

-原 著-

精神的 QOL 規定要因の地域性：地域住民の社会的ストレッサーを用いた 階層構造モデルの検討

Regionality in factors of mental quality of life: An examination of the
hierarchical structure model of residents' social stressors

高原龍二, 田中健吾

Ryuji TAKAHARA, Kengo TANAKA

大阪経済大学 経営学部

Faculty of Business Administration, Osaka University of Economics

抄録

目的：精神的 QOL 向上そのための施策に地域性の観点が必要であることを示すために、地域住民の精神的 QOL を規定する社会的ストレッサーにおける地域レベルと個人レベルの階層構造と、地域レベルの社会的ストレッサーに関連する地域環境を検討した。

方法：地域住民への質問紙調査のデータと、公的統計などから得た地域環境データを用いて、マルチレベル構造方程式モデリングによる検討を行った。

結果：社会的ストレッサーの 1 つである行政・保健サービス利用不便性の認知に階層構造が確認され、行政サービス拠点と住民 1 人あたりの一般病床数が不便性の認知を軽減することが示された。

結論：精神的 QOL 向上に、社会的ストレッサーの地域性を考慮に入れた施策が有効である可能性が示された。行政・保健サービスへのアクセシビリティやサービス機関のキャパシティを充実させることで、利用不便性の認知が軽減され、精神的 QOL の向上に役立つものと考えられる。

Abstract

Objectives: This study investigated regional and individual level variation of social stressors and regional factors of these stressors for measures to improve mental quality of life.

Methods: Multilevel structural equation modeling using data from an attitude survey of residents and regional environment indices from government statistics were utilized.

Results: The inconvenience of administrative and healthcare services that is one of the social stressors had both regional and individual level variances. Regional factors of this inconvenience included the location of administrative service offices and the number of hospital beds per person.

Conclusion: The results suggest that measures taking into account regionality in the examination of social stressors could assist in an improvement of mental quality of life. Specifically, improving the accessibility and the capacity of administrative and healthcare services may be useful.

キーワード：精神的 QOL, 地域性, 社会的ストレッサー, マルチレベル構造方程式モデリング

Key words: mental quality of life, regionality, social stressor, multilevel structural equation modeling

I. 緒言

本研究は、地域住民の精神的 QOL (Quality of Life) を規定する社会的ストレッサーの認知が、居住地区によって異なる可能性を考慮し、個人レベルと地域レベルの階層構造を持つ影響モデルを検証することで、精

神的 QOL 向上そのための施策に地域性の観点が必要であることを実証しようとするものである。

地域環境と住民のメンタルヘルスの関連性に関する伝統的な研究は、精神疾患や精神的 QOL の都市・地方差の検討という形で進められている。それぞれを概

観すると、精神疾患の都市・地方差に関するメタアナリシスからは、地方より都市の方が気分障害や不安障害の有病率が高いことが示されている^{1,2)}。この都市・地方差は、主に人口密度によって説明されている。すなわち、都市圏は人口密度が高く、そうした地域は、高い犯罪率や死亡率、社会的孤立、大気汚染、騒音などに特徴づけられており、それらが環境的なストレッサーとして精神疾患の背景となるとされる¹⁾。居住地域の人口密度によって精神疾患が説明されることを示した研究³⁾もあることから、こうした考察にはある程度の裏付けがあるといえよう。一方、精神的QOLの都市・地方差については、メタアナリシスのようなまとまった研究は見受けられず、結果についても都市が高いもの⁴⁻⁶⁾、地方が高いもの⁷⁾、交互作用がみられたもの⁸⁾、差がみられなかつたもの^{9,10)}と、一貫していない。この理由は、研究によって対象者が高齢者などに限定されていることも関連していると思われるが、精神的QOLが人口密度のような単一の要因によって左右されるのではなく、より多様な心理社会的要因に影響を受けているためである可能性も考えられる。客観的な基準によって診断される精神疾患に対して、精神的QOLの構成概念は主に主観的な要素から成り立っているだけでなく、測定方法も質問紙などを用いた主観的報告に依拠するものがほとんどである。医師と患者のQOL査定の一一致率は、主観的領域では高いとはいえないことも示されている¹¹⁾。こうしたことから、それぞれの地域における環境要因は住民の主観的認知を媒介し、精神的QOLに対して多様な影響を与えていることが想定できる。そこで、本研究では、地域ごとの住民の生活環境が、その主観的な認知としての社会的ストレッサーを経由して精神的QOLに与える影響を検討する。こうしたモデルを検討することは、都市・地方差研究において、都市と地方の定義が一貫していないという問題¹⁾の解決にも寄与することになる。

