

高度経済成長期に就労した高齢男性の主観的幸福感 ——地方中核都市での検証——

Happiness of Elderly Men in a Regional Core City who Worked
during the Period of High Economic Growth

キーワード：『主観的幸福感』『高齢男性』『地方中核都市』『高度経済成長期』

野邊 政雄

NOBE, Masao

(安田女子大学心理学部)

1. 緒言

2018年現在、日本人は男性の平均寿命が81.09歳、女性のそれが87.26歳となった。また、1947年から1949年生まれの団塊の世代が高齢期に入ったために、社会の中に占める高齢者の割合が高くなった。2018年9月15日現在、65歳以上の人口は3557万人であり、総人口比は28.1%である(総務省統計局)。このように平均寿命が長くなり、高齢者が多くなった日本では、幸福で生きがいを実感できる高齢期を実現することは、重要な課題といえる。

そうした課題を探究する研究の一環として、高齢者の主観的幸福感(モラールや生活満足度)についての研究がアメリカや日本でおこなわれてきた。当初、その研究は、「活動理論」を検証しようとした。この理論は次のようなものである(Havighurst 1961)。高齢者は中年の人と同じ欲求を持っているので、望ましい老化というのはできるだけ中年期の社会的活動を展開することであり、もし退職などで社会的活動を停止せざるを得ない場合には、それに代わる社会的活動をおこなうことである。そこで、多くの社会的活動をおこなっている高齢者は幸福感が高い。研究者はこの活動理論の有効性を確認しようとしたので、社会的活動を独立変数、主観的幸福感を従属変数とする分析枠組みを設定し、社会的活動が主観的幸福感に影響を及ぼしているかどうかを検証しようとした。社会的活動は高齢者と他者との社会関係によって測定できるから、研究者は社会関係が主観的幸福感にどのような影響を及ぼすかを最近では主に追究している。

ところで、高度経済成長期、日本の男性は、家事、育児、両親の介護をしばしば妻に任せることによって、仕事に専念し、それに生きがいを見いだした。では、そうした男性が職業生活から引退したとき、いかなることに生きがいを見だし、幸福であると感じるのであろうか。また、家事、育児、介護を配偶者に任せて暮らしてきた男性は、配偶者と死別したり離婚したりすると、生活上や精神上的の困難に直面し、主観的幸福感を低下させるのであろうか。筆者は、高度経済成長期に「会社人間」として仕事に励んだ世代の男性が

退職後にどのようなことに幸福感を持って生きていたのかに関心を持った。現在、ワークライフバランスが話題となっているが、そうした問題を探究することはワークライフバランスの議論に多くのことを示唆すると思われる。

性別役割分業が典型的に見られたのは、高度経済成長期である。性別役割分業のもとで、家事、育児、介護を妻に任せて生きてきた高齢男性の主観的幸福感を左右する要因を解明するには、高度経済成長期に仕事に就いていた高齢男性のデータを分析することが望ましい。筆者は、1997年に岡山市で65歳以上80歳未満の男性に調査を実施した。この世代の男性は高度経済成長期に中堅の職業人として仕事に励んでいたから、その検証にふさわしい対象者である。本稿では、その調査データを分析することによって、性別役割分業のもとで職業生活をおくった高齢男性の主観的幸福感に影響を及ぼす要因を明らかにしたい。

2. 仮説の提起

ラーソン(Larson 1978)はアメリカの高齢者の主観的幸福感に関するこれまでの研究を検討し、健康度、社会経済的地位、社会関係の3つが主観的幸福感に影響を及ぼす重要な要因であることを明らかにした。そして、これら3つの要因の中で、健康度が主観的幸福感に最も大きな影響を及ぼす要因であった。

