0)が個人の特徴をよく反映すると言われており³⁾、本研究でもこのパラメータを観察対象とした。さらに、その感情において一番大きな音声を出すときに周波数はどのように変化しているかを観察するために、最大音圧時の周波数 (Frequency of Max sound pressure (dB): Fmax)を観察対象とした。

音圧の変化: 感情ごとの平均音圧 (Average sound pressure (dB): AvedB)とその感情で一番大きな声を出した時の最大音圧 (Max sound pressure (dB): MaxdB)を調べた。

音声の変動: 各感情の変動を測るため、「平静」時の音声パラメータを基準とし、周波数と発声時間については各感情状態と平静の比を算出し、音圧については平静との差を算出した。

なお、音声解析には Audacity 1.3.5を用いた。

2.5 特性解析

今回は看護職としての経験年数とともに、他者への気配りを示す項目として、生活経験から子供への気配り、弟妹への気配りの経験にも注目し、看護師

経験の有無とともにこの3種の経験の有無を加算した値を気配り点として検討した。また、患者への気配り経験年数を看護実務経験年数と考え分析を行った。また、年齢が高い方が人生経験が豊富であり感情表出がうまいと考え、年齢については対象者の中央値で区切り、若(22~27歳)、高(28~40歳)の2区分で分析を行った。

感情表出で気配り関連パラメータである子供の有無、弟妹の有無、看護実務経験の有無、気配り区分有無、年齢の若・高のそれぞれ2群にグループ分けし、各グループについて各音声関連パラメータについても検定を行った。また、気配り関連パラメータ(経験年数、気配り点)と各音声関連パラメータとの関係について Spearman の順位相関分析を行った。

結果

気配り関連パラメータと音声関連パラメータとの関連について分析を行い、統計的に有意であった項目について表1と表2に示した。なお、表中で he は「平静」、yo は「喜んでいる」、ok は「怒っている」、ka は「悲しんでいる」、od は「驚いている」を示す。

「喜んでいる」: MaxdB(yo)-MaxdB(he) では年齢高、子供がいる、気配り区分有の人は若年、子供なし、気配り区分無の人と比べると有意に大きかった。MaxdB(yo)-AvedB(yo) は年齢高が若年より大きい値であった。相関係数では MaxdB(yo)-MaxdB(he) と気配り点とが 0.44 の有意な正の相関を示した。以上から年上の人、子供がいる人、気配り区分有の人は喜んでいる感情を表出時、声を高めに大きな声であることが示唆された。子供がいる人はいない人より FT(yo)/FT(he)、LT(yo)/LT(he)、TT(yo)/TT(he) で値が有意に小さく、この感情を表出するとき発声時間が短い傾向を持つことが示唆された。気配り点と LT(yo)/LT(he) は -0.46、TT(yo)/TT(he) とは -0.43 の有意な負の相関がみられ、気配り点の高い人はこの感情を表出するとき後半の発語が短縮し、それにより全体の発声音長が短くなる特徴を持っていること

表1. 気配り関連区分と音声パラメータの関係

音声パラメータ	グループ分け	平均値±SD	T値(P値)	
MaxdB(yo)-MaxdB(he)	年齢	若	-1.70±2.45	-2.71 (0.01)
		高	1.15±2.48	
MaxdB(yo)-AvedB(yo)	年齢	若	63.25±3.80	-2.11 (0.05)
		高	66.46±3.32	
MaxdB(yo)-MaxdB(he)	子供	無	-1.01±2.70	-2.51 (0.02)
		有	2.20±1.57	
FT(yo)/FT(he)	子供	無	1.01±0.09	3.12 (0.01)
		有	0.81±0.21	
LT(yo)/LT(he)	子供	無	1.04±0.18	2.09 (0.05)
		有	0.85±0.16	
TT(yo)/TT(he)	子供	無	1.02±0.13	2.94 (0.01)
		有	0.82±0.17	
MaxdB(yo)-MaxdB(he)	気配り区分	無	-2.77±1.05	-2.11 (0.05)
		有	0.27±2.78	
F(yo)/F0(he)	弟妹	無	1.06±0.10	-2.12 (0.05)
		有	1.49±0.57	
F(ka)/F(he)	気配り区分	無	1.21±0.49	2.17 (0.04)
		有	0.91±0.17	
MaxdB(ok)-MaxdB(he)	経験	無	-2.29±1.83	-2.26 (0.04)
		有	-0.40±2.05	
F(ok)/F0(ok)	弟妹	無	1.13±0.35	-2.07 (0.05)
		有	1.62±0.81	
F(od)/F(he)	年齢	若	1.30±0.31	2.52 (0.02)
		高	0.96±0.31	
F(he)/F0(he)	年齢	若	0.98±0.04	-2.17 (0.04)
		高	1.31±0.50	