生活環境と住民の社会的ストレッサー認知や精神的QOLの評定との関係をモデル化するには、要因の階層性を考慮する必要がある。産業現場における部署と労働者個人、教育現場におけるクラスと児童・生徒個人のように、複数の集団から成るサンプルを統計的に検討する場合、集団レベルの変動と個人レベルの変動を適切にモデル化できるマルチレベル分析を適用することが求められる。従来の都市・地方差研究は多くが地域レベルか個人レベルだけのシングルレベル分析を行っており、マルチレベル分析を行っている例¹²⁾もみられるものの、十分な知見が蓄積されているとはい

難い。また、生活環境と社会的ストレッサーをモデルに組み込んだマルチレベル分析を行っている研究も見受けられない。そこで、個々人の精神的QOLにそれぞれの認知する社会的ストレッサーが影響し、それらの集団レベルでの変動を地域環境が説明しているというマルチレベル構造（図1）を仮定し、マルチレベル構造方程式モデリング（Multilevel Structural Equation Modeling, 以下、マルチレベルSEM）を用いた検討を行う。地域環境としては、先行研究において検討されてきた人口密度^{1,12)}だけでなく、行政施策や医療施設に関する要因のうち、入手可能なデータを用いて探索的に検討を行うこととする。これにはいくつかの理由がある。まず、行政施策や医療施設が精神的QOLと関連していることを示唆する研究¹³⁾がみられること、次に、地域レベルの情報としては施策などに関する公的統計が活用できること、そして、社会医学的な観点からは精神的QOL向上のために介入可能な要因を検討することに意義があると考えられるためである。

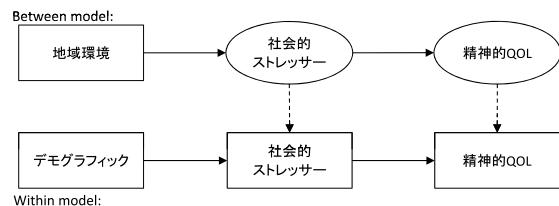


図1 地域性検討の基本モデル

II. 方法

1. 対象と調査方法

検証するモデルの構成には、各地域の住民の精神的QOLや社会的ストレッサーを含む個人レベルの意識データと、地域別の環境に関する集団レベルのデータが必要となる。個人レベルのデータとして、大阪市東淀川区との共同研究として実施した区民対象の質問紙調査データを、集団レベルのデータとして、公的統計を中心とした地域別の環境に関するデータを抽出して用いた。地域変数としては小学校区が用いられ、区全体が17の区域に分割されている。

1) 個人レベルデータ

調査対象 2014年7月31日現在の20歳から70歳までの大阪市東淀川区民から、住民基本台帳を用いて5000名を無作為抽出した。

調査時期 2014年9月に調査を実施した。

調査方法 郵送法による質問紙調査を実施し、1099名から返送が得られた（回収率22.0%）。内訳は男性36.2%、女性63.8%、20代11.8%、30代21.8%、40代

25.3%, 50代 24.1%, 60歳以上 17.1%であった。

倫理的配慮 住民基本台帳の使用にあたっては市民局長への申請を行い、許可を得た。また、個人情報への配慮から、返信用封筒を同封した無記名式の質問紙によって調査を行った。

調査項目 質問紙は全体で140項目から成る。本研究ではその中から以下の尺度を用いた。精神的QOLとしては日本語版 Medical Outcomes Study 36-Item Short-Form Health Survey version 2 (SF-36v2)¹⁴⁾ の Mental Component Summary を使用した。社会的ストレッサーとしては、社会的ストレス尺度¹⁵⁾を基に、近所づきあい、行政サービス、保健・衛生、夫婦の調和、子どものしつけや生活、子どもの教育環境や学業成績・勉学意欲、家族の健康などに関する項目を抽出、文言の変更などを経た22項目を使用した。選択肢は出典に従い、「はい」「どちらでもない」「いいえ」の3件法を用いた。なお、家族に関する設問については該当者がいない場合は回答できないため、別途「該当者がいない」という選択肢を設けた。デモグラフィックとしては、性別、年代、最終学歴、婚姻状況、居住形態、年収、世帯年収、喫煙量、飲酒量を用いた。デモグラフィックのほとんどは質的変数であったが、全ての選択肢をダミー変数化して用いることはモデルを極端に複雑化

