

平成 28 年度

研究配属レポート



環境保健学講座



日本における周産期医療体制と周産期アウトカムの関連

伊藤日向子

1. 研究背景・目的

わが国の年間の出生数は、1975(昭和 50)年に 200 万人を割り込み、それ以降、毎年減少し続けた。1984(昭和 59)年には 150 万人を割り込み、1991(平成 3)年以降は、増加と減少を繰り返しながら、緩やかな減少傾向となっている¹⁾。その一方で、小児医療の飛躍的な進歩に伴い、新生児死亡率は世界的にも少ない²⁾。しかし、低出生体重児等のハイリスク新生児の割合は増加傾向にあり³⁾、母胎・胎児・新生児に救急・高度医療を提供する周産期医療の重要性は高まっている。このような背景のもと、周産期医療ネットワークの整備が進められ、産科・産婦人科や周産期医療センターはその重要性和ニーズが増している。

周産期医療体制が周産期アウトカムに与える影響について、Matsumoto らによれば、二次医療圏単位での NICU 病床数、MFICU 病床数、小児科医師数、産婦人科医師数は高い周産期死亡率の有意なリスクファクターでは無く、NICU が欠如している場合のみで高い周産期死亡率が起りやすいことが報告されている⁴⁾。わが国では Aoshima らが、医療圏別の 2002 年から 2006 年における周産期医療センターへの移動時間の短縮と新生児死亡率の減少に有意な相関関係があると報告している⁵⁾。

そこで、本研究では、周産期医療体制と周産期アウトカムとの関連について都道府県別に比較する生態学研究を行い、周産期医療においてどのような因子が周産期アウトカムに影響を与えているのかを明らかにする。本研究では周産期医療体制に加えて、出産する女性側の状態や、出生体重と周産期アウトカムとの相関関係を調査した。

2. 材料と方法

都道府県単位で周産期医療体制と周産期アウトカムの関連を生態学的に評価した。

1) 周産期アウトカム

周産期アウトカムの指標として、都道府県別の周産期死亡率(2014 年人口動態統計)と妊産婦死亡率(2010~2014 年人口動態統計)を用いた。妊産婦死亡率は、2010~2014 年の平均である。

2) 周産期医療体制

周産期医療体制の指標としては、可住地面積(統計で見る都道府県のすがた 2016)100km²あたりと出生数(2014 年人口動態統計)千あたりの分娩取扱施設数(2014 年医療施設調査)、産科・産婦人科医師数(2014 年医療施設調査)、NICU 病床数(2014 年医療施設調査)を用いた。

3) 出産する女性の状態、出生体重

出産する女性の状態の指標としては、女性の高等教育卒業割合（2010年国勢調査）、母の年齢が35歳以上の出生数（2014年人口動態統計）を用いた。また、出生数千あたりの2500g未満出生数（2014年人口動態統計）を用いた。4）統計解析

1, 2, 3で求めた各指標についてSPBSで相関分析（ピアソン）と重回帰分析を行った。周産期死亡率の重回帰分析は、従属変数を周産期死亡率に、独立変数を分娩施設数/100km²、分娩施設数/出生千、産科・産婦人科医師数/100km²、産科・産婦人科医師数/出生千、NICU病床数/100km²、NICU病床数/出生千、女性の高等教育卒業割合、2500g未満出生数/出生千、母の年齢35歳以上の出生数/出生千にして行った。妊産婦死亡率の重回帰分析は、従属変数を妊産婦死亡率、独立変数は、周産期死亡率の重回帰分析と同様に、分娩施設数/100km²、分娩施設数/出生千、産科・産婦人科医師数/100km²、産科・産婦人科医師数/出生千、NICU病床数/100km²、NICU病床数/出生千、女性の高等教育卒業割合、2500g未満出生数/出生千、母の年齢35歳以上の出生数/出生千にして行った。

3. 結果

都道府県別の周産期医療体制と周産期アウトカムに関する指標の基本統計量を表1のとおりであった。周産期死亡率、妊産婦死亡率、出生数千あたりのNICU病床数、女性の高等教育卒業割合、出生数千あたりの2500g未満出生数、出生数千あたりの母の年齢が35歳以上の出生数は正規分布していた。正規分布していなかった指標については対数変換を行ったところ、すべて正規分布した。

表1 データの要約

	平均	標準偏差	最小値	最大値
周産期アウトカム				
周産期死亡率 (/出生千)	3.764	0.679	2.2	5.5
妊産婦死亡率 (/出産10万)	3.244	2.037	0	8.42
周産期医療体制				
分娩取扱施設数*/100km ²	0.300	0.281	-0.4	1.084
分娩取扱施設数*/出生千	0.441	0.106	0.184	0.62
産科・産婦人科医師数*/100km ²	2.863	0.347	2.208	3.9
産科・産婦人科医師数*/出生千	3.005	0.003	3	3.013
NICU病床数*/100km ²	0.354	0.351	-0.329	1.324
NICU病床数/出生千	3.206	0.731	1.509	5.59
その他関連しうる指標				
女性の高等教育卒業割合	26.691	6.131	17.2	45.3
2500g未満出生数/出生千	95.609	6.747	81.739	114.579
母の年齢35歳以上の出生数/出生千	255.984	26.534	21.096	357.131

*は底10で対数変換をした。

表2 周産期死亡率に対する周産期医療体制及びその他の指標との関連

	相関分析		重回帰分析		
	相関係数	P 値	回帰係数	95%信頼区間	P 値
周産期医療体制					
分娩取扱施設数*/100km ²	-0.258	0.0803	-32357	-82467~17753	0.1988
分娩取扱施設数*/出生千	0.081	0.5887	32361	-17745~82467	0.1987
産科・産婦人科医師数*/100km ²	-0.231	0.1181	-4.123	-15.84~7.596	0.4804
産科・産婦人科医師数*/出生千	0.273	0.0637	32355	-17754~82464	0.1988
NICU 病床数*/100km ²	-0.289	0.0485	-32278	-1.159~1.937	0.1999
NICU 病床数/出生千	-0.180	0.2255	0.3890	-0.1156~0.05273	0.6135
その他関連しうる指標					
女性の高等教育卒業者割合	-0.216	0.1440	-0.03145	-1.156~0.05273	0.6135
2500g 未満出生数/出生千	-0.075	0.6141	-0.0002015	-0.0008545~0.0004515	0.4539
母年齢 35 歳以上の出生数/出生千	0.014	0.9281	0.00005752	-0.0001271~0.0002422	0.5357

*は底 10 で対数変換をした。

周産期死亡率については可住地面積 100km²あたりの NICU 病床数のあいだに有意な負の相関関係がみられた($r=-0.289, p<0.05$)。一方で、それ以外の指標との間には有意な相関関係は見られなかった($p>0.05$)。重回帰分析の結果、どの独立変数とも有意な関連をもたなかった。(表 2)

表3 妊産婦死亡率に対する周産期医療体制及びその他の指標との関連

	相関分析		重回帰分析		
	相関係数	P 値	回帰係数	95%信頼区間	P 値
周産期医療体制					
分娩取扱施設数*/100km ²	-0.0085	0.5695	26675	-119289~172638	0.7133
分娩取扱施設数*/出生千	-0.079	0.5957	-26645	-172597~119308	0.7136
産科・産婦人科医師数*/100km ²	-0.043	0.7717	-30.54	-64.68~3.594	0.0780
産科・産婦人科医師数*/出生千	0.177	0.3707	-26675	-172635~119285	0.7133
NICU 病床数*/100km ²	-0.009	0.9501	26773	-119199~172745	0.7123
NICU 病床数/出生千	0.177	0.2333	4.683	0.1749~9.191	0.422
その他関連しうる指標					
女性の高等教育卒業者割合	-0.076	0.6102	-0.09134	-0.3366~0.1539	0.4552
2500g 未満出生数/出生千	0.063	0.6730	0.0004805	-0.001422~0.002383	0.6118
母年齢 35 歳以上の出生数/出生千	0.029	0.8474	0.00001900	-0.0005188~0.0005568	0.072

*は底 10 で対数変換をした。

妊産婦死亡率についてはいずれの指標とも有意な相関関係は見られなかった($p>0.05$)。また、重回帰分析の結果、どの独立変数とも有意な関連をもたなかった。(表3)

4. 考察

本研究では、周産期死亡率と可住地面積 100km²あたりの NICU 病床数のあいだに有意な負の相関関係が見られた。一方、周産期医療体制や出産する女性の状態・出生体重と、周産期アウトカムとのあいだに有意な相関関係は見られなかった。

周産期死亡率は、可住地面積 100km²あたりの NICU 病床数と有意な負の相関関係が見られ、Aoshima らによる結果と周産期医療施設への移動距離が短いほど健康アウトカムがよくなるという点で一致していた。周産期死亡を減少させるための効果的な NICU の整備には、面積あたりの NICU 病床数を考慮することが必要であることがわかった。また、周産期死亡率を低いレベルで抑えるのに必要な病床数の具体的な数値が求められ、NICU をどこに何床整備すべきなのかがわかるようになる。しかしながら、今回の研究では都道府県内での NICU 病床の所在地や地理的条件については考慮していないため、アクセスのしやすさを十分に表しているとは言いがたい。

妊産婦死亡率は、周産期医療体制や出産する女性の状態・出生体重とのあいだに有意な相関関係は見られなかった。Hasegawa らによる研究では、妊産婦死亡の主な死因は、産科的出血 (23%)、脳疾患 (16%)、羊水塞栓 (12%)、心血管疾患 (8%)、呼吸器疾患 (8%) であり、妊産婦死亡調査委員会は 2010 年～2014 年に起きた 213 件の妊産婦死亡のうち、病状の急速な進行のために 51%は防ぐことが不可能だったと結論づけている⁶⁾。妊産婦死亡の原因となる病状の特性のため、妊産婦死亡率と周産期医療体制や出産年齢との相関関係が見られなかったと考えられる。

周産期医療体制と周産期アウトカムとの関連を知るためには、助産師や救急搬送体制、MFICU 病床数などのそのほかの医療資源を考慮することが必要だと思われる。しかしながら、すべての母体や胎児が緊急時に NICU にアクセスしやすい環境にいることは、NICU を整備するうえで重要な条件となることが今回の研究で明らかになった。医療資源や経済的資源は限られているため、日本における周産期医療を向上させるにはそれらの資源を効果的に配置することが必要不可欠である。

5. 参考文献

- 1) 内閣府 平成 27 年度版少子化対策白書 少子化の現状
- 2) WHO, World Health Statistics 2016
- 3) Ministry of Health, Labor and Welfare. Vital Statistics. (in Japanese)
- 4) Matsumoto Y, Nakai A, Nishijima A, Kishita E, Hakuno H, Sakoi M, Kusuda S, Unno N, Tamura M and Fujii T. Absence of extensive care units in secondary medical care zones is an independent risk factor of high perinatal mortality in Japan.

- 5) Aoshima K, Kawaguchi H and Kawahara K. Neonatal mortality rate reduction by improving geographic accessibility to perinatal care centers in Japan.⁶⁾Hasegawa J, Sekizawa A, Tanaka H, Katsuragi S, Osato K, Murakoshi T, Sadahiro T, Nakayama N, Ishiwata I, Kinoshita K, Ikeda T, on behalf of the Maternal Death Exploratory Committee in Japan Association of Obstetricians and Gynecologists. Current status of pregnancy-related maternal mortality in Japan: a report from the Maternal Death Exploratory Committee in Japan Association of Obstetricians and Gynecologists.



アルコール摂取が神経行動に及ぼす急性影響

太田菜摘

1. はじめに

アルコールは神経行動に影響を与えることが知られており、飲酒・酩酊時には交通事故をはじめ転倒・転落など様々な事故が引き起こされる可能性が高い。特に飲酒運転の死亡事故率は飲酒なしの 9.4 倍であり、酒酔い運転では 34.4 倍と高く、飲酒運転による交通事故が死亡事故につながる危険性の高いことが示されている¹⁾。しかしながら、事故や違反を繰り返す常習飲酒運転者も存在する。飲酒状態の危険性を喚起し飲酒による事故を減らすために、アルコールが神経行動に及ぼす急性影響について示す。

アルコール摂取時の神経行動について、過去の論文では重心動揺が増大することが示されている²⁾。また、本態性振戦は小脳の活動との関与が示唆されており⁶⁾、本態性振戦の患者においては姿勢振戦がアルコールによって抑制されることが知られている⁵⁾。さらにアルコールは、GABA によって小脳活動を抑制することで薬物のハルマリンによる振戦を減少させるとされている⁵⁾。また、アルコール摂取の結果、前頭葉から運動野への情報の伝達が影響され、聴覚刺激による反応時間の遅れが生じることが報告されている⁹⁾。過去の研究⁷⁾では、アルコールによって認知制御に関わる前帯状皮質の活性が減弱され、その補助を受ける上意下達式の調節が障害を受けることで、ストループ条件（文字の意味とフォントの色が一致していない時にフォントの色を答えるもの）での視覚反応時間が長くなり正答率が下がることが報告されている。本実験ではアルコールとお茶を摂取した時の重心動揺、手のふるえ、聴覚刺激による反応時間、視覚刺激による反応時間を測定し、アルコールによってどの部位が障害を受け、どのような影響が生じるのかについて検討した。

2. 対象と方法

1) 対象

対象は、鉛や有機溶剤などの神経毒性物質への暴露歴、薬物依存がない健康な秋田大学の学生 10 人（男性 8 人、女性 2 人）で、喫煙者はおらず、年齢は平均 20.9 歳（20~22 歳）、身長は $171.7 \pm 4.6\text{cm}$ 、体重は $62.4 \pm 8.3\text{kg}$ （平均値±標準偏差）であった。さらに、前日の夜に飲酒を行わないこと、十分な睡眠をとること、当日は飲酒開始 4 時間前までに朝食をとり、その後測定までの間に間食やカフェイン・アルコールを含む飲料を摂取しないことを前提条件とした。全ての被験者はアルコールへの暴露歴を持っており、週にエタノール量で $28.1 \pm 29.3\text{ml}$ 相当のアルコール飲料を飲んでいてきた。

2) 方法

実験は2日に分けて行われた。1日は25%の焼酎 200ml をお茶またはジュース 200ml で割ったもの（100%エタノール換算量で 50ml）を摂取してもらい、別の1日は飲むものを焼酎を割った時と同じお茶またはジュース 400ml にした。被験者 10 人のうち、無作為に選ばれた 5 人は1日目にアルコール、2日目に お茶またはジュースの順で実験が行われ、残りの 5 人は逆の順番で行われた。

当日は飲む前、飲んだ 1 時間後、2 時間後に手のふるえ、重心動揺、聴覚反応時間、視覚反応時間の順で測定を行った。視覚反応時間については学習効果の影響を防ぐために、2 日も飲む前の測定が始まるより前に 3 回の練習を行ってもらった。またアルコール摂取の日は摂取した 15 分後、45 分後、75 分後、105 分後、135 分後の計 5 回タニタのアルコールセンサー（HC-206）で呼気中アルコールを測定した。

重心動揺、手のふるえ、聴覚反応時間の測定は CATSYS2000 を用いた。

重心動揺の測定は、固い床に重心動揺計を置き、被験者にはその上に裸足で乗ってもらい、両足を 1cm 離して平行に置き、2m 先の視線の高さの目印を 65.5 秒間見つめたまま気をつけの姿勢を維持してもらった。閉眼状態でも同様に測定した。身体重心の移動面積 (mm^2)、揺れの強さ (mm/s^2)、揺れの速さ (mm/s)、移動距離の前後左右方向の偏位 (mm) について測定した。移動距離の偏位はそれぞれ 0-1Hz、1-2Hz、2-4Hz の周波数帯に分けて解析した。

手のふるえの測定は、被験者を椅子に座らせて肘を 90 度に曲げ、手をへそから 10 cm 離れた状態でペン型の測定器を持たせ、その姿勢を 16.4 秒間維持してもらい、右手と左手それぞれで測定した。ふるえ強度 (m/s^2) は 1-6Hz、6-10Hz、10-14Hz の周波数帯に分けて解析した。

聴覚反応時間の測定は、スイッチを被験者にもってもらい、不規則な時間間隔で発する音を聞いた瞬間すぐにスイッチを押してもらい、刺激から操作までの平均時間 (s) を右手と左手それぞれで測定した。

視覚反応時間の測定にはストループ課題を用いた。ストループ課題とは、青インクで書かれた「赤」のような色名（赤）と文字の色（青）が不一致である語のインクの色（青）を応える際の所要時間が、単なる青色の紙の色名呼称よりも延長する、いわゆるストループ干渉を測定するものである。また、この時に色名（赤）を答える際の所要時間の延長は逆ストループ干渉と呼ばれる⁸⁾。本実験ではパソコンの画面に赤・青・黄・緑のうち 1 文字が表示されてから対応する 4 色のボタンを押すまでの時間を計測した。被験者にはできる限り素早く正確にボタンを押してもらうように要望した。文字の表示のされ方とその答え方は 4 種類の形式で行われた。形式 1（黒文字）はフォントが黒色の 4 種の漢字を表示し、その色名に対応するボタンを押す形式で、測定の最初と最後に 12 問ずつ行った。形式 2（色付き図形）は 4 色から無作為に選ばれた 1 色がつけられた「xxx」が表示され、その色に対

応するボタンを押してもらい形式で、12問行った。形式3（ストロープ条件）は4色から無作為に選ばれた1色が付けられた漢字を1文字表示し、そのフォントの色に対応するボタンを押してもらい形式で、16問行った。形式4（逆ストロープ条件）は4色から無作為に選ばれた1色が付けられた漢字を1文字表示し、その漢字に対応するボタンを押してもらい形式で、16問行った。これら4つの形式計56問を一回の測定で行い、誤答率も算出した。

3) 統計分析

アルコールやお茶摂取前後の重心動揺、手のふるえ、聴覚反応時間、視覚反応時間と誤答率、アルコール摂取時の重心動揺のロンベルグ比（閉眼時の値を開眼時の値で割ったもの）の時間経過による変化の解析には二元配置分散分析と Scheffe の多重比較法を用いた。また、お茶またはアルコール摂取後1時間と2時間の値から摂取前の値を引くことによって、摂取から1時間後ならびに2時間後の重心動揺、手のふるえ、聴覚反応時間、視覚反応時間の変化量（1時間、2時間変化量）を算出した。アルコール摂取時とお茶摂取時の変化量是对应のあるt検定によって比較した。また、視覚反応時間において、形式3（意味で攪乱、色で反応）の1時間変化量から形式2（攪乱なし、色で反応）の1時間変化量を引いた値と、形式4（色で攪乱、意味で反応）の1時間変化量から形式1（攪乱なし、意味で反応）の1時間変化量を引いた値を算出し、アルコール摂取時とお茶摂取時で対応のあるt検定によって比較することで、ストロープ干渉、逆ストロープ干渉がアルコールによって変化するのかを検討した。また、体重当たりのアルコール摂取量(g/kg 体重)を独立変数、アルコール摂取1時間後と2時間後の変化量を従属変数として回帰分析を行い、体重当たりのアルコール摂取量と1時間・2時間後変化量との関係について検討した。

すべての解析は SPBS 統計を用いて有意水準 5%で検討した。

3. 結果

呼気中アルコール濃度は、15分後で $0.26 \pm 0.09 \text{mg/l}$ 、45分後で $0.25 \pm 0.09 \text{mg/l}$ 、75分後で $0.19 \pm 0.09 \text{mg/l}$ 、105分後で $0.21 \pm 0.09 \text{mg/l}$ 、135分後で $0.17 \pm 0.09 \text{mg/l}$ であった。

重心動揺については、表1に示すように、アルコール摂取時で、開眼時の揺れの強さ、揺れの速さ、前後方向の偏位の1-2Hzと2-4Hzが摂取前と比べ摂取後1時間で有意に増加した ($p < 0.05$)。また、揺れの速さは摂取後1時間と比べ摂取後2時間で有意に減少した ($p < 0.05$)。閉眼時では、左右方向の偏位の全周波数帯と0-1Hzが摂取前と比べ摂取後1時間で有意に増加した ($p < 0.05$)。これらの時間経過について、開眼時の揺れの強さを図1、揺れの速さを図2、前後方向の偏位の1-2Hzを図3、2-4Hzを図4、閉眼時の左右方向の偏位の全周波数帯を図5、0-1Hzを図6に示した。また、お茶摂取時で、閉眼時の前後方向の偏位の全周波数帯と0-1Hzが摂取後1時間と比べ摂取後2時間で有意に減少した。ロンベ

表1 被験者10人のアルコール摂取時とお茶摂取時の各項目測定値(平均値±標準偏差)の時間経過:二元配置分散分析、 **、*: Scheffeの多重比較法(p<0.05)								
	アルコール摂取時				お茶摂取時			
	摂取前	摂取後1時間	摂取後2時間	P値	摂取前	摂取後1時間	摂取後2時間	P値
重心動揺								
開眼時								
移動面積(mm ²)	218±114	428±486	273±139	0.1551	222±133	216±84.9	216±100	0.9769
揺れの強さ(mm/s ²)	3.52±1.00*	4.90±2.29*	3.99±1.39	0.0062	3.67±0.98	3.90±1.03	3.46±0.83	0.4638
揺れの速さ(mm/s)	8.03±1.77*	10.45±3.50**	8.62±2.50*	0.0013	8.26±2.12	8.19±1.24	7.95±1.26	0.7472
左右方向の偏位(mm)0-4Hz	2.78±1.10	3.70±1.65	2.81±0.69	0.072	2.74±0.51	2.69±0.92	2.72±0.98	0.9711
0-1Hz	3.42±1.42	4.58±2.03	3.53±0.88	0.0776	3.35±0.63	3.26±1.09	3.35±1.23	0.9207
1-2Hz	0.52±0.14	0.59±0.18	0.55±0.17	0.1947	0.53±0.20	0.51±0.13	0.51±0.12	0.8917
2-4Hz	0.21±0.09	0.21±0.06	0.19±0.05	0.4641	0.22±0.10	0.20±0.08	0.22±0.07	0.5207
前後方向の偏位(mm)0-4Hz	3.85±1.71	4.65±2.77	4.81±1.61	0.3977	3.85±2.09	4.09±1.27	3.51±0.90	0.6318
0-1Hz	4.60±1.91	5.62±3.30	5.77±1.66	0.3067	4.63±2.51	5.10±1.53	4.28±1.09	0.5304
1-2Hz	0.41±0.12*	0.63±0.30*	0.48±0.17	0.0058	0.41±0.12	0.45±0.10	0.45±0.18	0.6259
2-4Hz	0.18±0.06*	0.24±0.08*	0.24±0.11	0.0259	0.19±0.05	0.21±0.06	0.21±0.07	0.6794
閉眼時								
移動面積(mm ²)	282±186	778±1013	414±326	0.0963	235±140	316±156	250±123	0.1111
揺れの強さ(mm/s ²)	4.18±1.21	6.48±4.23	4.97±1.66	0.0744	4.00±0.99	4.57±0.64	3.92±1.12	0.1087
揺れの速さ(mm/s)	10.5±3.36	15.6±13.8	10.9±3.40	0.2306	9.68±3.01	10.9±3.06	9.96±3.42	0.2403
左右方向の偏位(mm)0-4Hz	2.93±1.06*	4.49±3.01*	3.54±1.35	0.0253	2.63±0.84	3.03±0.82	2.90±0.80	0.2912
0-1Hz	3.62±1.34*	5.56±3.72*	4.35±1.68	0.0273	3.28±1.07	3.76±1.02	3.59±0.90	0.3145
1-2Hz	0.63±0.24	0.77±0.40	0.67±0.19	0.3346	0.62±0.21	0.65±0.27	0.56±0.20	0.344
2-4Hz	0.26±0.13	0.35±0.36	0.25±0.09	0.4293	0.23±0.08	0.26±0.13	0.22±0.10	0.2981
前後方向の偏位(mm)0-4Hz	3.46±1.33	5.59±4.31	4.91±3.34	0.1519	3.27±1.11	3.80±1.05*	3.11±0.89*	0.036
0-1Hz	4.28±1.55	6.84±4.92	6.01±3.90	0.1194	4.01±1.29	4.70±1.24*	3.89±1.12*	0.0431
1-2Hz	0.61±0.23	1.17±1.50	0.66±0.30	0.2272	0.60±0.34	0.60±0.28	0.59±0.33	0.9888
2-4Hz	0.25±0.08	0.46±0.55	0.28±0.11	0.2392	0.26±0.11	0.25±0.13	0.22±0.08	0.3099
ロンベルグ比(閉眼/開眼)								
移動面積	1.42±0.86	1.80±1.62	1.48±0.69	0.7				
左右方向の偏位(mm)0-4Hz	1.14±0.45	1.22±0.62	1.25±0.32	0.8418				
0-1Hz	1.15±0.49	1.21±0.56	1.22±0.32	0.9451				
1-2Hz	1.20±0.28	1.36±0.69	1.23±0.24	0.6506				
2-4Hz	1.27±0.39	1.50±1.09	1.30±0.39	0.6967				
前後方向の偏位(mm)0-4Hz	1.00±0.52	1.27±0.79	1.07±0.67	0.5727				
0-1Hz	1.01±0.44	1.28±0.72	1.07±0.60	0.4894				
1-2Hz	1.47±0.41	1.50±1.01	1.38±0.38	0.8741				
2-4Hz	1.47±0.44	1.70±1.35	1.33±0.57	0.5588				
手のふるえ(m/s ²)								
右手のふるえ、1-14Hz	0.133±0.039**	0.112±0.020*	0.111±0.020*	0.0162	0.129±0.029	0.116±0.023	0.112±0.019	0.1457
1-6Hz	0.075±0.018	0.072±0.014	0.068±0.014	0.2026	0.071±0.015	0.067±0.011	0.067±0.012	0.4871
6-10Hz	0.091±0.032**	0.070±0.021*	0.074±0.019*	0.0077	0.084±0.011	0.078±0.023	0.079±0.017	0.3483
10-14Hz	0.055±0.027*	0.043±0.014	0.040±0.011*	0.0108	0.06±0.037	0.048±0.017	0.044±0.010	0.3196
左手のふるえ、1-14Hz	0.116±0.030	0.110±0.018	0.110±0.034	0.5889	0.116±0.019	0.108±0.014	0.114±0.022	0.4722
1-6Hz	0.080±0.027	0.078±0.016	0.076±0.028	0.7956	0.076±0.015	0.070±0.008	0.075±0.019	0.3128
6-10Hz	0.072±0.019*	0.061±0.010*	0.062±0.018	0.0274	0.070±0.013	0.066±0.013	0.071±0.015	0.4536
10-14Hz	0.045±0.012	0.041±0.008	0.039±0.009	0.1888	0.047±0.013	0.047±0.016	0.046±0.008	0.9653
聴覚反応時間(s)								
右手	0.238±0.025	0.236±0.034	0.247±0.028	0.3478	0.242±0.040	0.238±0.041	0.239±0.044	0.7721
左手	0.237±0.035	0.257±0.035	0.241±0.041	0.1366	0.244±0.044	0.243±0.046	0.232±0.035	0.093
視覚反応時間(msec)								
形式1(黒文字)	627±88	658±84	612±62	0.2819	658±89	608±63	642±96	0.0994
形式2(色付き図形)	631±56	629±75	621±87	0.8741	641±72	651±105	635±79	0.7341
形式3(ストロブ条件)	684±79	760±166	704±99	0.0899	746±117	713±119	747±129	0.5379
形式4(逆ストロブ条件)	834±183*	782±111	752±114*	0.0265	796±131	803±153	772±116	0.7263
誤答率(%)								
形式1(黒文字)	0.025±0.053	0.037±0.060	0.025±0.053	0.7962	0.025±0.053	0.063±0.066	0.037±0.060	0.3274
形式2(色付き図形)	0.025±0.040	0.058±0.079	0.042±0.059	0.4183	0.033±0.058	0.008±0.026	0.025±0.040	0.177
形式3(ストロブ条件)	0.050±0.077	0.037±0.044	0.044±0.042	0.8596	0.025±0.044	0.044±0.066	0.050±0.049	0.578
形式4(逆ストロブ条件)	0.044±0.051	0.025±0.044	0.056±0.035	0.212	0.081±0.084	0.044±0.066	0.037±0.032	0.2099