日本の高齢者についても、同様の結果が得られている。例えば、古谷野(1993)は65歳以上の高齢者の全国標本を分析し、健康度、収入、有配偶同居子の有無が生活満足度に直接的影響があることを見出した。そして、健康であるほど、年収が多いほど、高齢者は生活満足度が高く、また、有配偶同居子のいる者は生活満足度が高かった。次に、古谷野ほか(1995)は東京都に居住する55歳以上の中高年者を調査し、活動能力、最長職威信スコア、配偶者の有無、有配偶同居子の有無、友人関係が生活満足度に直接的な影響を及ぼすということを明らかにした。そして、活動能力が高いほど、威信の高い職業に就いていたほど、多くの友人関係を取り結んでいるほど、中高年者は生活満足度が高く、また、配偶者や有配偶同居子がいる者は生活満足度が高かった。それから、古谷野(1992)は賃貸住宅団地に居住する65歳以上の高齢者を調査し、健康度、収入、年齢が高齢者のモラルに影響を及ぼすことを発見した。そして、健康で、収入が多い、年齢の低い高齢者が高いモラルを持っていた。野口(1990)は東京近郊の生活保護を受給する高齢者と一般の高齢者の主観的幸福感を比較し、生活保護を受給する高齢者の主観的幸福感が一般の高齢者よりも低いことを発見した。これは、前者が後者よりも健康状態が悪く、サポート・ネットワークが貧弱であるためであった。このように、日本の調査研究はアメリカの先行研究の結果と一致する。

研究者は活動理論を検証することを目指していたので、主観的幸福感に影響を与える要因として社会関係に注目してきた。そして、前述のように、日本の多くの研究では、豊富な社会関係が主観的幸福感を高めるといった結果であった。ただし、主観的幸福感に影響を

及ぼす社会関係の間柄は、調査によってまちまちであった。例えば、ひとり暮らしか否か（福田ほか 2002）、配偶者の有無（古谷野ほか 1995; 宍戸 2007; 谷口ほか 1980）、同居子の有無（古谷野 1993; 古谷野ほか 1995）、3世代家族であるか否か（今西ほか 2016）、親族関係（直井 1990）、友人関係（古谷野ほか 1995; 直井 1990）、社会関係の総体（古谷野 1983）、社会的な統合（前田ほか 1989; 佐藤・中島 1996）というように、主観的幸福感に影響を及ぼす社会関係の間柄は調査によって相違していた。そこで、どういった間柄の社会関係が高齢者の主観的幸福感に影響を与えるかを探究するだけでなく、その理由を追究することが必要である。

高齢者の主観的幸福感に影響を及ぼす社会関係が性別によって相違していることを明らかにした研究もある。古谷野(1992)は、配偶者の有無がモラルに及ぼす影響は高齢者の性別によって異なっていることを発見した。そして、配偶者がいることによって、高齢男性はモラルが高まるのに対し、高齢女性はモラルが低下していた。次に、宍戸(2007)は全国調査のデータを分析し、高齢者の幸福感に影響を及ぼす社会関係が性別によってどのように相違するかを解明した。その研究によれば、家族領域の社会関係は高齢女性よりも高齢男性の幸福感に大きな影響を及ぼしていた。つまり、配偶者や有配偶同居子がいると高齢男性の幸福感が高くなり、未婚同居子がいると高齢男性の幸福感が低下していた。しかし、高齢女性では、有配偶同居子がいることだけが幸福感を高めていた。宍戸は、「活動性・社交性」（＝集団参加、テレビ視聴時間、旅行頻度、友人との会食頻度をまとめた得点）が幸福感に及ぼす効果についても検討した。「活動性・社交性」は高齢男性の幸福感に影響を与えていなかったのに対し、高齢女性の主観的幸福感を高めていた。

これらの結果は、次のように説明できる。日本では、性別役割分業のもとで、妻が家事、育児、両親の介護を担ってきたので、夫は退職するまで「会社人間」となって仕事に専念し、幸福感を持つことができた。そして、夫は、職場以外で社会関係をあまり作り上げてこなかった。夫は退職すると職場での社会関係を喪失し、家庭中心の生活をおくらざるをえなくなる。そのために、配偶者や有配偶同居子がいる高齢男性は幸福感が高かったけれど、友人関係を含む「活動性・社交性」は高齢男性の幸福感に影響を与えていなかった。これに対し、妻の社会関係は夫のそれと相違している。1980年代に入って、女性の社会進出が進み、妻は家計補助のためにパートで就労することが多くなった(倉富 2016)。妻は働くと同時に家事、育児、両親の介護を担いつつ、地域集団へ参加したり、友人と交流をしたりしてきた。女性は高齢になってもそうした活動を継続する。高齢女性は家族員との交流よりも集団での活動、余暇活動、友人との交流によって自分の興味や関心を充足できるから、「活動性・社交性」の高い高齢女性は幸福感が高かった。そして、高齢女性は配偶者のいることで自ら望むような活動ができなくなるから、幸福感が低下したと考えられる。