させることから、量的に扱うことが大きく結果を歪めると考えられないものは量的変数として扱い、ダミー化する変数についても予備的分析に基づいていくつかの選択肢を統合する形で分析に用いた（表1）。

2) 集団レベルデータ

集団レベルの地域環境に関しては、いくつかの出典より小学校区別の情報を集める形でデータを作成した（表2）。以下にデータの取得源別にまとめる。

東淀川区 東淀川区保健福祉課より、区内の面積と、行政サービス拠点のある小学校区の情報を得、面積を用いて人口密度を算出した上で、人口密度と行政サービス拠点を分析に用いた。

近畿厚生局 近畿厚生局に行政文書開示請求を行い、2014年9月1日時点の保健医療機関の指定一覧を得、小学校区別の医科数、常勤医師数、一般病床数をそれぞれの地区の人口で除して分析に用いた。

大阪市 大阪市が公開している平成22年国勢調査の小学校別独自集計から、人口、平均年齢、有配偶率、持ち家率、公営・都市再生機構・公社の借家率、労働力率、5年居住率を算出して分析に用いた。

区民調査 統制変数として、個人レベルのデータとして用いている質問紙調査に関して、小学校区別の回収率を算出して分析に用いた。

表1 分析に用いたデモグラフィックとその形態

変数	設問	選択肢	分析に用いた形態
性別	性別	2選択肢	ダミー変数
年代	年代	5歳区分(60歳以上のみ11歳)	量的変数
最終学歴	最終学歴	中学校卒から大学院卒までの8選択肢	量的変数
既婚	婚姻状況	未婚、既婚、離婚、死別の4選択肢	ダミー変数
同居	居住形態	一人暮らし、同居の2選択肢	ダミー変数
年収	年収	100万円未満から1000万円以上までの11選択肢	量的変数
世帯年収	世帯年収	100万円未満から1500万円以上までの16選択肢	量的変数
喫煙量	喫煙量	吸っていない、ときどき、毎日の3選択肢	量的変数
飲酒量	飲酒量	毎日からほとんど飲まないまでの7選択肢	6件に修正した量的変数

表2 集団レベル地域環境データとその出典

変数	出典
人口密度	東淀川区からの面積情報に基づき計算
行政サービス拠点	東淀川区からの情報
住民1人あたりの医科数	近畿厚生局 保険医療機関の指定一覧(2014年9月1日時点)
住民1人あたりの常勤医師数	近畿厚生局 保険医療機関の指定一覧(2014年9月1日時点)
住民1人あたりの一般病床数	近畿厚生局 保険医療機関の指定一覧(2014年9月1日時点)
人口	大阪市 平成22年国勢調査 小学校区別独自集計
平均年齢	大阪市 平成22年国勢調査 小学校区別独自集計
有配偶率	大阪市 平成22年国勢調査 小学校区別独自集計
持ち家率	大阪市 平成22年国勢調査 小学校区別独自集計
公営・都市再生機構・公社の借家率	大阪市 平成22年国勢調査 小学校区別独自集計
労働力率	大阪市 平成22年国勢調査 小学校区別独自集計
5年居住率 (回収率)	大阪市 平成22年国勢調査 小学校区別独自集計 平成26年度東淀川区民調査

2. 分析の手順

本研究におけるサンプルの集団数は17と少なく、マルチレベルSEMにおいては推定するパラメタ数を集団数より少なくすることが推奨されるため¹⁶⁾、全ての要因を同時に扱うモデルを検証することは困難となる。

そこで、以下の手順で分析を進めた。

1) 社会的ストレッサーの因子分析

社会的ストレッサーの22項目を用いた因子分析を行い、因子得点を算出した。

2) 個人レベル変数の集団内一致性

社会的ストレッサーの因子得点と精神的QOLについて集団内的一致性の検討を行い、一致性の確認されなかった社会的ストレッサーは初期モデルから除外することとし、精神的QOLは一致性が確認されなかつた場合、個人レベルの変数としてのみ初期モデルに導入することとした。