ルグ比では有意な差はみられなかった。また、表2に示すように、開眼時の揺れの速さ、前後方向の偏位の1-2Hzでは、お茶よりもアルコールの方が1時間変化量が有意に大きかった。また、閉眼時の揺れの強さでは、お茶よりもアルコールの方が2時間変化量が有意に大きかった。

手のふるえについては、表1に示すように、アルコール摂取時で、右手のふるえの全周波数帯と6-10Hzが摂取前と比べて摂取後1時間と2時間で、10-14Hzが摂取前と比べて摂取後2時間でそれぞれ有意に減少した。また、左手のふるえの6-10Hzが摂取前と比べ摂取後1時間で有意に減少した。これらの時間経過について、右手のふるえの全周波数帯を

図7、6-10Hzを図8、10-14Hzを図9、左手のふるえの6-10Hzを図10に示した。

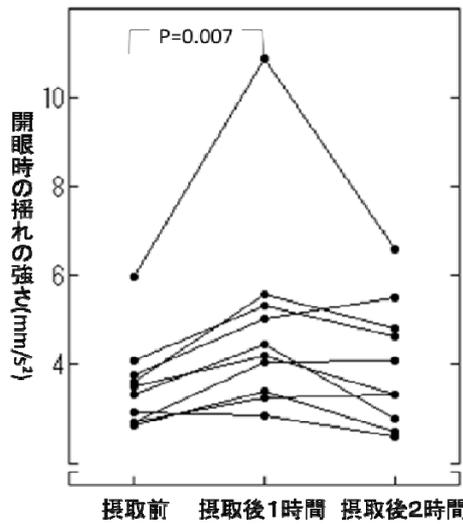


図1 開眼時の揺れの強さの飲酒時間経過 (Scheffeの多重比較)

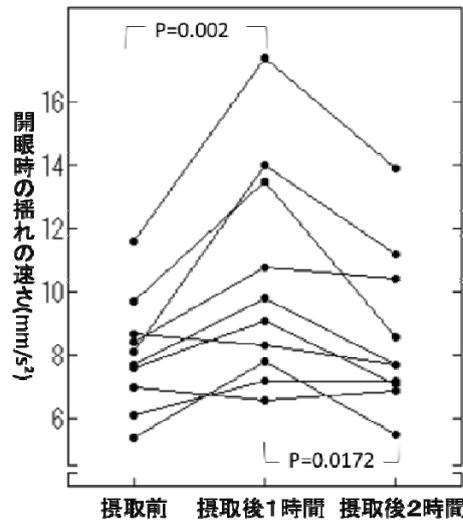


図2 開眼時の揺れの速さの飲酒時間経過 (Scheffeの多重比較)

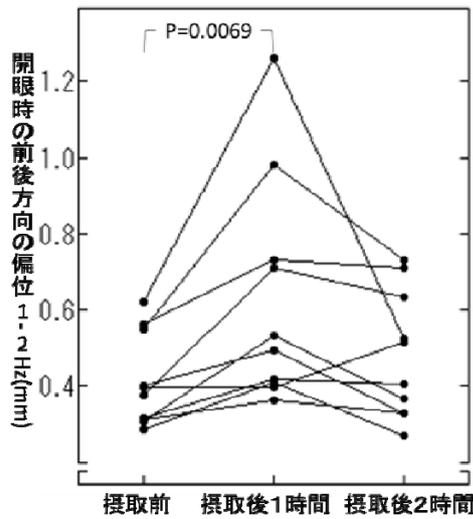


図3 開眼時の前後方向の偏位(1-2Hz)の飲酒時間経過 (Scheffeの多重比較)

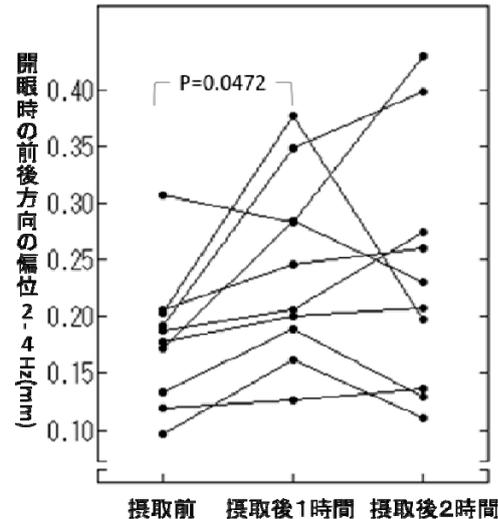


図4 開眼時の前後方向の偏位(2-4Hz)の飲酒時間経過 (Scheffeの多重比較)

聴覚反応時間については特に有意な差はみられなかった。

視覚反応時間については、表1に示すようにアルコール摂取時で形式4の反応時間が摂取前と比べ摂取後2時間で有意に減少した ($p < 0.05$)。また、表2に示すように、形式1と形式3で、お茶よりもアルコールの方が反応時間の1時間変化量が有意に大きかった。さらに、アルコール摂取時の方がお茶摂取時よりもストロープ干渉が有意に大きく、逆ストロープ干渉が有意に小さかった。また、表3に示すように、形式1のアルコール摂取後2時間変化量において、体重当たりのアルコール摂取量 (g/kg 体重) との有意な関係がみられた。体重当たりのアルコール摂取量と形式1のアルコール摂取後2時間変化量の回帰直

線は、図 11 のようになっていた。

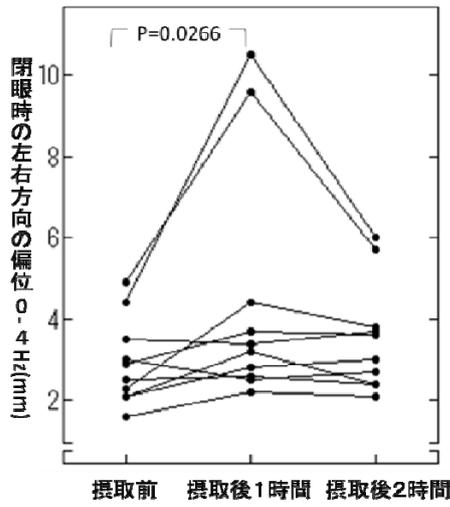


図5 閉眼時の左右方向の偏位(0-4Hz)の飲酒時時間経過 (Scheffeの多重比較)

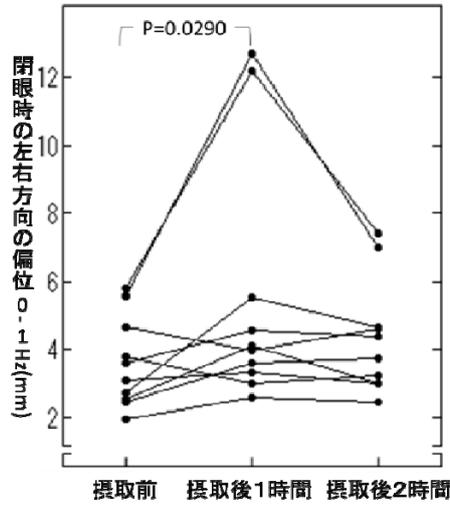


図6 閉眼時の左右方向の偏位(0-1Hz)の飲酒時時間経過 (Scheffeの多重比較)

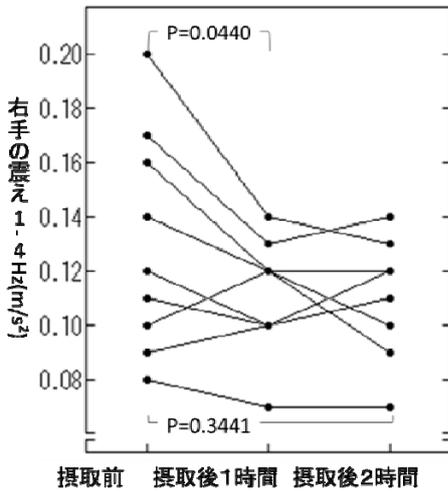


図7 右手のふるえ(1-4Hz)の飲酒時時間経過 (Scheffeの多重比較)

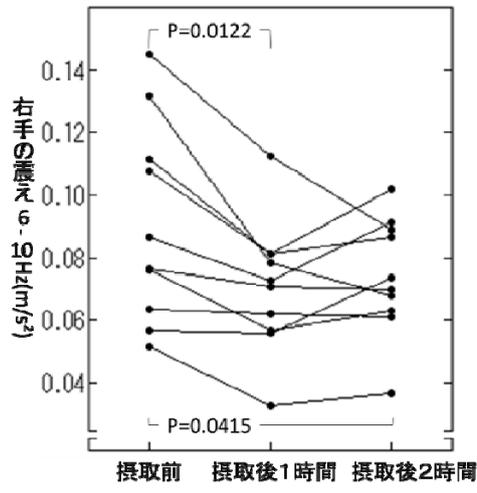


図8 右手のふるえ(6-10Hz)の飲酒時時間経過 (Scheffeの多重比較)

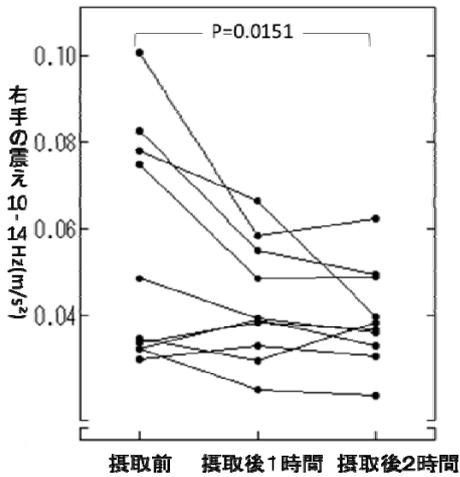


図9 右手のふるえ(10-14Hz)の飲酒時時間経過 (Scheffeの多重比較)

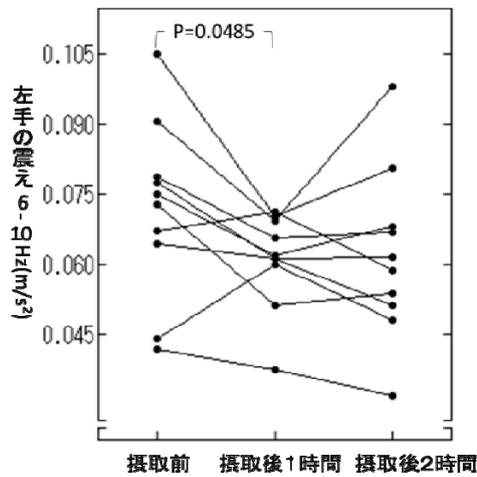


図10 左手のふるえ(6-10Hz)の飲酒時時間経過 (Scheffeの多重比較)

表2 被験者10人の1時間、2時間変化量(平均値±標準偏差)のアルコール摂取時とお茶摂取時の比較:対応のあるt検定						
	摂取後1時間			摂取後2時間		
	アルコール	お茶	P値	アルコール	お茶	P値
重心動揺						
開眼時						
移動面積(mm ²)	210±434	-6.50±126	0.1903	54.8±106	-5.90±110	0.341
揺れの強さ(mm/s ²)	1.39±1.36	0.23±1.02	0.089	0.47±0.82	-0.21±1.07	0.1883
揺れの速さ(mm/s)	2.42±2.21	-0.07±1.55	0.0355	0.59±1.46	-0.31±1.44	0.3147
左右方向の偏位(mm),0-4Hz	0.92±1.68	-0.05±0.59	0.1571	0.03±1.00	-0.02±0.68	0.9141
0-1Hz	1.16±2.07	-0.09±0.69	0.1379	0.11±1.32	-0.001±0.88	0.8537
1-2Hz	0.07±0.10	-0.02±0.14	0.1326	0.03±0.14	-0.02±0.15	0.4977
2-4Hz	0.004±0.05	-0.02±0.08	0.2624	-0.02±0.06	-0.004±0.06	0.6205
前後方向の偏位(mm),0-4Hz	0.80±2.27	0.24±2.44	0.6112	0.96±2.02	-0.34±1.85	0.141
0-1Hz	1.02±2.69	0.47±2.92	0.6767	1.17±1.97	-0.35±2.16	0.1172
1-2Hz	0.22±0.20	0.03±0.10	0.0446	0.07±0.11	0.04±0.12	0.6281
2-4Hz	0.06±0.06	0.02±0.06	0.1376	0.06±0.07	0.01±0.07	0.1626
閉眼時						
移動面積(mm ²)	497±934	80.3±151	0.1603	133±207	14.9±116	0.0567
揺れの強さ(mm/s ²)	2.30±3.95	0.58±0.73	0.2149	0.79±1.45	-0.07±1.07	0.0405
揺れの速さ(mm/s)	5.09±13.0	1.22±2.51	0.3642	0.33±2.45	0.28±1.93	0.946
左右方向の偏位(mm),0-4Hz	1.56±2.17	0.40±0.86	0.12	0.61±0.62	0.27±0.84	0.2142
0-1Hz	1.94±2.74	0.48±1.07	0.11	0.73±0.81	0.31±1.04	0.2312
1-2Hz	0.14±0.41	0.04±0.26	0.4539	0.04±0.19	-0.06±0.17	0.1721
2-4Hz	0.09±0.34	0.03±0.11	0.576	-0.01±0.08	-0.01±0.07	0.9037
前後方向の偏位(mm),0-4Hz	2.13±4.28	0.53±0.82	0.2487	1.45±3.33	-0.16±0.92	0.1217
0-1Hz	2.57±4.82	0.69±1.00	0.2295	1.74±3.82	-0.12±1.15	0.114
1-2Hz	0.56±1.36	0.003±0.15	0.2347	0.06±0.17	-0.004±0.14	0.2532
2-4Hz	0.21±0.51	-0.005±0.09	0.1763	0.03±0.11	-0.04±0.06	0.1128
手のふるえ(m/s ²)						
右手のふるえ,1-14Hz	-0.021±0.025	-0.013±0.027	0.5086	-0.022±0.031	-0.017±0.032	0.7168
1-6Hz	-0.002±0.013	-0.004±0.012	0.7726	-0.007±0.011	-0.004±0.010	0.5004
6-10Hz	-0.020±0.016	-0.007±0.015	0.0979	-0.017±0.025	-0.006±0.015	0.3185
10-14Hz	-0.012±0.016	-0.009±0.030	0.7955	-0.015±0.018	-0.013±0.034	0.8322
左手のふるえ,1-14Hz	-0.006±0.024	-0.008±0.019	0.8343	-0.006±0.014	-0.002±0.020	0.5652
1-6Hz	-0.001±0.020	-0.007±0.014	0.4093	-0.003±0.007	-0.001±0.014	0.6046
6-10Hz	-0.011±0.014	-0.004±0.011	0.2868	-0.010±0.011	0.001±0.016	0.0945
10-14Hz	-0.004±0.010	-0.0008±0.013	0.6376	-0.006±0.009	-0.001±0.014	0.2584
聴覚反応時間(s)						
右手	0.008±0.019	-0.004±0.015	0.1729	0.009±0.026	-0.003±0.024	0.3583
左手	0.020±0.038	-0.001±0.019	0.1636	0.004±0.020	-0.012±0.019	0.0769
視覚反応時間(msec)						
形式1(黒文字)	31±110	-51±66	0.0066	-16±78	-17±77	0.9771
形式2(色付き図形)	-1.6±57	9.2±68	0.5318	-10±75	-6.0±52	0.8965
形式3(ストループ条件)	76±103	-33±102	0.0279	20±91	1.0±121	0.6142
形式4(逆ストループ条件)	-52±111	6.9±115	0.212	-81±96	-24±128	0.2763
ストループ干渉(形式3-形式2)	76±98	-42±105	0.0269			
逆ストループ干渉(形式4-形式1)	-83±142	58±135	0.0111			

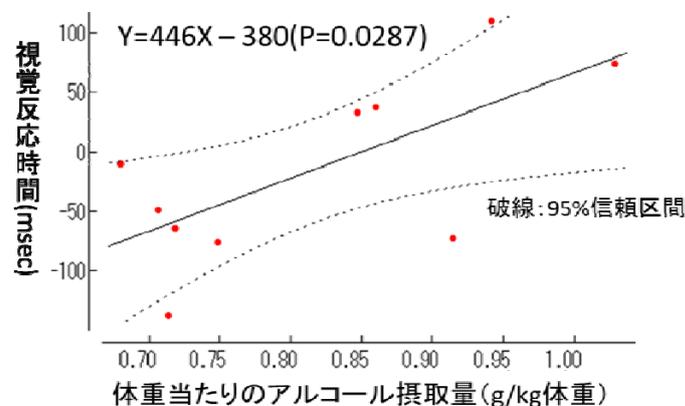


図11 体重当たりのアルコール摂取量と形式1(黒文字)での視覚反応時間との関係(回帰直線)

表3 体重当たりのアルコール摂取量と1時間、2時間変化量の関係(回帰係数): 回帰分析

	アルコール摂取後1時間		アルコール摂取後2時間	
	回帰係数	P値	回帰係数	P値
重心動揺				
開眼時				
移動面積(mm ²)	-960.624	0.46	-401.413	0.1905
揺れの強さ(mm/s ²)	-0.591024	0.8866	2.0167	0.407
揺れの速さ(mm/s)	1.89715	0.7781	-2.26505	0.6073
左右方向の偏位(mm),0-4H	-6.28885	0.1951	-5.18072	0.0577
0-1Hz	-8.51311	0.1493	-6.72028	0.0614
1-2Hz	0.061599	0.8426	0.000334	0.9994
2-4Hz	-0.140244	0.3418	-0.10229	0.5949
前後方向の偏位(mm),0-4H	-9.5129	0.14	-3.93795	0.5177
0-1Hz	-10.2626	0.1862	-3.75577	0.5265
1-2Hz	0.237895	0.6927	-0.29679	0.38
2-4Hz	-0.076762	0.6962	-0.15092	0.4445
閉眼時				
移動面積(mm ²)	2296.63	0.4096	128.476	0.8388
揺れの強さ(mm/s ²)	8.99749	0.4467	3.39023	0.4347
揺れの速さ(mm/s)	40.246	0.2944	7.84707	0.2743
左右方向の偏位(mm),0-4H	4.88319	0.4522	2.29128	0.2048
0-1Hz	5.27001	0.5235	1.7196	0.4796
1-2Hz	1.06157	0.3868	0.384114	0.4933
2-4Hz	1.07755	0.2763	0.158572	0.4973
前後方向の偏位(mm),0-4H	10.9845	0.3887	2.8553	0.7784
0-1Hz	12.5614	0.3811	3.29624	0.777
1-2Hz	4.32491	0.2782	-0.17485	0.7417
2-4Hz	1.37645	0.3641	0.003759	0.9909
手のふるえ(m/s ²)				
右手のふるえ,1-14Hz	0.009521	0.8994	0.011119	0.9048
1-6Hz	0.002935	0.9416	0.012142	0.7236
6-10Hz	-0.000402	0.9936	0.012569	0.8711
10-14Hz	-0.014581	0.7643	-0.0264	0.6178
左手のふるえ,1-14Hz	0.041313	0.5629	-0.02671	0.5107
1-6Hz	0.039479	0.5011	-0.01343	0.4965
6-10Hz	0.046453	0.2682	0.015639	0.6427
10-14Hz	-0.010047	0.7498	-0.0328	0.2099
聴覚反応時間(s)				
右手	0.059588	0.2766	0.075102	0.3283
左手	-0.070175	0.5365	0.079463	0.1598
視覚反応時間				
形式1(黒文字)	571.992	0.0545	446.374	0.0287
形式2(色付き図形)	192.534	0.2461	212.849	0.3352
形式3(ストループ条件)	174.566	0.5763	408.152	0.109
形式4(逆ストループ条件)	341.268	0.2969	367.829	0.1855

4. 考 察

重心動揺について、アルコール摂取前と比べ摂取後 1 時間で有意に増加する項目が複数あり、また開眼状態での揺れの速さはアルコール摂取後 1 時間と比べ摂取後 2 時間で有意に減少した。アルコールとお茶を比較すると、開眼状態の揺れの速さと前後方向の偏位の 1-2Hz において、お茶よりアルコールの方が 1 時間変化量が有意に大きかった。また閉眼状態の揺れの強さにおいて、お茶よりアルコールの方が 2 時間変化量が有意に大きかった。これらのことから、重心動揺はアルコールによって、特に摂取後 1 時間で増大すると考えられる。Ando らの論文²⁾でもアルコールの摂取によって重心動揺が増大することが示されており、アルコールによって重心動揺は増大すると言える。重心動揺は周波数解析によって、小脳路の特徴的な三か所の障害部位に関して、次のように分類される^{2) 3) 4)}。①前庭小脳路障害では、周波数や方向に特徴のない動揺が開眼時で増加し、ロンベルグ比は低くなる。②小脳前葉障害では、主に閉眼時の 2-4Hz の前後方向の動揺が増加し、ロンベルグ比は高くなる。③下肢からの深部感覚入力を含む脊髄小脳路障害では、閉眼時に特に方向性の無い（どちらかと言えば左右方向優位の）1Hz 以下の動揺が増加し、ロンベルグ比は高くなる。本実験では、表 1 のように、ロンベルグ比に有意な差はなかったものの、開眼時の揺れの強さ、揺れの速さ、前後方向の偏位の 1-2Hz と 2-4Hz がアルコール摂取によって有意に増加しており、また表 2 のように、開眼時の揺れの速さ、前後方向の偏位の 1-2Hz では、お茶よりもアルコールの方が 1 時間変化量が有意に大きかった。これらのことから、本実験結果は上記の①に関連するのではないかと考えられる。また、表 1 より、閉眼時の左右方向の偏位の 0-1Hz がアルコール摂取後に有意に増加しており、表 2 より、閉眼時の揺れの強さでは、お茶よりもアルコールの方が 2 時間変化量が有意に大きかった。これらのことから、本実験結果は上記の③にも関連すると考えてよいのではないかと考えられる。したがって、本研究ではロンベルグ比に有意な差がみられなかったため特定までは至らないものの、アルコールによって前庭小脳路もしくは下肢からの深部感覚入力を含む脊髄小脳路が一時的に障害されるのではないかと考えられる。また、表 1 よりお茶摂取時の閉眼状態における前後方向の偏位の全周波数帯と 0-1Hz が摂取後 1 時間と比べ摂取後 2 時間で有意に減少したが、これについては空調の一時的な影響のためではないかと考えられる。

手のふるえについて、表 1 に示すように、多くの周波数帯でアルコール摂取後にふるえが減少した。本実験では生理的な姿勢振戦（一定の姿勢や肢位を保っている時に表れる振戦）をみた。本態性振戦（周波数の分布は 4-12Hz）の患者では、姿勢振戦がアルコールによって抑制されることが知られている⁵⁾。本態性振戦の発生機序はまだ解明されていないが、小脳の活動の関与が示唆されている⁶⁾。また、薬物のハルマリンによる振戦は周波数が本態性振戦とほぼ同じであり、この振戦もアルコールによって小脳活動が抑制されることで減少するため、これら 2 つの病態の共通性が示唆されている。ハルマリンは、小脳への入力路及び小脳実質の障害で見られる 7-12Hz の振戦の発生に重要な役割を持つ下オリーブ核

神経細胞の律動性、同期性を高め、振戦を起こすと言われている⁵⁾。これらのことから、アルコールによって、小脳実質や小脳路が影響を受けることで、振戦が抑制される可能性があると考えられる。本研究でも右手の 6-10Hz と 10-14Hz、左手の 6-10Hz といった 7-12Hz に近い振戦がアルコール摂取後に減少した。したがって、本研究では、アルコールによって小脳や小脳路が影響を受け、小脳の活動が抑制されたために、手のふるえ（姿勢振戦）が減少したのではないかと考えられる。

ストループ課題を用いた視覚反応時間について、表 1 のようにアルコール摂取前と比べて摂取後 2 時間で形式 4（逆ストループ条件）における反応時間が有意に短縮した。本研究では学習効果の除外のため実験前に同課題を用いた練習を 3 回ずつ行っており、また学習効果が生じたのであればお茶摂取時でも反応時間が短縮しているはずであるが、表 4 よりお茶摂取時の反応時間が短縮するような傾向はみられなかったため、学習効果の影響ではないと考えられる。今回は被験者数が 10 人と少なかったため、各被験者のばらつきの影響が大きく出た可能性がある。表 2 のように、アルコールとお茶摂取時を比較すると、形式 1（黒文字）と形式 3（色付き画像）で、お茶よりもアルコールの方が反応時間の 1 時間変化量が有意に大きかった。過去の研究⁷⁾では、アルコールによって認知制御に関する前帯状皮質の活性が減弱され、その補助を受けている上意下達式の調節が障害されることで、ストループ条件での反応時間が長くなり正答率が下がることが報告されている。また同研究では、上述のストループ条件の他にも、フォントの色と字の意味が一致している条件と、色に関係ない単語のフォントの色を応える条件（本実験の形式 2 にあたる）と、灰色で書かれた色の名前を応える条件（本実験の形式 1 にあたる）において、プラセボと比べアルコール摂取群で反応時間が延長することが示されている。よって本実験でも同様に、アルコールによって上意下達式の調節が障害を受けたことにより、反応時間が延長したと考えられる。また、表 2 のように、アルコール摂取時の方がお茶摂取時よりもストループ干渉が有意に大きく、逆ストループ干渉が有意に小さかった。ストループ干渉については、上述したように、アルコール摂取によってストループ条件での反応時間が延長することから、アルコールによってストループ干渉も大きくなると考えられる。逆ストループ干渉については、表 1 に示すように、アルコール摂取前の形式 4（逆ストループ条件）の値が $834 \pm 183\text{msec}$ と視覚反応時間の全ての測定値の中で最も大きく、これは被験者数の少なさによるばらつきの影響が出たと思われるため、これにより逆ストループ条件での 1 時間変化量が影響を受けたことで、アルコール摂取時の逆ストループ干渉が小さくなるという結果が出たのではないかと考えられる。また、表 3 に示すように、体重当たりのアルコール摂取量と変化量の関係を見ると、形式 1（黒文字）の 2 時間変化量において回帰係数が正で有意であったことから、体重当たりのアルコール摂取量が多いほど反応時間が長くなるという関係があるとわかった。これにより、比較的簡単な試行における視覚反応時間は、アルコールの摂取量の影響を受けやすいのではないかと考えられる。