宍戸(2007)の研究では、高齢男性が特定の続柄にある親族と同居しているかどうかによ

って、幸福感で違いがあった。これについて、彼は次のような理由をあげている。男性は家事や介護を妻に全面的に依存するから、妻がいないと、男性は孤立し、生活がなり立たなくなる。そのため、妻がいないと、高齢男性は幸福感が低下する。次に、有配偶同居子がいることは将来にわたる生活を安定させ、生活での安心感を与えるから、高齢者の幸福感を高める。これに対し、未婚同居子は両親に家事を頼り、両親へ経済的に依存するから、未婚同居子がいると高齢者の幸福感が低下する。

ところで、高齢者は社会的活動をインフォーマルな社会関係を取り結ぶ相手とおこなうだけでなく、集団の中でおこなう。そこで、高齢女性の集団加入と主観的幸福感との関連についても研究されている。先行研究を提示するのに先立って、集団について「自動加入型」集団と「自主加入型」集団という2つの類型（鈴木 1986）をあげておきたい。前者は、ある地域に住んでいる一定の属性を満たす世帯や人は加入することが期待されている（場合によっては、加入が強制的である）「帰属主義的」な集団である。例えば、町内会、婦人会、老人クラブ（老人会）がそのような集団である。後者は、自らの興味や関心を充足するために自発的に加入する「業績主義的」な集団である。例をあげれば、趣味のサークルである。野邊（2006; 2013）の研究によれば、「趣味の会・スポーツ団体」や「宗教集団」といった自主加入型集団に加入する高齢女性はそうした集団に加入しない高齢女性よりも主観的幸福感が高かった。自主加入型集団に加入する高齢女性はその集団の中で他の人々と一緒に活動して自分の興味を満足させたり、関心を充たしたりすることができるから、高齢女性の主観的幸福感が高かったと解釈できる。

宍戸(2007)の研究では、集団加入を含む「活動性・社交性」は高齢男性の幸福感に影響を及ぼしていなかった。これは、次のような理由からでもあると考えられる。男性は退職すると、家庭中心の生活をおくることになる。多くの男性は退職以前に地域集団で活動してこなかったから、退職後に集団に加入して活動することがむずかしい。この理由からも、集団加入を含む「活動性・社交性」は高齢男性の幸福感に影響を及ぼしていなかったと考えられる。

先行研究を検討することから、次の5つの仮説を提起できる。

（仮説 1）健康度、社会経済的地位、社会関係が高齢者の主観的幸福感に影響を及ぼしている。そして、健康であるほど、社会経済的地位が高いほど、社会関係を多く取り結んでいるほど、高齢男性は高い主観的幸福感を持っている。

（仮説 2）高齢男性の主観的幸福感に影響を及ぼす要因の中で、健康度が最も重要な要因である。

（仮説 3）高齢男性では、配偶者や有配偶同居子がいると主観的幸福感が高くなり、未婚同居子がいると主観的幸福感が低下する。

（仮説 4）友人関係は、高齢男性の主観的幸福感に影響を及ぼす。

（仮説 5）集団加入は、高齢男性の主観的幸福感に影響を及ぼす。

なお、仮説 4 と仮説 5 は、先行研究で支持されていない。

3. 方法

3.1 データ

岡山市は 1890 年の市政施行によって誕生した。その後、隣接する町村を次々に編入し、市域を拡大していったため、岡山市の周辺部には広大な農村地帯が広がっている。本研究では、都市に住む高齢男性の主観的幸福感に影響を及ぼす要因を探究したいので、岡山市の農村地帯に住む高齢男性は調査対象者から除外することにした。そこで、調査地を 1952 年 4 月までの合併でできた岡山市の中心部とした。ちなみに、1995 年 10 月当時の岡山市(平成の大合併以前の岡山市)の人口は 615,757 人(国勢調査による)であった。

