

認知症の調査集計数（地域、世帯状況別）
2008年日本人口で標準化した有病率（地域別）
人口母数のピラミッド（地域別）
調査対象者のピラミッド（地域別）
参加者のピラミッド（地域別）
性別、年齢階級別の対象者内訳（地域別）
認知症と認知症の診断の内訳（地域別）
世帯状況別の認知症とMCIの内訳（地域別）
性別、年齢階級別の認知症の有病率と推定患者数（地域別）
性別、年齢階級別のMCIの有病率と推定患者数（地域別）

B.4 推定法：調査データから様々な推定を行ったが、用いた推定方法は層別抽出法に基づく母集団特性（認知症有病率・有病者数、認知症の各分類ごとの有病率・有病者数、MCIの有病率・有病者数）の推定と、サブ母集団（生活自立度による母集団の分類、世帯状況による分類）における有病率・有病者数の推定の2つに分類される。具体的な推定方法はこの報告書の最後の「認知症有病率の推計：Technical Note」を参照。

C. 研究結果

表2に示した集計結果・推定結果の内、各地域ごとの有病率と有病者数の推定結果を表3に示す。その他の結果は、この報告書とは別にまとめた報告書資料を参照。

表3：地域別、有病率と有病者数の推定値と95%信頼区間

地域	有病率			推定患者数		
	推定値	95%信頼区間		推定値	95%信頼区間	
利根	0.140	0.122	0.159	654.4	568.2	740.5
大府	0.124	0.101	0.147	1794.8	1455.9	2133.7
海士	0.157	0.135	0.178	141.8	122.2	161.4
伊万里	0.149	0.121	0.176	79.0	64.3	93.7
杵築	0.153	0.128	0.178	1541.9	1287.7	1796.1
上越	0.222	0.194	0.250	11767	10282	13251

D. 考察

調査デザインを考慮に入れた推定を行った。今回、有病率は“割合”として推定した。有病率の割合が比較的小さいとき、ポアソン分布を用いた近似が可能になるが今回は近似を用いなかった。今回報告しないが、地域別で推定された有病率を統合する際、率のhomogeneity/heterogeneityの検討が重要となる。大府の12.4%と上越の22.2%の割合の違いから予想されるように地域によって異なるheterogeneousな率が考えられる。率がheterogeneousな場合の統合の方法が今後重要になると考えられる。

推定式が同じであると思われるが、統計ソフト SAS と STATA によって分散推定値が若干異なった。結果に大きな影響を与えるような差ではないが、数値計算結果の違いの原因を調べる必要があると考える。

E. 結論

全国で収集された調査データを集計し、認知症実態を把握に必要な母集団・サブ集団のパラメーター（認知症有病率・認知症有病者数、症状別分布、所在の推計など）を、調査デザインを考慮にいれた統計学的推定方法を用いて行った。複数の地域で実施される層別抽出法による推定の方法を詳細に解説した。

F. 研究発表

1. 論文発表 (selected papers)

1) Takumi Kawaguchi, Tatsuyuki Kakuma, Hiroshi Yatsunami, Hiroshi Watabe, Hideki Saitsu, Kazuhiko Nakao, Akinobu Taketomi, Satoshi Ohta, Akinari Tabaru, Kenji Takenaka, Toshihiko Mizuta, Kenji Nagata, Yasuji Komorizono, Kunitaka Fukuizumi, Masataka Seike, Shuichi Matsumoto, Tatsuji Maeshiro, Hirohito Tsubouchi, Toyokichi Muro, Osami Inoue, Motoo Akahoshi, Michio Sata: The Liver Cancer Study Group of Kyushu. "Data Mining Reveals Complex Interactions of Risk Factors and Clinical Feature Profiling Associated with the Staging of Non-HBV Non-HCV-related Hepatocellular Carcinoma" AMERICAN JOURNAL OF GASTROENTEROLOGY (submitted 2010)

2) Aizawa, Kiyomi; Kawaguchi, Atsushi; Kakuma, Tatsuyuki. "Statistical Assessment of Stratified Effects for Time-to-Event Data". Statistics in Medicine (submitted 2010)

3) Kawaguchi, Atsushi; Yajima, Naoki; Komohara, Yoshihiro; Aoki, Hiroshi; Tsuchiya, Naoto; Homma, Jumpei; Sano, Masakazu; Natsumeda, Manabu; Uzuka, Takeo; Saitoh, Akihiko; Takahashi, Hideaki; Takahashi, Hitoshi; Fujii, Yukihiko; Kakuma, Tatsuyuki; Yamanaka, Ryuya. "Identification and Validation of a Gene Expression Signature That Predicts Outcome in Malignant Glioma Patients". Cancer Science (submitted 2010)

4) Fujimaru, Chihiro; Okamura, Hisayoshi; Kakuma, Tatsuyuki; Yoshii, Chiho; Matsuishi, Toyojiro. "Self-perceived work-related stress and its relation to salivary IgA, cortisol and 3-methoxy-4-hydroxyphenyl glycol levels among neonatal intensive care nurses" Stress and Health (submitted 2010)

5) Masaya Takahira, Keita Noda, Yoshinori Uehara, Tatsuyuki Kakuma, Keiji Saku."A Randomized, Double-blind, Controlled, Comparative Trial of Formula Food containing soy protein versus milk protein in Visceral Fat Obesity: FLAVO study" Circ. J. (submitted 2010)

2. 学会発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況 (予定を含む)

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

認知症有病率・有病者数の推計： Technical Note

平成 23 年 1 月 27 日

概要

層別抽出法で得られた調査データから、有病率・有病者数の推定、更にサブ集団における有病率・有病者数の推定 (domain analysis) を行った。このテクニカルノートでは、推定で用いた推計方法の詳細を述べる。