本研究では、アルコール摂取時に重心動揺が増大したことから、アルコールの急性摂取

によって前庭小脳路もしくは下肢からの深部感覚入力を含む脊髄小脳路が一時的に障害されることが示唆された。また、アルコールは小脳実質や小脳路に作用し、小脳の活動を抑制することで姿勢振戦を抑制する可能性があると考えられた。さらに、アルコール摂取後で視覚反応時間の延長がみられたことから、アルコールは認知制御に関わる前帯状皮質によって補助を受ける上意下達式の調節機能を障害することが示唆された。

アルコールは様々な神経行動機能に影響する。飲酒状態では事故を起こす危険性が高く、注意が必要である。まして飲酒後の運転は大変危険であり、決してすべきではない。

5. 文 献

- 1) e-ヘルスネット [情報提供]. 厚生労働省. 飲酒と事故
<https://www.e-healthnet.mhlw.go.jp/information/alcohol/a-06-004.html>
- 2) Ando S, Iwata T, Ishikawa H, Dakeishi M, Murata K: Effects of acute alcohol ingestion on neuromotor functions. *Neurotoxicology* 29: 735-739, 2008
- 3) 岩田豊人, 村田勝敬. 環境有害因子に暴露された小児の神経運動機能の評価. *医学のあゆみ* 212: 247-250, 2005
- 4) Araki S, Sato H, Yokoyama K, Murata K: Subclinical neurophysiological effects of lead: a review on peripheral, central, and autonomic nervous system effects in lead workers. *Am J Ind Med* 37: 193-204, 2000
- 5) 萬年徹, 柳澤信夫 (編). ふるえの臨床 - 診断と治療 (本態性振戦を中心に) -. Churchill Livingstone Japan, 1993: pp44-49,61-62,82
- 6) 花島律子. 振戦の病態生理. *臨床神経学* 53: 1276-1278, 2013
- 7) Marinkovic K, Rickenbacher E, Azma S, Artsy E: Acute alcohol intoxication impairs top-down regulation of stroop incongruity as revealed by BOLD fMRI. *Hum Brain Mapp* 33(2): 319-333, 2012
- 8) 池田吉史, 平田正吾, 奥住秀之. 2つの反応様式におけるストループ干渉と逆ストループ干渉の特徴. *東京学芸大学紀要 総合教育科学系* 60: 231-235, 2009
- 9) 倪臻, 笠井達哉, 長谷川善輝, 林司佳子, 矢作晋. アルコール摂取がヒトの反応時間及び運動野の抑制回路に及ぼす影響. *日本運動生理学雑誌* 10(2):55-63, 2003

水銀濃度と不妊との関連について

倉光泰良

1. はじめに

水銀の持つ毒性として、神経毒性が有名である。日本の熊本県を中心に起こった水俣病において、メチル水銀に汚染された魚介類を摂取した母親を介し胎児に移行して発症する胎児性水俣病が社会問題となった。胎児性水俣病では重度の知能障害、小脳性失調などの症状を呈するとされている[1]。水俣病を契機として水銀に関して法規制や監視体制が強化されるようになった。

一方、水銀の生殖毒性に関する研究は限られている。無機水銀については流産や不妊、胎児の先天異常に関する報告があるが[2]、メチル水銀曝露と妊娠成立との関連を評価した研究は殆どない。たとえば、イラクでメチル水銀に汚染された住民コホートに含まれる妊婦が想定よりも極めて少なかった（6350名中150名程度妊婦が含まれるべきにも関わらず31名しかいなかった）ことから[3]、メチル水銀が妊孕性に影響を与える可能性が指摘されているものの詳細な評価はなされていない。

本研究の目的としてメチル水銀の持つ生殖毒性、その中でも特に妊孕性に与える影響について文献を精査し、「水銀濃度と妊孕性には関連がある」という仮説の元、レビューを行った。

2. 方法

以下の(1)~(3)の手順に従って PubMed で検索を行った。

(1) 検索式の決定

本研究では 2000 年以降のヒトを対象とした研究に基づいて文献検索を行った。実際に使用した検索式は Box.1 のとおりである。

Box.1 検索式

・ 検索式
1,fertility OR fecundity OR infertility OR subfertility OR sterility OR “time-to -pregnancy” OR “in-vitro fertilization” OR “Reproductive techniques, Assisted”
2,mercury
3,human
Combined terms:1 AND 2 AND 3

(2) タイトル・アブストラクトのスクリーニング

検索式によって導出された文献のアブストラクトとタイトルを読み、ヒトを対象としていないものや出産後の胎児への影響に関するものを除外した。

(3)フルテキストのスクリーニング・データ抽出

タイトル・アブストラクトのスクリーニングによって抽出された文献についてフルテキストを読み、研究デザイン(study-design), 研究対象(participants), 水銀濃度(mercury concentration), および水銀濃度と妊孕性の関連の有無について検討した。各研究で得られた水銀濃度の分布は、世界保健機関や米国環境保護庁が算出した毛髪-血液水銀濃度比(=250)を用いて、毛髪中水銀濃度(ppm)に換算した。

3. 結果

PubMed 内での検索により、104 件の文献を抽出することができた。104 件についてそれぞれタイトル・アブストラクトのスクリーニングを行い、25 件をさらに抽出した。この過程で、2000 年以前の論文を 44 件、人間を対象としていない文献を 3 件、総説を 14 件、水銀について対象としていないものを 7 件、不妊に関しての研究でないものを 5 件、交絡因子の除去やバイオマーカーが適切でないものを 5 件除外した。

25 件についてそれぞれの論文のフルテキストをレビューし、最終的に 16 種類の文献を抽出した。この過程で総説を 3 件、水銀に関して記載がない 4 件、不妊に関しての主的研究ではない 4 件, *in vitro* での研究を 1 件除外した(図 1)。

16 件のうち水銀と不妊に関連があると結論付けているものは 9 件、関連を見いだせなかったもの、もしくは有意ではないとしているものは 9 件だった。(表 1)

これらの文献を 3 つのカテゴリー (1)国による違い (2)性別 (3)被験者の水銀濃度の区間の観点から分類し、図や表でまとめた。以下に記す。

図1 フローチャート

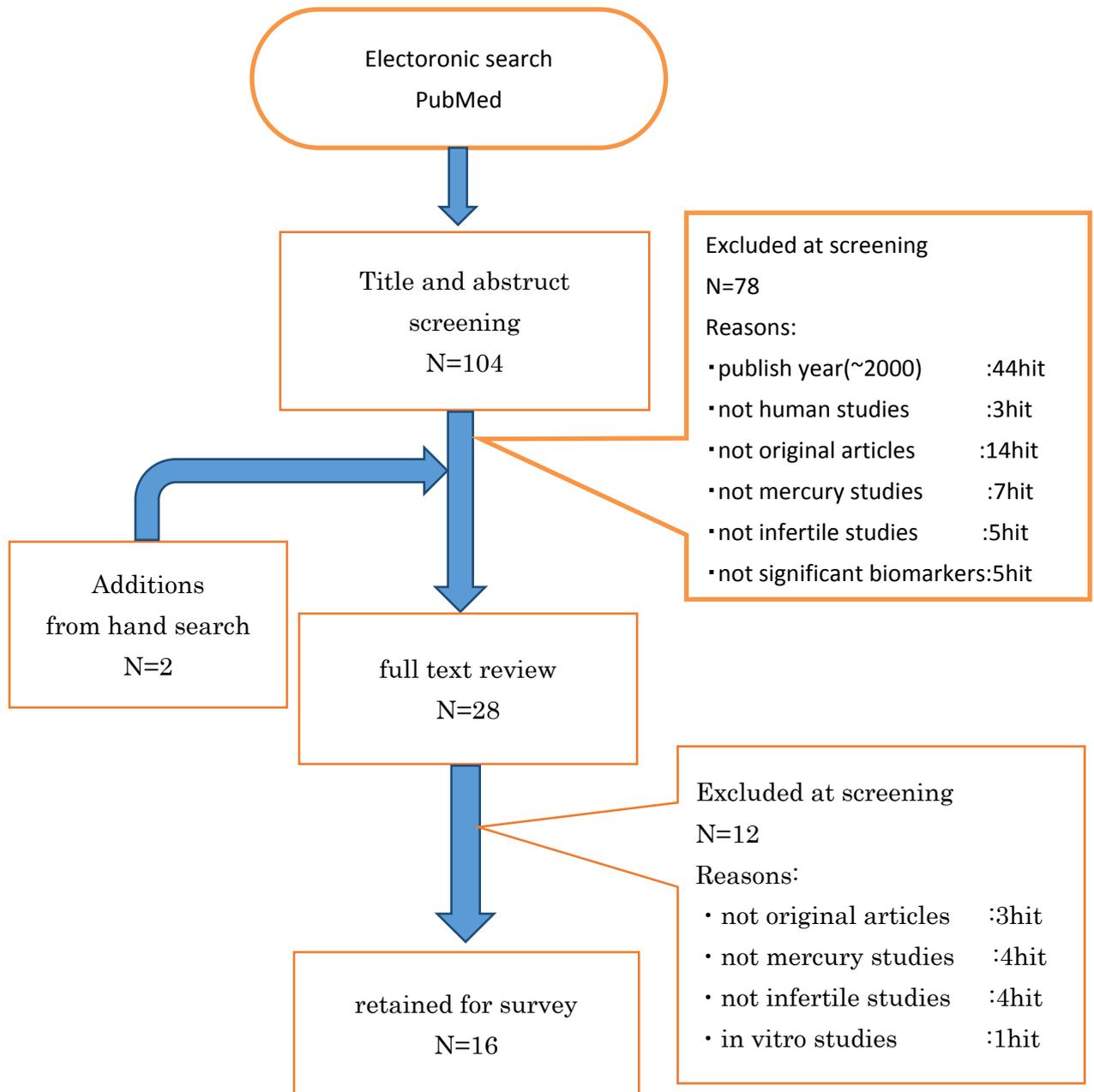


表 1 抽出した文献

Author	exposure	participants	mercury concentration	outcome	study-design	findings regarding Hg	国
Lei HL et al., 2015	Blood MeHg	310 infertile women and 57 pregnant women	Median (SD) blood MeHg: 7.72 (5.21) and 5.13 (2.75) µg/L in infertile and pregnant women	infertility	case-control study	higher in infertile women (p<0.01)	Taiwan
Kim et al., 2014	Seminal plasma Hg	30 men using IVF	Median (IQR) sperm Hg: 0.12 mg/L (<0.1 - 0.26)	semen quality and IVF outcome	cohort study	positive association with pregnancy and live birth	US
Tanrikut et al., 2014	Endometrial Cd, Pb, Hg, and As	33 women with unexplained infertility and 32 fertile women	0 in endometrial samples	infertility	case-control study	NS	Turkey
Wright et al., 2015	Total hair Hg	205 women undergoing IVF	Median total hair Hg 0.62 ppm (IQR: 0.35 - 1.24; range: 0.03 - 5.66)	ovarian stimulation outcomes, fertilization rate, embryoquality, clinical pregnancy rate, live birth rate	cohort study	NS	US
Zeng et al., 2013	13 metals(urinary)	118 men from an infertility clinic in China	Unadjusted urinary Hg mean is 3.15µg/L [range: 0.62-11.92]	teststerone	cross-sectional study	NS	China
Louis et al., 2012	Blood Hg, Pb and Cd	501 couples desiring pregnancy	female:Geometric mean (95% CI) : 0.98 (0.89, 1.08) 0.93 (0.81, 1.08) male:Geometric mean (95% CI) 1.19 (1.08, 1.31) 1.18 (1.03, 1.35)	time to pregnancy	cohort study	NS	US
Hanna et al., 2012	Blood Hg and Pb, urine Cd, and serum bisphenol A	43 women undergoing IVF (30% Asian)	Median blood Hg (range): 2.9 (0.3–8.8) mg/l	Methylation of the GSTM1/5 promoter	cross-sectional study	increased with higher Hg (>2.88mg/l) exposure(p = 0.04)	US

Dickerson et al., 2011	Hair Hg, Zn, Se	30 subfertile women who underwent one cycle of IVF treatment	Mean (SD) hair Hg: 0.89 (0.3) mg/g	oocyte yield and follicle number after ovarian stimulation	cross-sectional study	negative correlation with oocyte yield ($p < 0.05$, $\beta = 0.38$) and follicle number ($p = 0.03$, $\beta = 0.19$)	UK
Mendiona et al., 2011	Blood and seminal Hg, Pb, Cd	61 men in fertility clinic (30 men with oligo-asthenoteratozoospermia and 31 with normosperm)	Median (IQR) of whole blood Hg: 19.6 (14.7-24.6) $\mu\text{g/L}$	Male reproductive hormone, semen parameter quality (immotile sperm)	case-control study	NS	Spain
Bloom et al., 2011	Blood Hg and Pb and urine Cd	24 female patients and 15 male partners	median (range): female 3.03 $\mu\text{g/L}$ (0.28-8.77) male 4.18 $\mu\text{g/L}$ (0.57-17.40)	Embryo cell number (ECN) and embryo fragmentation score (EFS)	cohort study (embryo)	ECN decrease and EFS decrease by higher Hg among men	US
Bloom et al., 2010	Blood Hg and Pb and urine Cd	58 female patients and 36 male patients	median (range): female 2.85 $\mu\text{g/L}$ (0.28-8.77) male 4.15 $\mu\text{g/L}$ (0.57-17.40)	oocyte maturity or fertilization	cross-sectional study	NS	US
Meeker et al., 2008	metals in blood	219 men in two infertility clinics	Median blood total Hg 1.10 [IQR: 0.60 - 2.30]	below-reference sperm concentration	cross-sectional study	NS	US
Al-Seleh et al., 2008	Blood and follicular fluid Hg, Pb and Cd	619 women undergoing IVF	Mean blood Hg (SD): 3.70 (3.55) $\mu\text{g/l}$	pregnancy outcome or fertilization rate	cohort study	NS	Saudi
Cole et al., 2006	Blood Hg and Pb and plasma PCBs and Ocs	41 couples having their first pregnancy	Range of blood Hg: 0-6.6 $\mu\text{g/L}$	time to pregnancy	cross-sectional study	higher Hg in maternal blood ($> 1.2 \mu\text{g/L}$) had lower fecundity (OR 0.22, 95% CI, 0.07, 0.72).	Canada
Choy et al., 2002	Blood Hg and seafood consumption	157 infertile couples and 26 fertile couples	Geometric mean (SD) mmol/l: male: case 40.6 (1.7) vs. control 31.2 (1.1); female: case 33.2 (1.7) vs control 17.5 (2.1)	infertility	case-control study	infertile group had significantly higher blood Hg	China (HK)
Leung et al., 2001	Blood Hg	59 male partners of infertile couples	Median blood Hg: 71.2 (IQR: 55.5-80.1) nmol/l for the high mercury group and 31.5 (IQR: 20.9-41.3) nmol/l for the normal group.	semen quality	cross-sectional study	NS	China (HK)

(1)国による違い

結果を以下の表 2 に示す。16 件のうち水銀濃度と妊孕性には正の関連があると報告した文献はアメリカで 1 件見つかり、アジアとヨーロッパでは見つからなかった。水銀濃度と妊孕性には負の関連があると報告した文献はアジアで 2 件、アメリカで 2 件、ヨーロッパで 1 件であった。また、水銀と妊孕性には関連がないとした文献はアジア圏で 3 件、アメリカで 5 件、ヨーロッパで 2 件であった。

表 2 国別 水銀と不妊に関する報告件数

	Asia	US	Europe	計
正の関連あり	0	1	0	1
負の関連あり	2	2	1	5
関連なし	3	5	2	10
計	5	8	3	16

(2)性別による違い

結果を以下の表 3 に示す。16 件のうち水銀濃度と妊孕性には正の関連があると報告した文献は男性を対象とした研究で 1 件見つかり、女性や夫婦(カップル)を対象とした研究では見つからなかった。妊孕性と負の関連があると報告した文献は男性を対象とした研究では見つからず、女性を対象とした研究で 3 件、夫婦を対象としたものでそれぞれ 3 件見つかった。また、水銀濃度と妊孕性には関連がないと報告した文献では男性を対象とした研究が 4 件、女性を対象とした研究で 3 件、夫婦を対象とした研究で 2 件見つかった。

①女性を対象とした研究について

Lei ら[4]は台湾に住む 310 人の不妊女性と 57 人の妊娠している女性の血中水銀濃度と生殖ホルモン (FSH、LH) とその他の関連因子を調査した。その結果、不妊女性のほうが血中水銀濃度の基準値 ($5.8 \mu\text{g/L}$) より高い女性の割合が多かった。しかし、生殖ホルモン濃度については各グループとも正常範囲内に収まっていて、関連があるとは言えなかった。また、不妊女性のグループのほうが刺身の消費量が多かったことから、メチル水銀の主要曝露経路と考えられている魚類の摂取によってメチル水銀が蓄積し、不妊につながっている可能性を示唆していた。Dickerson ら[5]によるとイギリスに住み IVF 治療を経験した 30 人の妊娠しづらい女性を対象とし、卵母細胞の産生と卵胞数を調査したところ、負の相関がみられた ($p < 0.05, P = 0.03$)。Bloom ら[6]によると 24 人の IVF 治療を受けている不妊女性患者と 15 人の男性患者の胚子分裂について調査したところ、高濃度の水銀では分裂オッズ比が減少することを示した。

水銀と女性の不妊には関連がないとした研究結果を Wright らが 2015 年に提示してい

る。Wrightら[7]は205人のIVF治療を受けた女性を対象に水銀濃度とIVFの治療結果・排卵誘発の関連について調査したが、関連は見つからなかったと報告している。また、Selehら[8]は619人のサウジアラビアのIVF治療を受けた女性を対象に水銀と妊娠アウトカム・受精率について調査したが、明らかな結果は得られなかったと報告している。

また、Louisら[9]は2005～2009年に501人のアメリカ人カップルを対象に重金属濃度と妊娠状況・TPP(time to pregnancy)について調査したが、水銀濃度には特に関連がみられなかったと報告している。

6件という少ない研究報告数において妊孕性と関連あり、関連なしとした研究数がそれぞれ3件ずつあったことから、女性において不妊と水銀濃度には関連があると結論を出すことはできない。今後さらなる研究が求められる。

②男性を対象とした研究について

Leung[10]らは香港の59人の不妊男性を対象に精液の品質(精子濃度・通常精子の形態形成の割合など)と水銀の関連について研究を行った。その結果、水銀濃度が高い集団において精液の品質が低い傾向にあったが、有意な関連は見られなかった。

Mendionaら[11]が2011年に行った研究では、不妊クリニックを受診した61人のスペイン人の精液中の重金属濃度と生殖ホルモン・精液品質(非運動性精子数)について関連を調べたところ、水銀濃度について関連はみられずカドミウムと鉛について正の相関がみられたと報告している。Kimら[12]は30人のIVF治療に取り組んでいるアメリカ人男性の精液を採取し、水銀濃度と妊娠の確率に関して比較したところ、正の関連がみられ、魚介摂取の利点が現れたとの解釈がされている。

5件という少ない研究報告数の中、正の関連ありとした研究が1件、関連なしとした研究が4件あったことから女性における影響と同じく、現時点では男性不妊と水銀には関連があると結論を下すことは難しいことが分かった。

表3 性別 水銀と不妊に関する報告件数

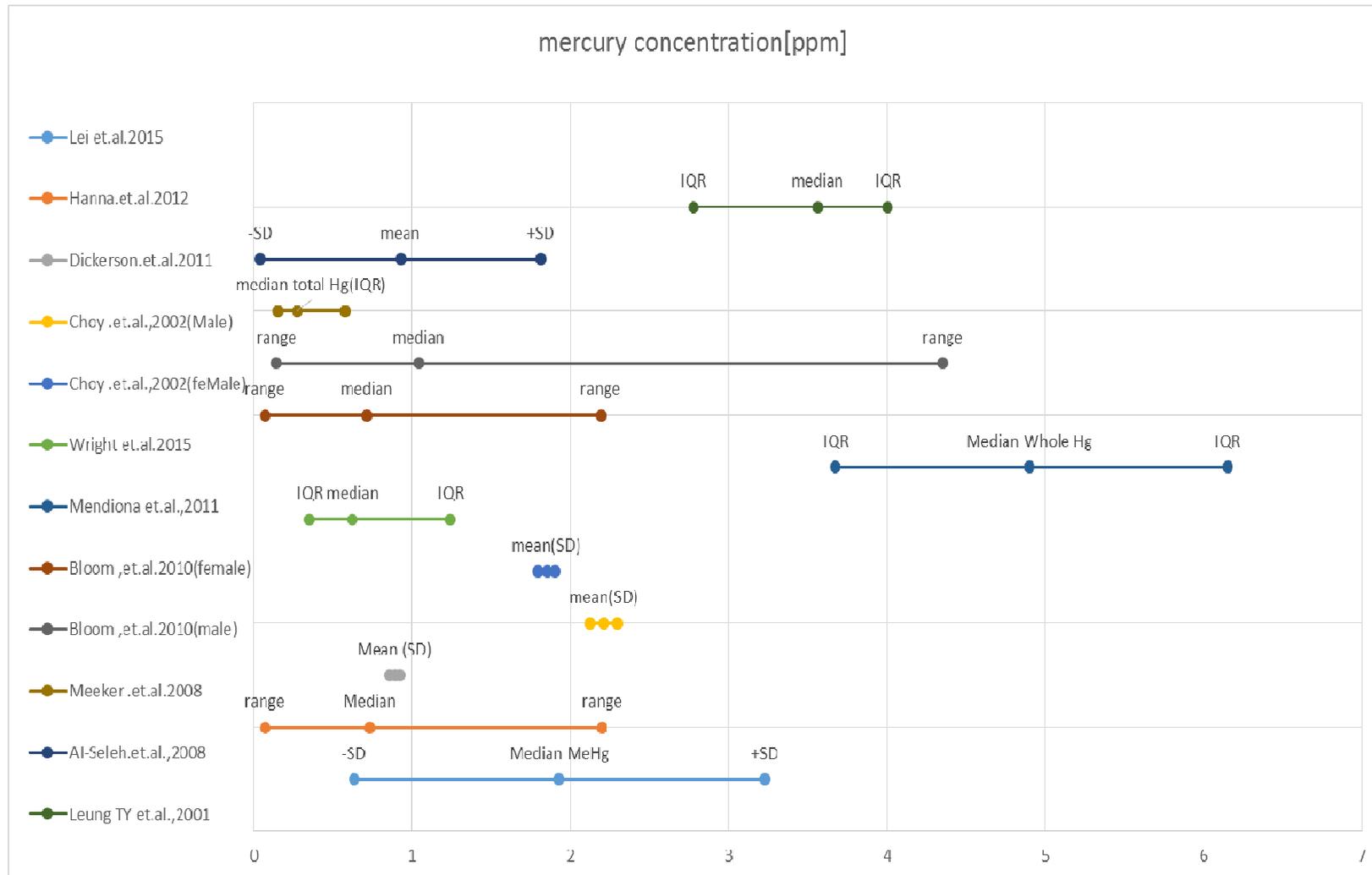
	male	female	Couple	計
正の関連あり	1	0	0	1
負の関連あり	0	3	3	6
関連なし	4	3	2	9
計	5	6	5	16

(3)被験者の水銀濃度

対象者の血中および毛髪中水銀濃度の記載のあった論文 10 編について、毛髪中水銀濃度の分布(主に中央値と四分位範囲)を図 2 に示した。

関連あり(Lei et al. (2015) [4], Hanna et al. (2012) [13], Dickerson et al. (2011) [5], Choy et al. (2002) (Male), Choy et al. (2002) (Female) [14]) とした 5 件と関連なし(Wright et al. (2015) [7], Mendiola et al. (2011) [11], Bloom et al. (2010) (female), Bloom et al. (2010) (male) [15], Meeker et al. (2008) [16], Al-Seleh et al. (2008) [8], Leung et al. (2001) [10]) とした 4 件の計 10 件について、被験者の水銀濃度の中央値と四分位範囲を比較した。中央値がないものについては平均値(mean),四分位範囲がないものについては標準偏差 (SD),もしくは範囲 (range) で示した。

図2 被験者の毛髪中水銀濃度の中央値と四分位範囲



4. 考察

今回の研究では水銀が妊孕性の低下に影響がある可能性を示した研究が 6 件と、水銀と不妊に関連を示さなかった研究が 9 件抽出できた。そして、魚介摂取の利点により水銀濃度が高いほど妊孕性が高いとした研究が 1 件抽出できた。しかし、それぞれの研究において研究対象数やアウトカムを比較すると大きな違いがみられるため、一概に「不妊と水銀には関連がある」と結論をだすことはできない。また、図 2 より対象者の水銀濃度と研究結果には一定の傾向は見られなかった。なお、尿中や精液中の水銀濃度を扱っている研究では、毛髪水銀濃度に換算することはできていない。また、研究データによって毛髪・水銀濃度比の値にも大きな幅があり、換算による単純比較は難しいと考えられる（例えば今回用いた米国環境保護庁が算出した毛髪一血液水銀濃度比は 250 であるが、Sakamoto らが行った同様の検討によれば濃度比は約 350 と算出されている[17]）。

鉛やカドミウムでは既に不妊との関連が示されている。日本では生殖毒性物質の第 1 群に分類されている。鉛では母胎血中鉛 (PbB) レベル $\geq 15 \mu\text{g/dl}$ で精子・精液への有害影響との関連を示し、 $\geq 20 \mu\text{g/dl}$ で配偶者の妊娠までの期間の延長との関連を示す十分な証拠があると総括している。カドミウムでは尿中濃度と出生時の低体重とが相関するとされている。また、男性では陰性報告であるが、女性では複数の疫学報告があり、動物実験により明らかに生殖毒性があることが報告されている[18]。