岡山市に居住する 65 歳以上 80 歳未満の高齢男性を選挙人名簿にもとづいて抽出した。具体的には、選挙の投票区を単位として、二段抽出法で調査対象者を無作為抽出した。まず、調査の目的を書いた調査依頼の葉書を調査対象者に送付した。そのあと、調査員が調査対象者を訪問し、調査の趣旨を説明した。調査に同意した高齢男性に対して 1997 年 3 月 10 日から 3 月 31 日まで留め置き調査を実施した。ただし、社会関係の質問は複雑であったから、社会関係の質問については調査員が面接調査を実施した。有効票数は 222 であり、無効票数は 178 であった。回収された有効票数を該当する人がいた調査対象者数(転居、死亡、非該当を除いた 385)で除した割合を回収率とすると、回収率は 57.7%であった。

3.2 変数

独立変数は次のようである。仮説 1 で、健康度、社会経済的地位、社会関係を独立変数として取り上げたので、これらを独立変数とする。先行研究では、健康度は自己評価によって測定されることが多い(例えば、川井ほか 2015)。本稿でも、健康度は、回答者が 4(健康)から 1(健康でない)までの 4 段階で自己評価したものである。次に、社会経済的地位としていくつかの指標がある。これまでの研究では、学歴(藤田ほか 1989)と収入(古谷野 1992; 古谷野 1993; 前田ほか 1979; 直井 1990)が主観的幸福感に影響を及ぼすという結果であった。そこで、学歴と収入を独立変数として用いる。学歴は、就学年数に置き換える²⁾。収入は、夫婦(ひとり暮らしの場合は、本人)の年収である³⁾。それから、回答者が取り結ぶ社会関係数は次のように測定した。①回答者が入院した場合の世話、②2~3 万円の借金、③仕事上の話や相談、④心配事の相談、⑤失望や落胆をしているときの慰め、⑥留守のときの家の世話、⑦些細な物やサービスの入手、⑧交遊、といった 8 つの日常生活の状況を設定した。まず、①から⑦の状況でサポートを期待できる相手の名前を調査で尋ねた。さらに、⑧では、過去 3 ヶ月以内に実際に交遊した相手の名前を調査で尋ねた。①から⑤までの質問では同居する家族構成員を含めて相手の名前をあげてもらい、⑥から⑧までの質問では、同居する家族構成員を除いて相手の名前をあげてもらった。そ

れと、③の質問は就労している回答者にのみ尋ねた。重複した名前を除いて、1人の回答者がこれら8つの状況のいずれかであげた相手の名前を列挙した。そして、あげられた相手それぞれについて、間柄を尋ねた。間柄は、①同居家族、②（同居家族外の）親族、③近隣者、④友人、⑤職場仲間（上司や同僚）の5つに分けた。こうして、同居家族関係数、親族関係数、近隣関係数、友人関係数、職場仲間関係数を求めた⁴⁾。

ところで、宍戸(2007)の研究では、高齢男性の幸福感に影響を与えていたのは家族領域の社会関係の有無であったが、そうした相手は、同居家族のうち、配偶者、有配偶同居子、未婚同居子であった。この仮説を検証するために、配偶者、有配偶同居子、未婚同居子それぞれの有無を独立変数とする。当該の同居家族に該当する人がいる回答者に1を与え、そうでない回答者には0を与えて、ダミー変数にする。同居家族関係数は回答者にソーシャル・サポートを提供する同居家族の人数であるから、同居家族関係を機能で把握したものである。これに対し、配偶者、有配偶同居子、未婚同居子の有無というのは、同居家族関係を構造で把握したものであるといえる。

健康度、社会経済的地位、社会関係以外に、現在地の居住期間（前田ほか1979）、年齢（藤田ほか1989；古谷野1992；野口1990）、就労の有無（西下1987；長田・安藤1998）が主観的幸福感に影響を及ぼす要因であることが、日本における過去の調査研究で明らかになっている。そこで、これらの要因も独立変数として本研究では用いる。現在地の居住期間はそこの居住年数である。「就労の有無」は、就労している回答者に1を与え、就労していない回答者には0を与えたダミー変数である。

従属変数である主観的幸福感の指標として2つの変数を使った。その1つは「モラール」である。この測定には、ロートン(Lawton)の改訂PGCモラール・スケール(17項目)を用いた(古谷野ほか1989)。これは、17の質問に「はい」か「いいえ」で答えるものである。そして、高いモラールと関連する選択肢を選んだ場合に1を与え、そうでない場合は0を与える。この得点を17の質問について合計してゆくので、値は0から17まで分布する。クロンバッハの α 係数を求める0.734となるから、この加算尺度には内的一貫性があるといえる。もう1つの変数は「生活満足度」であり、回答者が100点満点で自己評価したものである。モラールと生活満足度との相関係数は、0.553と高い($p < .01$)。

