

都道府県における気分障害の受療率と社会的要因の分析

ナカモト ナ ナ オオミチ マ イ キタガワ アキラ
 中本 奈那*1 大道 麻依*1 北川 明*2

目的 日本の気分障害患者数は1996年の約43.3万人から増加傾向にあり、2014年には約111.6万人に達した。これまでに気分障害は社会的関連要因があることが指摘されているが、その要因を地域比較から明らかにしたものはない。本研究では、2014年の気分障害の入院、外来受療率について、社会的要因との関係を男女別に分析した。

方法 都道府県別の気分障害の入院、外来受療率は、平成26年の患者調査より得た。社会的要因の25指標は各官公庁の統計資料より得た。気分障害の男女別入院受療率および外来受療率を従属変数とし、25指標のうち指標間の相関係数の高いものを排除した残りの指標を独立変数として、性別、入院・外来受療率別に重回帰分析（ステップワイズ法）を行った。

結果 25指標のうち有意な関係を認めた指標は、入院受療率（男性）で第1次産業就業者比率（ $\beta = 0.455$, $p < 0.01$ ）と年間日照時間（ $\beta = -0.399$, $p < 0.01$ ）、外来受療率（男性）で単独世帯の割合（ $\beta = 0.310$, $p < 0.05$ ）、入院受療率（女性）で身体障害者手帳交付割合（ $\beta = 0.421$, $p < 0.01$ ）と1世帯あたりの負債現在高（ $\beta = -0.325$, $p < 0.05$ ）と負債保有率（ $\beta = 0.367$, $p < 0.01$ ）であった。また、外来受療率（女性）では有意な指標を認めなかった。自由度調整済決定係数は、入院受療率（男性）が0.490、外来受療率（男性）が0.076、入院受療率（女性）が0.526で、外来受療率（男性）では十分な精度が得られなかった。

結論 気分障害と関連する社会的要因として、入院受療率（男性）で第1次産業就業者比率と年間日照時間、入院受療率（女性）で身体障害者手帳交付割合と1世帯あたりの負債保有率、負債現在高が示された。

キーワード 気分障害、社会的要因、都道府県別、受療率

I 緒 言

厚生労働省が行った患者調査¹⁾によると、うつ病等の気分障害の総患者数は、1996年には約43.3万人であったが、2014年には約111.6万人に増加している。これは調査が開始されて以降最大で、2000～2014年の15年間では約2.6倍の増加となっている。また、気分障害の日本の一般人口における生涯有病率は10.0%、12カ月有病率は4.8%となっており²⁾、出現頻度の高い

疾患であるといえる。気分障害は公衆衛生上の問題であると同時に、ひきこもり、就業不良、自殺などの原因として社会経済的にも無視することのできない重要な病態であり、気分障害に関わる社会的要因の解明は急務の課題であると考えられる。

気分障害と社会的要因との関連はこれまでに、経済状況や食生活、睡眠、喫煙などの生活習慣、家族構成、ライフイベントなどが報告されている³⁾⁻⁸⁾。都道府県別解析を用いた先行研究としては、本橋らが精神疾患と自殺に関わる社会的要因に関する研究⁹⁾を行っているが、気分障害

* 1 防衛医科大学校医学教育部看護学科 * 2 同准教授

の社会的要因を都道府県別解析から明らかにした報告はこれまでにない。

そこで本研究では、気分障害の入院受療率および外来受療率と地域要因との関係について解析し、気分障害の社会的要因を明らかにすることを目的とした。

Ⅱ 方 法

(1) データの収集

本研究では、厚生労働省の2014年患者調査¹⁾から、都道府県別の気分障害の入院受療率、外来受療率を得た。受療率とは推計患者数を人口で除して人口10万対で表した数である。気分障害と関係があると考えられる社会的要因の指標として、各官公庁の統計資料から都道府県別に得られる25指標を選択した(表1)。各指標は気分障害の受療率が得られた2014年度のデータを基準とし、2014年度のデータがないものについては2013年度、2013年度のデータがないものについては2012年度のデータを使用した。ただし、核家族世帯割合および単独世帯の割合については2012～2014年度までのデータがなかったため、2010年度と2015年度の平均値を算出して使用した。