3) シングルレベル相関

社会的ストレッサーの因子得点とデモグラフィックの各変数とのシングルレベル相関、社会的ストレッサーの因子得点の集団別平均値と地域環境変数とのシングルレベル相関をそれぞれ確認し、有意であった変数のみを社会的ストレッサーの要因変数として、初期モデルに導入することとした。

4) マルチレベルSEM

以上の経緯より構築された初期モデルから、マルチレベルSEMによる検討を始め、適合度を参考しつつ、

シングルレベル相関で非有意であった変数を含めて要因の追加と削除を探索的に行い、全てのパスが有意で、一定以上の適合度を満たすモデルを最終モデルとして採択した。マルチレベルSEMの分析には、Mplus Version 7.4を使用した。

なお、本分析は精神的QOLに関連する地域レベルの要因を検討することが目的であるため、集団内一致性の確認された社会的ストレッサー変数であっても、用意した地域環境変数との関連がみられなかつた場合にはモデルから除外することとした。

III. 結果

1. 社会的ストレッサーの因子分析

社会的ストレッサーの因子得点を求めるために、最尤法を用いた因子分析を行った。いくつかの項目には「該当者がいない」という選択肢があるため、そのままでは量的変数として扱うことができない。そこで、各変数を独立変数、精神的QOLを従属変数とした分散分析を行い、多重比較の結果を参照したところ、全ての変数において「該当者がいない」と「どちらともいえない」に有意差がみられなかつたことから、「該当者がいない」を「どちらともいえない」に置き換えた上で分析を行った。固有値の減衰状況と解の解釈可能性から4因子解を採択し、プロマックス回転を行った結果を表3に示す。因子Iは子どもを含めた家族の日常生活の心配に関する項目の負荷が高いことから、

表3 社会的ストレッサーの因子分析

	I	II	III	IV
I. 家族生活の心配				
子どもの日常生活に関する心配がある	.882	-.026	-.029	-.037
子どものしつけに関する心配がある	.867	-.034	-.022	.047
子どもの発達に関する心配がある	.803	-.036	.011	.012
子どもの結婚問題に関する心配がある	.428	.067	.047	.024
家族の健康に関する心配がある	.367	.173	-.027	.009
夫婦の調和に問題を感じている	.320	.047	.224	.026
家族の介護に関する心配がある	.283	.085	.028	.067
II. 行政・保健サービス利用不便性				
救急医療体制が十分整っていない	.030	.730	-.036	-.035
健康診断、健康相談、母子保健など、住民の健康管理についてのサービスが不足している	-.055	.686	-.035	.046
住民の要望や苦情を適切に処理する窓口がない	.060	.655	-.007	.008
近くに、医師や設備の充実した総合病院がない	-.047	.643	-.023	-.003
区役所まで行くのに不便である	-.027	.487	.009	-.010
近くに、かかりつけ医がない	.093	.392	.049	-.046
住環境に関する心配がある	.141	.327	.084	.066
広報や回覧が手元に来ない	.138	.282	.123	-.074
家計に関する心配がある	.095	.269	.091	.115
III. 近所づきあいの乏しさ				
近くに、気軽にものを頼める人がいない	-.011	-.031	.923	.022
近くに、話し相手になるような人がいない	-.006	.016	.808	-.027
となり近所とのつきあいが、しつくりいかない	.143	.254	.350	.020
IV. 子どもの教育の心配				
子どもの進学問題に関する心配がある	-.010	-.020	.038	.911
子どもの学業成績に関する心配がある	.216	.002	-.018	.682
子どもの教育に関する心配がある	.301	.002	-.052	.635
因子間相関				
II	.281			
III	.270	.326		
IV	.595	.204	.134	

分析方法: 因子分析(最尤法、プロマックス回転)

「家族生活の心配」と名づけた。因子IIは医療体制や行政の窓口に対する不満の項目が高く負荷していることから、「行政・保健サービス利用不便性」と名づけた。因子IIIは近隣の人間関係の希薄さに関する項目が高く負荷しており、「近所づきあいの乏しさ」と名づけた。因子IVは子どもの進学など、教育面での心配の項目の負荷が高いことから、「子どもの教育の心配」と名づけた。