幸福感を心理学的に測定する場合、2つの視点がある。第1の視点では、気分など一過性の感情の側面から幸福感を把握する。この場合、幸福感というのは、特定の時点での一時的な心理的状态である。第2の視点では、認知的な側面から幸福感を把握する。この視点では、ある程度の期間にわたる一貫した心理的状态として幸福感を捉える。例えば、これまで生きてきた人生についての全般的な満足度である(松井2001)。

ところで、改訂PGCモラール・スケールは、「老いに対する態度」、「孤独感・不満足感」、「心理的動揺」の3つの下位尺度からなる。「老いに対する態度」は認知と分類されるのに対し、「孤独感・不満足感」と「心理的動揺」は一過性の感情と分類される。し

たがって、改訂 PGC モラール・スケールは幸福感の一過性の感情的側面を主に測定しているといえる。そして、生活満足度はその質問文から幸福感の認知的側面を測定しているといえる。

集団加入については、次のように調べた。調査では 23 の集団に加入しているかどうかを回答者に質問した。その中には、町内会のように大部分の世帯が加入している集団がある一方、回答者があまり加入していない集団や回答者がまったく加入していない集団が多かった。そうした集団への加入・非加入が主観的幸福感に影響を及ぼしているかどうかを分析することはむずかしいから、町内会と加入者が 20 名未満（約 10% 未満）の集団を分析から除外した。そこで、「社会奉仕やボランティアの会」、「趣味の会・スポーツ団体」、「老人クラブ」の 3 つの集団だけを分析することになった。「社会奉仕やボランティアの会」と「趣味の会・スポーツ団体」は自主加入型集団に、「老人クラブ」は自動加入型集団に分類できる。

4. 結果

4.1 変数の平均と標準偏差

	平均	標準偏差	最小値	最大値
健康度	3.50	0.59	2	4
年齢	70.41	4.08	65	79
現住所居住年数	33.64	20.12	2	76
学歴	11.79	2.71	6	16
収入(単位:万円)	445.23	256.36	50.5	1050.5
就労の有無(有1,無0)	0.44	0.50	0	1
同居家族関係数	1.26	0.79	0	5
親族関係数	2.03	2.01	0	14
近隣関係数	0.68	1.13	0	8
友人関係数	1.37	1.79	0	10
職場仲間関係数	0.39	0.88	0	6
配偶者の有無(有1,無0)	0.93	0.26	0	1
既婚同居子の有無(有1,無0)	0.17	0.37	0	1
未婚同居子の有無(有1,無0)	0.17	0.37	0	1
モラール	11.92	3.18	0	17
生活満足度	73.78	15.34	20	100

本稿の独立変数は、健康度、年齢、現住所居住年数、学歴、収入、就労の有無、同居家族関係数、親族関係数、近隣関係数、友人関係数、職場仲間関係数、配偶者の有無、有配偶同居子の有無、未婚同居子の有無の 14 の変数である。ここで強調したいことは、それぞれの間柄の社会関係数というのは、前述したサポートのいずれかを期待できる、あるいは交遊を実際におこなった相手の人数であるということである。したがって、同居家族関係数や親族関係数というのは、同居家族の人数や親族の人数ではない。これらの独立変数と従属変数の平均と標準偏差、最小値と最大値を算出し、表 1 に示す。ところで、学歴ある

いは収入を答えていない回答者が4名いた。これら4名を除外したので、表1の標本数は218となった。78.9%の回答者は職場仲間関係をまったく取り結んでいなかったので、職場仲間関係を独立変数として用いなかった。

4.2 モラールを従属変数とした重回帰分析

モラールを従属変数とした重回帰分析をおこない、その結果を表2の左側に示す。独立変数を変えた2つのモデルで分析をした。モデルIでは、健康度、年齢、現住所居住年数、学歴、収入、就労の有無、同居家族関係数、親族関係数、近隣関係数、友人関係数を投入する。このモデルは、同居家族関係を機能で把握したものである。この分析結果によれば、健康度、学歴、同居家族関係数がモラールに有意な影響を及ぼしている。標準化偏回帰係数の符号から、健康であるほど、学歴が高いほど、同居家族関係が多いほど、回答者は高いモラールを抱えていることが分かる。モデルIIでは、同居家族関係数の代わりに、配偶者の有無、有配偶同居子の有無、未婚同居子の有無を独立変数に投入し、重回帰分析をおこなった。このモデルは、同居家族関係を構造で把握したものである。この分析結果によれば、健康度、学歴、友人関係数、配偶者の有無、有配偶同居子の有無がモラールに有意な影響を及ぼしている。標準化偏回帰係数の符号から、健康であるほど、学歴が高いほど、友人関係が多いほど、回答者のモラールが高く、また、配偶者や有配偶同居子がいる回答者はモラールが高いことが分かる。