一方、水銀については研究が少なく、関連は明らかでなかった。今回の研究では実験対象がそれぞれ 10ppm 以下の低濃度の水銀曝露における有害影響についての文献レビューとなったが、高濃度の水銀曝露を対象にした研究についても同様に検討していく必要があると考える。また、魚介接種の利点から水銀の毒性が明らかにならなかった可能性もある[12]。鉛やカドミウム、水銀などを総合した重金属の生殖毒性についても詳細に明らかにしていく必要があると考える。

わが国では 6 組に 1 組の夫婦が不妊に悩むとされ、生殖補助医療の実施件数も年々増加している。不妊症の原因としてストレスや性感染症(STD)がよく知られているが[19]、魚介を多く摂取するわが国においてメチル水銀と不妊症の関連の有無を明らかにすることは重要である。

結論として、水銀濃度と不妊に関しての研究は現状不十分であるといえる。世界的に見ても研究数は少なく、水銀と不妊の関連の有無を明らかにするためには更なる研究が不可欠であると考えられる。

5. 参考文献

- [1] 標準産婦人科学
- [2] Aging and Vulnerability to Environmental Chemicals
- [3] Toxicological effects of methylmercury
- [4] Preliminary study of blood methylmercury effects on reproductive

- [5] Endocrine disruptor & nutritional effects of heavy metals in ovarian hyperstimulation.
- [6] Toxic trace metals and embryo quality indicators during in vitro fertilization (IVF).
- [7] Hair mercury concentrations and in vitro fertilization (IVF) outcomes among women from a fertility clinic
- [8] Exposure to heavy metals (lead, cadmium and mercury) and its effect
- [9] Heavy Metals and Couple Fecundity, the LIFE Study
- [10] Whole blood mercury concentrations in sub-fertile men in Hong Kong.
- [11] Relationships between heavy metal concentrations in three different body fluids and male reproductive parameters a pilot study.
- [12] Toxic metals in seminal plasma and in vitro fertilization (IVF) outcomes
- [13] DNA methylation changes in whole blood is associated with exposure to the environmental contaminants, mercury, lead, cadmium and bisphenol A, in women undergoing ovarian stimulation for IVF.
- [14] Infertility, blood mercury concentrations and dietary seafood consumption a case-control study.
- [15] Toxic trace metals and human oocytes during in vitro fertilization (IVF)
- [16] Cadmium, lead, and other metals in relation to semen quality
- [17] 村田勝敬 メチル水銀の胎児期曝露の生体指標としての臍帯水銀濃度の有用性の検討
- [18] 産業衛生学会 2015年度許容濃度などの勧告
- [19] NEW エssenシャル産科学・婦人科学
- [20] Impact of heavy metals on the female reproductive system.
- [21] Role of endometrial concentrations of heavy metals (cadmium, lead, mercury and arsenic) in the aetiology of unexplained infertility
- [22] Associations of urinary metal concentrations and circulating testosterone in Chinese men
- [23] A pilot study of seafood consumption and exposure to mercury, lead, cadmium and arsenic among infertile couples undergoing in vitro fertilization (IVF)
- [24] REPRODUCTIVE TOXICITY OF METALS IN MEN
- [25] In vitro mercury exposure on spermatozoa from normospermic individuals.
- [26] Environmental contaminant levels and fecundability among non-smoking couples

小児医療費助成は小児の健康状態と受療行動にどのような影響を与えるか

小西哲平

1. はじめに

全国の市区町村において小児医療費助成が広く実施されており、しかし、医療費助成が小児の健康状態にどのような影響を与えているかについて検討をしている研究は少ない。

Ishida らによれば収入や居住地が受療行動に与える影響は小さい。また、前田らによる記述的統計の比較によれば、助成が拡充するにつれて受療行動も促進していることが示唆された。そこで、本研究では、受給割合の増加に伴い受療行動が促進されるが、有訴者率や死亡率に大きな影響を与えないという仮説のもと、都道府県単位で、医療費援助の実施状況が小児の受療行動および健康状態に与える影響について検討する。

2. 方法

10歳から14歳までの小児における小児医療助成の対象者の割合と受療行動および健康状況の関連について、都道府県単位の地域相関研究を行った。

1) 助成対象者割合

都道府県別に、2014年時点での10歳～14歳の助成対象者数を調査した。住民基本台帳年齢階級別人口(平成26年)から、市区町村における乳幼児等医療費援助の実施状況(厚生労働省)を用いて医療費援助の対象となる人口を算出し、調査対象年齢の何割が助成対象者となるかを求めた。ここで、所得制限がある自治体でも100%助成対象とみなし、通院に対する助成のみに絞った。

2) 健康状態

人口動態調査(平成26年)の10歳～14歳の死亡数を住民基本台帳年齢階級別人口(平成26年)で10歳～14歳の総人口で割り、各都道府県の10万人あたりの死亡率を算出した。

国民生活基礎調査(平成25年)から10歳～14歳の有訴者率を取り出した。

3) 受診行動

国民健康保険実態調査(平成26年)から被保険者数を、市町村国保(平成25年)から診療件数を取り出し、件数/被保険者数を受診率として算出した。

4) 交絡因子

交絡因子になりうる要因として、小児の受療行動および健康状態には診療所数、親世代の経済状態が影響するものと考え、10万人あたりの診療所数、年収300万未満の低所得者の割合を算出した。

医療施設調査(平成26年)から小児科を主な診療科目としている診療所数を、住民基本台帳年齢階級別人口(平成26年)から0～14歳の総人口を取り出し、(小児科の診療所数/0～14歳の総人口)*100000を10万人あたりの診療所数として算出した。住宅土地統計調査(平成25年)から年収300万未満の低所得者の割合を算出した。

5) 統計解析

医療費援助の実施状況の指標として都道府県別に助成対象となる人口の割合を、小児の受療行動の指標として小児の受診率を、小児の健康状態の指標として死亡率と有訴者率を算出した。医療費援助の実施状況が小児の受療行動および健康状態に影響を与えているのかを、助成対象者割合と受診率、助成対象者割合と死亡率、助成対象者割合と有訴者率のそれぞれについて相関分析を用いて検討した。

助成対象者の割合が受診率に与える影響について交絡因子の影響を考慮した検討するため、従属変数を受診率、助成対象者割合、診療所数、低所得者の割合を独立変数とした重回帰分析を行った。

さらに、助成対象者の割合が死亡率に与える影響について交絡因子の影響を考慮した検討をするため、従属変数を死亡率、助成対象者割合、診療所数、低所得者の割合を独立変数とした重回帰分析を行った。

また、助成対象者の割合が受診率に与える影響について交絡因子の影響を考慮した検討をするため従属変数を有訴者率、助成対象者割合、診療所数、低所得者の割合を独立変数として、それぞれについて重回帰分析を行った。

3. 結果

1) 各指標の基本統計量

表 1 都道府県別 助成対象者の割合、健康状態及び受診行動の指標の基本統計量

	平均	標準偏差
助成対象者の割合(%)	54.117	33.690
死亡率(10万人あたり)	8.260	2.817
有訴者率(1000人あたり)	172.336	19.746
受診率(件/人)	8.648	1.062
低所得者の割合(%)	38.740	6.933
診療所数(10万人あたり)	18.574	4.558

2) 健康状態との関連

死亡率と助成対象者割合には有意な相関が見られなかった(P=0.289) (表 1)

重回帰分析から、助成対象者割合と死亡率の間には診療所数、低所得者の割合で調整しても、有意な関連が見られなかった。(P=0.1672)(表 1)

有訴者率と助成対象者割合には有意な相関が見られなかった(P=0.114) (表 2)

重回帰分析から、助成対象者割合と死亡率の間には診療所数、低所得者の割合で調整しても、有意な関連が見られなかった。(P=0.9863)(表 2)

3) 受診行動との関連

受診率と助成対象者割合には相関係数 $r=0.445$ で正の相関があった。(P=0.0017)

重回帰分析から、助成対象者割合と受診率の間には診療所数、低所得者の割合で調整しても、有意な関

連がみられ、助成対象者の割合が 10%増加するごとに受診率が 0.11(件/人)増加していた (P=0.02) (表 3)。

表 1 死亡率と関連する因子の相関分析及び重回帰分析の結果

	相関分析		重回帰分析		
	相関係数	P 値	回帰係数 (非標準化)	95%信頼区間	P 値
助成対象者割合	0.158	0.289	0.02017	-0.008782 to 0.04913	0.1672
低所得者の割合	-0.016	0.9124	0.03430	-0.1038 to 0.1724	0.6189
診療所数	-0.159	0.2857	-0.1251	-0.3127 to 0.06247	0.1857

表 2 有訴者率と関連する因子の相関分析及び重回帰分析の結果

	相関分析		重回帰分析		
	相関係数	P 値	回帰係数 (非標準化)	95%信頼区間	P 値
助成対象者割合	0.114	0.4447	-0.001723	-0.2030 to 0.1995	0.9863
低所得者の割合	-0.149	0.3173	-0.3691	-1.329 to 0.5907	0.4423
診療所数	0.270	0.0665	1.129	-0.1748 to 2.433	0.0879

表 3 受診率と関連する因子の相関分析及び重回帰分析の結果

	相関分析		重回帰分析		
	相関係数	P 値	回帰係数 (非標準化)	95%信頼区間	P 値
助成対象者割合	0.445	0.0017	0.01129	0.001866 to 0.02071	0.02
低所得者の割合	-0.236	0.1098	-0.005286	-0.05023 to 0.03965	0.8136
診療所数	0.414	0.0038	0.07836	0.01731 to 0.1394	0.0131

4. 考 察

死亡率と有訴者率はともに助成対象者の割合と有意な関連が見られなかった。同様に先行研究でも、前田らによれば、10歳–14歳の助成対象者の割合に差がある都県間において、2008年～2012年の死亡率と有訴者率に差が認められなかった。また PeterG.Szilagyi らによる研究でも、アメリカの保健制度である SCHIP(State Children’s Health Insurance Program) 加入前後で子ども達の健康状態に大きな変化は見られなかったことを保護者達からの聞き取り調査で示している。すなわち、医療費助成と小児の健康状態に明らかな関連を認めなかった本研究結果は先行研究に一致していた。しかし、本研究では市区町村別に異なる小児医療費助成について都道府県別に統合して行っているため、市区町村別の小児の健康状態についての研究を行えば有意な関連がみられることも考えられる。

受診率は助成対象者の割合と交絡因子による補正を加えても正の関連がみられ、これは医療費助成の拡充が受診の増加に繋がっているとみられる。PeterG.Szilagyi らによれば、外来に訪れる割合は SCHIP に加入している CSHCN(Children with special health care needs)と他の子どもたちには有意な差があることを示している。この研究結果は本研究結果を支持する根拠と考えられる。PeterG.Szilagyi らの研究から New York、Florida、本研究の都道府県別と、異なる地域で同様の研究結果が得られているので、医療助成の拡充が受診率の向上に関連があるといえる。

本研究にはいくつかの限界がある。地域相関研究であり、受診行動や健康状態に影響を及ぼす因子としては低所得者の割合と診療所数のみであった点、受診行動について県民全体ではなく国民健康保険加入者のみでの評価を行った点、単年のみの分析である点などである。将来的には市町村単位でのより詳細な検討やコホート研究の実施が望まれる。

国民皆保険制度において、子供の医療費の窓口負担については、義務教育就学前は 2 割、就学後は 3 割とされているが、子どもと保護者が安心して医療機関を受診するための減免措置として、自治体は小児医療費助成を実施している。現在、すべての自治体で小児医療費助成が実施されているが、内容は様々で、各自治体は競い合うように助成の拡充を行っているといわれる（厚生労働省資料）。本研究は医療費拡充の動きが実際に小児の健康状態や受診行動にどのような影響を与えているかという示すものであり、今回の研究結果は自治体の小児医療費助成制度の討論の一つの根拠となりうると思われる。

5. 参考文献

1. The Effect of a Cost Sharing Provision in Japan
2. Factors Affecting Health Care Utilization for Children in Japan
3. 一都三県における小児医療費助成が受療行動および健康状態に与える影響
4. Improved Access and Quality of Care After Enrollment in the New York State Children's Health Insurance Program(SCHIP)
5. Children With Special Health Care Needs Enrolled in the State Children's Health Insurance Program(SCHIP):Patient Characteristics and Health Care Needs
6. 子どもの医療制度の在り方等に関する検討会議論の取りまとめ

急性アルコール摂取の視覚および聴性脳幹誘発電位潜時への影響

小松 史怜

1. はじめに

酒は百薬の長とは、適量の酒はどんな良薬よりも効果があると酒を賛美した言葉である。ここで重要なのが“適量”という点である。お酒を飲むと一般的に解放感を感じ、陽気になり、饒舌になるが、楽しくお酒を飲めるのはほろ酔い期までである。そもそも「酔う」とは脳が麻痺することであり、アルコールを飲み続けると、大脳新皮質→大脳辺縁系→大脳基底核→小脳→間脳・脳幹の順番で脳の各部位の活動が低下していく。その過程ではほろ酔い→酩酊→泥酔→昏睡と移り変わっていく¹⁾。活動低下がいち早く起こる大脳新皮質は理性的な言動を司る部分で、視覚や聴覚、感覚認知の中核である。そこで、アルコールの急性摂取が視覚と聴覚伝導にどのような影響を与えるのか調べることにした。今回の研究では健常者を対象に、各々視覚誘発電位 (Visual evoked potential, VEP) と聴性誘発電位 (Brainstem auditory evoked potentials, BAEP) を用いて調べた。

VEP を用いた報告では、健康成人 15 名に体重 1kg あたりエタノール換算で 0.75g になるよう飲酒させ 1 時間後にパターン反転 VEP を用いたところ、P100 の潜時に有意な延長が見られたものがあった²⁾。健常人の VEP と BAEP をアルコール摂取群と対照群について測定することにより、アルコール摂取の視覚と聴覚への影響を明らかにすることが出来ると考えた。

2. 対象と方法

2.1 対象

秋田大学医学科の学生 10 名 (男子 8 名、女子 2 名)、平均年齢 20.9 ± 0.74 歳を対象とした。身長は 172 ± 5 cm、体重は 62.4 ± 8.7 kg であった。対象者のうち喫煙者はおらず、全員鉛や有機溶剤等の神経に影響を与える有害物質への曝露は無かった。実験を行うにあたり、前日のアルコール摂取を控えること、十分な睡眠時間を確保すること、当日は実験開始約 4 時間前に昼食をとってもらい、それ以降実験終了まで一切食事・カフェインを含む飲み物・薬物を摂取しないことをお願いした。また被験者に 1 週間の飲酒量についてのアンケートを行ったところ、エタノール換算で 28 ± 29 ml であった。研究は医学部 3 年次の基礎研究配属期間中に、十分な被験者への説明と同意のもと行われた。

2.2 方法

被験者 10 人にはそれぞれアルコールを飲む日、対照としてお茶または炭酸飲料を飲む日の 2 日間で実験を行った。事前に呼気中アルコール濃度、体重、VEP、BAEP を測定した。アルコールは 25 度焼酎 200 ml を 200 ml のお茶または炭酸飲料 (ジンジャエール) で割ったものを摂取してもらい、摂取後 15 分、45 分、75 分、105 分、135 分後に呼気中アルコール濃度を、1 時間後、2 時間後に VEP と BAEP を測定した (アルコール群)。同様の実験をお茶または炭酸飲料 (但し焼酎を割ったものと同様のもの) の摂取前後で行い、比較検討した (対照群)。また被験者の身体的条件・測定条件を近づけるために無作為に抽出した半数の被験者にはアルコールを飲む日を実験の 1 回目に、残りの半数には実験の 2 回目にア

ルコールを飲んでもらった。

誘発電位の測定には日本光電製筋電図・誘発電位検査装置 Neuropack21 MEB-9400 を、呼気中アルコール濃度の測定にはタニタのアルコールセンサー (HC-206) を用いた。

VEP は、網膜刺激により大脳皮質視覚野に誘発される電気反応であり、脳波中に出現する誘発電位の一種である。大脳の視覚領ニューロンを興奮させる刺激として効果的なのは均一な光照射よりも特定の形と大きさをもった刺激であり、光の強さよりも境界線を介したコントラストが重要とされるため、今回はそれらの原理を応用した格子稿模様のパターン反転刺激を用いた。パターン反転刺激に対する VEP では、潜時 (刺激呈示からの時間) が 75 ms の陽性頂点 (N75)、潜時 100 ms の陰性頂点 (P100)、潜時 135 ms の陽性頂点 (N135) の三相波が存在する。三相波波形を図 1 に示す。N75 は外側膝状体から大脳皮質の一次視覚野の 4C 層に関連する反応で、P100 は一次視覚野の 2/3 層に関連する反応、N135 は一次視覚野から三次視覚野にかけての広い領域に関与した反応とされており、末梢から中枢に向かう視覚の伝導を示している³⁾。視覚情報処理に関連する部位の構造を図 2 に示す⁴⁾。

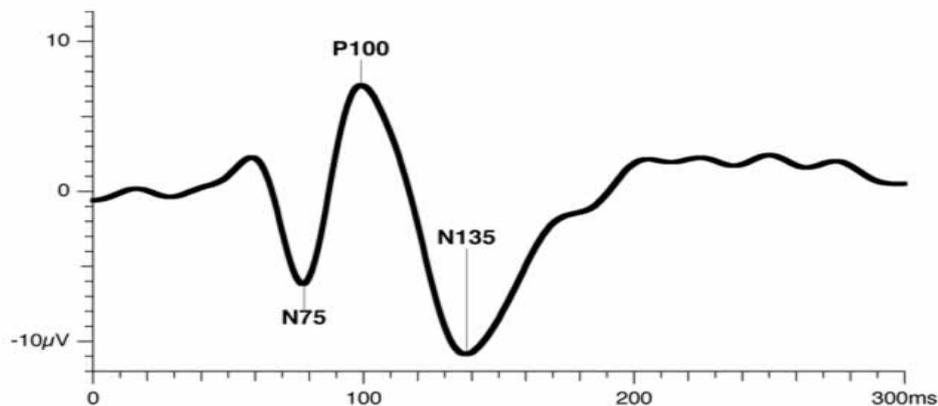


図 1 VEP 波形

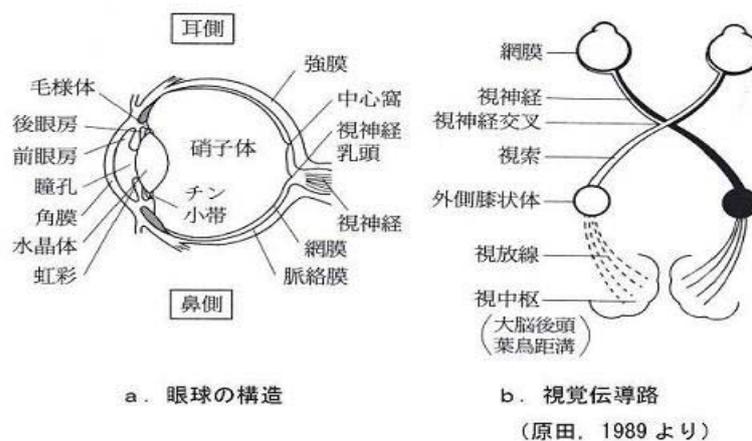


図 2 視覚情報処理に関連する部位

VEP は電氣的にシールド、防音された暗室において測定した。被験者の視覚が 17 インチのテレビ画面に対し 32 分となるように座らせ、両目を開いた状態でモニターの中心部分を固視させた。格子稿パターンを 1 秒間に 2 回の頻度 (2Hz) で反転させる刺激を 100 回与え、波形を加算平均した。後頭正中部

(Oz) をマイナス電極、前頭正中部 (Fpz) をプラス電極、左乳様突起をアースとして導出した。これを連続して2回行った。

BAEP は聴神経から中脳下丘に至る脳幹聴覚路からの電位を記録したものである。今回はヘッドフォンからのクリック音刺激を用いた。正常成人における BAEP は、音刺激後およそ 10 ms 以内に7つの陽性頂点 (I~VII波) が出現する。この7つの成分のうち I 波、III波、V波は安定して記録され、それぞれの発生源は聴神経、上オリーブ核 (橋)、下丘 (中脳) とされており、末梢から中枢に向かう聴覚の伝導を示す。よって I - III波、III - V波の頂点間潜時がそれぞれ下部脳幹 (橋)、上部脳幹 (中脳) の聴覚路の機能を表す。BAEP による7つの陽性頂点、聴覚伝導に関連する主要な部位を図3に示す⁵⁾。

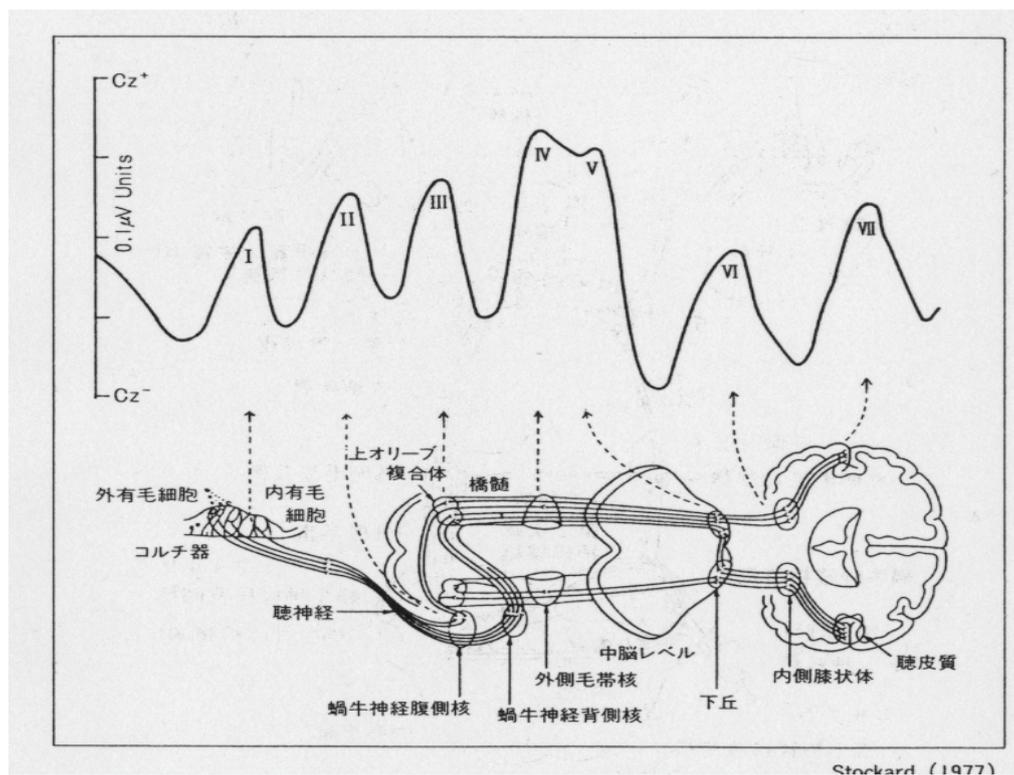


図3 BAEP の波形と聴覚伝導に関連する部位

BAEP は VEP と同様の部屋で計測した。被験者を座らせヘッドフォンを装着し、右耳には時間 0.1 ms のクリック音 (90dB) を毎秒 10 回 1000 回加え、左耳には刺激耳からの骨導の影響を除去するために白色雑音 (50dB) を流し波形を加算平均した。右乳様突起部をマイナス電極、頭頂部 (Cz) をプラス電極、左乳様突起部をアースとして導出した。これを連続して2回行った。

計測した脳波の頂点の決定は2回連続で記録した波形を重ね合わせ、それぞれの波形の頂点の中点を頂点として決定した。

また VEP と BAEP の再現性を確かめるため、実験を行う同時間帯に1名の被験者10回分の VEP と BAEP を測定したところ、変動係数 (CV) は 0.8 (N75)、1.5 (P100)、1.4 (N135)、1.9 (I 波)、1.3 (III波)、2.1 (V波)であった。

2.3 統計学的方法

結果の統計方法として、アルコール摂取群と対照群でそれぞれ摂取前、1 時間後、2 時間後で二元配置分散分析を行った。そのうち、有意な差がみられたものに関して Sheffe の多重比較を用いてどの時間

の間に有意な差があったかを調べた。摂取前と1時間後、2時間後の差分についてはアルコール摂取群と対照群で対応のあるt検定を行った。また体重あたりのアルコール量 (g/kg) を独立変数、アルコール摂取1時間後と2時間後のVEPとBAEPの潜時、アルコール摂取前と摂取後1時間、2時間の潜時の差分を従属変数として回帰分析を行った。

3. 結果

アルコールセンサーの呼気中アルコール濃度は15分後に 0.26 ± 0.09 mg/l、45分後に 0.25 ± 0.10 mg/l、75分後に 0.19 ± 0.09 mg/l、105分後に 0.21 ± 0.09 mg/l、135分後に 0.17 ± 0.10 mg/lであり75分後と105分後の逆転を除き飲酒直後のピークから低下を続けた。

アルコール摂取群と対照群のVEP潜時の経時変化を表1に示す。アルコール摂取群のN135に潜時に有意な延長が見られた。Scheffeの多重比較を用いたところN135では摂取前と1時間後、2時間後ともに $p < 0.0001$ となりそれぞれ有意な延長が見られた。

アルコール摂取群と対照群のVEP潜時の差分を表2に示す。N75においてのみ1時間変化ではアルコール摂取群で対照群に対して有意な延長が見られた ($p=0.036$)。

アルコール摂取群と対照群のBAEP潜時の経時変化を表3に示す。BAEPではアルコール摂取群のみにおいてIII波、V波、III-I波で有意な延長が見られた。Scheffeの多重比較を用いたところIII波では摂取前と1時間の間で $p=0.0015$ 、摂取前と2時間後で $p=0.0429$ 、V波では摂取前と1時間後の間で $p=0.0108$ となる有意な延長があることが分かった。

アルコール摂取群と対照群のBAEP潜時の差分を表4に示す。1時間変化ではアルコール摂取群で対照群に対してIII波において有意な延長が見られた ($p=0.029$)。

また体重あたりのアルコール摂取量 (g/kg) を独立変数、アルコール摂取1時間後と2時間後のVEPとBAEPの潜時、摂取前と摂取後1時間後、2時間後のそれぞれの潜時の差分を従属変数とした回帰分析では、前者の従属変数について回帰係数は有意でなかったが、後者ではN75の摂取前と2時間後において回帰係数が有意であった ($p=0.0344$)。回帰式を図4に示す。