目次

1	有病率と患者数の推定方法	1
1.1	表記	2
1.2	有病率・有病者数の推定	3
1.2.1	有病者数の推定	3
1.2.2	有病者 \hat{Y} の標準誤差	4
1.2.3	有病率の推定	5
1.2.4	有病率 \hat{Y} の標準誤差	6
1.3	サブ集団の解析 (Domain Analysis)	7
2	率の標準化について	8
2.1	直接法による有病率の標準化	8
2.2	モデルとしての標準化について	9

1 有病率と患者数の推定方法

認知症患者の実態を正確に把握する目的で、医学的な診断基準に基づく全国有病率調査が実施された。調査対象地域は栗原、利根、大府、海士、伊万里、杵築、上越の 7 つの地域で、65 歳以上の住民を対象に、認知症高齢者数の推計 (有病率、症状別分布、所在の推計) のためのデータが収集された。対象母集団は、性別 (男、女) と年齢階級 (65-69, 70-74, 75-79, 80-84, 85-89,

90-95, 95+¹) によって14の層に区分され、各層ごとに単純無作為抽出法により所定の数の住民が抽出された。

本調査では層別抽出法と呼ばれるサンプリングデザインが用いられたが、標本調査データの解析用統計ソフト (SAS、STATA) は、層別クラスター抽出法 (stratified clustered sampling) と呼ばれるサンプリングデザインに対する有病率・有病者数の推計アルゴリズムが実装されており、層別抽出デザインに基づき推定は、層別クラスター抽出デザインの特別なケースとして取り扱われる。そこで、層別クラスター抽出法の簡単な説明をおこない、その後で層別抽出法による推計方法について詳しく説明を行う。

Stratified Cluster Sampling Design とは ある地域に住む65歳以上の住民を対象に、訪問看護のサービスが必要な住民数を推定したいとする。この地域は5つのコミュニティに層別されており、65歳以上の住民が住む世帯のリストが存在しているとする。層別クラスター抽出デザインとは、各コミュニティから予め決められた数の世帯をリストから無作為抽出し、抽出された世帯の65歳以上の住民を全て調査する調査デザインを指す。世帯が無作為抽出されるので、世帯は **primary sampling unit (PSU)** と呼ばれ、層別クラスターデザインでは、世帯をクラスターと呼ぶ。抽出された世帯に対し、調査員はその世帯に住む65歳以上の住民 (= クラスター内のユニット) の数と訪問看護のサービスが必要な数を記録する。層別クラスターサンプリングにおいて、全クラスターにおいてユニット数が1の時、層別クラスター抽出法は層別抽出法 (**stratified sampling design**) と呼ばれる。更に、層別抽出法で層が1つだけの時は単純無作為抽出法となる。

1.1 表記

調査デザインを考慮に入れた有病率と患者数の推定方法を説明するために必要な用語や記号の定義を行う。

- 有病率・有病者数の推定は各調査地域ごとで行われるが、標記を簡単にするため必要でない時は、地域を表すインデックスを用いないことにする
- 母集団のユニットの数 (= 65歳以上の総住民数) を N とする
- 母集団の層の数を H 個とし、 $h = 1, 2, \dots, H$ は層を表すインデックス
- 各層のクラスターの数 N_h とする
- 層 h から無作為抽出された調査対象者数を n_h^* とする

¹年齢階級95+は実際の調査では95-99歳、100歳以上の2つ層に分けられていたが、サンプル数が少ないことから、この2つの層を統合して統計解析を行った。

- 調査対象者数 n_h^* 中、実際に調査に参加し認知症の有無の情報がある住民の数を n_h とする
- y_{hi} は層 h 、ユニット (=住民) i の測定値とし、認知症を有すると診断された時 $y_{hi} = 1$ 、それ以外は $y_{hi} = 0$ とする
- w_{hi} は層 h 、ユニット i のサンプリングウエイトとし、 $w_{hi} = \frac{N_h n_h^*}{n_h^* n_h}$ と定義する
- \bar{Y} と Y をある地域 (=母集団) の未知の有病率と有病者数とし、 $\hat{\bar{Y}}$ と \hat{Y} をそれぞれ有病率と有病者数の推定値とする
- \bar{Y}_h と Y_h をある地域の層 h における真の有病率と有病者数とし、 $\hat{\bar{Y}}_h$ と \hat{Y}_h を層 h における有病率と有病者数の推定値とする

1.2 有病率・有病者数の推定

y_{hi} は層 h 、ユニット (住民) i の測定値で、認知症を有すると診断された時 $y_{hi} = 1$ 、それ以外は $y_{hi} = 0$ とする、と定義した。MCI の有病率や認知症の分類別 (AD、VaD、DLB/PDD、FTLD、アルコール、Mix、Others) 有病率の推定も 0/1 の値を取る 2 値変数を用いて同様に推定できるので、認知症の有病率・有病者数の推定の問題に限って解説する。又、 y_{hi} が 0/1 の値を取る 2 値変数として定義されているので、 \bar{Y} と Y は有病率と有病者数と解釈できるが、 y が連続量の場合を含めると、 \bar{Y} と Y は一般的に「平均 (mean)」と「合計 (total)」と呼ぶ。

1.2.1 有病者数の推定

ある地域の 65 歳以上の住民を対象に、認知症の有病率を調べる調査を行った。対象母集団は、性別 (男、女) と年齢階級 (65-69, 70-74, 75-79, 80-84, 85-89, 90-95, 95+) によって 14 ($H = 14$) の層に区分される。