2. 個人レベル変数の集団内一致性

精神的QOLおよび因子分析から得られた4つの因子得点について、集団内一致性がみられるかどうかを確認するために、級内相関係数 (Intraclass Correlation Coefficient, ICC) を求めた（表4）。級内相関係数は

表4 精神的QOLと社会的ストレッサーの集団内一致性

変数	ICC(1)	ICC(2)	L.Ratio
精神的QOL	.007	.287	0.902
社会的ストレッサー			
家族生活の心配	-.001	-.039	0.008
行政・保健サービス利用不便性	.034	.646	14.609 ***
近所づきあいの乏しさ	.015	.439	4.900 *
子どもの教育の心配	-.009	-.908	0.009

分析方法: 混合効果分散分析、一般化線形混合モデル

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

変数の全体の分散を集団間分散と集団内分散に分けたときに集団間分散がどの程度大きいかを示す指標であり、各変数に集団レベルでの変動がみられるかを確認するために、集団内の類似性を表すICC(1)を参照した。また、社会的ストレッサーの集団別平均値と地域環境のシングルレベル相関を求ることから、集団平均の信頼性を表すICC(2)も参照した。両指標とも範囲は-1から1までの範囲をとり、値が大きいほど集団内の類似性や集団平均の信頼性が高いことを示している¹⁷⁾。効果の大きさの目安としては、ICC(1)は小.01、中.10、大.25という値が、ICC(2)は.70という値が示されている¹⁸⁾。

行政・保健サービス利用不便性と近所づきあいの乏しさは、効果が小さくはあるが、集団内の類似性が確認された。また、集団による切片のばらつきを導入したランダム係数モデルと導入していないモデルの比較を行う尤度比検定の結果も、この2変数においては有意であったことから、集団内一致性があると仮定し、初期モデルに導入した。精神的QOLについては一致性が確認されなかったことから、個人レベルの変数としてのみ、初期モデルに導入した。

3. シングルレベル相関

集団内一致性を仮定した行政・保健サービス利用不便性および近所づきあいの乏しさに関して、集団レベ

ルおよび個人レベルそれぞれの要因とのシングルレベル相関を求めた。ICC(2)は両変数とも十分に基準を満たしてはいなかったが、シングルレベル相関は初期モデルに導入する要因の決定に用いるものであり、相関が有意でなかった要因もモデル検討過程で扱うことから、許容されるものと思われる。

集団レベルでは、行政・保健サービス利用不便性の集団別平均値と行政サービス拠点、住民1人あたりの常勤医師数、住民1人あたりの一般病床数が有意な相関を持つことが示された。近所づきあいの乏しさに関しては集団レベルでの有意な相関はみられなかった。個人レベルでは、行政・保健サービス利用不便性と、年代、同居、世帯収入、喫煙量が、近所づきあいの乏しさと女性、既婚、同居、世帯収入が有意な相関を持つことが示された。

なお、有意ではあるものの絶対値の小さな相関係数も確認されたが、先述の通り本分析は初期モデルを決定するためのものであり、関連性そのものは階層性を考慮に入れた分析によって検討されることから、許容されるものと思われる。

4. マルチレベル SEM

マルチレベルSEMの分析においては、シングルレベル相関で有意であった変数をすべて用いて初期モデルを構築すると、推定パラメタ数が集団数を超えるこ

表5 シングルレベル相関係数

	行政・保健 サービス利 用不便性	近所づきあ いの乏しさ
集団レベル		
人口密度	.144	.069
行政サービス拠点	-.500 *	-.026
住民1人あたりの医科数	-.261	-.036
住民1人あたりの常勤医師数	-.586 *	.048
住民1人あたりの一般病床数	-.543 *	.110
人口	-.019	.393
平均年齢	-.201	-.028
有配偶率	.046	-.230
持ち家率	-.173	-.131
公営・都市再生機構・公社の借家率	.155	-.029
労働力率	-.070	-.129
5年居住率	-.162	-.222
回収率	.166	.019
個人レベル		
女性(性別)	.012	-.064 *
年代	-.081 *	-.019
最終学歴	-.009	-.001
既婚(婚姻状況)	-.051	-.064 *
同居(居住形態)	-.104 **	-.352 ***
年収	-.043	-.053
世帯年収	-.163 ***	-.229 ***
喫煙量	.079 *	.008
飲酒量	.015	.053