表1 摂取前、1時間後、2時間後のアルコール摂取群と対照群のVEP潜時 (M±SD)：二元配置分散分析

	アルコール摂取群 (n=10)				対照群			
	摂取前	摂取後1時間	摂取後2時間	P値	摂取前	摂取後1時間	摂取後2時間	P値
N75	82.4±9.8	86.0±15.0	85.7±16.0	0.2185	83.1±10.8	82.1±12.8	83.0±15.5	0.7414
P100	109.9±8.7	113.3±13.1	112.5±13.6	0.0794	111.3±11.9	112.0±13.3	112.1±14.5	0.5717
N135	133.4±17.8	137.6±17.8	138.3±18.3	<0.0001	137.1±19.0	139.2±19.4	137.3±19.4	0.3395

表2 アルコール摂取群、対照群の摂取前と1時間後、2時間後のVEP潜時の差分 (M±SD)：対応のあるt検定

	1時間変化			2時間変化		
	アルコール摂取群	対照群	P値	アルコール摂取群	対照群	P値
N75	3.51±7.73	-0.99±2.75	0.0360	3.27±8.35	-0.12±5.40	0.1280
P100	3.42±5.90	0.75±2.67	0.1163	2.61±5.46	0.84±3.26	0.1156
N135	4.20±2.69	2.07±3.56	0.1297	4.95±1.81	0.24±5.95	0.0572

表 3 摂取前、1 時間後、2 時間後のアルコール摂取群と対照群の BAEP 潜時 (M±SD)：二元配置分散分析

	アルコール摂取群(n=10)				対照群			
	摂取前	摂取後 1 時間	摂取後 2 時間	P 値	摂取前	摂取後 1 時間	摂取後 2 時間	P 値
I	1.39±0.10	1.42±0.11	1.41±0.10	0.0614	1.37±0.074	1.39±0.074	1.37±0.062	0.2379
III	3.70±0.13	3.76±0.16	3.74±0.15	0.0014	3.69±0.12	3.68±0.16	3.69±0.13	0.7868
V	5.50±0.23	5.62±0.19	5.58±0.17	0.0098	5.49±0.15	5.43±0.28	5.45±0.23	0.2476
III - I	2.30±0.12	2.34±0.14	2.33±0.13	0.0443	2.32±0.15	2.29±0.16	2.32±0.15	0.3977
V - III	1.81±0.19	1.86±0.16	1.84±0.13	0.2517	1.81±0.13	1.75±0.20	1.76±0.18	0.1771

表 4 アルコール摂取群、対照群の摂取前と 1 時間後、2 時間後の BAEP 潜時の差分 (M±SD)：対応のある t 検定

	1 時間変化			2 時間変化		
	アルコール摂取群	対照群	P 値	アルコール摂取群	対照群	P 値
I	0.028±0.0442	0.018±0.0346	0.5885	0.015±0.0255	0.002±0.0459	0.4104
III	0.065±0.0599	-0.009±0.0732	0.0290	0.041±0.0341	0.007±0.0430	0.1134
V	0.117±0.1266	-0.065±0.1659	0.0537	0.075±0.1239	-0.043±0.0980	0.0994
III - I	2.303±0.1170	2.316±0.1513	0.5794	1.808±0.1885	1.808±0.1341	1.000
V - III	2.340±0.1358	2.289±0.1554	0.0503	1.842±0.1335	1.758±0.1777	0.1534

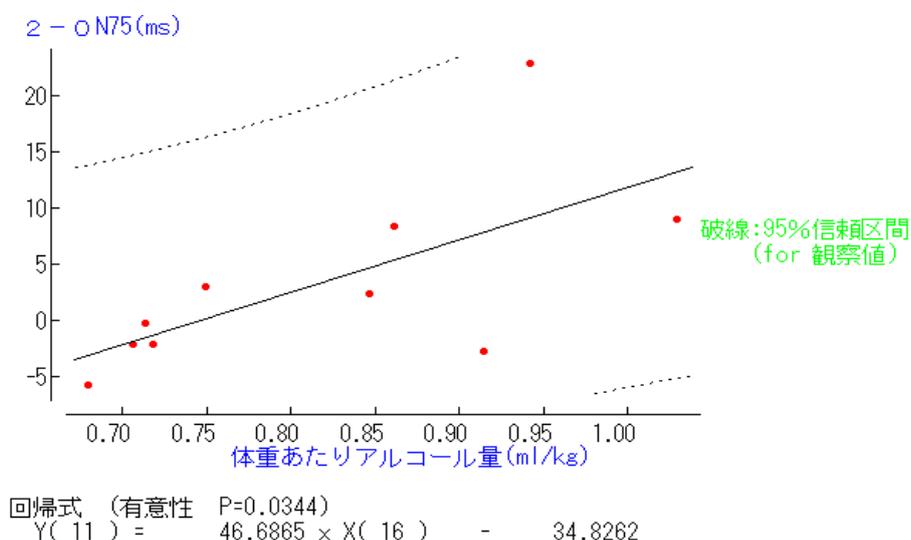


図 4 N75 摂取前と 2 時間後の潜時差分と体重あたりアルコール量回帰式

4. 考 察

VEPでは対照群は全てにおいて有意な潜時の延長は見られなかったが、アルコール摂取群で、N135 について摂取前と 1 時間後、2 時間後ともに潜時に有意な延長が見られた。N75 についてはアルコール摂取群と対照群の摂取前と 1 時間後の潜時の差分に有意な延長が見られた。また N75 については体重あたりのアルコール摂取量 (g/kg) を独立変数、摂取前と摂取後 2 時間後の潜時の差分を従属変数とした回

帰分析で回帰係数が有意であった。これまで為された研究でも Kim らの研究²⁾においては P100 の潜時延長が認められており、Colrain らの研究⁶⁾においては血中アルコール量の増加に伴い N2 と P3 の潜時に有意な延長が見られている。これらのことから急性アルコール摂取によって一〜三次視覚野という広い領域の視覚伝導が遅くなり、その影響はアルコール量が増加するにつれて大きくなると考えられる。

BAEP についても対照群は全てにおいて有意な潜時の延長は見られなかったが、アルコール摂取群で、Ⅲ波、V 波の潜時、Ⅲ- I 波の頂点間潜時に飲酒後 1 時間をピークとする有意な延長が見られた。Ⅲ波についてはアルコール摂取群と対照群の摂取前と 1 時間後の潜時の差分についても有意な延長が見られた。これらのことから急性アルコール摂取によって聴神経の活動が低下すること、Ⅲ波は他の波に比べアルコールの影響を受けやすいことが考えられる。また V - Ⅲ波の頂点間潜時では有意な延長が見られなかったことから、急性アルコール摂取の影響は上部脳幹 (中脳) よりも下部脳幹 (橋) に強く現れる可能性がある。

以上の結果から、飲酒によって大脳新皮質の活動が低下し通常よりも視覚と聴覚の伝導速度は遅くなること、アルコールの影響は飲酒後 2 時間が経過しても持続していることが分かった。アルコールの影響が脳のどの部位に現れるのか、VEP と BAEP へのアルコールの影響が大きいのは飲酒後どれくらい経過してからなのか、またどのくらい続くのかは研究の余地があると考えられる。

最後にご指導頂いた秋田大学医学部環境保健学講座の村田勝敬教授にお礼を申し上げます。

5. 参考文献

- 1) アルコールは神経細胞を麻痺させる.<http://stopsake.com/category1/entry72.html>
- 2) Kim JT, Yun CM, Kim S-W, Oh J, Huh K: The Effects of alcohol on visual evoked potential and multifocal electroretinography. J Korean Med Sci 2016; 31: 783-789
- 3) 後藤和彦: 視覚誘発電位の定量解析に関する研究.
http://portal.dl.sagau.ac.jp/bitstream/123456789/121577/1/zenbun_fulltext_goto.pdf
- 4) 視覚 - meddic. <http://meddic.jp>
- 5) 聴性脳幹反応.<http://www.okayama-u.ac.jp/user/hos/kensa/nou/ABR.htm>
- 6) Colrain IM, Taylor J, McLean S, Buttery R, Wise G, Montgomery I: Dose dependent effects of alcohol on visual evoked potentials. Psychopharmacology 1993; 112(2-3): 383-8.



北東北の 98 市町村別平均寿命と地域特性の関連性

齊藤 暉人

1. 緒言

日本における平均寿命は年々上昇しており、厚生労働省の発行している平成 22 年の簡易生命表(1)によると平均寿命は男性で 79.59 歳、女性で 86.35 歳である。しかし北東北に目を向けると、青森県の男性は 77.28 歳(47 都道府県中 47 位)、女性は 85.34 歳(同 47 位)、岩手県の男性は 78.53 歳(同 45 位)、女性は 85.86 歳(同 43 位)、秋田県の男性は 78.22 歳(同 46 位)、女性は 85.34 歳(同 39 位)と軒並み低かった。男女ともにワースト 10 に入っているのはこの三県のほかに大阪府、和歌山県のみだった。この三県における共通点は北東北に所在するほかに、医師不足が深刻である、寒冷な気候であるが北海道より暖房・断熱設備が充実していないなど様々なことが考えられる。

これに関連して OECD は、平均寿命は医療費だけでなく生活環境や所得水準にも影響を受けると報告している(2)。また、奈良県で行われた市町村別平均寿命と地域特性についての研究では、平均寿命は男女とも平均所得に強く関与し、男性では長期療養介護施設と検診受診率が、女性では高齢者単身世帯率と長期療養介護施設数が関与していると結論づけられている(3)。

このような背景を踏まえ、本研究では北東北の 98 市町村における男女別の市町村別平均寿命とそれに及ぼすと考えられる社会因子との関連について分析し、検討した。市町村規模の平均寿命に関連する要因を明らかにすることで、いかに長生きできるかの参考になると考える。

2. 方法

北東北三県の男女別の市町村別平均寿命と男女の 65 歳以上人口割合(高齢化率)、65 歳以上の世帯員のいる核家族世帯率、高齢夫婦世帯数率、高齢単身世帯数率、可住地人口密度、財政力指数、失業率、第一・三次就業者の割合、10 万人当たりの小売店数・飲食店数・病院数・診療所数・一般病院数・診療所数・医師数・薬剤師数・介護老人福祉施設数、納税者一人当たりの所得(納税者一人当たり所得/納税義務者数)、1000 人当たり国民健康保険被保険者受診率、国民健康保険被保険者 1 人当たり診療費との関連について地域相関研究によって分析を行った。

各項目のデータについては、市町村別平均寿命は平成 22 年市区町村別生命表の概況(4)から、65 歳以上人口割合、65 歳以上の世帯員のいる核家族世帯率、高齢夫婦世帯数率、高齢単身世帯数率、可住地人口密度、納税者一人当たりの所得は「統計でみる市区町村のすがた 2012」(5)から、財政力指数、失業率、第一・三次就業者の割合、10 万人当たりの病院

数・診療所数・一般病院数・診療所数・医師数・薬剤師数・介護老人福祉施設数は「統計でみる市区町村のすがた 2013」(6)から、10万人当たりの小売店数・飲食店数は「統計でみる市区町村のすがた 2015」(7)から、1000人当たり国民健康保険被保険者受診率、国民健康保険被保険者1人当たり診療費は「国民健康保険事業年報」(8)から抽出・算出した。なお、小売店数・飲食店数は2010年の値が得られなかったため2011年のものを用いているが、それら以外のすべてのデータは2010年のものである。また、1000人当たり国民健康保険被保険者受診率、国民健康保険被保険者1人当たり診療費について西目屋村、新郷村、雫石町、西和賀町、普代村、大潟村、東成瀬村のデータが得られなかったため、それらの地域のそのデータのみ解析に含めていない。

始めにそれぞれの指標と平均寿命に関する関連性をスピアマンの順位相関係数によって分析した。次に、その背景にあるものを探るために因子分析を行い、現れた4つの因子を説明変数、男女の平均寿命を目的変数として重回帰分析を行った。

統計分析は秋田大学環境保健学講座のSPBSを使用した。相関分析はスピアマンの順位相関係数を使用し、有意水準両側5%未満とした。因子分析と重回帰分析は可住地人口密度と医師数を、底を10とした対数をとった値とした。因子分析の結果、累積寄与率が70%を超える指標までを因子として抽出した。また、各指標を市町村別にまとめたものは巻末の表4にまとめた。

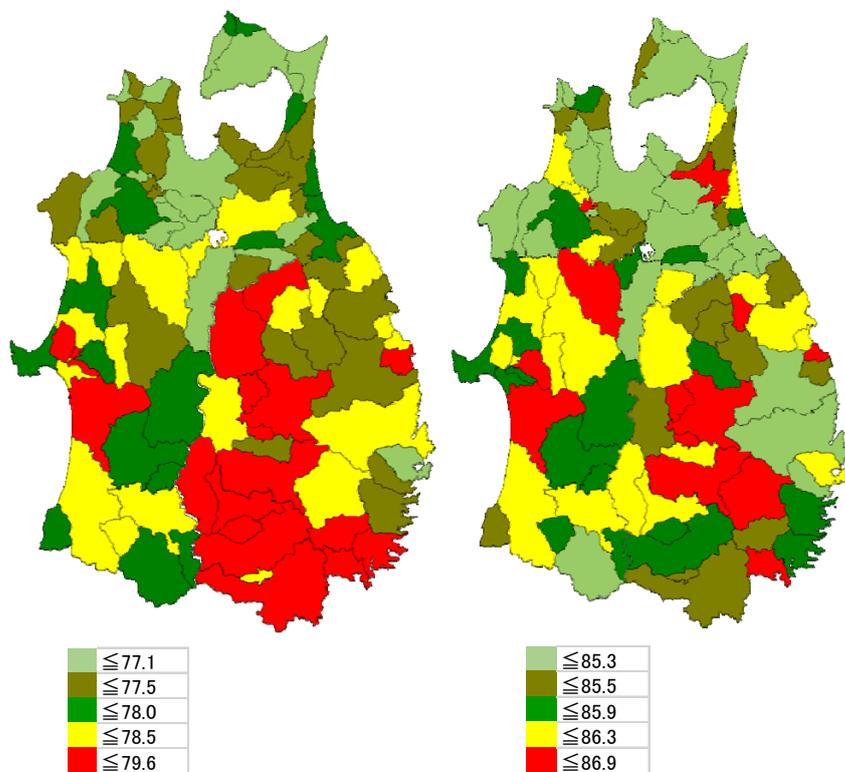


図1 北東北の市町村別平均寿命（左は男性、右は女性）



図2 東北の地形図

表1 平均寿命と各指標のスピアマンの相関係数

指標		平均寿命 男	平均寿命 女
地域・住居	65歳以上人口割合男	-0.030	
	65歳以上人口割合女		-0.021
	65歳以上の世帯員のいる核家族世帯数割合	-0.107	-0.055
	高齢夫婦世帯数割合	-0.052	-0.018
	高齢単身世帯数割合	-0.230	-0.069
	可住地人口密度	0.067	0.092
就業状況	失業率	-0.392	-0.110
	第1次産業就業者の割合	-0.172	-0.110
	第3次産業就業者の割合	0.122	0.134
経済指標	財政力指数(市町村財政)	0.168	0.113
	納税者一人当たり所得	0.254	0.038
商業	10万人当たり小売店数	-0.030	-0.066
	10万人当たり飲食店数	-0.087	-0.005
医療・福祉資源	10万人当たり病院数	0.082	0.114
	10万人当たり診療所数	0.280	0.168
	10万人当たり医師数	0.145	0.073
	10万人当たり薬剤師数	0.219	0.220
	10万人当たり介護老人福祉施設数	0.141	0.013
医療費・受診率	国民健康保険被保険者受診率	0.563	0.342
	国民健康保険被保険者1人当たり診療費	0.479	0.264

注) 灰色部分は有意な相関が見られる部分

3. 結果

平均寿命を地図で塗り分けたものは図1であり、図2は東北地方の地形図である。平均寿命は図からもわかるように、男性は都市部(特に県庁所在市周辺)・平野部で高く、山間部では低い傾向が見られたが、女性に関しては比較的分散している。表2は男女別の平均寿命と各指標のスピアマンの順位相関係数を求めた結果である。女性の平均寿命は薬剤師数、国民健康保険被保険者受診率・診療費と有意に正の相関が見られたが、男性は女性よりも地域特性と相関が高く、高齢者単身世帯割合、失業率者とは有意に負の相関が、薬剤師数、納税者一人当たり所得、国民健康保険被保険者受診率・診療費とは有意に正の相関が見られた。特に国民健康保険被保険者受診率・診療費は男女ともに大きい値を示し、最も相関があることが分かった。また、男性の平均寿命と女性の平均寿命の間には有意な相関がみられた($r_s = 0.403$, $p < 0.001$)。

因子分析の結果4つの因子が検出され、それらの因子負荷量をグラフ図3-a~dに示す。グラフに示したように、Group1に65歳以上人口割合男女、65歳以上のいる核家族世帯数割合、高齢夫婦世帯数割合、高齢単身世帯数割合を、Group2に可住地人口密度、第三次産業就業者の割合、10万人当たり飲食店数・病院数・医師数・薬剤師数、Group3に市町村財政力指数、納税者一人当たり所得、Group4に国民健康保険被保険者受診率・診療費に分類することができた。

Factor1はGroup1に正、Group3に負の影響を及ぼしているためその自治体の高齢化度を

図3-a 第1因子と第2因子の因子負荷量

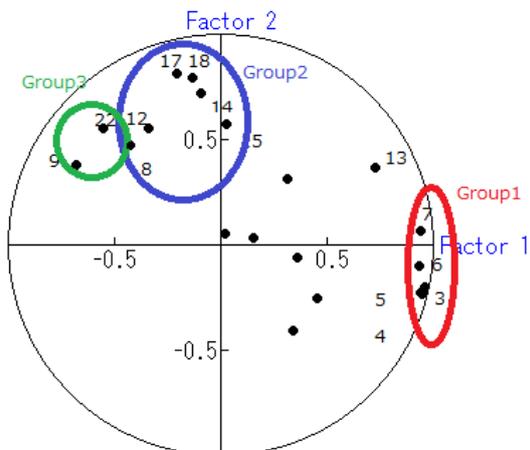


図3-b 第1因子と第3因子の因子負荷量

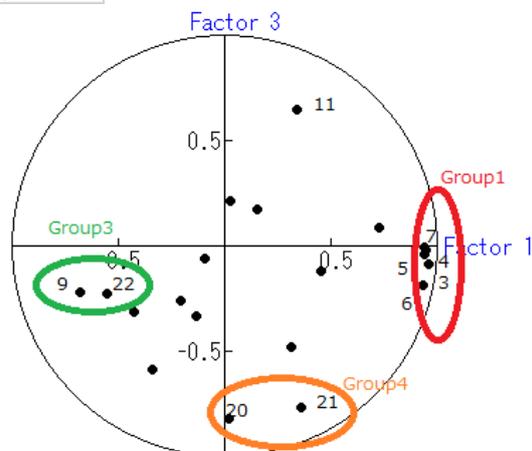


図3-c 第1因子と第4因子の因子負荷量

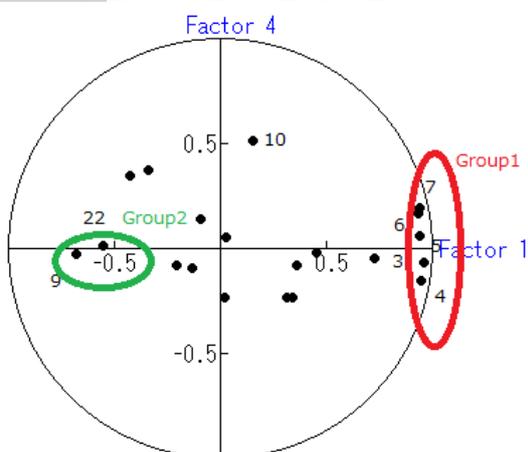
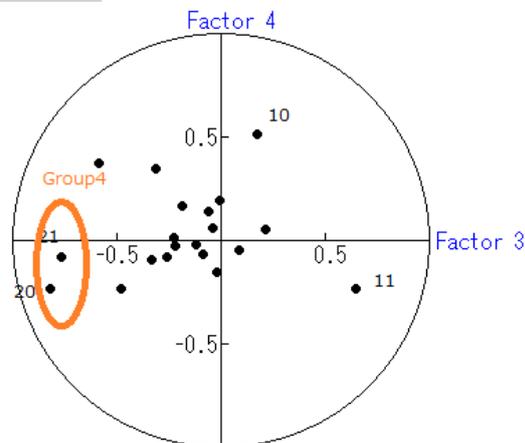


図3-d 第3因子と第4因子の因子負荷量



示す軸と考えられる。Factor2 は Group2 に正の影響を及ぼしているため、都会度を表す軸と考えられる。Factor3 は Group4 に負の影響を及ぼしているため、医療資源を利用しない度合を表すと考えられる。Factor4 は失業率に正の負荷を及ぼしているため、雇用の悪化を示す指標と考えられる。

次に、この Factor1~4 を説明変数、男女の寿命を目的変数にとって重回帰分析をした結果が表 6-a,b である。有意な関連が認められたのは、男性の場合では医療資源の非利用度($P < 0.0001$)、雇用の悪化($P = 0.0004$)、高齢化度($P = 0.042$)であった(決定係数 $R^2 = 0.346$ 、 $P < 0.0001$)。女性の場合では、医療資源の非利用度($P = 0.007$)のみであった(決定係数 $R^2 = 0.104$ 、 $P = 0.048$)。

表2 各指標と対応する番号

3	65歳以上人口割合男
4	65歳以上人口割合女
5	65歳以上の世帯員のいる核家族世帯数割合
6	高齢夫婦世帯数割合
7	高齢単身世帯数割合
8	可住地人口密度
9	財政力指数(市町村財政)
10	失業率
11	第1次産業就業者の割合
12	第3次産業就業者の割合
13	小売店数
14	飲食店数
15	病院数
16	診療所数
17	医師数
18	薬剤師数
19	介護老人福祉施設数
20	国民健康保険被保険者受診率
21	国民健康保険被保険者1人当たり診療費
22	納税者一人当たり所得

※8と17に関しては対数値を用いた

表3-a 目的変数を男性の平均寿命とした重回帰分析の結果

指標	標準回帰係数	t	P
高齢化度	-0.181	-2.069	0.042
都会度	0.271	0.310	0.758
医療資源の非利用度	-0.465	-5.327	<0.0001
雇用の悪化	-0.321	-3.627	0.0004

決定係数 $R^2 = 0.346$ $P < 0.0001$

表3-b 目的変数を女性の平均寿命とした重回帰分析の結果

指標	標準回帰係数	t	P
高齢化度	-0.024	-0.397	0.692
都会度	0.046	0.447	0.656
医療資源の非利用度	-0.283	-2.769	0.007
雇用の悪化	-0.147	-1.443	0.153

決定係数 $R^2 = 0.104$ $P = 0.048$

4. 考 察

相関分析では、男女ともに国民健康保険被保険者受診率が最も強い因子として、次に強い因子として国民健康保険被保険者一人当たり診療費が示された。また、重回帰分析によっても医療資源を利用しない度合を表す指標が男女ともに有意に負の関連性があることが示された。受診率・診療費は男女とも平均寿命を延長する強い因子として示されたのは示唆に富む。2012年の都道府県別の国民健康保険医療費によると、男女とも長寿県である滋賀県や福井県などは全国平均を上回る値を示し、青森県や岩手県などは下回っている(9)。世界的に見ても、医療費と平均寿命には正の相関があるとOECDは報告している(2)。ただ診療費が高いのはあくまで傾向であって、足しげく病院に通って結果医療費が高くなったのか、それとも病院に定期的に行かなかった結果大きな病にかかってしまい、医療費が高くなったかは今回の結果では判断することができない。中島尚登らは男女別平均寿命と医療費には有意な正の相関があったが、75歳未満の医療費は疾患の治療の比重が大きく重篤な疾患に治療費が多くかかるが、寿命を伸ばす影響はないと報告している(10)。病院の受診率・医療費に関しては詳細な分析が今後の検討課題である。

相関分析、重回帰分析ともに失業率が男性の平均寿命を下げる因子として示された。これは、職を失った男性が自殺する傾向が高いことが影響していると考えられる。澤田らも失業率と自殺率には高い相関関係があり、自殺の若年化が年々進んでいると報告している(11)。特に若年の自殺は平均寿命を大きく下げる要因となるので今後の対策が望まれる。

日本人の長寿には所得の差が少ないことが報告されているが(12)、本解析では納税者一人当たりの所得は男性の平均寿命に有意に正の相関が示された。世帯の所得が600万円以上の世帯員と比べて、200万円未満の世帯員は、朝食欠食者、運動習慣のない者、現在習慣的に喫煙している者の割合が高く、野菜の摂取量が少ない、女性の肥満者が多いという調査結果もある(13)。特に、喫煙・肥満が重篤な疾患を引き起こすことは多数の先行研究によって明らかにされている。循環器疾患大規模発症要因調査であるFramingham Studyでは、喫煙1箱あたりの虚血性心疾患に対する相対危険度は2～3倍とされ(14)、冠動脈疾患および脳卒中の危険因子であることが大規模研究において男女ともに明らかにされている(15)。ほかにも肺がん、食道がん、膵臓がん、口腔がん、中咽頭がん、下咽頭がん、喉頭がん、腎盂尿管がん、膀胱がんは喫煙との関連性が強い(16)。所得がライフスタイルや日常の習慣

に与える影響は大きいことが分かっているが、これは検診や医療、健康活動への参加といった点で影響が出る可能性があり、今後の検討課題である。

医療・福祉資源の観点から見ると、薬剤師数は男女とも、診療所数は男性の平均寿命に有意な正の相関が見られたが、重回帰分析では、医療資源に正の影響を与える都会度を示す指標とは有意な関連が見られなかった。高らは、看護師数は寿命に正の影響を及ぼし、医療資源の充実は寿命の延伸につながると推測しており(17)、医療施設よりも医師や看護師、保健師といった人的資源のほうが重要であり、特に保健師の家庭訪問や健康相談などの活動が健康寿命の延伸に強く関連しているとの報告もある(18)。また、北東北三県は公共交通機関不便であるため、一家に自家用車一台が当たり前の地域がほとんどである。そのため、市町村の垣根を超えて医療を受けることが容易になり、寿命と医療資源との関連が出にくかった可能性もある。加えて、急速な高齢化や介護士の恵まれない待遇などにより介護老人福祉施設の数足りておらず、特に料金の安い特別養護老人ホームでは数百人の入居者待ちが当たり前になっている。そのため、多少は遠くても施設に入ろうとする人々が増え、介護老人福祉施設数と平均寿命との間に相関関係が見られなかった可能性もある。このことから、医師以外のメディカルスタッフ、保健師・介護士等の福祉・介護関連の従業者数との相関や、二次医療圏など市町村より広い範囲での調査などでさらに精査していく必要がある。