最初に、この地域の有病者数 Y の推定を考える。この地域の有病者数 Y は、各層の有病者数 Y_h の和 ($Y = Y_1 + \dots + Y_H$) として求まる。各層の有病者数の推定値を $\hat{Y}_h^{(w)}$ と書き、

$$\hat{Y}_h^{(w)} = \sum_{i=1}^{n_h} w_{hi} y_{hi} \quad (1)$$

で定義する。ここで $w_{hi} = \frac{N_h}{n_h}$ はサンプリングウエイトを表す。有病者数 Y の推定 \hat{Y} は、各層における有病者数の推定値 $\hat{Y}_h^{(w)}$ の合計

$$\hat{Y} = \sum_{h=1}^H \hat{Y}_h^{(w)} \quad (2)$$

として求まる。この地域の有病者数 Y の推定値は

$$\hat{Y} = \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^{n_h} w_{hi} y_{hi} \quad (3)$$

で与えられる。

文献によってはサンプリングウエイト w_{hi} を明確に表記しないで、単に

$$\begin{aligned} \hat{Y} &= \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^{n_h} \frac{N_h}{n_h} y_{hi} \\ &= \sum_{h=1}^H \frac{N_h}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} y_{hi} \end{aligned} \quad (4)$$

と表記される場合がある。勿論、式3と式4の推定値は同じだが、サンプリングウエイトを明確に表記したほうが複雑なデザインを用いた調査での推定値の算出法が明確になると考え、上記の表記を用いた。

1.2.2 有病者 \hat{Y} の標準誤差

\hat{Y} の分散の推定値を $\hat{V}(\hat{Y})$ 、層 h の $\hat{Y}_h^{(w)}$ の分散の推定値を $\hat{V}(\hat{Y}_h^{(w)})$ とすると、

$$\hat{V}(\hat{Y}) = \sum_{h=1}^H \hat{V}(\hat{Y}_h^{(w)}) \quad (5)$$

で求まり、地域全体の有病者数の推定の分散は、各層の分散の合計であることが分かる。

$\hat{Y}_h^{(w)}$ の分散は、各層で単純無作為抽出が行われていることから

$$\hat{V}(\hat{Y}_h^{(w)}) = (1 - f_h) n_h s_h^{2(w)} \quad (6)$$

で与えられることがよく知られており、有病率推定値 \hat{Y} の分散の推定値 $\hat{V}(\hat{Y})$ は

$$\hat{V}(\hat{Y}) = \sum_{h=1}^H (1 - f_h) n_h s_h^{2(w)} \quad (7)$$

で計算できる。ただし、 $f_h = \frac{n_h}{N_h}$ で、 $(1 - f_h)$ は層 h の finite population correction(FPC) と呼ばれる。又、 $s_h^{2(w)}$ は層 h の標本分散で、

$$s_h^{2(w)} = \frac{1}{(n_h - 1)} \sum_{i=1}^{n_h} \left(w_{hi} y_{hi} - \hat{Y}_h^{(w)} \right)^2 \quad (8)$$

と定義する。更に $\hat{Y}_h^{(w)}$ は層 h の参加者 n_h の平均値 (有病率) とし、

$$\hat{Y}_h^{(w)} = \frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} w_{hi} y_{hi} \quad (9)$$

と定義する。

推定算出の表記においてサンプリングウェイトを明示する表記を用いると前セクションで述べた。しかし、文献によっては、サンプリングウェイトが明示されていない表記 $\widehat{V} \left(\widehat{Y}_h^{(w)} \right) = (1 - f_h) N_h^2 \frac{s_h^2}{n_h}$ がよく用いられる。ここで $s_h^2 = \frac{1}{(n_h - 1)} \sum (y_{hi} - \widehat{Y}_h)^2$ 、 $\widehat{Y}_h = \frac{1}{n_h} \sum y_{ih}$ と定義されており、 $\widehat{Y}_h \neq \widehat{Y}_h^{(w)}$ 、 $s_h^2 \neq s_h^{2(w)}$ に注意し、等式 $s_h^{2(w)} = \left(\frac{N_h}{n_h} \right)^2 s_h^2$ が成り立つ事実を用いれば、

$$(1 - f_h) N_h^2 \frac{s_h^2}{n_h} = (1 - f_h) n_h s_h^{2(w)} \quad (10)$$

であることが容易に分かる。

最後に 95% 信頼区間は、

$$\left(\widehat{Y} - t_{df, 1-\alpha/2} \sqrt{\widehat{V}(\widehat{Y})}, \widehat{Y} + t_{df, 1-\alpha/2} \sqrt{\widehat{V}(\widehat{Y})} \right) \quad (11)$$

で与えられる。ここで、 $t_{df, 1-\alpha/2}$ は t 分布の $(1 - \alpha/2)$ パーセンタイルで、自由度 $df = \sum_{h=1}^H (n_h - 1)$ とする。自由度が大きくなれば $t_{df, 1-\alpha/2} \approx z_{1-\alpha/2}$ の近似を用いても構わない。

地域（母集団）の有病者数の推定に加え、各層における推定値や一部の層だけを統合した推定値を算出する必要がある。各層（性・年齢階級のコンビネーション）の有病者数の推定は、 $\left\{ \widehat{Y}_h^{(w)}, \widehat{V} \left(\widehat{Y}_h^{(w)} \right) \right\}$ を用いる。性を無視して年齢階級ごとの有病者数の推定値、例えば 65 - 69 歳の有病者数は、

$$\widehat{Y}_{65-69} = \left(\widehat{Y}_{65-69, \text{男}}^{(w)} + \widehat{Y}_{65-69, \text{女}}^{(w)} \right) \quad (12)$$

で求め、分散は

$$\widehat{V} \left(\widehat{Y}_{65-69} \right) = \widehat{V} \left(\widehat{Y}_{65-69, \text{男}}^{(w)} \right) + \widehat{V} \left(\widehat{Y}_{65-69, \text{女}}^{(w)} \right) \quad (13)$$