表1 社会的要因に関する25指標

指標	計算式	年度	出典
人口密度 [人/km ²]	人口総数/可住地面積(可住地面積1km ² あたり)	2014	社会生活統計指標2016(人口・世帯)
老年人口割合 [%] ¹⁾	[65歳以上の人口/総人口]×100	2014	人口推計(平成26年10月1日現在)
合計特殊出生率	15～49歳までの女性の年齢別出生率を合計したもの	2014	社会生活統計指標2016(人口・世帯)
核家族世帯の割合 [%]	[核家族世帯/世帯数(一般世帯)]×100	2010 2015	社会生活統計指標2017(人口・世帯)
単独世帯の割合 [%]	[単独世帯/世帯数(一般世帯)]×100		
離婚率	離婚件数/人口総数(人口千人あたり)	2014	社会生活統計指標2016(人口・世帯)
年間日照時間 [時間]	日照時間(年間)	2014	社会生活統計指標2016(自然環境)
年平均気温 [℃]	年平均気温		
第1次産業就業者比率 [%] ¹⁾	[第1次産業就業者数/就業者]×100	2012	平成24年就業構造基本調査結果
第2次産業就業者比率 [%] ¹⁾	[第2次産業就業者数/就業者]×100		
第3次産業就業者比率 [%] ¹⁾	[第3次産業就業者数/就業者]×100		
完全失業率 [%] ¹⁾	[完全失業者数/労働力人口]×100	2014	平成26年労働力調査結果
転職率 [%] ¹⁾	[転職者数/有業者数]×100	2012	社会生活統計指標2017(労働)
身体障害者手帳交付割合	身体障害者手帳交付数/人口総数(千人あたり)	2014	社会生活統計指標2017(福祉・社会保障)
勤労者世帯1カ月あたりの実収入 [円]	実収入(対勤労者世帯)	2014	社会生活統計指標2016(家計)
1世帯の年間収入 [円]	年間収入(対総世帯)	2014	平成26年全国消費実態調査
1人あたりの県民所得 [円]	1人あたり県民所得	2014	平成26年度県民経済計算
1世帯あたりの貯蓄現在高 [円]	1世帯あたり貯蓄現在高(千円)	2014	平成26年全国消費実態調査
1世帯あたりの負債現在高 [円]	1世帯あたり負債現在高(千円)		
1世帯あたりの負債保有率 [%]	1世帯あたり負債保有率(%)		
パートタイム労働者割合 [%] ¹⁾	[パートタイム労働者/労働力人口]×100	2014	平成26年賃金構造基本統計調査(社会生活統計指標2017(労働))
インターネット利用率 [%]	インターネット利用者の割合(個人)	2014	平成26年通信利用動向調査
1人あたりの年間アルコール消費量 [L]	酒類販売(消費)数量/20歳以上人口	2014	平成26年間接税(酒税)人口推計(平成26年10月1日現在)
要支援・要介護認定者割合 [%] ¹⁾	[第1・2号被保険者の要支援・要介護認定者数/40歳以上人口]×100	2014	平成26年介護保険事業状況報告(人口推計(平成26年10月1日現在))
喫煙率 [%] ¹⁾	20歳以上の成人喫煙率	2013	平成25年国民生活基礎調査

注 1) 男女別のデータを使用。

(2) 分析方法

都道府県ごとに気分障害の入院、外来受療率を男女別で算出し、比較検討した。

独立変数間の関係を確認し多重共線性に配慮するため、指標間で相関分析を行い、Pearsonの相関係数を算出した。相関分析の結果をもとに、他の指標との相関係数が高いもの(|r|=0.7~1.0)については、どちらか一方の項目を重回帰分析から除外した。