高齢単身世帯割合と男性の平均寿命には有意な負の相関がみられた。国立社会保障・人口問題研究所は、配偶関係別 40 歳時平均余命は女性では未婚で 37.18 年、有配偶で 45.28 年、死別で 43.32 年、離別で 40.49 年、男性では未婚で 30.42 年、有配偶で 39.06 年、死別で 34.95 年、離別で 28.72 年という報告をした。そのため、高齢者の単身での生活は、独身、死別、離別に関わらず寿命を縮める可能性が示唆される。今回は男性のみ平均寿命を縮める相関があると検出されたが、男女別の高齢単身世帯の値が分かればまた違った結果になる可能性があり、今後の検討課題である。

重回帰分析の結果、男性の平均寿命と高齢社会を表す指標に有意に負の相関があった。高齢化が進む自治体ほど限られた医療資源の取り合いになり、満足した医療を受けられないことも考えられるが、高齢社会と平均寿命の関連に関する論文を得ることができなかった。

本研究は主に「統計でみる市区町村のすがた」を指標として用いて、市町村を単位とした平均寿命と要因の関連性を検討するものである。あくまで地域による相関であり、これが個人に当てはめることができるとは限らない。また、対象の地域が北東北三県の 98 市町村に限定されており、気候や食文化など地域特性が影響している可能性も考えられる。さらに、高齢単身世帯数や所得、失業率などは男女別々のデータを入手することができず、寿命に関連があるといわれる栄養摂取状況や喫煙・アルコール摂取量などを調査対象として含めておらず、今後はそれらを含めた研究をすることが必要である。

5. 結 論

北東北 98 市町村別平均寿命と地域特性の関連性を分析、検討した。重回帰分析によって、男女ともに国民健康保険者受診率・診療費に負の影響を与える医療資源を利用しない指標が平均寿命に負の相関がみられた。すなわち医療資源の利用と、平均寿命の伸びには相関があった。また、男性では雇用の悪化を示す指標・高齢社会を表す指標と、平均寿命とに負の相関があった。また、スピアマンの順位相関係数による検定では、男女ともに国民健康保険者受診率・診療費、薬剤師数とも有意な正の相関があった。男性では高齢単身世帯割合、失業率第一次産業就業割合、10 万人当たり診療所数、納税者一人当たり所得と有意に関連があった。

謝 辞

最後に、6/13 から 6/17 にかけて美郷町での地域保健実習に参加した際に、仙南診療所の照井先生をはじめとする多くの方々にお世話になった。五日間を通じて気付いたことは、地域の健康は医師だけが支えているわけではないということだ。今まで多職種連携という言葉が医師視点からしか考えてこなかったことを気づかされた。診療所での診察はもちろん、ケア会議では幅広い職種の人が情報を共有しあっていたし、保健センターでは保健師らが地域の健康増進のために相談会であったり運動教室であったりと様々な活動を行っていることを目にした。狭いコミュニティの中だからこそできることが多々あり、その一部を体験することができたことは非常に有意義であったと思う。

お世話になった皆様に心よりお礼申し上げます。

文 献

- (1) 平成 22 年簡易生命表. 厚生労働省, 2011
- (2) Economics Department Organization for Economic Cooperation and Development. OECD 2010, “Health care systems: Getting more value for money”, OECD Economics Department Policy Notes, No. 2. Paris: OECD Economics Department, 2013
- (3) 大西丈二, 松村雅彦, 今村知明: 奈良県における市町村別平均寿命と地域特性に関する考察. *Journal of Nara Medical Association*, 63 巻 1-2 号: 1-8, 2012
- (4) 平成 22 年市区町村別生命表. 厚生労働省, 2011
- (5) 統計でみる市区町村のすがた 2012. 総務省, 2012
- (6) 統計でみる市区町村のすがた 2013. 総務省, 2013
- (7) 統計でみる市区町村のすがた 2015. 総務省, 2015
- (8) 国民健康保険事業年報. 厚生労働省, 2011
- (9) 平成 24 年度医療費の地域差分析 厚生労働省, 2014
- (10) 中島尚登, 矢野耕也, 長澤薫子, 他: 男女別平均寿命に係る市町村別医療費の検討. *日衛誌*, 69: 187-198, 2014

- (11) 澤田康幸, 崔允禎, 菅野早紀 : 不況・自殺についての一考察. 日本労働研究雑誌, 598, 58-66, 2010
- (12) Marmot, M.G. and Smith, G.D : Why are the Japanese living longer? BMJ, 299, 23-30, 1989
- (13) 平成 22 年国健康栄養調査. 厚生労働省, 2010
- (14) Wolf PA, et al : Cigarette smoking as a risk factor for stroke. The Framingham Study, JAMA, 259, 1025-1029, 1988
- (15) 鄭忠和, 天野恵子, 上野光一, 他 : 循環器領域における性差医療に関するガイドライン. Circulation Journal, 74, 1185-1160, 2010
- (16) Smoking and Health US Public Health Service, Report of the Advisory Committee to the Surgeon General of the Public Health Service. DEHW Public Health Service, 1964
- (17) 高俊珂, 梯正之 : 都道府県別の平均寿命と社会・経済指標および栄養指標との関連性. 広島大学保健ジャーナル 5(2) : 62-69, 2006
- (18) 健康寿命の延伸と地域保健活動との関連-北海道市町村を対象にした生態学的研究- 蔵 満美奈 木村宣哉 藤田直人 河原田まり子
- (19) 人口統計資料集 2005. 国立社会保障・人口問題研究所, 2006

表4 北東北98市町村の各指標

市町村	平均寿命 男(歳)	平均寿命 女(歳)	65歳以上 人口割合 男(%)	65歳以上 人口割合 女(%)	65歳以上の 世帯員 のいる核 家族世帯 割合	高齢夫婦 世帯割合 (%)	高齢単身 世帯割合 (%)	可住地 人口密度 (人/km ²)	財政力 指数 (市町村 財政)	失業率 (%)	第1次産 業 就業者の 割合 (%)	第3次産 業 就業者の 割合 (%)	10万人当 たり 小売店数	10万人当 たり 飲食店数	10万人当 たり 病院数	10万人当 たり 診療所数	10万人当 たり 医師数	10万人当 たり 薬剤師数	10万人当 たり 介護老人 福祉施設 数	10万人当 国民健康 保険被保 険者1人 当たり診 療費(円)	国民健康 保険被保 険者1人 当たり診 療費(円)	国民健康 保険被保 険者1人 当たり所得 (円)
青森市	76.5	85.2	20.2	26.7	19.57492	9.378376	9.931917	1150.584	0.54	10.53144	3.442425	81.36361	981.2366	646.7014	6.009615	79.79434	206.3301	210.6704	3.672543	1016.11	238.813	2,749,336
弘前市	77.1	85.7	21.8	28.8	18.8931	8.685239	9.992586	652.7662	0.47	7.939216	15.52011	67.80954	1079.178	673.6686	8.17559	100.2872	431.1261	212.5653	5.450393	9.60593	232.561	2,693,273
八戸市	78	85.2	20.1	26.1	19.85378	9.500983	8.741582	1196.993	0.67	8.744678	3.710986	71.7239	1056.331	692.5358	7.15443	70.70261	216.7372	151.5056	3.78764	10.14540	241.311	2,722,999
黒石市	76.7	85.4	21.3	28.9	19.86603	8.08038	9.7592	487.2168	0.34	8.932349	16.16208	996.3467	633.7872	5.53526	63.65549	177.1283	132.8462	5.53526	7.96557	215.478	2,197,385	
五所川原	77.3	85.4	23.9	31	21.49269	10.83329	11.54298	344.4634	0.34	11.06827	14.99315	64.54528	813.0638	8.585866	82.16224	190.0002	145.4956	6.846853	8.53759	203.198	2,483,629	
十和田市	78.3	85.2	21	28.1	18.40025	9.98338	8.632699	324.8329	0.41	7.305088	12.18269	64.83776	1142.0362	721.5247	4.537891	62.01785	167.902	170.9272	4.537891	9.78680	221.517	2,544,548
三沢市	77.6	86.1	16.9	23.9	16.30991	8.543582	8.73481	422.5522	0.48	7.594818	7.827952	71.16844	937.9999	1003.442	43.6279	116.3411	143.0026	4.847545	8.67715	209.267	3,063,385	
むつ市	76.7	84.8	21.4	29	20.74288	10.71645	11.00303	453.685	0.39	7.312817	5.610683	72.87986	1139.75	745.0955	4.912717	57.31504	167.0324	126.0931	9.825435	8.96849	221.370	2,716,929
つがる市	77.8	86.3	25.2	34.3	22.14765	10.6981	10.67724	174.0734	0.24	13.04415	30.96202	50.08334	1047.177	298.0426	5.370137	37.59096	53.70137	42.96109	8.055205	8.223.91	198.561	2,233,589
平川市	76.7	85.4	23.6	31.5	21.57408	8.287787	8.168538	357.1398	0.27	9.571669	26.49165	51.2428	915.1759	396.8724	5.923469	44.42802	85.8903	56.27295	5.923469	9.118.59	225.755	2,179,647
平内町	77.3	84.9	25.1	34.6	24.51167	11.91043	12.14864	254.9185	0.25	7.579867	27.64533	51.50229	1140.684	477.3077	8.08996	64.71968	56.62972	97.07852	16.17992	9.277.71	230.089	2,216,255
今別町	77.1	85.9	37.8	49.5	34.44525	20.0145	18.56418	161.2531	0.16	13.5844	18.38006	53.73832	771.837	559.5275	0	93.25459	93.25459	31.08486	10.003.38	247.999	2,248.136	
蘆田村	77.2	84.8	27.2	37.6	24.95327	11.7757	10.09346	162.8173	0.16	8.143508	29.14854	44.56184	183.4301		0	61.14338	30.57169	0	30.57169	10.419.18	241.651	2,213,813
外ヶ浜町	77.3	85.4	34	44.6	31.89337	18.21441	16.78021	228.8989	0.18	8.90937	22.87449	56.81511	1568.806	282.1272	14.10836	70.53181	112.8509	28.21272	10.056.11	239.788	2,418,449	
鱒ヶ浜町	77	85.1	29.3	38.8	25.93407	12.99145	14.23687	144.9607	0.19	10.21277	23.15144	58.00712	1378.518	471.6669	8.734387	43.67194	61.14071	26.20316	8.734387	7.787.77	231.188	2,266,196
梁瀬町	77.5	84.4	34.5	42.7	30.94564	17.78029	15.45866	150.9266	0.15	9.139545	26.79097	52.15898	1522.407	454.0295	0	51.59426	41.27541	20.63771	8.946.06	254.432	2,195,896	
西目屋村	77.5	85.2	27.2	41.6	26.31579	11.05263	7.894737	90.15837	0.11	5.324814	26.23874	43.13063	1066.499	188.2058	0	62.73526	0	62.73526	-	-	-	2,028,037
藤崎町	77.5	86.4	22.8	31.6	21.3355	8.77443	8.611584	429.9785	0.28	7.412791	26.45848	54.63568	942.513	312.0904	6.241808	56.17627	124.8362	99.86892	12.48362	9.462.48	234.019	2,298,852
大鷲町	76.9	86	28.6	37.6	26.58991	10.30702	13.32237	304.6905	0.23	10.35422	22.24544	59.06155	1158.859	428.129	9.109127	63.76389	91.09127	100.2004	9.109127	9.794.19	227.793	2,150,424
田舎館村	76.9	85.2	24	32.4	22.98421	9.102244	7.689111	365.4415	0.26	8.02044	23.23501	54.03772	527.4132	183.9814	0	36.79827	24.53085	0	0	9.151.59	231.240	2,180,129
板柳町	77.4	86	25.3	32.9	23.98323	9.937107	10.35639	364.1952	0.26	6.345409	38.54901	45.13657	1188.678	531.9498	6.567282	39.40369	59.10554	52.53825	6.567282	8.693.19	204.859	2,171,999
鶴田町	77	86.1	25	34	24.44343	10.35893	10.63163	315.9876	0.24	11.23934	38.30239	44.52317	791.8711	392.4317	7.007708	28.03083	63.06938	7.007708	8.046.54	193.075	2,178,762	
中泊町	76.9	85.3	28	37.4	25.26316	14.05034	13.13501	191.0781	0.2	14.10658	26.69101	45.77248	996.6256	266.8132	0	62.77957	47.08467	15.69489	7.847446	8.630.06	215.909	2,158,236
野辺地町	77.2	85.5	24.9	32.9	23.25702	11.81061	12.24419	557.3988	0.39	9.359675	6.45987	65.16889	1278.469	782.4507	6.986167	41.917	132.7372	146.7095	6.986167	8.654.20	251.004	2,409,998
七戸町	77.5	85	25.6	35.4	24.59303	11.65762	11.04489	148.4017	0.27	7.386107	20.34415	56.15084	1032.281	435.5868	5.966943	59.66943	101.438	119.3389	9.970.68	230.019	2,322,251	
六戸町	77.4	85.4	24.5	32.3	24.94708	10.9528	8.013305	182.7119	0.32	7.432432	22.3512	51.44801	839.7617	244.1168	9.764671	48.82336	58.58803	9.764671	9.743.97	210.384	2,362,705	
権津町	77.6	86.1	25.2	36.3	24.78769	12.3673	11.51805	154.2101	0.24	6.971514	29.32149	43.17447	1352.182	409.7521	0	61.46281	20.4876	40.97521	20.4876	8.667.89	213.097	2,264,401
黒北町	77.2	86.5	24.7	34.1	22.0576	10.70418	9.322457	155.891	0.29	8.457322	26.80445	50.63183	1046.792	486.7581	5.233358	47.10562	73.27541	57.57354	10.46792	9.515.68	209.078	2,304,744
六ヶ所村	77.3	85.4	15.5	26.1	13.74447	6.103978	6.482846	99.74827	1.58	5.603383	13.97212	46.88351	898.2154	492.6273	0	54.07841	45.06334	9.013069	9.013069	7.928.07	205.237	2,916,178
おいらせ町	77.6	85.9	18.2	23.4	17.67107	8.19928	6.914766	416.4975	0.45	8.116597	10.36821	60.14934	1011.937	379.9926	8.260708	37.17319	66.08566	61.95531	8.260708	8.438.46	205.829	2,524,721
大間町	77.8	84.4	18.3	30.2	19.04401	8.308042	8.383915	459.0876	0.24	8.309207	19.70941	47.31522	1248.057	772.8707	15.77287	15.77287	94.63722	47.31661	15.77287	6.478.01	169.565	2,837,097
東通村	76.5	84.8	22.2	33.6	23.17343	9.520295	7.490775	121.2101	1.06	8.561992	26.56293	44.45679	951.4617	303.3646	0	27.5786	55.1572	0	0	8.540.50	201.122	2,477,481
風間浦村	77.8	84.6	25	37.9	24.5438	12.0438	11.95255	473.6538	0.11	6.355004	17.86271	46.09984	1136.825	162.4036	0	40.60089	40.60089	0	0	8.228.20	235.843	2,459,701

表4の続き(2)

市町村	平均寿命 男	平均寿命 女	65歳以上 人口割合 男	65歳以上 人口割合 女	65歳以上 のいる核 家族世帯 数割合	高齢単身 世帯数割 合	高齢夫婦 世帯数割 合	高齢単身 世帯数割 合	可住地 人口密度 (人/km ²)	財政力 指数 (市町村 財政)	失業率	第1次産 業 就業者の 割合	第3次産 業 就業者の 割合	10万人当 たり 小売店数	10万人当 たり 飲食店数	10万人当 たり 病院数	10万人当 たり 診療所数	10万人当 たり 医師数	10万人当 たり 薬剤師数	10万人当 たり 介護老人 福祉施設 数	国民健康 保険被保 険者1人 当たり診 療費	国民健康 保険被保 険者1人 当たり診 療費	納税者 一人当 り所得 (円)
佐井村	77.1	85.5	30.1	43.6	28.64372	13.15789	7.359383	5.975118	382.1893	0.34	9.75976	10.14743	58.89272	585.0738	231.3083	0	20.40955	13.60637	6.803184	8.277.62	219.187	2.297939	2,371,302
三戸町	77	85.3	27.8	38.2	24.58975	11.73946	7.332394	5.975118	208.854	0.25	8.93732	48.73512	48.73512	1734.104	536.7465	0	123.8646	0	0	0	8.141.11	253.188	2,213,566
五戸町	77	84.8	25.8	34.6	25.49781	11.51044	9.42205	221.8902	221.8902	0.28	7.336984	22.77569	50.26358	983.3262	315.3057	5.944164	42.75331	85.50663	112.2274	10.68833	9.441.59	255.792	2,324,906
田子町	77.2	86	30.4	39.1	25.84645	12.06485	12.30329	129.4278	129.4278	0.19	5.061082	38.43089	39.4278	1133.603	291.498	0	64.77733	80.97166	32.38866	0	8.518.56	211.021	2,178.13
南郷町	77.5	84.9	26.3	35	25.57016	11.62966	10.57242	262.2589	262.2589	0.27	6.660287	26.90282	51.42001	1017.478	231.703	10.07404	90.6664	95.70342	10.07404	8.748.48	231.639	2,308,298	2,308,298
階上町	77.4	84.2	17.8	25.8	17.17189	7.359383	5.975118	382.1893	382.1893	0.34	9.75976	10.14743	58.89272	585.0738	231.3083	0	20.40955	13.60637	6.803184	8.277.62	219.187	2.297939	2,371,302
新郷村	77.8	85.6	34.3	46.4	29.06178	13.15789	11.21281	84.97765	84.97765	0.13	3.837072	49.84634	32.88261	1403.016	210.4525	0	35.07541	70.15082	35.07541	0	-	-	2,137.47
盛岡市	79.4	86.4	18.6	24.3	16.51692	8.380764	7.577981	1253.304	1253.304	0.68	6.706282	3.700898	82.83986	955.2603	604.3278	8.044297	92.50942	414.6165	265.4618	4.022149	10.977.72	257.444	3,010,021
宮古市	78.2	84.8	26.5	34.9	25.59421	12.36394	11.64423	508.8185	508.8185	0.34	8.896735	9.965582	64.66677	1317.516	573.7843	3.365304	58.89282	153.1213	129.5642	8.413259	10.645.15	283.220	2,445.74
大船渡市	79.2	85.6	26.2	35.1	23.40239	11.21533	9.481072	690.8089	690.8089	0.41	7.950678	10.6302	60.14481	1578.418	500.7733	2.454771	73.64313	179.1983	144.8315	7.364313	10.328.67	253.207	2,471,454
花巻市	78.7	86.4	24	32.6	21.41588	9.652395	8.616095	317.0136	317.0136	0.45	5.817201	13.47199	985.8239	520.515	591.4943	69.00767	127.1713	172.5192	6.900767	10.944.58	236.216	2,431,386	2,431,386
北上市	79.1	86.1	18.5	26.2	16.26159	7.332394	6.786427	458.4465	458.4465	0.68	7.635321	7.166308	56.03306	966.1822	689.2997	2.147351	74.03362	169.6407	153.5356	5.368378	10.449.03	232.866	2,611,244
久慈市	77.5	86.2	22.5	29.8	21.73137	10.72652	10.66943	465.9085	465.9085	0.39	10.808	9.816517	82.35005	1369.601	591.2345	5.42417	54.2417	184.4218	108.4834	8.136255	8.264.66	237.594	2,464,368
遠野市	78.3	86.5	28.6	39.7	25.84951	12.25728	12.52023	199.1783	199.1783	0.26	6.693174	20.73856	49.62315	1227.37	439.8077	3.403362	64.77788	95.46214	81.82469	6.818724	9.648.23	268.420	2,223,061
一関市	78.6	85.3	25.5	34.2	22.66206	10.23311	9.284158	280.3793	280.3793	0.35	7.161349	14.30267	55.87791	1210.174	509.3694	7.589941	75.05608	170.352	150.9555	10.11992	9.656.75	236.146	2,457,235
陸前高田	78.6	86.9	31.1	38.1	26.91073	12.76814	10.54592	512.3131	512.3131	0.27	5.985853	15.13177	56.4088	1412.017	339.0558	8.583691	42.91845	90.12876	115.8798	4.291845	10.007.23	267.866	2,302,306
釜石市	77.3	85.9	29.9	39.2	28.6815	15.21685	14.75084	759.2863	759.2863	0.46	7.880542	7.051927	63.4259	1334.209	705.0083	10.10765	42.9575	164.2493	184.4645	7.880735	9.772.91	293.966	2,427,519
二戸市	78.7	85.3	25.3	34	23.38896	11.1736	10.81405	273.2978	273.2978	0.34	7.447614	19.31345	54.00259	1323.143	444.4145	3.366777	53.88843	188.5395	168.3388	6.733553	9.096.60	216.013	2,368,416
八幡平市	78.7	86.1	27.1	36.3	25.2173	11.56871	9.882036	135.3469	135.3469	0.3	7.924358	23.53229	51.06011	1080.893	380.0558	6.973501	48.8145	66.24826	132.4965	6.973501	9.510.89	260.602	2,290,902
奥州市	78.7	85.6	24.4	33.2	21.53764	10.0633	8.85764	281.1558	281.1558	0.42	6.44437	16.27044	56.0748	1106.248	535.4881	7.21466	70.54334	161.1274	139.4834	8.016289	10.477.77	239.486	2,507,902
雫石町	78.3	85.3	24.7	32.6	22.04582	8.677611	7.46888	140.433	140.433	0.41	5.944125	19.46743	61.59559	937.1707	399.268	11.09078	77.63545	105.3624	77.63545	5.545389	-	-	2,242,456
葛巻町	78	85.4	32	44.8	29.54204	15.31532	14.52703	117.5978	117.5978	0.15	5.969746	32.03103	42.83252	1547.097	397.0427	13.69113	68.45564	109.529	109.529	6.673785	9.767.56	252.082	2,198,822
岩手町	77.8	85.8	26	36.2	26.75134	12.0262	9.962294	168.2461	168.2461	0.29	7.170326	28.95266	45.71544	1201.281	327.0155	6.673785	73.41164	80.08542	80.08542	6.673785	8.426.48	220.250	2,326,695
滝沢村	79.6	86.7	15.1	18.7	15.40206	7.278351	4.85567	603.7103	603.7103	0.58	6.89546	5.259531	72.98653	434.4839	196.8175	3.713538	51.98953	63.13014	64.98691	3.713538	9.384.29	229.919	2,550,364
紫波町	77.7	86.3	20.6	27.4	18.77675	8.199372	6.430134	327.5411	327.5411	0.42	6.107884	15.5331	64.34542	844.148	279.38	0	54.07354	66.08988	84.1144	6.008171	10.148.77	271.684	2,487,193
矢巾町	79	86.6	17	22.2	14.65673	6.391147	4.065041	594.1645	594.1645	0.61	5.178485	9.186352	73.24293	727.8074	275.6846	7.35159	55.13692	113.9496	268.333	3.675795	10.562.20	259.101	2,643,328
西和賀町	79.2	86.3	36	49	29.18134	16.81338	14.26056	62.6911	62.6911	0.15	4.064572	26.78733	51.31222	1317.782	454.4078	15.14693	90.88155	136.3223	75.73463	30.29385	-	-	2,268,337
金ヶ崎町	78.7	85.9	21.4	30.7	18.26585	7.89425	6.637086	148.1129	148.1129	0.56	5.851004	17.86644	47.09454	771.8224	263.3997	0	73.50689	104.1348	79.63247	12.25115	10.634.50	243.379	2,445,734
平泉町	78.2	85.5	25.3	35.3	21.84189	8.475958	7.98696	254.7314	254.7314	0.3	6.013514	15.64152	55.86257	1234.272	551.2283	0	23.96645	35.94967	37.93289	11.98322	10.624.20	240.217	2,317,982
住田町	79	84.9	33.2	43.9	30.77292	14.11426	11.95391	156.5899	156.5899	0.17	7.580751	22.51963	45.75303	1423.942	210.0162	0	80.77544	96.93053	42.31018	16.15509	9.654.46	289.695	2,213,587
大槌町	77.3	85.4	28.4	35.9	26.96432	12.86694	13.18334	625.5528	625.5528	0.31	8.396213	7.782276	56.71015	464.7814	6.546216	58.91595	65.42136	85.10081	13.09243	9.793.56	288.175	2,301,887	
山田町	77	86.2	27.6	35.6	27.79712	12.86736	12.23316	714.9386	714.9386	0.27	8.41399	18.56079	58.3128	1133.373	435.0862	5.371435	32.22861	53.71435	112.8001	5.371435	9.676.89	245.740	2,265,093
岩泉町	77.2	85	32.1	43.1	29.53867	14.94147	16.38742	137.2459	137.2459	0.15	7.261411	26.26634	51.94036	1962.236	286.9308	9.255631	84.79082	74.04665	27.76749	0	8.726.10	287.593	2,262,095
田野畑村	79	85.3	29.1	38.3	27.73109	12.68144	10.84798	182.2191	182.2191	0.13	5.380927	26.36928	46.0192	1066.875	260.2134	0	78.08401	26.02134	26.02134	26.02134	9.211.94	259.602	2,258,456

表4の続き(3)