を用いる。

1.2.3 有病率の推定

母集団の有病率 \bar{Y} の推定は有病者数の推定値 \widehat{Y} を用いることで容易にもとまる。つまり、有病率の推定値 $\widehat{\bar{Y}}$ は、前セクションで求めた有病者数の推定値 \widehat{Y} を母集団の数 N で除した

$$\widehat{\bar{Y}} = \frac{\widehat{Y}}{N} \quad (14)$$

で与えられる。前のセクションで、有病者数の推定値 \widehat{Y} は各層の有病者数の和 $\widehat{Y} = \sum_{h=1}^H \widehat{Y}_h^{(w)}$ で求めたが、各層の有病率を $\widehat{Y}_h^{(w)}$ と表記し

$$\widehat{Y}_h^{(w)} = \frac{\widehat{Y}_h^{(w)}}{N_h} \quad (15)$$

で定義する。すると、式 14 の有病率の推定値 \widehat{Y} は、

$$\begin{aligned}\widehat{Y} &= \frac{\widehat{Y}}{N} \\ &= \frac{1}{N} \sum_{h=1}^H \widehat{Y}_h^{(w)} \\ &= \sum_{h=1}^H \left(\frac{N_h}{N} \right) \widehat{Y}_h^{(w)}\end{aligned}\quad (16)$$

と各層の有病率 $\widehat{Y}_h^{(w)}$ の重み $\left(\frac{N_h}{N}\right)$ つき平均として表記できることが分かる。

1.2.4 有病率 \widehat{Y} の標準誤差

式 14、 $\widehat{Y} = \frac{Y}{N}$ 、から $\widehat{V}(\widehat{Y}) = \frac{1}{N^2} \widehat{V}(\widehat{Y})$ が成り立つことが示唆されるが、各層の有病率の分散 $\widehat{V}(\widehat{Y}_h^{(w)})$ を始めに求めておく。等式 $\widehat{Y}_h^{(w)} = N_h \widehat{Y}_h^{(w)}$ から、各層の有病率の分散 $\widehat{V}(\widehat{Y}_h^{(w)})$ は

$$\begin{aligned}\widehat{V}(\widehat{Y}_h^{(w)}) &= \frac{1}{N_h^2} \widehat{V}(Y_h^{(w)}) \\ &= \frac{1}{N_h^2} (1 - f_h) n_h s_h^{2(w)} \quad \text{式 6 から}\end{aligned}\quad (17)$$

であることが分かる。

有病率の分散 $\widehat{V}(\widehat{Y})$ は式 16 の重みつき平均を用いて、

$$\begin{aligned}\widehat{V}(\widehat{Y}) &= \widehat{V}\left(\sum_{h=1}^H \left(\frac{N_h}{N}\right) \widehat{Y}_h^{(w)}\right) \\ &= \sum_{h=1}^H \left(\frac{N_h}{N}\right)^2 \widehat{V}(\widehat{Y}_h^{(w)}) \\ &= \frac{1}{N^2} \sum_{h=1}^H (1 - f_h) n_h s_h^{2(w)} \quad \text{式 17 から}\end{aligned}\quad (18)$$

で与えられる。式 7 と式 18 から、 $\widehat{V}(\widehat{Y}) = \frac{1}{N^2} \widehat{V}(\widehat{Y})$ が成り立つところが確認できる。また、サンプリングウェイトを明示しない表記として、 $s_h^{2(w)}$ ではなく s_h^2 を用いると、 $s_h^{2(w)} = \left(\frac{N_h}{n_h}\right)^2 s_h^2$ から文献によっては $\widehat{V}(\widehat{Y}) = \sum_{h=1}^H (1 - f_h) \left(\frac{N_h}{N}\right)^2 \frac{s_h^2}{n_h}$ で与えられる場合がある。

最後に 95%信頼区間は、

$$\left(\widehat{Y} - t_{df,1-\alpha/2} \sqrt{\widehat{V}(\widehat{Y})}, \widehat{Y} + t_{df,1-\alpha/2} \sqrt{\widehat{V}(\widehat{Y})} \right)\quad (19)$$

で与えられる。

1.3 サブ集団の解析 (Domein Analysis)

ここまでは、層ごとに推定した有病者数・有病率を重み付け平均として統合して、母集団の推定値を求めた。このセクションでは、母集団を層変数以外の変数で分類した時のサブ集団を domein と呼びサブ集団の有病率と有病者数の推定法 (domein analysis) について説明する。

層変数以外の変数で母集団を分類する例として、住民の生活自立度の程度 (II 未満、II 以上) 別や居住状況 (自宅・家族と同居、自宅独居、有料老人ホーム、医療機関、施設) ごとに有病率・有病者数の推定が必要となる場合を想定している。各層の住民総数 $N_h (h = 1, \dots, H)$ は調査開始前に知られているが、例えば生活自立度 II 以上の住民数は調査開始前には未知数である。このことは、生活自立度 II 以上の住民数が確率変数であることを意味し、この確率変数のバラツキを考慮にいれた domein analysis が必要となる。以下、サブ集団の解析方法について説明する。

あるサブ集団、例えば生活自立度 II 未満の集団、を G で表すことにし、インディケータ変数 $I_{hi}(G)$ を

$$I_{hi}(G) = \begin{cases} 1 & \text{もし調査参加者 } (h, i) \text{ が集団 } G \text{ に属す時} \\ 0 & \text{それ以外の時} \end{cases}$$

とし、新たなサンプルウエイトを

$$\nu_{hi} = w_{hi} I_{hi}(G)$$

と定義する。サブ集団 G における有病者数の推定値を $\hat{Y}(G)$ 、各層の有病者数の推定値を $\hat{Y}_h(G)$ とすると、 $\hat{Y}(G)$ は各層の有病者数 $\hat{Y}_h(G)$ の合計

$$\hat{Y}(G) = \sum_{h=1}^H \hat{Y}_h(G)$$

から求まる。

生活自立度 II 未満の参加者がどれだけ各層にいるか事前に分からないが、各層の有病者数 $\hat{Y}_h(G)$ は、新たなサンプルウエイト ν_{hi} を用いて

$$\hat{Y}_h(G) = \sum_{i=1}^{n_h} \nu_{hi} y_{hi}$$

として推定できるので、サブ集団の有病者数 $\hat{Y}(G)$ は

$$\hat{Y}(G) = \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^{n_h} \nu_{hi} y_{hi} \quad (20)$$