気分障害の男女別入院受療率および外来受療率を従属変数とし、25指標のうち指標間の相関係数の高いものを除いた指標を

図1 都道府県別気分障害受療率（男性）

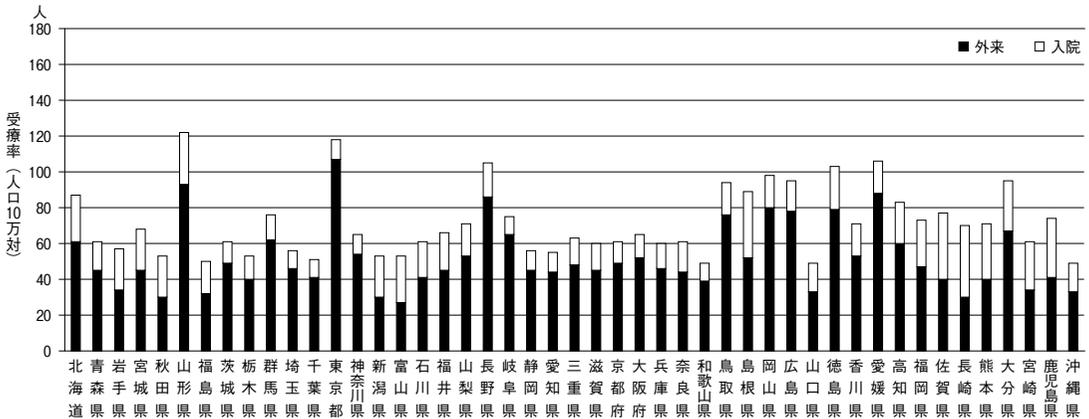
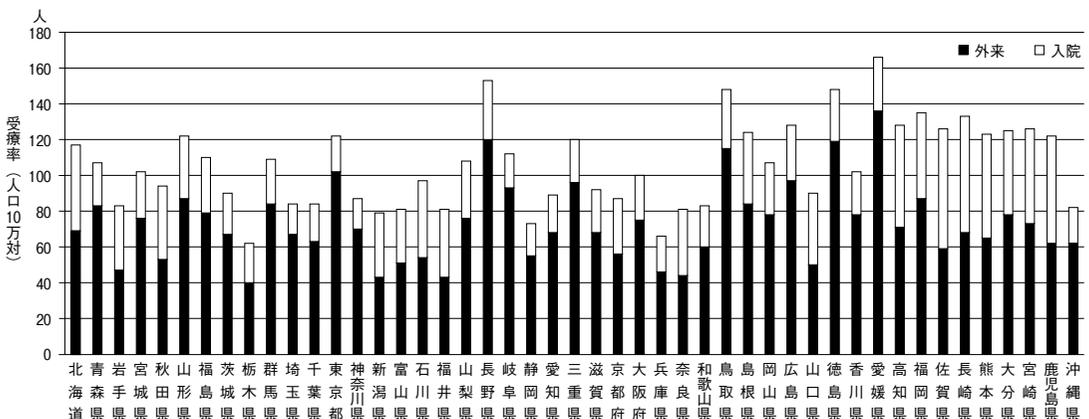


図2 都道府県別気分障害受療率（女性）



独立変数として、ステップワイズ法による重回帰分析を行った。統計処理には多変量解析プログラムSPSS Ver22.0 for Microsoft Windowsを用い、有意水準は5%（両側）とした。

(3) 倫理的配慮

また、本研究は個人情報を取り扱っておらず、研究全体を通じて介入が含まれないため倫理的配慮を必要としなかった。

III 結 果

(1) 都道府県における気分障害の受療率について

図1に男性の都道府県別入院・外来受療率、図2に女性の都道府県別入院・外来受療率を示

した。入院受療率（男性）は長崎県が最も高く40人、外来受療率（男性）においては東京都の107人が最も高かった。一方、入院受療率（女性）は佐賀県が67人と最も高く、外来受療率（女性）は愛媛県が最も高く136人であった。

また、入院受療率（男性）においては、埼玉県、岐阜県、千葉県、和歌山県が最も低く10人で、外来受療率（男性）では富山県が27人と最も低かった。一方、入院受療率（女性）では、埼玉県、神奈川県が最も低く17人、外来受療率（女性）においては、栃木県の40人が最も低かった。