市町村	平均寿命 男	平均寿命 女	65歳以上 人口割合 男	65歳以上 人口割合 女	65歳以上の 世帯員 のいる核 家族世帯 数割合	高齢夫婦 世帯数割 合	高齢単身 世帯数割 合	可住地 人口密度	財政力 指数 (市町村 財政)	失業率	第1次産 業 就業者の 割合	第3次産 業 就業者の 割合	10万人当 たり 小売店数	10万人当 たり 飲食店数	10万人当 たり 病院数	10万人当 たり 診療所数	10万人当 たり 医師数	10万人当 たり 薬剤師数	10万人当 たり 介護老人 福祉施設 数	国民健康 保険被保 険者1人 当たり診 療費	国民健康 保険被保 険者受診 率	1000人当 り	国民健康 保険被保 険者1人 当たり所得
	(歳)	(歳)	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)	(人/km ²)	(-)	(%)	(%)	(%)	(施設数/10万人)	(施設数/10万人)	(施設数/10万人)	(施設数/10万人)	(施設数/10万人)	(人/10万人)	(人/10万人)	(円)	(%)	(円)	(円)
市町村																							
菅代村	78.3	86.4	26.1	36.6	28.40691	11.42035	10.84453	321.6667	0.14	12.13074	21.84814	49.21203	1522.021	453.3679	0	64.76684	32.38342	32.38342	32.38342	32.38342	-	-	2.311161
軽米町	77.4	86	27.7	38.2	26.14418	11.5166	10.97816	181.9786	0.21	7.915273	29.56381	43.27544	1185.229	244.882	9.795279	58.77167	88.15751	88.15751	19.59056	7.97598	198.308	198.308	2.193887
野田村	78.3	86.1	25.5	34.3	24.96831	11.85044	9.632446	436.5693	0.17	8.94597	17.3879	52.29045	1295.337	215.8895	0	43.17789	21.58895	43.17789	21.58895	21.58895	8.52661	208.939	2.216
九戸村	78.2	86.5	29.4	39.2	26.59784	13.76598	11.11111	198.6264	0.18	7.866782	34.12426	40.55573	1152.9445	122.9445	0	30.73613	30.73613	46.1042	15.36807	8.820.73	228.024	228.024	2.074018
洋野町	78.4	85.5	26.2	34.2	25.39216	11.42157	11.55229	287.9441	0.22	10.80863	21.44151	48.27899	1032.769	217.719	5.582538	27.91269	39.07776	27.91269	11.16508	8.05602	210.831	210.831	2.3367
一戸町	78.2	85.5	28.6	40	27.40242	12.8195	13.3941	175.408	0.3	7.228253	23.29824	50.94172	1437.936	296.0457	7.048707	49.34095	126.8767	140.9741	7.048707	9.39505	227.133	227.133	2.276896
秋田市	79.2	86.4	20.8	27	19.78317	10.85685	9.160968	1153.695	0.65	6.344838	2.172804	81.11447	971.5698	558.7145	5.871446	87.14462	360.0124	237.33	4.326329	10.87108	10.26561	280.805	2.47803
能代市	77.7	86	27.5	37.1	24.83995	13.37806	13.01412	348.5576	0.47	8.775998	9.121074	65.56833	1299.844	715.9299	10.15503	91.3953	231.8733	203.1007	3.385011	10.26561	280.805	2.47803	2.47803
横手市	78.2	86.2	26.8	35.5	22.8849	11.28682	8.702487	310.306	0.36	6.708133	16.76097	57.30904	1394.777	538.7986	3.049803	77.26168	196.204	168.7558	9.14941	10.01288	239.100	244.1667	2.441667
大館市	78.5	86.5	26.6	36.1	24.57903	12.40329	11.66462	420.8209	0.43	7.704072	8.179658	64.48976	1134.953	562.4097	6.333443	63.33443	174.803	171.003	7.600132	9.47078	253.096	240.2413	2.402413
男鹿市	77.9	85.9	28.9	38.7	29.50538	15.09677	12.25806	280.7197	0.42	12.02428	14.56534	62.85262	1124.048	424.2274	3.09655	74.31721	92.89651	86.70341	9.289651	10.43317	291.431	291.431	2.311742
湯沢市	78	85.2	28	36.6	24.89469	11.13616	9.961436	325.642	0.33	5.714286	13.38202	53.5531	1431.69	576.2159	5.899821	66.86464	143.5623	117.9964	9.833035	9.21033	225.156	225.156	2.343676
鹿角市	77	85	26.6	38.4	23.72081	11.79297	12.44205	290.9416	0.32	6.430794	13.66506	59.1843	1258.956	455.4289	11.60328	43.51231	133.4378	136.3386	5.801642	9.33492	243.778	243.778	2.271528
由利本荘	78.5	86.1	24	33.9	20.42027	9.421251	8.932961	287.0823	0.34	6.156824	11.18347	56.32752	1170.963	518.6028	5.866548	71.57188	211.1957	175.9964	9.386476	9.65650	257.125	257.125	2.494068
潟上市	78.2	85.9	22.1	29.2	22.03418	11.00871	8.352882	524.2314	0.35	10.12423	6.890071	65.88897	801.3472	246.7917	5.806864	49.35834	107.427	116.1373	8.710296	9.99944	253.389	253.389	2.381974
大仙市	77.8	85.7	26.7	35.9	22.24378	10.64753	9.74113	241.4641	0.35	6.851575	14.54623	58.867	1365.783	544.7277	5.66245	75.87683	173.271	169.8735	12.45739	9.97125	221.267	221.267	2.515163
北秋田市	77.2	86.3	30.8	41.4	27.72455	14.92561	13.64026	192.6869	0.27	7.012972	12.47561	59.58537	1269.684	500.1786	5.496469	82.44703	115.4258	129.167	10.99294	9.62185	252.044	252.044	2.312687
にかほ市	77.6	85.3	24.1	33.4	22.91644	10.85516	8.834076	363.1378	0.45	6.506578	8.353314	47.37412	1158.147	479.2332	3.630555	65.34999	79.8722	90.76387	10.89166	11.26985	259.724	259.724	2.578436
仙北市	77.6	85.8	28.7	37.8	24.34324	11.20803	11.00517	189.7452	0.27	6.737067	13.538	60.89582	1481.331	703.4632	6.764069	71.02273	145.4275	131.8894	10.1461	9.48317	237.727	237.727	2.27509
小坂町	78.5	85.7	30.1	42.2	27.82427	15.06276	15.48117	332.6374	0.37	7.066761	8.301454	58.64575	1271.886	429.4681	0	82.59002	16.518	66.07202	33.03601	10.63780	268.132	268.132	2.260306
上小阿仁	78.5	86.2	37.5	50.8	33.23413	18.75	17.46032	152.7731	0.12	6.999125	16.61945	55.99822	1210.121	256.6923	0	110.011	36.67033	73.34067	36.67033	9.949.71	303.188	303.188	2.171202
藤里町	78.2	86.1	33	44.7	28.81997	15.12859	14.29652	113.0767	0.13	6.969206	14.07795	56.89354	1091.476	389.8129	0	51.97505	0	0	25.98753	10.44327	271.147	271.147	2.084184
三種町	78.1	85.7	28.7	39.7	25.16683	12.28154	12.21799	174.1007	0.27	8.104764	20.52255	1033.058	529.7733	248.9934	5.297733	58.27506	52.97733	26.48866	10.59547	10.31606	291.499	291.499	2.210302
八峰町	78.2	85.6	29.5	41.1	27.70035	13.34495	13.34495	200.1461	0.18	5.773838	21.11638	51.57978	1009.732	182.4818	0	72.9927	12.16545	60.82725	24.3309	9.95023	281.328	281.328	2.218647
五城目町	77.7	86.7	31.5	41.6	28.55612	15.37637	13.01902	277.1745	0.26	10.33948	11.38775	62.09136	1388.361	427.9194	0	76.07455	57.05591	104.6025	9.509319	10.58173	269.872	269.872	2.347098
八郎潟町	78.6	86.1	25.6	35.9	24.57664	12.37516	11.28962	475.1076	0.29	7.365116	11.18483	64.20221	1419.296	452.9669	15.0989	90.59339	166.0879	301.978	15.0989	10.10199	260.495	260.495	2.469012
井川町	78.6	85.9	26.5	36.7	23.75312	11.47132	8.665835	257.1629	0.24	6.323362	12.8941	58.08407	837.4295	218.4599	0	54.61496	36.40998	0	0	10.70682	291.949	291.949	2.434321
大湯村	78.6	86.2	24	27.5	16.41791	9.084577	3.358209	20.15912	0.37	9.957854	75.14507	23.40426	714.7296	186.4512	0	62.1504	31.0752	62.1504	31.0752	-	-	-	3.637758
美郷町	77.7	85.8	26.4	36.2	21.90431	9.71287	8.011445	226.5022	0.27	5.710572	17.51288	51.11295	1088.862	212.2359	0	55.36588	46.13823	46.13823	13.84147	9.72176	219.332	219.332	2.258762
羽後町	78.1	85.6	26.9	36.3	22.71446	9.444221	8.59847	240.9182	0.25	6.639147	17.00246	48.13268	1054.073	309.6713	5.955217	35.7313	101.2387	125.0596	11.91043	8.07252	214.422	214.422	2.270018
東成瀬村	77.9	85.8	27.5	38.9	23.65714	9.142857	10.05714	96.60276	0.11	5.059133	16.48342	46.50035	800.8357	34.81894	0	104.4568	34.81894	34.81894	0	-	-	-	2.012373

OECD 加盟国における帝王切開率に関する要因の検討

佐藤 綾

1. はじめに

経済協力開発機構(Organisation for Economic Co-operation and Development, OECD)によれば、加盟国における帝王切開率の平均は 2000 年の 20%から 2013 年の 27.6%まで上昇し、ほぼ全ての国で帝王切開率が上昇している(OECD, 2015)。我が国においても帝王切開率は、2014 年には 18.6%と 1990 年以降ほぼ倍増している(医療施設静態調査)(厚生労働省, 2014)。これは、世界保健機関 (World Health Organization, WHO) が「妥当」とする帝王切開率の上限 (15%) をはるかに超える数字である(WHO, 2015)。帝王切開率が上昇している要因として、高年初産や生殖医療による多胎の増加に加え医療訴訟に対する懸念、産科医と両親双方にとって都合の良い日程に産むことができる、帝王切開を希望する女性の増加などの社会的要因が挙げられている(OECD, 2015)。しかし、帝王切開は重大なそして永続的な合併症を引き起こすことがあり (WHO, 2015)、医学的に必要でない帝王切開は避けるべきである。

一方最近では、帝王切開率が 40.5%と高い韓国で、医療機関別に帝王切開率をモニタリングして 36.0%まで下げるなど (Lee et al., 2015)、帝王切開率を下げる取り組みも始まっている。帝王切開率上昇に対する問題意識の高まりと共に、その要因に関する様々な検討が多数報告されている。本研究では、2010 年以降に出版された OECD 加盟国における帝王切開率に関する文献を用いて系統的レビューを行い、帝王切開率上昇の背景因子について検討した。また、それらの因子が日本の帝王切開率にどのような影響を及ぼしているのか考察した。

2. 方法

PubMed を用いて 2010 年以降に出版された OECD 加盟国における帝王切開率に関する文献検索を行った。検索式は下記のとおりである。

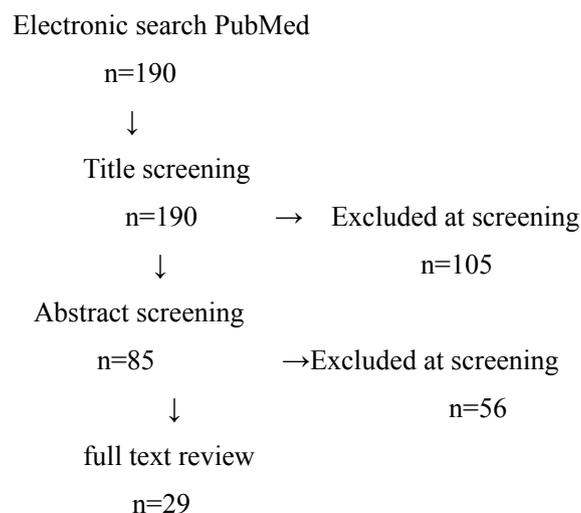
#1 “Caesarean section rates” OR “C-section rates” OR “abdominal delivery rates”

#2 2010 to present

#3 English[la] OR Japanese[la]

検索式:#1 AND #2 AND #3

((“Caesarean section rates”[All Fields] OR “C-section rates”[All Fields] OR “abdominal delivery rates”[All Fields]) AND (“2010”[PDAT] : “3000”[PDAT])) AND (English[la] OR Japanese[la])



3. 結果

2010年以降に出版された OECD加盟国における帝王切開に関する論文は190編あったが、題名及び要旨にて帝王切開率の要因に関する言及のない161編について除外し、29編について検討を行った。検討した論文を表にまとめた。

医学的理由

1) 母の年齢

最も多くの文献(9件)で、母親の年齢が帝王切開率の上昇に関与しているとされていた。Vaughan et al., 2014 は、単胎妊娠の初産の女性(n = 36,916)を対象とする研究で、17歳以下の女性で10.6%だった帝王切開率が40歳以上の女性では54.4%まで上昇するように、母親の年齢の上昇と共に段階的に帝王切開率が上昇したと報告している。Grytten et al., 2011によれば、35歳以上で出産する女性の割合が1%上昇すると、帝王切開は0.111%上昇する。

2) 帝王切開の既往歴

6件の文献があり、Schemann et al., 2015によれば、以前帝王切開をしたことがある母の82.1%が帝王切開をし、17.9%が自然分娩をしたと報告されている。Macfarlane et al., 2016によれば、以前帝王切開をした女性が再度帝王切開をする率は全体的に高いものの、オランダ、ノルウェー、フィンランド、アイスランドでは45%から55%であるのに対し、ラトビアでは92.9%、キプロスでは93.5%であった。初産の女性で帝王切開率の高い国では帝王切開の既往のある女性でも帝王切開率が高い傾向にあり、最善の医療に関するコンセンサスがないことについて問題であると指摘している。

3) その他の産科的要因

8件の文献があった。Zhang et al., 2016では、ロブソン分類のグループVI(単胎の逆子を

も妊娠しているすべての未経産婦), VII (子宮に傷のある女性を含む骨盤位の単胎妊娠しているすべての経産婦) と IX (子宮に傷のある女性を含む横位や斜位の単胎を妊娠しているすべての女性) の帝王切開率は高い。それぞれの帝王切開率は 81.5%, 73.2%, 80.1%となっている。Macfarlane et al., 2016 は、骨盤位分娩が全ての出産の約 4%を占め、16 の国で逆子の 80%以上が帝王切開で誕生したと述べている。

Grytten et al., 2011 によれば、異常胎位の赤ちゃんの割合が 1%上昇すると帝王切開率は 0.316%上昇し、子癇前症の母の割合が 1%上昇すると帝王切開率は 0.126%上昇する。

社会的要因

4) 帝王切開を望む女性

Mazzoni et al., 2016 では、公的な病院で出産する女性の 8% (n=16)、私立病院で出産する女性の 6%(n=11)のみが帝王切開を選択したいと述べている。帝王切開を選択する理由は様々である。もっとも重点が置かれているのは、出産後のセックスのためである。他の主な理由は、自然分娩に伴う痛みへの恐れである。また、計画をたてられる、より快適、安全、会陰切開術を避けられる、などの理由もある。

一方で、Karlström et al., 2011 によれば、出産方法を選んだ理由は、5つに分類され、1つ目は医学的、産科学的要因によって帝王切開しか選択肢が無いから(35%)、2つ目は出産の方法を決めていないから(23%)、3つ目は以前の出産経験から(20%)、4つ目は出産に対する恐れがあるから(15%)、5つ目は帝王切開は安全な出産方法であるからとしているが、妊娠中に帝王切開を希望していた女性は 7.6%しかおらず、帝王切開率の上昇には女性の希望より他の要因が関係していると述べられている。

5) 医療訴訟に対する懸念

フロリダの医師を対象とした研究 (Shurtz, 2013) によれば、医療ミスと治療パターンは関連しており、帝王切開率は医療ミスの後短期間で不連続に 4%上昇し、その後 2.5 年間の累積で 8%上昇したと報告されている。

6) 費用

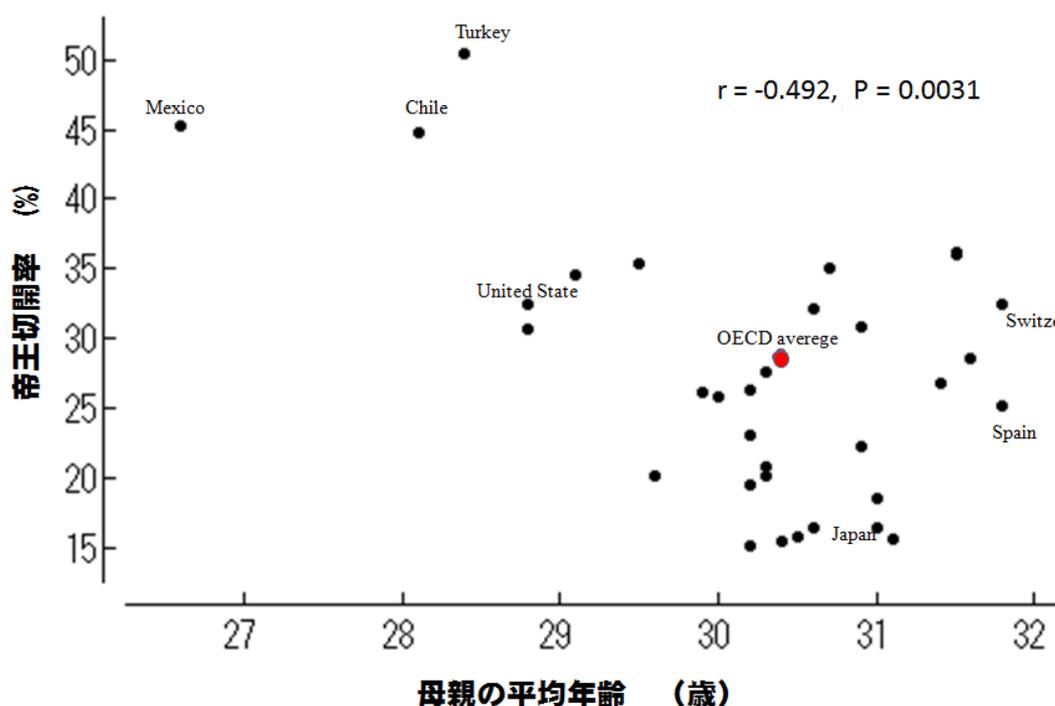
Barber (2010)は、メキシコで母子保健の向上のため低所得者向けに実施された条件付き現金給付事業の対象者において帝王切開率が上昇したと報告している。特に社会保障施設と政府系医療機関において、助成事業対象者の方が非対象者に比べて帝王切開率が有意に高かった。社会保障施設では条件付き現金給付を受けていない人では帝王切開率は 5.6%だが、給付を受けている人では 24.0%である。政府の医療施設では、給付を受けていない人の帝王切開が 9.5%だが給付を受けている人では 19.3%である。

4. 考 察

本研究では、2010年以降に出版された OECD 加盟国における帝王切開率に関する文献を用いて系統的レビューを行い、帝王切開率上昇の背景因子について検討した。帝王切開率に影響する主な要因として、母の年齢、帝王切開の既往歴、その他の産科的要因、女性側の希望、医療訴訟に対する懸念、費用について挙げられていた。

実際、帝王切開率が上昇している OECD 加盟国では、第一子出生時の母の平均年齢は上昇傾向にあり、1995年には26.2歳であったが、2014年には28.9歳と、近年の帝王切開率の上昇との関連が予想される。我が国においても、母親の第一子出産年齢は上昇傾向にあり、平成17年には29.1歳であったが平成26年には30.6歳となっている（人口動態統計）。また、35歳以上の女性の出生率は、平成17年には16.4%だったが、平成26年には27.6%まで上昇しており、晩産化がわが国の帝王切開率の上昇にも影響を与えていると考えられる。

しかしながら、OECD 加盟国の母親の平均年齢と帝王切開率について相関分析を行うと母親の平均年齢と帝王切開率には負の相関関係が見られ、母の年齢以外の因子による影響も大きいだろう。Mazzoni ら（2011）が高所得の国よりも中所得国で帝王切開率が高いと述べていることと一致する。



また、医療訴訟に対する懸念については、日本産婦人科医会は、『訴訟件数は増加している。敗訴も少なくなく多額の賠償を強いられやすい。このような状況から、帝王切開術が施行される率は10年前には5%前後であったものが、現在は15~20%（総合周産期センター的な所は救急的に30%になることもある）となっている。』と述べており、我が国でも訴訟への懸念が帝王切開術につながっている可能性がある。

我が国での出産費用は、自然分娩では健康保険対象外である一方、出産一時金として42万円が支給される。帝王切開は、健康保険の適用（条件によっては高額療養費制度の対象）

かつ出産一時金の支給があり、民間の医療保険、自治体からの助成金を受けられる場合もあることから、帝王切開の経済的負担は比較的少ないと考えられる。Barber (2010) が条件付き現金給付があると帝王切開率が高くなると述べているように、日本でも帝王切開の費用負担の少なさは帝王切開率の上昇に影響する可能性がある。

本研究では、OECD加盟国における帝王切開率に関する要因について幅広く調べ、6つの要因について記述した。その中で、費用についての論文は非常に少なく、他の要因と比べて十分な検討が行えたとは言えなかった。これからの展望としては、帝王切開と費用や助成金の関係に注目して調べていきたいと考えている。

5. 参考文献

厚生労働省：平成26年(2014)医療施設（静態・動態）調査・病院報告の概況

厚生労働省保険局：出産一時金の見直しについて（2014）

日本産婦人科医学会 医療安全・紛争対策部

Baghurst, Peter, et al. The association between increasing maternal age at first birth and decreased rates of spontaneous vaginal birth in South Australia from 1991 to 2009. *Australian and New Zealand Journal of Obstetrics and Gynaecology* 54.3 (2014): 237-243.

Bannister - Tyrrell, Melanie, et al. Variation in hospital caesarean section rates for preterm births. *Australian and New Zealand Journal of Obstetrics and Gynaecology* 55.4 (2015): 350-356.

Barber, Sarah L. Mexico's conditional cash transfer programme increases caesarean section rates among the rural poor. *The European Journal of Public Health* (2009): ckp184.

Biswas, Arijit, Lin Lin Su, and C. Mattar. Caesarean section for preterm birth and, breech presentation and twin pregnancies. *Best Practice & Research Clinical Obstetrics & Gynaecology* 27.2 (2013): 209-219.

David, Matthias, et al. Caesarean section frequency among immigrants, second-and third-generation women, and non-immigrants: prospective study in Berlin/Germany. *PloS One* 10.5 (2015): e0127489.

Ferguson, Sally, et al. Sense of coherence and women's birthing outcomes: A longitudinal survey. *Midwifery* 34 (2016): 158-165.

Grytten, Jostein, et al. The impact of hospital revenue on the increase in Caesarean sections in Norway. A panel data analysis of hospitals 1976-2000. *BMC health services research* 11.1 (2011): 1.

Henry, Amanda, et al. Pregnancy outcomes before and after institution of a specialised twins clinic: a retrospective cohort study. *BMC pregnancy and childbirth* 15.1 (2015): 1.

Karlström, Annika, et al. Behind the myth—few women prefer caesarean section in the absence of medical or obstetrical factors. *Midwifery* 27.5 (2011): 620-627.

Lavender, Tina, et al. Caesarean section for non - medical reasons at term. *The Cochrane Library* (2012).

Macfarlane, A. J., et al. Wide differences in mode of delivery within Europe: risk - stratified analyses of aggregated routine data from the Euro - Peristat study. *BJOG: An International Journal of Obstetrics & Gynaecology* (2015).

Marshall, Joyce L., Helen Spiby, and Felicia McCormick. Evaluating the 'Focus on Normal Birth and Reducing Caesarean section Rates Rapid Improvement Programme': A mixed method study in England. *Midwifery* 31.2 (2015): 332-340.

Mazzoni, Agustina, et al. Women's preference for caesarean section: a systematic review and meta - analysis of observational studies. *BJOG: an international journal of obstetrics & gynaecology* 118.4 (2011): 391-399.

Mazzoni, Agustina, et al. Women's preferences and mode of delivery in public and private hospitals: a prospective cohort study. *BMC pregnancy and childbirth* 16.1 (2016): 1.

Nippita, T. A., et al. Variation in hospital caesarean section rates and obstetric outcomes among nulliparae at term: a population - based cohort study. *BJOG: An International Journal of Obstetrics & Gynaecology* 122.5 (2015): 702-711.

O'Dwyer, V., et al. International variation in caesarean section rates and maternal obesity. *Journal of Obstetrics and Gynaecology* 33.5 (2013): 466-470.

Raifman, Sarah, Antonio J. Cunha, and Marcia C. Castro. Factors associated with high rates of caesarean section in Brazil between 1991 and 2006. *Acta Paediatrica* 103.7 (2014): e295-e299.

Roberts, Christine L., et al. Pathways to a rising caesarean section rate: a population-based cohort study. *BMJ open* 2.5 (2012): e001725.

Roberts, Christine L., Ingrid J. Rowlands, and Martin Nguyen. The contribution of maternal age to increasing caesarean section rates. *Australian and New Zealand Journal of Obstetrics and Gynaecology* 52.3 (2012): 308-309.

Schemann, Kathrin, et al. Variation in hospital caesarean section rates for women with at least one previous caesarean section: a population based cohort study. *BMC Pregnancy and Childbirth* 15.1 (2015): 1.

Shurtz, Ity. The impact of medical errors on physician behavior: Evidence from malpractice litigation. *Journal of Health Economics* 32.2 (2013): 331-340.

Sinnott, Sarah-Jo, et al. National Variation in Caesarean Section Rates: A Cross Sectional Study in Ireland. *PloS One* 11.6 (2016): e0156172.

Tempest, Nicola, Kate Navaratnam, and Dharani Kosala Hapangama. Does advanced operative obstetrics still have a place in contemporary practice? *Current Opinion in Obstetrics and Gynecology* 27.2 (2015): 115-120.

Thompson, F., K. Dempsey, and G. Mishra. Trends in Indigenous and non - Indigenous caesarean section births in the Northern Territory of Australia, 1986-2012: a total population - based study. *BJOG: An International Journal of Obstetrics & Gynaecology* (2016).

Vaughan, Denis A., Brian J. Cleary, and Deirdre J. Murphy. Delivery outcomes for nulliparous women at the extremes of maternal age—a cohort study. *BJOG: An International Journal of Obstetrics & Gynaecology* 121.3 (2014): 261-268.

Vogel, Joshua P., et al. Use of the Robson classification to assess caesarean section trends in 21 countries: a secondary analysis of two WHO multicountry surveys. *The Lancet Global health* 3.5 (2015): e260-e270.

Waldenström, U., K. Gottvall, and S. Rasmussen. Caesarean section in nulliparous women of advanced maternal age has been reduced in Sweden and Norway since the 1970s: a register - based study. *BJOG: An International Journal of Obstetrics & Gynaecology* 119.13 (2012): 1591-1596.

Zhang, J., et al. Caesarean section rates in subgroups of women and perinatal outcomes. *BJOG: An International Journal of Obstetrics & Gynaecology* (2015).