表2 高齢男性のモラールと生活満足度を従属変数とした重回帰分析 (N=218)

独立変数	モラール			生活満足度		
	標準化偏回帰係数		相関係数	標準化偏回帰係数		相関係数
	モデルI	モデルII		モデルI	モデルII	
健康度	0.278 **	0.278 **	0.261 **	0.297 **	0.282 **	0.269 **
年齢	-0.113	-0.101	-0.147 *	0.026	0.023	-0.032
現住所居住年数	-0.075	-0.088	-0.156 *	-0.086	-0.086	-0.116 *
学歴	0.232 **	0.235 **	0.262 **	0.110	0.106	0.182 **
収入	-0.017	-0.031	0.087	0.081	0.075	0.147 *
就労の有無(有1,無0)	-0.015	-0.014	-0.012	0.053	0.045	0.076
同居家族関係数	0.132 *	—	0.062	0.135 *	—	0.052
親族関係数	-0.040	0.023	-0.073	0.014	0.013	-0.014
近隣関係数	0.028	0.041	0.052	0.029	0.039	0.045
友人関係数	0.118	0.129 *	0.149 *	0.142 *	0.147 *	0.155 *
配偶者の有無(有1,無0)	—	0.132 *	0.115 *	—	0.055	0.035
既婚同居子の有無(有1,無0)	—	0.158 *	0.051	—	0.070	-0.009
未婚同居子の有無(有1,無0)	—	0.015	0.004	—	-0.028	-0.038
R^2	0.190	0.206		0.155	0.146	

(注)** $p < .01$, * $p < .05$

4.3 生活満足度を従属変数とした重回帰分析

生活満足度を従属変数とした重回帰分析をおこない、その結果を表2の右側に示す。モラールを従属変数とした重回帰分析と同様に、独立変数を変えた2つのモデルで分析した。モデルIの分析結果によれば、健康度、同居家族関係数、友人関係数が生活満足度に有意

な影響を及ぼしている。標準化偏回帰係数の符号から、健康であるほど、同居家族関係や友人関係が多いほど、回答者の生活満足度が高いことが分かる。モデルⅡで有意な影響力を及ぼしている独立変数は、健康度と友人関係数であった。そして、健康であるほど、友人関係が多いほど、回答者の生活満足度が高かった⁵⁻⁶⁾。

4.4 集団加入の効果の分析

それぞれの集団ごとに、集団に加入している回答者と加入していない回答者に2分し、モラルと生活満足度の平均が両群の間で差があるかどうかを見る。表3は、両群のモラルと生活満足度の平均を示している。同表から、次の2点を読み取ることができる。第1に、「趣味の会・スポーツ団体」に加入している回答者と加入していない回答者との間に、モラルの平均で有意差がある。そして、この集団に加入している回答者はモラルが高い。第2に、「社会奉仕やボランティアの会」と「趣味の会・スポーツ団体」に加入している回答者と加入していない回答者との間に、生活満足度で有意差がある。そして、これらの集団に加入している回答者は生活満足度が高い。見落としてならないことは、「老人クラブ」に加入している回答者と加入していない回答者との間に、モラルと生活満足度で有意差がないことである。

表3 集団加入者と非加入者のモラルと生活満足度の平均

集団名		モラル			生活満足度			人数
		平均	標準偏差	t値	平均	標準偏差	t値	
社会奉仕や	加入者	11.75	3.97	0.20	81.75	12.59	2.91 **	20
ボランティアの会	非加入者	11.93	3.10		72.97	15.39		
趣味の会・	加入者	12.64	2.71	2.33 *	77.70	14.42	2.51 *	63
スポーツ団体	非加入者	11.63	3.31		72.18	15.46		
老人クラブ	加入者	11.74	2.82	0.53	72.51	15.71	0.15	57
	非加入者	11.98	3.30		74.22	15.23		