(2) 相関分析による指標の選択

気分障害に関係があると考えられる社会的要因の25指標の基本統計量を表2に示した。多重

共線性を確認するため、指標間の関係を Pearson の相関係数を用いて確認した。男性では、単独世帯の割合と第3次産業就業者比率 ($r = 0.781, p < 0.01$)、身体障害者手帳交付割合と要支援・要介護認定者割合 ($r = 0.788, p < 0.01$) において強い正の相関が認められ、第1次産業就業者比率とインターネット利用率 ($r = -0.832, p < 0.01$)、完全失業率と1世帯の年間収入 ($r = -0.756, p < 0.01$) において強い負の相関が認められた。これより分析するにあたって、入院受療率(男性)においては、単独世帯の割合、インターネット利用率、完全失業率、要支援・要介護認定者割合の4指標、外来受療率(男性)においては、第3次産業就業者比率、第1次産業就業者比率、完全失業率、要支援・要介護認定者割合の4指標を独立変数から除外した。

女性において強い正の相関が認められたのは、身体障害者手帳交付割合と要支援・要介護認定者割合 ($r = 0.786, p < 0.01$) であり、強い負の相関が認められたのは、老年人口割合と要支援・要介護認定者割合 ($r = -0.802, p < 0.01$)、第1次産業就業者比率とインターネット利用率 ($r = -0.766, p < 0.01$) であった。これより、入院受療率(女性)においては、インターネット利用率、要支援・要介護認定者割合の2指標、外来受療率(女性)においては、老年人口割合、インターネット利用率、身体障害者手帳交付割合の3指標を独立変数から除外した。除外する指標の選択方法は、目的変数である入院・外来受療率との相関係数の絶対値のより低い方とした。

表3 気分障害の入院受療率(男性)と社会的要因の指標との重回帰分析の結果

	偏回帰係数 (B)	標準編回帰係数 (β)	有意確率 (p)	95%信頼区間	
				下限	上限
定数	44.578		0.000	24.702	64.454
第1次産業就業者比率	1.017	0.455	0.000	0.498	1.535
年間日照時間	-1.589	-0.399	0.001	-2.512	-0.666
例数47					
調整済決定係数					
$R^2 = 0.490$					

表2 独立変数の基本統計量

	平均	標準偏差	最小	最大
人口密度 [人/km ²]	136.4	175.5	24.3	960.3
老年人口割合 [%] (男性)	24.3	2.2	16.8	28.1
老年人口割合 [%] (女性)	30.5	3.1	21.0	36.7
合計特殊出生率	1.5	0.1	1.2	1.9
核家族世帯の割合 [%]	56.2	3.3	48.0	64.0
単独世帯の割合 [%]	30.3	4.1	24.3	46.5
離婚率 [人口千対]	1.7	0.2	1.3	2.5
年間日照時間 [時間]	19.8	2.0	16.5	23.7
年平均気温 [°C]	15.3	2.3	9.3	23.1
第1次産業就業者比率 [%] (男性)	6.3	3.5	0.5	13.4
第1次産業就業者比率 [%] (女性)	5.1	2.9	0.2	11.6
第2次産業就業者比率 [%] (男性)	31.9	5.4	21.9	43.5
第2次産業就業者比率 [%] (女性)	15.5	3.6	6.8	22.5
第3次産業就業者比率 [%] (男性)	56.0	6.6	47.2	82.7
第3次産業就業者比率 [%] (女性)	77.1	5.7	67.8	96.6
完全失業率 [%] (男性)	6.3	1.1	4.6	10.3
完全失業率 [%] (女性)	4.1	0.7	2.7	6.6
転職率 [%] (男性)	4.8	0.5	3.9	6.2
転職率 [%] (女性)	5.5	0.7	4.2	7.4
身体障害者手帳交付割合 [千人あたり]	46.0	9.3	28.3	68.1
勤労者世帯1か月あたりの実収入 [円]	52.1	6.4	39.6	65.2
1世帯の年間収入 [円]	52.1	5.5	37.8	63.1
1人あたりの県民所得 [円]	28.2	3.9	21.3	45.1
1世帯あたりの貯蓄現在高 [円]	13.5	2.9	5.3	17.8
1世帯あたりの負債現在高 [円]	35.4	8.2	19.1	60.7
1世帯あたりの負債保有率 [%]	35.8	4.2	25.3	43.7
パートタイム労働者割合 [%] (男性)	4.7	1.1	2.8	7.3
パートタイム労働者割合 [%] (女性)	18.3	3.2	11.1	26.1
インターネット利用率 [%]	79.9	4.1	72.6	88.9
1人あたりの年間アルコール消費量 [L]	78.3	10.3	60.2	110.9
要支援・要介護認定者割合 [%] (男性)	5.5	0.7	4.2	7.0
要支援・要介護認定者割合 [%] (女性)	11.2	1.6	7.8	14.0
喫煙率 [%] (男性)	34.1	2.8	28.2	40.3
喫煙率 [%] (女性)	9.6	2.2	6.1	17.8