Getting the first birth right: A retrospective study of outcomes for low-risk primiparous women receiving standard care versus midwifery model of care in the same tertiary hospital

Author	Setting	data	Participants	Factors
Sarah-Jo Sinnott et al., 2016	Ireland, 2009	Two national databases	all singleton births (live and stillborn, n = 70,889 births)	increasing age, prior history of miscarriage or stillbirth, prior CS, antenatal complications and private model of care.
Agustina Mazzoni et al., 2016	Buenos Aires, October 2010 and September 2011	two public and three private hospitals	nulliparous pregnant women (aged 18 to 35 years, with singleton, a live fetus over 32 weeks of gestational age)	Women's preferences (Fear of pain and safety, on sex after childbirth, possibility to schedule the date, avoidance of episiotomy, faster than vaginal delivery, the baby does not suffer, the same sexual function as before delivery)
F Thompson et al., 2016	the Northern Territory of Australia, 1986–2012	NT Midwives' Collection	singleton live births with cephalic presentations delivered at 37–42 weeks' gestation (among Northern Territory residents, n = 78 561).	increases in demographic and obstetric risk factors (nulliparous Indigenous), increases in previous caesarean delivery, increasing age, induced, diabetes, a macrosomic baby
Sally Ferguson et al., 2016	Australia, September 2013 and September 2014.	two self-administered online or paper based questionnaires.	i) pregnant (less than 30 weeks, with a single fetus, can read and write in English, lived in the particular jurisdiction) ii) pregnant (continued to live in the jurisdiction, had given birth to alive infant after 37 weeks gestation who did not require admission to a neonatal unit.	low antenatal SOC
Amanda Henry et al., 2015	Sydney, Australia, January 2007 to November 2011	hospital's obstetric database ObstetriX	all women with a twin pregnancy who delivered ≥ 20 weeks' gestation at RHW	TC cohort (significantly lower compared to other cohorts)
Kathrin Schemann et al., 2015	Australia, 2007 to 2011.	New South Wales	maternities with any previous caesarean section(s) and were singleton, cephalic and ≥ 37 weeks' gestation	older, private patients, have more medical and obstetric conditions and two or more previous caesarean sections, Maternal medical and prior pregnancy complications
Melanie BANNISTER-TY RRELL et al., 2015	New South Wales, 2007 to 2011	the NSW Perinatal Data Collection, Admitted Patients Data Collection	Births (degree of prematurity and hospital service capability: 26-31, 32-33 and 34-36 weeks' gestation)	casemix, labour and hospital characteristics
J Zhang et al., 2016	the Netherlands, 2007 to 2010	the Netherlands Perinatal Registry	A total of 685 452 births (between 28 weeks 0 days and 44 weeks 6 days of gestation)	breech pregnancy, a uterine scar
Nola Wonga et al., 2015	Australia, 1st January 2010 and 31st December 2011	Birth outcomes system, Clinical records information system	low-risk primiparous women (had a singleton pregnancy, had a foetus with cephalic presentation, had a gestation of >37 weeks, were not planning an elective CS, had no pre-existing or emergency medical conditions, had no emerging obstetric complications, had a BMI <40 and did not enter either model of care >30 weeks gestation)	midwifery continuity of care/carer model of care reduces obstetric intervention rates (primiparous women as a priority)

Matthias David et al., 2015	Berlin/Germany, 12-month period in 2011/2012	three public Berlin obstetric hospitals	7100 women	age of the pregnant woman, a high-risk pregnancy, and the birth weight of the baby (while the migration status of the woman does not), previous caesarean or other uterus operation and breech presentation and younger and older multiparous women (elective caesarean), pathological cardiotocography and Condition after caesarean and protracted birth/ obstructed labor in the opening period and low birth weight infants and first generation immigrants by country / region of origin (emergency caesarean deliveries)
Joshua P Vogel et al., 2015	21 countries, 2004-08,2010-11	the WHO Global Survey of Maternal and Perinatal Health, the WHO Multi-Country Survey of Maternal and Newborn Health	women who recorded WHOIS and WHOMCS (exclude; data from Angola, women delivering at less than 22 weeks, with unknown gestational age)	induced or prelabour caesarean section
AJ Macfarlane et al., 2016	Thirty-one European countries or regions contributing data on mode of delivery to the Euro-Peristat project.	the Euro-Peristat project	Births in participating countries in 2010.	women had had a previous caesarean section, breech presentations, for twin babies
Nicola Tempest et al., 2015	review article			Advanced operative obstetric procedures (counteracting rising caesarean section rates).
TA Nippita et al., 2015	New South Wales, 2009–2010.	two linked NSW population databases: the Perinatal Data Collection and the Admitted Patient Data Collection.	Nulliparous women with singleton cephalic live births at term.	nulliparous women in a private hospital
JoyceL.Marshall et al., 2015	England, 1July 2008–31January2010	mode of birth data from 20 participating hospital Trusts, web-based questionnaire and semi-structured telephone interviews.	twenty Hospital Trusts in England. In each hospital Trust, the head of midwifery, an obstetrician, the relevant lead for organisational development, a supervisor of midwives, or a clinical midwife and a service user representative	a shared vision and clear communication across disciplines(associated with lower caesarean section rates)
Sarah Raifman et al., 2014	Brazil, 1991 and 2006	two nationally representative surveys	all children under five who were singleton births.	highest wealth, urban women, deliveries in private facilities, higher education, White and Asian, older (high caesarean sections) lowest wealth, not completed Primary level education, mixed ethnic origin, rural women, , six antenatal care, Black (increasing caesarean rate from 1991-1996 to 2001-2006)
Peter BAGHURST et al., 2014	South Australia, 1991 to 2009	the South Australian Pregnancy Outcome Statistics Unit	women who gave birth (exclude; prelabour, multiple birth, preterm and postterm births, stillbirths, births in any presentation other than vertex at the start of labour, those where the birthweight was less than two kg)	Increasing maternal age at first birth

V.O'Dwyer et al., 2013	Ireland's capital city, July 2008 and January 2011	in a large university hospital in Ireland's capital city	women who confirmed an going singleton pregnancy in the 1st trimester of pregnancy	Irish primigravidas (emergency CS), obese Irish primigravidas, Economic Development in Europe, maternal obesity
DA Vaughan et al., 2014	Ireland, 2000 to 2011	electronic booking, delivery records of women (in a large urban maternity hospital in Ireland)	nulliparous women with singleton pregnancies. (n=36 916)	increasing maternal age
Ity Shurtz et al., 2013	Florida, 1992-2008, 1979-2008	universe of all births recorded in the Florida Hospital Inpatient Discharge Database, the Medical professional Liability Files	physicians (exclude; performed fewer than 25 deliveries through the entire period)	medical error, mother characteristics
U Waldenström et al., 2012	Sweden and Norway, 1973 and 2008	the Swedish and Norwegian Medical Birth Registers	329 824 women in Sweden and 127 810 women in Norway (nulliparous women aged over 30 years with a singleton pregnancy, with the fetus in a cephalic presentation, and delivering between 1973 and 2008)	increasing age (increasing), electronic fetal monitoring and a more consistent use of the partogram (reduction)
Arijit Biswas et al., 2012	review article			maternal or fetal reasons
Christine L Roberts et al., 2012	New South Wales, Australia, 1994 to 2009	Perinatal Data Collection, the Admitted Patient Data Collection	all women giving birth in NSW during 1994 to 2009	prelabour and intrapartum caesarean rates (first-births), maternal and pregnancy factors, deliveries in private hospitals, changes in public/private care and he perceived risks of vaginal birth versus caesarean delivery
Roberts CL et al., 2012	New South Wales, Australia, 1994 to 2010	Registration of New South Wales	1 500 964 deliveries in NSW	increasing age explained no more than 18% of the total increase since 1994 母体年齢の上昇だけでは説明がつかないといっています
Tina Lavender et al., 2012	systematic review	the Cochrane Pregnancy and Childbirth Group's Trials Register by contacting the Trials Search Co-ordinator (3 January 2012), reference lists of relevant studies	Pregnant women, singleton pregnancy, cephalic presentation at term, with no conventional medical indication for caesarean section.	No randomized controlled trial existed. 医学的理由なく帝王切開する場合と経膈分娩する場合の母児への影響に関するランダム化比較試験のレビューをしようとしたが、該当する研究は存在しないとっています。
Jostein Grytten et al., 2011	Norway, 1976-2005	the Medical Birth Registry (MBRN) of Norway for the period 1976-2005	all birth	babies with an abnormal presentation, mothers with preeclampsia, babies with a birth weight greater than 4500, health status of the mother and child, mothers 35 years and older

A Mazzoni et al., 2011	systematic review and meta-analysis	all research articles (quantitatively evaluated preferences for CS and contained original data) A systematic search of MEDLINE, EMBASE, LILACS and PsychINFO.	38 studies (n = 19,403)	women with previous caesarean section, women from middle-income countries, conducted before 2000, multiparous women
Annika Karlström et al., 2011	three hospitals in the county of Västerbotten and in the middle of Sweden, 2007 to 2008	questionnaire	1506 women (at the routine ultra sound screening during weeks 17 to 19 of their pregnancy) exclude; women with a not in their medical record indicating that they didn't speak the Swedish language	Women's preferences (multiparous women who had experienced a Caesarean section, previous negative birth experience, least stressful option, plan the date, pain free as possible, fear, dislike with a natural birth) Medical reasons (obstetrical and/or medical background)
Barber 2010	seven Mexican states, 1998-1999	retrospective reports	979 women	conditional cash transfer programme, being a beneficiary for ≥ 6 months before delivery

SNS の利用が精神的健康に及ぼす影響に関する文献レビュー

高階 朗

【抄録】

近年、ソーシャルネットワーキングサービス（以下 SNS）は若者の生活に欠かせないものとなっているが、利用にあたっては精神的健康を脅かす懸念があるとメディアを通じて聞くことがある。SNS の発達・浸透に伴い精神的健康との関連を検討した文献は書かれているが、未だ発展途上の研究テーマであり、十分な科学的検証が行われたとは言えない。一方で、SNS の利用が精神的健康に様々な影響を与えることは、これまでの研究からも合理的に解釈できる。そこで本レビューでは、SNS の利用は精神的健康に悪影響を及ぼすという仮説を元に、SNS の利用と精神的健康の関連を検討した文献の考察を行い、エビデンスを整理した上で仮説を検証することを目的とした。PubMed を用いて 98 編の論文について検討を実施した。今回の目的に該当する原著論文が 10 編確認された。それらのレビューの結果、SNS の利用が精神的健康に悪影響を及ぼすことを報告した論文が 5 編、良い影響を及ぼすことを報告した論文が 3 編、影響が不明であるとした論文が 2 編であった。今回のレビューの結果、SNS の利用が精神的健康に及ぼす影響に関して、一致した結果は認められず、仮説を立証することはできなかった。

1. 緒言

近年、若者の生活にはソーシャルネットワーキングサービス（以下 SNS）が急速に浸透し、欠かせないものとなっている。SNS とは、ユーザーが自分の社会的立場・趣味・出身地・友人関係などを公開し、他のユーザーと相互的なコミュニケーションを行うことができる web サービスである。手軽に利用できる反面、うつなど精神的健康への影響があるという懸念をテレビなどのメディアを通じて聞くことがある。その指摘は真であると言えるのだろうか。

本レビューで取り上げるが、SNS の発達・浸透に伴い、精神的健康との関連を検討した文献がいくらか書かれている。しかしながら、SNS 自体が比較的新しいツールであり、この研究テーマに関して十分な科学的検証が行われたとは言えないだろう。一方で、SNS の利用が精神的健康に様々な影響を与えることは、これまでの研究からも合理的に解釈できる。

本レビューでは、SNS の利用は精神的健康に悪影響を及ぼすという仮説を立て、SNS の利用と精神的健康の関連を検討した文献の考察を行い、エビデンスを整理した上で仮説を検証したので報告する。

2. 方法

下記のキーワードにて PubMed を検索（検索日：平成 28 年 6 月 10 日）し、98 編がヒットした。その中から、Title および Abstract を検討し、今回の目的に該当する原著論文 10 編を抽出し、分析した。抽出する際には、精神的健康が原因で SNS の利用が結果という今回の目的と反対の因果関係が明示されているものを除外するよう留意した。また、必ずしも SNS の利用と精神的健康の関連の検討が目的とされていないものでも、本文で関連が触れられていれば抽出した。その上で、各論文の結論から、10 編を SNS の利用が精神的健康に悪影響を及ぼす、良い影響を及ぼす、影響は不明の 3 群に分類し、仮説に対してどう結論づけられるかを検討した。

検索キーワード：("mental health"[MeSH Terms] OR ("depressive disorder"[MeSH Terms] OR "depression"[MeSH Terms]) OR "neurodevelopmental disorders"[MeSH Terms]) AND (SNS[All Fields] OR "social networking"[MeSH Terms])

3. 結果

SNS の利用と精神的健康に関連した原著論文が 23 編確認された。そのうち、SNS の利用が精神的健康に何らかの影響を与えているという論旨のものが 10 編存在した。このうち、悪影響を及ぼすと結論づけているものは 5 編、良い影響を及ぼすと結論づけているものは 3 編、及ぼす影響は不明であると結論づけているものは 2 編であった。その他研究概要は（表 1）にまとめた。

まず、SNS の利用が精神的健康に悪影響を及ぼすことを報告した論文 5 編を掲載時系列で紹介する。

Pantic らは、高校生 160 名を対象に SNS とうつ病との関連を横断研究にて検討した。ベックのうつ病調査票第 2 版（BDI-II-II）BDI-II-II のスコアと SNS の利用時間との間に統計的に有意な正の相関（ $p < 0.05$, $R = 0.15$ ）が認められた。¹⁾

Lee らは、大学学部生・大学院生 6068 名を対象にインターネットビデオゲーム（本論文では広義の SNS に含めるものとする）の利用時間・睡眠時間が心配事の数やうつ病に与える影響に、優れた指導者や大学における社会的つながりが与える効果に関する研究を行った。インターネットビデオゲームの利用量と睡眠時間が部分的に心配事の数とうつ病の重症度に影響を与えていた。また、優れた指導者の数と大学における社会的つながりの数はその影響を緩和する効果があった。²⁾

Sampasa らは、中学生・高校生を対象に、SNS に費やす時間と、精神的健康の支援不足・精神的健康の悪い自覚・心理的苦痛と自殺念慮に関して調査を行った。精神的健康の支援不足を訴えた生徒は不足を訴えなかった生徒と比較して 2 時間以上 SNS を利用していると回答した生徒が多い傾向であった。2 時間以上の SNS 利用は精神的健康の悪い自覚や心理的苦痛と自殺念慮を感じた経験にも関連していた。³⁾

Vernon らは、青年の問題のある SNS 利用・睡眠の障害や質と学校での満足度の関連を検討した。SNS の利用によって大幅に睡眠が妨害され、学校生活の満足度を下げている。SNS の利用による睡眠障害を最小限にすることによって主観的により幸福な学校生活を得られる。⁴⁾

Blachnio らは、672 名の Facebook ユーザーを対象に、インターネットの利用、Facebook 中毒とうつ病の関係を検討した。疫学的うつ病評価尺度 (CES-D) を用いた横断研究の結果、Facebook 中毒はうつ病の予測因子となりうることが示された。また、インターネットの利用時間・性別・年齢に関しても予測因子であることが示唆された。この点は予防に役立てることができる。⁵⁾

次に、SNS の利用が精神的健康に良い影響を及ぼすことを報告した論文 3 編を掲載時系列で紹介する。

Simoncic らは、Facebook と抑うつ症状の関連を 272 名の若い成人を対象に調査した。Facebook の利用、抑うつ症状、個々人の因子 (性格・性別) を調査した結果、Facebook の利用と抑うつ症状の間に直接的な関連は認められなかった。しかし、神経質な女性においては、Facebook の頻繁な利用が抑うつ症状を緩和させる傾向が見られた。その一方で、男性においては関連が認められず、Facebook の利用と性別・性格の間には複雑な関係が示唆された。⁶⁾

Masedu らは、イタリア・ラクイラ地震の際に、Facebook の利用と災害後の都市環境における生活の質 (QOL)・精神的健康の関連について横断研究を行った。うつ病と心的外傷後ストレス障害 (PTSD) は、災害精神保健の予診票を用いて評価し、QOL は世界保健機関による QOL 評価尺度の簡易版 (WHOQOL-BREF) を用いて測定した結果、SNS の利用はうつ病と PTSD 両者共に相関があった。ユーザーでは非ユーザーに対して、うつ病のリスクが半分 (有病オッズ比 (POR) 0.50 ± 0.16)、PTSD のリスクも半分 (POR 0.47 ± 0.14) であった。QOL スコアも有意に高かった。⁷⁾

Sampana らは、SNS の悪影響に関する論文³⁾を発表している一方で、SNS が青年期のいじめの精神的な被害を軽減させる役割を持つことに関しても検討した。多重ロジスティック回帰分析を行った結果、SNS の利用との関連は、心理的苦痛 (調整オッズ比, 95%信頼区間= $2.03, 1.22-3.37$)、自殺念慮 ($3.44, 1.54-7.66$)、自殺試行 ($5.10, 1.45-17.88$) であった。⁸⁾

最後に、SNS の利用が精神的健康に及ぼす影響は不明であると報告した論文 2 編を掲載時系列で紹介する。

O'Dea らは、10 代の若者たちの SNS とインスタントメッセージでの自尊心および心理的苦痛に関して調査したが、それらの間に有意な相関は認められなかった。⁹⁾

Jelenchick らは、Facebook の利用時間とうつ病の関係を調査したが、Facebook の利用時間と PHQ スコアの関係を示す証拠は得られなかった。¹⁰⁾

以上より、今回のレビューの結果、SNS の利用が精神的健康に及ぼす影響に関して一致した結果は認められなかった。

表1 SNSの利用が精神的健康に与える影響に関する論文一覧

引用番号	第一著者	対象曝露	対象アウトカム	対象国	対象者	エビデンス	結論
1)	Pantico I	SNS全般	うつ	セルビア	Pozarevac高校の生徒160名	SNSの利用時間とBDI-IIスコアに有意な正の相関 ($p < 0.05$, $R = 0.15$)	悪影響
2)	Lee JS.	ネットゲーム	うつ, 心配事	韓国	大学学部生・大学院生6068名	ネットゲームの利用量と睡眠時間はBDIスコアに影響 2時間以上SNSを利用している生徒はその他の生徒に比べて精神的健康の悪い自覚, 心理的苦痛, 自殺念慮を訴える生徒が多い	悪影響
3)	Sam pasha-Kanyinga H.	SNS全般	精神的健康が悪い自覚, 心理的苦痛, 自殺念慮	カナダ	オタワフの中高生753名	SNSの利用で睡眠が妨害され, 学校生活の満足度が低くなる	悪影響
4)	Vernon L.	SNS全般	学校生活の満足度	オーストラリア	中高生1886名	Facebook中毒はうつ病の予測因子となる	悪影響
5)	Blachnio A.	Facebook	うつ	不明 (オンライン)	Facebookユーザー672名	神経質な女性ではFacebookの頻繁な利用が抑うつ症状を緩和させる傾向	良い影響
6)	Simoncic TE.	Facebook	うつ	不明 (オンライン)	Facebookユーザー272名	Facebookのユーザーはうつ病のリスクが半分	良い影響
7)	Masedu F.	Facebook	うつ, PTSD	イタリア	ライクラ地震被災者840名	(有病オッズ比 (POR) 0.50 ± 0.16), PTSDのリスクも半分 (POR 0.47 ± 0.14)	良い影響
8)	Sam pasha-Kanyinga H.	SNS全般	いじめの心理的苦痛, 自殺念慮, 自殺試行	カナダ	青年5126名	SNSの利用で精神的な被害軽減。心理的苦痛 (調整オッズ比, 95%信頼区間=2.03, 1.22-3.37), 自殺念慮 (3.44, 1.54-7.66), 自殺試行 (5.10, 1.45-17.88)	良い影響
9)	O'Dea B.	SNS, インスタントメッセージ	自尊心, 心理的苦痛	不明 (オンライン)	10代の若者400名	SNS・インスタントメッセージの利用時間と心理的苦痛・自尊心に有意な相関は認められず	不明
10)	Jelenchick LA.	Facebook	うつ	不明 (オンライン)	平均18.9歳 (SD=.8) の190名	Facebookの利用時間とPHQスコアに有意な相関は認められず	不明

4. 考察

レビューの結果，確かに悪影響を指摘する報告は複数の研究においてなされていたが，一致した結果は認められなかったため，SNSの利用が精神的健康に悪影響を及ぼすという仮説に対して結論を出すことはできない．悪影響・良い影響を指摘する論文だけではなく，影響は不明とする論文も見られ，調査方法などの条件によって導かれる結論は大きく変わってしまうと考えられる．以下に今回レビューを行った原著論文に関連して考察を行った．

1. 曝露（SNSの利用量）の評価

SNS利用時間を連続量として扱った研究は3編^{1, 2, 5)}のみであり，これらでは用量反応を用いた分析がなされていた．その他の研究では，利用時間を階級として扱う^{3, 10)}，利用・非利用の2群に分ける⁷⁾といった評価方法をとっていた．このことはSNS利用量の評価に関する情報の妥当性に検討の余地を残す．また，SNSとしてFacebookなど一部のSNSのみの利用時間を扱った研究が6編^{2, 5, 6, 7, 9, 10)}あった．この評価方法ではSNS全体の利用時間を反映しないため，曝露に関する誤分類を生じさせ，関連性を過小評価に導くものと考えられる．したがって研究間の比較は困難である．適切な指標として，単位期間（日，週，月など）あたりのSNS全般の総利用時間を反映した曝露指標（例：1日あたりのSNS全般の総利用時間）が望まれる．

2. アウトカム（精神的健康）の評価

次に，アウトカムの評価に関して，BDIなど何らかのスコアを用いて数値化している研究は5編^{1, 2, 5, 7, 10)}であった．その他の研究では，質問票などで自覚症状を尋ねる^{3, 4, 6, 8, 9)}という主観的な評価方法をとっていた．このことはアウトカムの評価に関する情報の妥当性に検討の余地を残す．研究間の比較のためには標準化された指標・質問票の使用が必要である．

3. 因果の逆転

本レビューにおいて最も難しく判断のつかなかったものが，因果の逆転の可能性である．どの研究においてもその可能性があると考えられ，解釈に注意すべきである．（例：Facebook中毒の人がうつになるのではなく，うつの人がFacebook中毒になるとも考えられる⁵⁾）今回取り上げなかったが，論文を抽出する過程では実際に因果の逆転した研究も見られた．因果を明らかにするためには，同一の被験者群についてSNSを利用/非利用の期間を設定しアウトカムを評価することが必要である．

4. 選択バイアス

SNS利用に感受性の高い人が，悪化した精神的健康状態を理由に対象者から調査から脱落している可能性が考えられる．この選択バイアスは，SNSの利用と精神的健康悪化の関連性を過小評価の方向に導く．また，地震の被災者を対象とした研究があった⁷⁾が，ストレス要因，生活環境などが特殊な集団であると想定される．したがって，この研究結果を一般集団に適用する際には注意が必要である．

5. 結論

SNS の利用が精神的健康に及ぼす影響に関して検討した原著論文が 10 編確認された。これらのレビューの結果、SNS の利用が精神的健康に及ぼす影響に関して、確かに複数の研究において悪影響を認める報告がなされていたが、一致した結果は認められず、仮説を立証することはできなかった。また、調査方法は様々で、一概に比較・検討することはできなかった。

今後の研究の方向として、因果の逆転や選択バイアスなどに注意した上で、SNS 全般の総利用時間を把握するのに適した曝露評価指標、精神的健康を把握するのに標準化されたアウトカム評価指標を用いた調査が必要である。それらの研究を進め、本レビューにおける仮説に対する結論づけが望まれる。

6. 文献

- 1) Pantic I, Damjanovic A, Todorovic J et al. Association between online social networking and depression in high school students: behavioral physiology viewpoint. *Psychiatria Danubina*, 2012; Vol. 24, No. 1, pp 90-93
- 2) Lee JS, Jeong B. Having mentors and campus social networks moderates the impact of worries and video gaming on depressive symptoms: a moderated mediation analysis. *BMC Public Health* 2014, 14:426
- 3) Sampasa-Kanyinga H, Lewis RF. Frequent Use of Social Networking Sites Is Associated with Poor Psychological Functioning Among Children and Adolescents. *Cyberpsychol Behav Soc Netw*. 2015 Jul;18(7):380-5
- 4) Vernon L, Barber BL, Modecki KL. Adolescent Problematic Social Networking and School Experiences: The Mediating Effects of Sleep Disruptions and Sleep Quality. *Cyberpsychol Behav Soc Netw*. 2015 Jul;18(7):386-92
- 5) Błachnio A, Przepiórka A, Pantic I. Internet use, Facebook intrusion, and depression: Results of a cross-sectional study. *Eur Psychiatry*. 2015 Sep;30(6):681-4
- 6) Simoncic TE, Kuhlman KR, Vargas I et al. Facebook use and depressive symptomatology: Investigating the role of neuroticism and extraversion in youth. *Comput Human Behav*. 2014 Nov 1;40:1-5
- 7) Masedu F, Mazza M, Di Giovanni C et al. Facebook, quality of life, and mental health outcomes in post-disaster urban environments: the l'aquila earthquake experience. *Front Public Health*. 2014 Dec 22;2:286
- 8) Sampasa-Kanyinga H1, Hamilton HA. Social networking sites and mental health problems in adolescents: The mediating role of cyberbullying victimization. *Eur Psychiatry*. 2015 Nov;30(8):1021-7
- 9) O'Dea B, Campbell A. Online social networking amongst teens: friend or foe? *Stud Health*

Technol Inform. 2011;167:133-8

- 10) Jelenchick LA, Eickhoff JC, Moreno MA. "Facebook depression?" social networking site use and depression in older adolescents. J Adolesc Health. 2013 Jan;52(1):128-30

謝 辞

今回研究を行った基礎配属期間の中で、仙南診療所・照井哲先生のもとで地域医療の実習をさせていただいた。大学病院などの大病院を見学した時とは異なる医療の在り方を経験することができた。いくつかの施設を見学したが、やはり、照井先生直々の実習は特に印象に残っているのでここに記す。

一番の驚きは、照井先生の職務の幅広さである。仙南診療所での診察では、内科・小児科・リハビリテーション科という標榜科のみならず様々な患者さんが来るのを丁寧かつ迅速に診察していた。診察時間中はひっきりなしに患者さんが訪れており休む時間はなく、その一方で、診察前の早朝や昼の合間などで訪問診療も行っているという。体力的にもかなり厳しいものだと想像される。保健センターでは3歳児健診の様子を見せていただいたが、白衣を着ない、おもちゃを用いるなどの子どもを怖がらせない工夫が見られた。

地域の医療スタッフや患者さんはみな、照井先生を慕っており、信頼関係を垣間見ることができた。人々に寄り添い、腹を割って話すという先生の性格が功を奏しているのだろう。私もそのような医師を目指したいと感じた実習だった。一週間、大変お世話になりました。