で与えられる。

$\hat{Y}(G)$ の分散は、有病者数 \hat{Y} の標準偏差のセクションで用いた方法を応用して、各層の有病者数の推定値の分散が

$$\hat{V}(\hat{Y}_h(G)) = (1 - f_h)n_h s_h^{2(\nu)}(G) \quad (21)$$

ただし、

$$s_h^{2(\nu)}(G) = \frac{1}{(n_h - 1)} \sum_{i=1}^{n_h} \left(\nu_{hi} y_{hi} - \hat{Y}_h^{(\nu)}(G) \right)^2 \quad (22)$$

$$\hat{Y}_h^{(\nu)}(G) = \frac{\hat{Y}^{(\nu)}(G)}{n_h} = \frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} \nu_{hi} y_{hi} \quad (23)$$

を用いて、

$$\begin{aligned} \hat{V}(\hat{Y}(G)) &= \sum_{h=1}^H \hat{V}(\hat{Y}_h(G)) \\ &= \sum_{h=1}^H (1 - f_h)n_h s_h^{2(\nu)}(G) \end{aligned} \quad (24)$$

で与えられる。

サブ集団 G における有病率の推定値もセクション「有病率の推定と標準誤差」と同様に求めることができる。つまり

$$\hat{Y}(G) = \frac{\hat{Y}(G)}{N} \quad (25)$$

$$\hat{V}(\hat{Y}(G)) = \frac{1}{N^2} \hat{V}(\hat{Y}(G)) \quad (26)$$

を用いればよいことが分かる。

2 率の標準化について

2.1 直接法による有病率の標準化

調査地域 $j(j = 1, \dots, m)$ における有病率の推定値を \hat{Y}_j と標記する。 \hat{Y}_j は層の重み付け平均として求めたが、このように求められた有病率は粗有病率で重みの影響（つまり、その地域の年齢分布および性別割合）を受ける。有病率から年齢と性の影響を除く方法として率の標準化がしばしば用いられる。標準化には直接法と間接法があり、直接法による標準化を考える。 P_h を層 h の標準人口とすると、直接法により標準化された有病率 $\hat{Y}_j^{(S)}$ は

$$\begin{aligned} \hat{Y}_j^{(S)} &= \frac{\sum_{h=1}^H P_h \hat{Y}_{hj}}{\sum_{h=1}^H P_h} \\ &= \sum_{h=1}^H e_h \hat{Y}_{hj} \end{aligned} \quad (27)$$

で与えられる。ここで、 $e_h = \frac{P_h}{\sum_h P_h}$ とする。

$\widehat{Y}_j^{(S)}$ の標準誤差 $\widehat{SE}(\widehat{Y}_j^{(S)})$ は、

$$\begin{aligned}\widehat{V}(\widehat{Y}_j^{(S)}) &= \widehat{V}\left(\sum_{h=1}^H e_h \widehat{Y}_{hj}\right) \\ &= \sum_{h=1}^H e_h^2 \widehat{V}(\widehat{Y}_{hj}) \\ &= \sum_{h=1}^H e_h^2 \left(\frac{N_{hj}}{N_j}\right)^2 (1-f_{hj}) \frac{s_{hj}^2}{n_{hj}} \\ &= \sum_{h=1}^H e_h^2 a_{hj}^2 (1-f_{hj}) \frac{s_{hj}^2}{n_{hj}}\end{aligned}$$

から、

$$\widehat{SE}(\widehat{Y}_j^{(S)}) = \sqrt{\sum_{h=1}^H e_h^2 a_{hj}^2 (1-f_{hj}) \frac{s_{hj}^2}{n_{hj}}} \quad (28)$$

ここで、 $a_{hj}^2 = \left(\frac{N_{hj}}{N_j}\right)^2$ 、 s_{hj}^2 は調査地域 j の層 h の分散の推定値で、

$$s_{hj}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n_{hj}} (y_{hij} - \widehat{Y}_{hj})^2}{n_{hj} - 1}$$

又、 \widehat{Y}_{hj} は調査地域 j の層 h の有病率の推定値で

$$\widehat{Y}_{hj} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{hj}} y_{hij}}{n_{hj}}$$

とする。

2.2 モデルとしての標準化について

前セクションで標準化によって有病率から年齢と性の影響が除かれると述べたが、影響が除かれる理由をこのセクションで考える。地域 j 、層 h における有病率を λ_{hj} と表す。前のセクションで示したように、直接法によって標準化された地域 j の率 $\lambda_j^{(S)}$ は、 P_h を層 h の標準人口とすると

$$\lambda_j^{(S)} = \frac{\sum_{h=1}^H P_h \lambda_{hj}}{\sum_{h=1}^H P_h}$$

で与えられる。ここで、地域 j 、層 h の”率” λ_{hj} にたいして

$$\lambda_{hj} = \exp\{\mu + \alpha_h + \beta_j\} \quad (29)$$

という対数線形モデルが成り立つと仮定する。このモデルを

$$\begin{aligned}
 \lambda_{hj} &= \exp\{\mu + \alpha_h + \beta_j\} \\
 &= \exp\{\mu + \alpha_h\} \exp\{\beta_j\} \\
 &= \theta_h \phi_j
 \end{aligned} \tag{30}$$