(3) 入院受療率(男性)と社会的要因

入院受療率(男性)を従属変数、相関分析によって決定した21指標を独立変数として重回帰分析を行った(表3)。その結果、第1次産業就業者比率 ($\beta = 0.455, p < 0.01$) と有意な正の関係を、年間日照時間 ($\beta = -0.399, p < 0.01$) と有意な負の関係を認めた。モデルの自由度調整済み決定係数は0.490であった。VIFはどちらも1.194であり、多重共線性は存在しなかった。

表4 気分障害の外来受療率(男性)と社会的要因の指標との重回帰分析の結果

	偏回帰係数 (B)	標準編回帰係数 (β)	有意確率 (p)	95%信頼区間	
				下限	上限
定数	9.408		0.632	-29.837	48.653
単独世帯の割合	1.394	0.310	0.034	0.111	2.677
例数47					
調整済決定係数					
$R^2 = 0.076$					

(4) 外来受療率（男性）と社会的要因
 外来受療率（男性）を従属変数、相関分析によって決定した21指標を独立変数として重回帰分析を行った（表4）。その結果、単独世帯の割合（ $\beta = 0.310$, $p < 0.05$ ）と有意な正の関係を認めた。モデルの自由度調整済み決定係数は0.076であった。VIFは1.000であり、多重共線性は存在しなかった。

表5 気分障害の入院受療率（女性）と社会的要因の指標との重回帰分析の結果

	偏回帰係数 (B)	標準編回帰係数 (β)	有意確率 (p)	95%信頼区間	
				下限	上限
定数	-16.873		0.313	-50.188	16.442
身体障害者手帳交付割合	0.601	0.421	0.006	0.178	1.024
1世帯あたりの負債保有率	1.155	0.367	0.002	0.441	1.869
1世帯あたりの負債現在高	-0.529	-0.325	0.038	-1.027	-0.030
例数47					
調整済み決定係数					
$R^2 = 0.526$					

(5) 入院受療率（女性）と社会的要因
 入院受療率（女性）を従属変数、相関分析によって決定した23指標を独立変数として重回帰分析を行った（表5）。その結果、身体障害者手帳交付割合（ $\beta = 0.421$, $p < 0.01$ ）、1世帯あたりの負債保有率（ $\beta = 0.367$, $p < 0.01$ ）と有意な正の関係を認め、1世帯あたりの負債現在高（ $\beta = -0.325$, $p < 0.05$ ）と有意な負の関係を認めた。自由度調整済み決定係数は0.526であった。VIFはそれぞれ2.087, 1.231, 2.246であり多重共線性は存在しなかった。

らなる研究が必要である。

外来受療率については、山形県、愛媛県、徳島県、長野県、鳥取県などの非人口密集地が男女とも上位に多くみられた。非人口密集地は、人口密集地に比べ精神科医師数が少なく精神科を受診しにくく、さらに身近な相談窓口などの施設も乏しいと推測され、これが重症化につながる影響因子の1つであると推測する。また、非人口密集地はコミュニティが狭く、地域住民との関わりが深くなる傾向にあることが考えられ、対人関係がストレスの要因となる可能性が推察された。

(6) 外来受療率（女性）と社会的要因
 外来受療率（女性）を従属変数、相関分析によって決定した22指標を独立変数として重回帰分析を行ったが、有意な関係を示す指標はなかった。