分析方法: 相関分析(Pearson)

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

とから、行政・保健サービスの利用不便性と近所づきあいの乏しさを分割した2つの初期モデルを構築し、それぞれの検討を進めた。近所づきあいの乏しさについては、集団レベルの要因を個別にモデルに導入したが、有意な関連を示すものは1つもなく、適合度も不十分であったことから、最終モデルから除外することとした。行政・保健サービス利用不便性に関するモデルの検討結果を最終モデルとして採択した。

最終モデルを図2に示す。適合度指標はCFI, TLI共に.90を超えるRMSEAは.05以下となった。集団レベルでは行政サービス拠点と住民1人あたりの一般病床数から行政・保健サービス利用不便性へのパスを設定し、共に有意な負の係数が確認された。個人レベルでは年代、同居、世帯収入、喫煙量から行政・保健サービス利用不便性へのパスを設定し、年代、同居、世帯収入との間には有意な負の係数が、喫煙量との間には有意な正の係数が確認された。精神的QOLには年代と行政・保健サービス利用不便性からのパスを設定し、年代との間には有意な正の係数が、行政・保健サービス利用不便性との間には有意な負の係数が確認された。

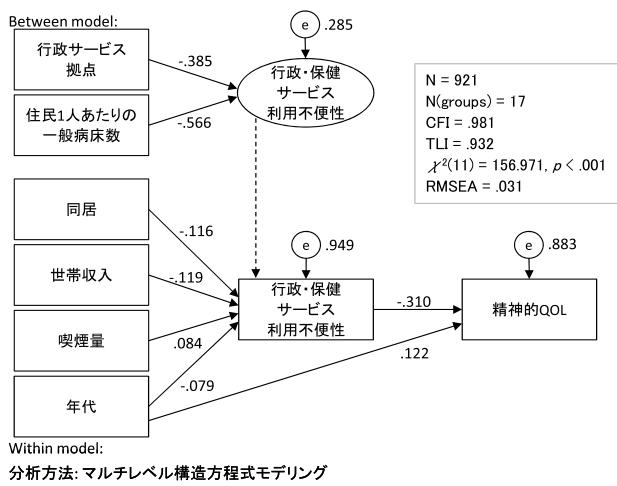


図2 精神的QOLに影響する要因の階層性モデル

IV. 考察

マルチレベルSEMの検討から採択した最終モデルの適合度指標は十分なものであり、精神的QOLを規定する社会的ストレッサーが階層構造を持ち、地域レベルの変動が環境によって規定されることが示されたと考える。すなわち、精神的QOLの要因における地域性が明らかとなったといえる。

地域による一致性および地域レベルの要因との有意な関連が確認された社会的ストレッサーは、行政・保健サービス利用不便性であった。このストレッサーは、

社会的ストレス尺度においては主に行政サービスに関する項目群と保健・衛生に関する項目群に分けられているが¹⁵⁾、本研究では1つの因子にまとまることが示された。行政サービスと保健サービスは提供主体が異なることから本来は分離されるべきものではあるが、地域住民にとっては生活において利用するサービスという点で認知が分離されておらず、複合的なものとして捉えられていると考えられる。

地域レベルのモデルでは、行政サービス拠点があることや住民1人あたりの一般病床数が多いことが、行政・保健サービスの利用不便性を軽減させる可能性が示された。行政サービス拠点の有無が利用不便性に関連していることは、サービスへのアクセシビリティが低いことが不便性を感じさせると解釈することができ、常識的にも妥当な結果といえよう。住民1人あたりの一般病床数については、住民1人あたりの常勤医師数と強く相關しており ($r = .974$)、変数を入れ替えたモデルは適合度がわずかに下がるもの十分に基準を満たすものであった。すなわち、病床数そのものが関連性を持つというよりは、医師数や病床数などに代表される医療サービスの充実度が利用不便性を軽減させ得るものと思われる。なお、行政・保健サービス利用不便性以外の3つの社会的ストレッサーにおいて、家族生活の心配と子どもの教育の心配では地域差自体が確認されず、近所づきあいの乏しさではわずかに地域差が確認されたものの、個人差と比較した地域差の変動は大きなものではなく、地域差に関連する環境要因を明らかにすことができなかった。生活のスタイルや教育に関する意識は、都道府県レベルなどのより広範な地域での格差がみられる可能性はあるが、小学校区差を特徴づけるような地域環境の違いは見出せなかつたということになる。