表2. 気配り関連度と音声パラメータとの関係

音声パラメータ	気配り関連度	相関係数	p値
F(yo)/F0(yo)	気配り点	0.48	0.02
LT(yo)/LT(he)	気配り点	-0.48	0.03
F(yo)/F0(yo)	経験年数	0.45	0.04
MaxdB(yo)-MaxdB(he)	気配り点	0.44	0.04
TT(yo)/TT(he)	気配り点	-0.43	0.04
MaxdB(ok)-MaxdB(he)	経験年数	0.49	0.04

が示された。弟妹が有は無より $F(yo)/F0(yo)$ が大きく、気配り点との相関は 0.48、経験年数との相関は 0.45 であることから、弟妹があり、気配り点が高く、実務経験が長いほどこの感情表出において声を大きくすると同時に高めの発語をする傾向が示された。

「悲しんでいる」: $F(ka)/F(he)$ で気配り区分有の方が小さく、大きな声を出すときやや声を低くする傾向がみられた。

「怒っている」: $MaxdB(ok)-MaxdB(he)$ で経験有の方が大きな値であり、この感情を表出するとき経験がある人の方が声を大きめにしていることがわかった。 $F(ok)/F0(ok)$ で弟妹有の人の方が無の人より大きな値であり、弟妹がある人はこの感情を表出するとき声を高めにしていることが示唆された。経験年数と $MaxdB(ok)-MaxdB(he)$ は 0.49 の有意な相関を示していることから、経験年数が増えるほど、この感情を表出するとき声が大きくなることがわかる。

「驚いている」: $F(od)/F(he)$ で若年の方が有意に変化が大きい結果となり、声が一番大きい時の周波数が高めになることが示された。

「平静」については、 $F(he)/F0(he)$ で年齢高の方が声を大きくするとき高めの声を出していることが示された。

考察

感情表出において、音声関連パラメータは気配り関連パラメータと相関が高いことが示された。看護師の経験年数、子供の有無、弟妹の有無は、いずれも他人への気配りという概念で集約され、相手を配慮した発語をするに慣れていると考えられる。

今回の4つの感情では、特に「喜んでいる」感情の音声関連パラメータが多く気配り関連区分において違いを示した。このことから、「喜んでいる」感情を表出する場合に、年齢や気配り関連パラメータの影響が顕れやすいと考えられる。特に看護の実務経験と相関があったパラメータは、「喜んでいる」感

情では F の変動であり、声が大きくなる時高くなる特徴を現している。気配り点が高い場合には、声の抑揚が0点の群よりはっきりしている特徴があり、声の大きさについてもコントロールしていることが示唆された。たとえば「怒っている」感情では気配り区分有の方が声を大きくする特徴を示していた。今回は「悲しんでいる」と「驚いている」感情では気配り区分有無とは明確な相関が見られなかったが、看護現場ではこの2つの感情を表出することは「喜んでいる」「怒っている」より少ないからとも推察される。

今回の対象は、年齢幅が22~40歳であり、そのため年齢、経験年数、子供の有無などに高い相関がみられた。しかし、今回気配り関連パラメータとして考えた項目は、弟妹の有無を除き、どうしても強い相関が推測されるものである。そのため、本研究では個々のパラメータの相関をみるに留めている。今後は、看護師という職業特性が他の職業とは異なる音声関連パラメータを示すか検討を進める。たとえば、教職、医師、相談受付など女性が進出している職との比較、子供や弟妹の有無の影響などとの比較は重要と考える。また、感情表出の音声関連パラメータについてはある程度項目が絞れたので、今後は「うまさ」に関連あるパラメータの検討を進める予定である。