(2) 入院受療率（男性）と社会的要因

1) 第1次産業就業者比率

第1次産業就業者比率は入院受療率（男性）との間に有意な正の関係を示しており、第1次産業就業者比率が高い都道府県は入院受療率（男性）が高いことが認められた。第1次産業における収入は、作物・収穫物を市場に卸すことで得られるが、この場合、天候不順や冷害などによって不作になる危険性があるうえ、逆に豊作になり過ぎたときには生産調整が必要になることもあり、生計が不安定であるといえる。村山ら¹¹⁾は、この生計の不安定さに加え、定休日がないため仕事を抜けにくいこと、60歳以上でも退職がないこと、自分が倒れた場合の埋め合わせをしなければならないこと、に対する不安が大きく、これらの社会経済的状況が研究対象である農村部の人々の抑うつ状態に影響していると報告しており、本研究の結果においても第1次産業特有の仕事上の心配・不安が影響し

IV 考 察

(1) 都道府県別の気分障害受療率の比較

気分障害の入院受療率は男女ともに、九州地方に高い割合を示す県が多かった。厚生労働省が行った病院報告¹⁰⁾によると、精神病床の平均在院日数において、九州地方の7県すべてが全国平均の281.2日を上回っており、特に大分県と鹿児島県は全国で3番目と4番目に長くなっている。このことから、九州地方の入院受療率が高い要因の一つとして、精神病床数の平均在院日数の長さが挙げられるのではないかと考える。しかし、九州地方の精神病床の平均在院日が高い理由については明らかではなく、今後さ

ているとみられる。

また、第1次産業においては農業経営体のうち約98%が個人経営体¹²⁾であり、第2次産業や第3次産業と比較して産業保健の視点からメンタルヘルスの予防や対策がとりづらいと推測される。地域に根付いた市町村保健センターや、農業協同組合、漁業協同組合等による第1次産業就職者に対する精神健康に関する事業やメンタルヘルスチェックの導入による支援が必要である。

2) 年間日照時間

年間日照時間は入院受療率（男性）との間に有意な負の関係を示しており、年間日照時間が短い都道府県は入院受療率（男性）が高いことが認められた。Carney¹³⁾らは、そう病の入院受療率は日照時間と相関するという結果を得ており、またSakamoto¹⁴⁾らは、全国53大学病院精神科における初診うつ病全患者における季節性感情障害の有病率と日照時間との間に有意な負の関係があると報告している。本研究でもこれらの先行研究を支持する結果となったといえる。また、外来受療率については大槻ら¹⁵⁾の報告と同様に本研究でも有意な関係は認められなかった。入院と外来の違いとしては気分障害の重症度が考えられ、より重症であるといえる入院患者と日照時間との関連が示唆される。

今回の研究は1年間の平均のデータを使用したため、季節性を論ずるまでには至らなかった。自然環境と気分障害の関係については、依然として解明されていない点も多いため、今後も研究が進むことが期待される一分野であり、気分障害を早期に発見する手助けになるだろう。

(3) 外来受療率（男性）と社会的要因

外来受療率（男性）と社会的要因に関する重回帰分析の結果、単独世帯の割合が統計的に有意な関連を示したが、自由度調整済決定係数0.076と重回帰式の精度が低く、関連性の説明には不十分であると判断された。

(4) 入院受療率（女性）と社会的要因

1) 身体障害者手帳交付割合

身体障害者手帳交付割合は入院受療率（女性）との間に有意な正の関係を示しており、身体障害者手帳交付割合の高い都道府県は入院受療率（女性）が高いということが認められた。

滝沢ら¹⁶⁾は、身体障害でも特に下肢や腰部の障害がうつ病と有意な相関にあることを指摘しており、さらに身体障害が苦痛を伴う場合や老人の役割喪失をもたらす場合、慢性的な身体疾患が重症である場合に、これらがうつ病発病の心理的要因となりうることを疫学調査から明らかにしている。また、内閣府の障害者白書¹⁷⁾によると、身体障害者の概数393万7千人のうち65歳以上は265.5万人（68.7%）であり、身体障害者手帳保有者のうち、全数の約35%を65歳以上の高齢者女性が占めている（1368千人）。本研究の相関分析においても、身体障害者手帳交付割合と老年人口割合は高い相関（ $r = 0.660$ ）を示している。これらのことから、身体障害者手帳を保有する高齢者が抑うつ傾向となり老年期うつを発症していることが推測できる。