精神障害の都市・地方差研究で要因として挙がった人口密度は、行政・保健サービス利用不便性との集団レベルでのシングルレベル相関も弱く、モデルに採択することはできなかった。行政サービス拠点や住民1人あたりの一般病床数へのパスを導入したモデルも検討したが、有意な関連性は確認されなかった。東淀川区は日本の全体から考えれば人口密度の高い地域ではあるが、低い小学校区では1万（人口/km²）未満、高い小学校区では2万以上と、かなりの人口密度差がある。それにも関わらず、人口密度が精神的QOLに直接、間接いずれの関連も示さなかつたことは、少なくとも都市圏での精神的QOL向上施策を論じる際に人口密

度の観点を優先的に考慮する必要はないことを示唆しているといえよう。

個人レベルのモデルでは高年齢、同居者の存在、高世帯収入、非喫煙者であることが行政・保健サービス利用不便性を軽減する可能性が示された。高年齢に関しては精神的QOLへの正の関連も示された。精神的QOLと年齢に正の関連があることはいくつかの研究から示されており^{19, 20)}、整合する結果が得られたといえるが、その関係は直接的な効果と、社会的ストレッサーを経由した間接的な効果を含んでいることが明らかになったと考えられる。高年齢者ほど行政・保健サービスの利用に不便さを感じないことは、一般に地域の行政・保健サービスが時間的経過に伴って向上しているであろうことが関連しているものと思われる。過去により不便なサービスを享受していることで、相対的に現在のサービスが便利であるという認知がなされるものと解釈できる。同居者が存在すると利用不便性を感じられにくいことは、ソーシャル・サポートの機能によるものと考えられる。すなわち、サポートによってストレッサーの認知的評定が低減される²¹⁾ことが示されているものと考えられる。また、サポートの道具的側面による不便性の経験自体の減少効果も考えられる。すなわち、サポート者が行政・保健サービスの手続きを代理で行うことや、行政・保健サービスに解決を期待する問題自体がサポートによって解決されることなどで、行政・保健サービスのために外出しなくてはならないというような不便性を経験する機会が減少することになり、不便性の認知が低減するものと思われる。世帯収入が高いほど利用不便性が認知されにくくなることは、より高価で便利なアクセスの手段が選択できることや、高価なサービスを選択できることによって生じているものと考えられる。喫煙量は行政・保健サービス利用不便性に正の関連を持つことが示されたことから、喫煙者ほど利用不便性を感じていることになる。喫煙者ほど健康を害しやすいことで保健サービスを享受する機会が増えることと、近年のサービス機関では喫煙が限定された場所でしかできないという制限があることが、不便性の認知を強める原因になっているものと考えられる。

以上のように、精神的QOLに影響する行政・保健サービス利用不便性を規定する要因は、地域レベル、個人レベルの両方で常識的な解釈が可能なものであった。本モデルは回収率の低さや集団数の少なさなど、いくつかの制約を持っているため、結果の解釈を慎重

に行う必要があると思われるが、解釈の説得力を考慮すれば、十分に妥当なモデルが得られたと考えられる。すなわち、地域住民の精神的QOLを向上させるためには、個人的要因だけでなく居住地域の要因にも気を配る必要があり、行政サービスや保健サービスへのアクセシビリティやそれらのサービス機関のキャパシティを充実させることは、社会的ストレッサーとしての行政・保健サービス利用不便性の認知を軽減させ、精神的QOLの向上に役立つ可能性があることが示されたと考える。

付記

本研究で用いたデータの一部は、大阪市東淀川区と学校法人大阪経済大学の共同研究「壮年期の女性のストレスに関する調査共同研究」(2014年7月1日契約締結)によって得られた。