と書き直すと、直接標準化した率は

$$\begin{aligned}
 \lambda_j^{(S)} &= \frac{\sum_{h=1}^H P_h \lambda_{hj}}{\sum_{h=1}^H P_h} \\
 &= \frac{\sum_{h=1}^H P_h \theta_h \phi_j}{\sum_{h=1}^H P_h} \\
 &= \chi^{(S)} \phi_j
 \end{aligned} \tag{31}$$

地域固有の効果 ϕ_j と層に関する効果 $\chi^{(S)} = \frac{\sum P_h \theta_h}{\sum P_h}$ の積で表現される。このモデルの下では、標準化された2つの率の比較は

$$\frac{\lambda_j^{(S)}}{\lambda_k^{(S)}} = \frac{\chi^{(S)} \phi_j}{\chi^{(S)} \phi_k} = \exp\{\beta_j - \beta_k\} \tag{32}$$

と、層および標準人口に依存している部分 $\chi^{(S)}$ に影響を受けないことが分かる。この比較が妥当かどうかは、モデル $\lambda_{hj} = \exp\{\mu + \alpha_h + \beta_j\}$ が正しいかどうかにかかわらず依存する。例えば各地域における層別の率が大きく異なる時、 α_h と β_j の相互作用が無視できないと考えら、 $\frac{\lambda_j^{(S)}}{\lambda_k^{(S)}}$ から層の影響が除けないことになる。相互作用が無いと仮定するのは、 $2 \times 2 \times H$ の分割表から Mantel-Haenszel の共通オッズ比を推定する際の H 個のオッズ比の Homogeneity の仮定に相当している。

平成 22 年度厚生労働科学研究費補助金（認知症対策総合研究事業）

「認知症の実態把握に向けた総合的研究」

分担研究報告書

「医療サービス資源の実態調査」

研究分担者 松原 三郎（松原病院）

研究要旨

精神病床における高齢精神障害者の入退院状況の実態を把握することを目的に、全国の精神科病床を持つ医療機関を対象としてアンケート調査を行った。323 施設から回答が得られ、1 ヶ月間の 65 歳以上の入院患者に関するデータ 360 件、1 ヶ月間の 65 歳以上の退院患者に関するデータ 341 件が集積された。調査時点での入院患者のうち 65 歳以上の高齢者が占める割合は全体の 46.9%、このうち診断名が F0 である者は 36.3%であった。F0 群に比較して、F0 以外群では、在院日数が 1237.6 と長期間に及んでおり、そのうち、ADL に問題のある群は 24.5%であった。これに比して IADL に問題がある群は 81.8%にも及んだ。IADL 障害群については、現在の介護保険要介護認定では施設入所は困難であると考えられた。このために、病床転換を基軸にして、新たに高齢精神障害者向けに「精神保健施設（仮称）」を創設する必要がある。

A. 研究目的

平成 17 年に行われた患者調査によると、精神病床の入院患者のうち、65 歳以上の高齢精神障害者は 43%を占める。高齢精神障害者の中には認知症患者だけではなく、入院期間が長期化する中で高齢化した統合失調症患者など、認知症以外の疾患を持つ患者も相当数含まれていることが考えられる。「入院中心医療から地域中心医療へ」という改革ビジョンを実現させていくためには、入院中の高齢精神障害者がどのような資源とサービスがあれば地域生活へ移行出来るのかを知る必要があるが、その場合には認知症患者とそれ以外の疾患を持つ患者とのそれぞれの実態を把握しなければならない。これらの視点を踏まえ、本研究では、精神病床における高齢精神障害者の入退院状況の実態を把握することを目的として、全国の医療機関を対象としたアンケート調査を行った。

B. 研究方法

全国の精神科病床を持つ医療機関を対象としてアンケート調査を行った。アンケート用紙（資料 1）を郵送し、任意で回答を得た。アンケートは、施設全体の状況を調査するものと、直近の 1 ヶ月間における入院・退院患者について個別に調査するものの 2 種類であった。調査項目は、65 歳以上高齢者の割合はどの程度を占めるのか、またそのうち認知症患者とそれ以外の疾患の割合はどの程度か、それぞれの ADL や IADL への支援の程度などである。

調査期間は平成 22 年 2 月の 1 ヶ月間であった。

C. 研究結果

(1)施設調査結果

全国 1533 の医療機関にアンケートを郵送し、回答を得たのは 323 件であった。回収率は 21.1%であった。データに欠損があるものを除いた 315 件について分析を行った。有効回答率は 97.5%であった。主な結果を以下に示す。

回答は各地域からはほぼ偏りなく集積されているが、設立母体別では民間が 77.6%と圧倒的に多く、公的病院からの回答は 20%弱であった。従って今回のデータは主に民間の医療機関における状況を反映したものである。病床数の規模としては様々であった。調査時点でのベッド利用率は平均で 88.3%であり、全体の 8 割の医療機関において利用率 80%以上であった。調査時点での入院患者のうち 65 歳以上の高齢者が占める割合は全体の 46.9%、このうち診断名が F0 である者は 36.3%で、F0 以外の疾患で入院している高齢精神障害者が約 7 割程度であった。入院病棟は F0 患者の約半数は認知症病棟であり、それ以外は精神療養病棟、精神一般病棟を主に利用していた。調査時点の平成 22 年 2 月の 1 ヶ月間における 65 歳以上の入退院者数は、それぞれ 100 床あたり入院患者が 4.4 人、退院患者が 4.2 人であった。