(注) 平均の差の検定をおこなった。両側検定。** $p < .01$, * $p < .05$

5. 考察

仮説1は、次のようであった。健康度、社会経済的地位、社会関係が高齢者の主観的幸福感に影響を及ぼしている。そして、健康であるほど、社会経済的地位が高いほど、社会関係を多く取り結んでいるほど、高齢男性は高い主観的幸福感を持っている。この仮説1を検討する。モラルを従属変数にした重回帰分析のうち、モデルⅠでは、健康度、学歴、同居家族関係数が有意な影響を与えていた。そして、健康であるほど、学歴が高いほど、同居家族関係が多いほど、高齢男性はモラルが高かった。モデルⅡでは、健康度、学歴、友人関係数、配偶者と有配偶同居子の有無が有意な影響を及ぼしていた。そして、健康であるほど、学歴が高いほど、友人関係が多いほど、高齢男性はモラルが高く、また、配偶者や有配偶同居子がいる高齢男性はモラルが高かった。次に、生活満足度を従属変数にした重回帰分析のうち、モデルⅠでは、健康度、同居家族関係数、友人関係数が有意な

影響を与えていた。そして、健康であるほど、同居家族関係と友人関係が多いほど、高齢男性は生活満足度が高かった。モデルⅡでは、健康度と友人関係数が有意な影響を及ぼしていた。そして、健康であるほど、友人関係が多いほど、高齢男性は生活満足度が高かった。これらの結果を要約すると、次のようになる。健康度、学歴、同居家族関係数、友人関係数、配偶者の有無、有配偶同居子の有無が幸福感に影響を及ぼしている。そして、健康度や学歴が高いほど、多くの親族関係と友人関係を取り結んでいるほど、高齢男性は幸福感が高く、また、配偶者と有配偶同居子がいる高齢男性は幸福感が高い。したがって、仮説1は支持される。

健康度と学歴が幸福感に影響を及ぼしていたことは、次のように解釈できる。健康度が高いほど、高齢男性は自らが望む活動をすることができるから、モラルや生活満足度が高かった。社会経済的地位のうち、収入ではなく、学歴がモラルに影響を与えていた。学歴が高いほど、高齢男性はさまざまなことに興味や関心を抱き、人生を豊かに生きることができるから、モラルが高かった。

次に、主観的幸福感に影響を及ぼす要因の中で、健康度が最も重要な要因であるという仮説2を検討する。モラルを従属変数とした重回帰分析のうち、モデルⅠでは、標準化偏回帰係数は健康度が0.278、学歴が0.232、同居家族関係数が0.132である。モデルⅡでは、標準化偏回帰係数は健康度が0.278、学歴が0.235、友人関係数が0.129、配偶者の有無が0.132、有配偶同居子の有無が0.158である。重回帰分析では、標準化偏回帰係数の絶対値が大きいほど、従属変数への影響力が大きいことを表している。モラルを従属変数としたいずれのモデルでも、健康度の標準化偏回帰係数の絶対値が最も大きいから、健康度の影響力が最も大きいことが分かる。次に、生活満足度を従属変数とした重回帰分析のうち、モデルⅠでは、標準化偏回帰係数は健康度が0.297、同居家族関係数が0.135、友人関係数が0.142である。モデルⅡでは、標準化偏回帰係数は健康度が0.282、友人関係数が0.147である。生活満足度を従属変数としたいずれのモデルでも、健康度の標準化偏回帰係数の絶対値が最も大きいから、健康度の影響力が最も大きいことになる。このように、モラルと生活満足度のいずれを従属変数にした分析でも、健康度が最も大きな影響力を及ぼしているから、仮説2は支持される。

高齢男性では、配偶者や有配偶同居子がいると主観的幸福感が高くなり、未婚同居子がいると主観的幸福感が低下するという仮説3を検証する。モラルを従属変数とした重回帰分析のうち、配偶者、有配偶同居子、未婚同居子の有無を独立変数としたモデルⅡでは、配偶者と有配偶同居子の有無が有意な影響を及ぼしていたけれど、未婚同居子の有無は有意な影響を与えていなかった。そして、配偶者や有配偶同居子がいると高齢男性はモラルが高かった。次に、生活満足度を従属変数としたモデルのうち、配偶者、有配偶同居子、未婚同居子の有無を独立変数としたモデルⅡでは、配偶者、有配偶同居子、未婚同居子の有無いずれもが有意な影響を及ぼしていなかった。これらの結果を要約すれば、配偶者や