身体障害者手帳の取得率が高齢者に多いことは、老年期うつ病の発症において身体的健康の喪失や身体疾患に罹患することが重大な発病因子になりうること¹⁸⁾と関連しており、高齢者の障害に対する受容をサポートすることや、身体障害の重症度に注目した支援方法の選択が必要である。

2) 1世帯あたりの負債保有率

入院受療率（女性）は1世帯あたりの負債保有率と有意な正の関係を示しており、1世帯あたりの負債保有率が高い都道府県は、入院受療率（女性）が高いことが認められた。経済状況とメンタルヘルスの関係については、堤らの日本人労働者を対象とした研究¹⁹⁾において、低収入はメンタルヘルス不調と関連しており、低収入の女性労働者がメンタルヘルス不調に陥るリスクは1.62（オッズ比）であることが報告されている。本研究においても気分障害の入院受療率（女性）と負債保有率という経済状況を示す

指標の1つとの間に関連性があることが示され、先行研究を支持する結果となった。

また、経済状況とメンタルヘルスの関連性の強さに男女差があることについては、家計に対する収入の重要性や稼ぎ手との関係、就業形態の差など、測定していない要因に起因する可能性があり、さらに詳細な調査が必要である。

本研究では実際の経済状況のみを指標として使用したが、家庭の収入や負債の状況から自身の経済状態に満足できているかの自覚的経済状況もメンタルヘルスと関連しているという報告⁵⁾²⁰⁾があり、自覚的経済状況についても気分障害と関連する指標として注目していく必要がある。

3) 1世帯あたりの負債現在高

入院受療率（女性）は1世帯あたりの負債現在高と有意な負の関係を示しており、1世帯あたりの負債現在高が低い都道府県は、入院受療率（女性）が高いことが認められた。経済状況とメンタルヘルスの関係から考えると、先行研究¹⁹⁾とは異なる結果となったといえる。その理由として、負債現在高が高い人々はまず入院することが難しいと推測する。精神疾患での入院費用は、服用薬や病院によっても異なるが1カ月あたり自己負担20万円²¹⁾であり、負債現在高が高い人の場合、大きな負担となることが予測される。また、1世帯あたりの負債現在高が最も高い都道府県は東京都であるが、東京都は女性の入院受療率が全国で5番目に低く、一方で外来受療率が全国で5番目に高い。これらのことから、負債現在高が高い場合、入院ではなく外来で治療を行うことが多い可能性が考えられた。本研究では負債保有率と負債現在高で正と負が相反する興味深い結果となった。負債と受療率の関係についても今後検討していく必要がある。

(5) 本研究の限界と課題

第一に、因果関係の証明を目的としない本研究において、気分障害と関連がある要因は、地域差を説明し得る可能性があるとしかいうことができず、本研究結果から因果関係は結論でき

ない。今後は、関連を認めた要因について縦断的調査によって因果関係を検討することが必要である。第二に、今回分析に使用したデータ以外にも社会的要因として気分障害の受療率に影響するものがある可能性もあり、さらなる検討が必要である。第三に、都道府県レベルのデータ比較では、都市部と農村部の格差の比較ができなかった。市町村レベルのデータを収集することで、より詳細な地域格差による社会的要因の検討が可能になるであろう。

本研究によって、気分障害の受療率と関連のある社会的要因が明らかになった。今後は、縦断的調査による因果関係の解明、社会的要因を表す他の指標や、数値では示せない要因についても研究していく必要があるだろう。