参考文献

- 1) Murray IR, Arnott JL. Toward the simulation of emotion in synthetic speech: A review of the literature on human vocal emotion. *Journal of Acoustic Social America*. Vol93 (2), 1097-1108, 1993.
- 2) Banse, Rainer; Scherer, Klaus R. Acoustic profiles in vocal emotion expression. *Journal of Personality and Social Psychology*. Vol 70(3), 614-636, 1996.
- 3) Shoichi Takeda, Ayaka Tochitani, Yasuki Hashizawa et al. Analysis of prosodic feature of guidance speech with emotional expressions. *The Acoustical Society of Japan*. Vol60 (11), 629-638, 2004.
- 4) Pihan H, Tabert M, Assuras S, Borod J. Unattended emotional intonations modulate linguistic prosody processing. *Brain and language*. Vol105 (2), 141-7, 2007.

新しい業務分析手法の提案

—院内がん登録業務におけるタイムプロセススタディ—

A New Process Analysis Method: Time Process Study for Hospital-based Cancer Registry

志岐直美¹⁾ 大野ゆう子²⁾ 藤井歩美³⁾ 村田泰三³⁾ 松村泰志²⁾

1) 大阪大学大学院医学系研究科(現:みずほ情報総研株式会社)

2) 大阪大学大学院医学系研究科

3) 大阪大学医学部附属病院

要約

院内がん登録の実施は、がん診療連携拠点病院の認定条件の一つとなっている。一方、実施に必要な業務手順、マンパワーは明示化されておらず、業務手順の分析が必要である。しかし従来のタイムスタディでは、調査に膨大な労力、工程を要し、また他施設間での結果の比較も困難であった。そこで、より簡便に、かつ他施設間の業務比較も可能とする業務分析手法として、UMLとタイムスタディを組み合わせた新しい業務分析手法を、タイムプロセススタディとして提案する。本方法によりA大学医学部附属病院における院内がん登録を分析した結果、登録業務に約123時間/月/人、品質管理業務に約6.5時間/月/人など要することが示され、専任の登録実務者1名が登録業務には必要なことを明らかにした。この調査には調査者1名で延べ8時間のみを要し、得られた業務手順、作業時間をまとめ、同時に明示化することで、十分な情報量の結果を得ることができた。

I.はじめに

院内がん登録とは、医療機関におけるがん患者の医療情報を収集、登録する仕組みであり、当該医療機関の治療成績を評価し診療の質の向上に資するものとして、その業務確立は急務である。我が国ではがん診療連携拠点病院の一機能として院内がん登録の実施が挙げられたことで、院内がん登録を実施する医療機関は確実に増えている。

院内がん登録の普及、確立に向けて諸対策が進められる一方、実施に必要な業務内容、マンパワー、作業時間、運営管理方法などについて系統的な情報は極めて少ない。我が国において院内がん登録の実施体制の標準化は不十分であり、院内がん登録システムや電子カルテ化推進状況によって各医療機関での登録手順、登録内容は異なるのが現状である。そのため、各医療機関において院内がん登録に求められる機能や労力について明らかにすることは、院内がん登録業務の確立にあたり有用である。

一般に院内がん登録における業務は複数部門から成り、複雑な業務過程を有する。また、我が国で

は院内がん登録専任の担当者が不足していることから、院内がん登録の業務が他の業務の合間に実施される傾向にある。業務に必要な作業時間、マンパワーの調査方法としてタイムスタディがあるが、院内がん登録のように複雑な業務や合間の業務計測に適用するには膨大な工程、労力を要する。

そこで本報告では業務分析の手法として近年注目されているUMLを用いたビジネスモデリング^{1),2)}を院内がん登録に適用し、業務手順と作業時間を分析する新しい業務分析手法として、タイムプロセススタディ³⁾を提案する。業務のモデル化およびモデルに基づいたタイムスタディを行い、院内がん登録業務に求められる機能、作業時間を明らかにすること、およびタイムプロセススタディの活用可能性について検討することを目的とした。

II.方法

1. タイムプロセススタディ

タイムプロセススタディにおける調査手順は、業務のモデル化、モデルに基づくタイムスタディ、お