本研究は、第56回日本社会医学会総会での発表内容を再分析したものである。

参考文献

- Peen J, Schoevers RA, Beekman AT, et al. The current status of urban-rural differences in psychiatric disorders. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 2010; 121:84–93.
- Reddy VM, Chandrashekhar CR. Prevalence of mental and behavioural disorders in India: A meta-analysis. *Indian Journal of Psychiatry*, 1998; 40:149–157.
- Sundquist K, Frank G, Sundquist J. Urbanisation and incidence of psychosis and depression: Follow-up study of 4.4 million women and men in Sweden. *British Journal of Psychiatry*, 2004; 184:293–298.
- Baernholdt M, Yan G, Hinton I, et al. Quality of life in rural and urban adults 65 years and older: Findings from the National Health and Nutrition Examination survey. *The Journal of Rural Health*, 2012; 28:339–347.
- Weeks WB, Kazis LE, Shen Y, et al. Differences in health-related quality of life in rural and urban veterans. *American Journal of Public Health*, 2004; 94:1762–1767.
- Zhou B, Chen K, Wang J, et al. Quality of life and related factors in the older rural and urban

- Chinese populations in Zhejiang province. *Journal of Applied Gerontology*, 2011; 30:199–225.
- 7) Tavares DMS, Fernandes Bolina A, Aparecida Dias F, et al. Quality of life of elderly. Comparison between urban and rural areas. *Investigación y Educación en Enfermería*, 2014; 32:401–413.
- 8) Carta MG, Aguglia E, Caraci F, et al. Quality of life and urban / rural living: Preliminary results of a community survey in Italy. *Clinical Practice and Epidemiology in Mental Health*, 2012; 8:169–174.
- 9) Sabbah I, Drouby N, Sabbah S, et al. Quality of life in rural and urban populations in Lebanon using SF-36 health survey. *Health and Quality of Life Outcomes*, 2003; 1.
- 10) Tsai S-Y, Chi L-Y, Lee LS, et al. Health-related quality of life among urban, rural, and island community elderly in Taiwan. *Journal of the Formosan Medical Association*, 2004; 103:196–204.
- 11) Janse AJ, Gemke RJB, Uiterwaal CSPM, et al. Quality of life: patients and doctors don't always agree: A meta-analysis. *Journal of Clinical Epidemiology*, 2004; 57:653–661.
- 12) Weich S, Twigg LIZ, Lewis G, et al. Rural / non-rural differences in rates of common mental disorders in Britain: Prospective multilevel cohort study. *British Journal of Psychiatry*, 2006; 188:51–57.
- 13) 出口満, 伊香賀俊治, 村上周三他. 健康維持増進に向けた地域環境評価ツールの開発と有効性の検証. *日本建築学会環境系論文集*, 2012; 77:837–846.
- 14) 福原俊一, 鈴鴨よしみ. SF-36v2 日本語版マニュアル. 京都: 特定非営利活動法人健康医療評価研究機構, 2004.
- 15) 植村勝彦, 永田忠夫, 松田惺他. 社会的ストレス尺度の構成. *社会福祉学部研究報告 (愛知県心身障害者コロニー・発達障害研究所)*, 1979; 4:1–21.
- 16) Byrne BM. *Structural Equation Modeling with Mplus: Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York: Routledge, 2012.
- 17) Bliese PD. Within-group agreement, non-independence, and reliability: Implications for data aggregation and analysis. Pp. 349–381 in Klein KJ, Kozlowski SWJ (eds). *Multilevel Theory, Research, and Methods in Organizations: Foundations, Extensions, and New Directions*. San Francisco, CA: Jossey-Bass, 2000.
- 18) LeBreton JM, Senter JL. Answers to 20 questions about interrater reliability and interrater agreement. *Organizational Research Methods*, 2008; 11:815–852.
- 19) Ware JE, Kosinski M, Bayliss MS, et al. Comparison of methods for the scoring and statistical analysis of SF-36 health profile and summary measures: Summary of results from the Medical Outcomes Study. *Medical Care*, 1995; 33:AS264–AS279.
- 20) 中根允文, 田崎美弥子, 宮岡悦良. 一般人口におけるQOLスコアの分布. *医療と社会*, 1999; 9:123–131.
- 21) Lakey B, Cohen S. Social support theory and measurement. Pp. 29–52 in Cohen S, Underwood LG, Gottlieb BH (eds). *Social Support Measurement and Intervention: A Guide for Health and Social Scientists*. New York: Oxford University Press, 2000.