(2)入院患者個別調査結果

(1)において回答を得た 1 ヶ月間の 65 歳以上の入院患者について、任意に選び出した 360 名（抽出率 10 分の 1）を対象に分析を行った。F0、F0 以外の割合は約半数ずつであった。以下、F0 群と F0 以外群との特徴を比較すると、入院回数は F0 群が初回入院の割合が多く、入退院 5 回未満が 9 割以上であるのに対し、F0 以外群では初回は 3 割程度で、5 回以上入退院を繰り返しているのも 3 割強であった。入院に至った主な理由は F0 群は精神症状が約 3 割、行動障害が 2 割であったが、F0 以外群では精神症状が 7 割強であった。身体合併症はどちらも 1 割以下、ADL の低下は 5%程度であった。BPRS の平均は F0 以外群が 2.2 で F0 群の 1.9 よりも高く、特に心氣的訴え、不安、感情的引きこもり、罪業感、抑うつ気分の項目で高かった。F0 群の方が高かったのは精神運動興奮であった。思考解体、敵意、非協調性、情動鈍麻等でも F0 群の方がやや高かったが、これらには有意差はなかった。ADL への支援レベルにおける差は顕著で、F0 以外群では各項目 6~7 割が自立しており、援助・依存レベルにあるのは 2 割程度であったのに対し、F0 群は自立が 2~4 割にとどまり、援助・依存レベルが 3~5 割であった。IADL の困難度についても、F0 以外群では「非常に困難」のレベルにあるのは各項目 4~5 割程度であったが、F0 群では 8~9 割が「非常に困難」のレベルに該当していた。F0 以外群における ADL のレベルは BPRS 値と連動していて、ADL・IADL のレベルが共に良好である者は BPRS 平均が 1.6、ADL・IADL 共に不良である者は 2.6 と高くなっていた。身体合併症についても ADL・IADL レベル良好群では 5 割、不良群では 7 割と不良群の方が高率であった。また、障害高齢者の日常生活自立度、認知症高齢者の日常生活自立度についても、F0 群、F0 以外群ともに評価を尋ねたところ、ADL 等と同様に F0 群の方が F0 以外群よりも明らかにレベルが低かった。

退院までの課題（複数回答）は「病状の改善」が74.0%で一番多く、次いで「入院施設の確保」42.1%、「家族の理解・休息」28.8%、「在宅サービスの調整」20.1%であった。予想される入院期間は「3ヶ月以上」あるいは「現時点では想定出来ない」が入院患者全体では約5割であったが、F0群のみでは6割を超えており、一方F0以外群では4割以下と、両者で差がみられた。但しF0以外群の中でもADL・IADLのレベルにより差が大きく、両者ともに良好である場合は9割近くが3ヶ月以内の退院が可能と評価しているのに対し、両者ともに不良の場合は3ヶ月以内の退院が可能なのは5割程度と低かった。退院支援の際の課題について自由記載で尋ねたところ、入居施設の数・人材の不足のため長期入院が長引いた結果ADLが低下し施設適応が難しくなる事例が多いことや、施設スタッフが精神障害への対応に慣れていないため受け入れを拒否されたり不穏時対応が出来ずすぐに入院となってしまうこと、また医療ケアに対応可能な施設が少ない等、高齢精神障害者の地域生活を支えていくには施設側の状況改善が必要である旨の意見が多く出されていた。また、今回の結果とも一致しているがF0以外群はF0群と比べてADLの低下がそれ程強くないため介護認定が低く判定されたりなど、自立支援医療と介護保険医療の狭間で行き場を失っている事例も多いこと等が意見として出されていた。

(3)退院患者個別調査結果

(2)と同様に、(1)において回答を得た1ヶ月間の65歳以上の退院患者について、任意に選り出した341名（抽出率10分の1）を対象に分析を行った。F0、F0以外の割合は入院と同様に約半数ずつであった。入院期間は3ヶ月未満が約半数、1年未満では75%程度であった。F0群、F0以外群では1年未満の割合はF0群が約8割、F0以外群が約7割とそれ程大きな差はなかったが、平均の日数を見るとF0群が443.2日、F0以外群が1237.6日と相当の差があり、F0以外群の方がより長期の入院となっていた。退院時の状況と居住先をF0・F0以外の診断名別・入院期間別で合わせて見るとF0以外で1年未満の群が治癒・寛解・軽快の割合が最も高く、自宅への退院が果たしている割合も高い。同じ1年以上でもF0群とF0以外群とを比べると、F0以外群の方が軽快の割合が低く悪化・不変の割合が高く、退院先も自宅への退院は両群ともに1年以上となると低いのだが、F0群では施設への退院が約5割なのに対してF0以外群では3割弱と低く、6割以上が転院という結果であった。BPRSはF0群、F0以外群とで全体の平均には差がなく、個々の項目では不安、罪業感、誇大性がF0以外群の方がF0群よりも高かったが、精神運動興奮ではF0群の方が高かった。1年未満と1年以上とで比較すると、1年以上群は平均2.1で、1年未満群の1.6よりも高かった。個々の項目では感情的引きこもり、衝動的行動、幻覚、運動減退、非協調性、思考内容の異常、情動鈍麻において1年以上群の方が1年未満群よりも高かった。ADLへの支援レベルでは、退院患者全体を見ると5~6割が自立しているようだが、診断と入院期間の要素を入れて見ると自立の割合が5割以上保っているのはF0以外群のみで、入院期間1年未満では7割強、1年以上では6割弱と期間により差はみられた。F0群は自立率5割を切っており、特に1年以上になると1割に落ち込んでおり7割強が援助・依存のレベルとなっていた。IADLの困難度についても同様の傾向がみられたが、こちらはF0以外群でも1年以上になるとF0群とほぼ同等で8割近くが援助・依存が必要なレベルと