文 献

- 1) 総務省統計局ホームページ. 平成26年(2014)患者調査 (http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/GL08020103.do?_toGL08020103_&listID=000001141598&requestSender=dsearch) 2017.7.24.
- 2) 坂上祐樹, 土屋政雄, 堀口逸子, 他. 日本の大都市圏におけるこころの健康に関する疫学調査研究 - WHO世界精神保健プロジェクト -. 順天堂醫事雑誌 2013; 59: 347-52.
- 3) 西田裕紀子, 新野直明, 安藤富士子, 他. 地域在住中高年者の抑うつに関連要因 - 日常活動能力に着目して -. 日本未病システム学会誌 2006; 12(1): 101-4.
- 4) 井関敦子, 大橋一友. 地域在住の中高年女性のうつ傾向と社会的背景および自尊感情の関連 - 中年期群と高年期群との比較 -. 母性衛生 2011; 51(4): 640-6.
- 5) 出村慎一, 松沢甚三郎, 多田信彦, 他. 地方都市在住の在宅高齢者における抑うつと生活要因との関係. 日本生理人類学会誌 2003; 8(2): 45-9.
- 6) 原田亜紀子, 浜崎伸夫, 今津芳恵. 地域住民の抑うつ状態と生活習慣の検討. ストレス科学研究 2011; 26: 68-71.
- 7) 横田京子, 山村礎. 企業労働者の抑うつ状態と関連要因についての研究 - SDS (自己評価式抑うつ性尺度) と定期健康診断情報を用いて -. 日保学

- 誌 2004; 9(4): 217-24.
- 8) 今野千聖, 鈴木正泰, 降旗隆二, 他. 一般人口におけるうつ病の心理社会的な要因に関する疫学的研究. 日大医誌 2016; 75(2): 81-7.
 - 9) 本橋秀之, 藤本敦子, 坂根稔康, 他. 精神疾患と自殺に係わる社会的要因に関する研究. YAKU GAKUZASSHI 2013; 133(11): 1235-41.
 - 10) 厚生労働省ホームページ. 平成26年(2014)医療施設(静態・動態)調査・病院報告の概況 (<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/iryosd/14/dl/2-3.pdf>) 2017.10.13.
 - 11) 村山侑里, 山本林子, 山口実穂, 他. 群馬県農村部における抑うつ状態とライフスタイル要因との関連-共分散構造分析を用いた「こころのチェックシート」の解析-. Kitakanto Med J 2012; 62: 41-51.
 - 12) 小泉弥生, 栗田主一, 関徹, 他. 都市在住の高齢者におけるソーシャル・サポートと抑うつ症状の関連性. 日本老年医学会雑誌 2004; 41(4): 426-33.
 - 13) Carney PA, Fitzgerald CT, Monaghan CE. Influence of climate on the prevalence of mania. Br J Psychiatry 1988; 152: 820-3.
 - 14) Sakamoto K, Nakadaira S, Tamura A, et al. A nationwide survey of seasonal affective disorder at 53 outpatient university clinics in Japan. Acta Psychiatr Scand 1993; 87: 258-65.
 - 15) 大槻秀樹, 五月女隆男, 松村一弘, 他. 救急受診患者における精神科疾患患者数の季節性-滋賀医科大学の場合-. 日救急医学会誌 2009; 20: 763-71.
 - 16) 滝沢謙二, 須賀良一, 森田昌宏, 他. 老年期うつ病と身体障害の相関-山間過疎地における老年期うつ病の疫学調査より. 心身医学 1988; 28(5): 428-31.
 - 17) 内閣府ホームページ. 平成26年版 障害者白書(概要) (<http://www8.cao.go.jp/shougai/whitepaper/h26hakusho/gaiyou/h03.html>) 2017.10.13.
 - 18) 木戸又三, 平沢秀人, 亀井眞理子. 老年期うつ病の発生要因-特に身体疾患について. 臨床精神医学 1986; 15(4): 491-8.
 - 19) 堤明純, 井上彰臣, 島津明人, 他. 労働者の収入とメンタルヘルス-職の不安定性による媒介効果に注目して-. 厚生」の指標 2015; 62(11): 1-8.
 - 20) 遠藤秀紀, 近藤克則, 末盛慶, 他. 高齢者の就業状態と経済的不安-主観的健康感・抑うつとの関連. 公衆衛生 2005; 6(9): 747-50.
 - 21) 埼玉県立精神医療センターホームページ. 入院案内 (<https://www.pref.saitama.lg.jp/seishin-c/annai/nyuin/seishin-nyuuin.html>) 2017.10.13.