なっていた。但しこれらは1年以上の長期入院の結果ADL・IADLレベルが低下したのか、元々これらのレベルの低い患者が長期入院となりやすいのかは判定できなかった。1年未満群の入院期間はF0、F0以外の両群とも約3ヶ月前後の日数だったが、1年以上群の入院期間はF0群で1659.5日、F0以外群では4132.8日とかなりの差があった。BPRSを診断・入院期間別に見ると、思考解体、幻覚、非協調性、思考内容異常の項目では他の3群と比べてF0以外/1年以上群だけが突出していたが、感情的引きこもり、衝動的姿勢・行動、運動減退、情動鈍麻等の項目については、F0以外/1年以上群だけでなくF0/1年以上群においても高かった。退院時のADLの支援レベルは、F0/1年以上群が一番レベルが低く、他の3群は自立あるいは準備・観察レベルが6割以上であるのに対し、F0/1年以上群では3割に満たなかった。IADLの困難度では少し傾向が異なり、F0以外/1年未満群のみが自立あるいは準備・観察レベルが7割近くで、それ以外の群はほぼ同じ割合で8割近くから9割が援助・依存のレベルにあった。障害高齢者・認知症高齢者の日常生活自立度についても、自立の割合が一番高かったのはF0以外/1年未満群で約5割、他の3群ではいずれも1割かそれ以下となっていた。退院調整に要した期間は平均92.2日で、約半数は1ヶ月以内であったが、半年から1年以上という結果もそれぞれ5%前後ずつあった。退院調整のために実施したことは病状の改善、家族介入、施設の確保という回答が多かった。特に何もしていないという回答も16.5%あった。早期退院の妨げとなった要因としては、入所施設が少ない、介護度が実際の状態よりも低い、他医療機関に受け入れてもらえない、関係機関の連携の問題、症状(BPSD)がなかなか安定しない等が挙げられていた。退院後利用しているサービスとしては、外来通院や施設利用(入所・ショートステイ含む)等以外は、訪問看護・介護など全て5%以下の利用率であった。

D. 考察

- (1) 高齢精神障害者：65歳以上の高齢精神障害者の実態を知ることは、今後の介護保険との連携を図る上では、重要な部分である。入院患者数では65歳以上は45.5%を占め(H19年6月30日調査)、さらにこのうち、F0群は、37.8%を占めている。さらに、F3群が44.2%、F3群が8.3%である。F0群以外の入院患者では、F3群が大きな割合(71%)を占めており、さらにこの人達が長期入院に陥っている。今回の入院患者に対する調査結果からも、F0が36.3%と、平成19年精神保健福祉6.30調査とほぼ合致している。また、平均在院日数をみてもF0群は443.2日であり、F0以外群では1,237日と極めて長期入院に陥っていることが示された。
- (2) 精神症状、日常生活機能：入院しているF0以外群では、ADLの状況は24.5%において、「見守りもしくは援助を要する」レベルにある。IADLでは、「いくらか困難、もしくは非常に困難」が81.8%を占めており、特にIADLが低下した状況にあることが示された。F0以外群について、ADLとIADLを総合すると、ともに良好とされる患者は24%にすぎない。このために、F0以外群の多くは、一定以上の手厚い援助なしでは、退院が出来ない状況にあることが示された。このために、入院期間についても大きな差が生まれている。1年未満の患者では、軽快して自宅に戻る割合が多いのに比して、1

年以上群では、その受け皿となる施設等がなければ、退院に結びつかない。しかし、F0以外群で、長期在院の患者の多くは、その障害の主たる部分は IADL の低下であり、結果として要介護度や障害程度区分では軽度にとどまるものと考えられる。もし、介護保険を利用するとなれば、要支援レベルにとどまり、一般の介護保険施設（例えば介護老人福祉施設など）への入居は極めて困難な状況にあると言える。

もし、これらの患者群を医療保険から外すとすれば、現在の介護保険の要介護認定とは別に認定方法で評価される「精神保健施設（仮称）」など、特別な枠組みが必要となるろう。

E. 結論

65 歳以上の高齢精神障害者の精神科治療状況について調査を行った。F0 群に比較して、F0 以外群では、在院日数が 1237.6 と長期間に及んでおり、そのうち、ADL に問題のある群は 24.5%である。これに比して IADL に問題がある群は 81.8%にも及んだ。IADL 障害群については、現在の介護保険要介護認定では施設入所は困難である。このために、病床転換を基軸にして、新たに高齢精神障害者向けに「精神保健施設（仮称）」を創設する必要がある。

F. 研究発表

1. 論文発表
なし
2. 学会発表
なし

H. 知的財産権の出願・登録状況（予定を含む）

1. 特許取得
なし
2. 実用新案登録
なし
3. その他
なし

問5	精神科入院患者状況	※2010年1月末時点の精神科への入院患者状況について記入
c) b)65歳以上患者のうち、診断がF0である者		
()名		
c)のうち、入院病棟の内訳		
認知症病棟 ()名		
精神科急性期／救急病棟 ()名		
精神療養病棟 ()名		
特殊疾患療養病棟 ()名		
精神一般病棟 ()名		
その他 ()名		
()病棟 / ()名		
()病棟 / ()名		
()病棟 / ()名		
問6	1ヶ月間の入退院状況	※2010年1月中の1ヶ月間の精神科への入退院の状況について記入
a) 2010年1月中に精神科へ入院した65歳以上の患者数		
※再入院も含む ()名		
b) 2010年1月中に精神科から退院した65歳以上の患者数		
()名		
c) 2010年1月中に精神科へ入院した65歳以上の患者のうち、F0の患者数		
※再入院も含む ()名		
d) 2010年1月中に精神科から退院した65歳以上の患者のうち、F0の患者数		
()名		
問7	退院支援の際の課題	※退院支援を行う中で、問題があると感じる点をそれぞれ自由に記載する
a) 地域の介護サービスに関する問題		
b) 地域における医療的支援に関する問題		
c) その他		

* 調査Aはここまでで終了です。ご記入、ありがとうございました。

アンケートの問合せ先: 松原病院 (担当 松原・一ノ宮・秋月)

電話: 076 (231) 4138

FAX: 076 (231) 4110

E-mail: matsubarahospital@ishikawa.med.or.jp