有配偶同居者がいると高齢男性のモラールは高くなるけれど、配偶者、有配偶同居子、未婚同居子の有無は生活満足度には影響を与えないということになる。したがって、仮説 3 は部分的に支持される。

分析結果によれば、配偶者や有配偶同居者がいると、幸福感の一過性の感情的側面が高くなるけれど、幸福感の認知的側面では差異がなかった。改訂 PGC モラール・スケールの質問文では、「さびしいと感じることがありますか」は「孤独感・不満足感」の下位尺度の質問例であり、「心配だったり、気になったりして眠れないことがありますか」は「心理的動揺」の下位尺度の質問例である。配偶者や有配偶同居子の有無は、そのような幸福感の一過性の感情的側面に影響を及ぼすのである。

未婚同居者がいると高齢男性の幸福感が低下するという仮説 3 は、支持されなかった。この仮説は、宍戸(2007)の研究から提起した。その研究では回答者の年齢は 60 歳から 74 歳までであったのに対し、本研究の回答者の年齢は 65 歳から 79 歳までであった。本研究の回答者の未婚同居子は宍戸の研究における回答者の未婚同居子よりも年齢が高く、経済的に自立していたから、未婚同居者がいても高齢男性の幸福感が低下しなかったと考えられる。

友人関係は、高齢男性の主観的幸福感に影響を及ぼすという仮説 4 を検討する。モラールを従属変数とした重回帰分析のモデル II では、友人関係数が有意な影響を与えていた。また、生活満足度を従属変数とした重回帰分析のモデル I とモデル II では、友人関係数が有意な影響を及ぼしていた。そして、いずれの場合でも、多くの友人関係を保有するほど、高齢男性は生活満足度が高かった。この結果は、仮説を支持している。

先行研究に反するこの結果は、次のように解釈できる。高度経済成長期、男性は「会社人間」として仕事に専念し、職場以外であまり社会関係を形成できなかった。そこで、仕事から退職した高齢男性は家庭中心の生活をし、友人関係をあまり取り結ぶことはない、先行研究の結果を解釈した。しかし、結果によれば、高齢男性は平均 1.37 (標準偏差、1.79) の友人関係を取り結んでいた。そうした男性は、退職後、必ずしも家庭中心の生活をするわけではなく、家庭の外でも友人関係を取り結んでいたのである。友人関係は、自分の興味や関心を充たすために、相手を自由に選んで取り結ぶ社会関係である(鈴木 1986)。友人関係を多く保有するほど、高齢男性は自分の興味や関心を充たすことができるから、生活満足度が高かったと、本研究の結果を解釈できる。

最後に、集団加入は主観的幸福感に影響を及ぼすという仮説 5 を検討する。結果によれば、「趣味の会・スポーツ団体」に加入している高齢男性は、加入していない高齢男性よりもモラールが高かった。また、「社会奉仕やボランティアの会」と「趣味の会・スポーツ団体」に加入している高齢男性は、加入していない高齢男性よりも生活満足度が高かった。そこで、集団加入が高齢男性の幸福感に有意な影響を与えているので、仮説 5 は支持される。

分析結果によれば、自動加入型集団（老人クラブ）への加入は主観的幸福感と関連していなかったのに対し、自主加入型集団（社会奉仕やボランティアの会と趣味の会・スポーツ団体）への加入は幸福感と関連していた。これは、次のようなことを意味する。高度経済成長期、多くの男性は職場で仕事に専念して生きていた。そのため、そうした男性は退職後に家庭生活に閉じこもってしまい、家庭の外で集団に加入して活動をしたりはしないと、先行研究の結果を解釈した。しかし、そうした男性は退職後に必ずしも家庭生活に閉じこもってしまうわけではなく、家庭の外で集団に加入していた。そして、自主加入型集団に加入している高齢男性は集団での活動で自分の興味や関心を満たせるから、幸福感が高かったと、本研究の結果を解釈できる。

本研究では、友人関係や集団加入が幸福感に影響を与えていた。これに対し、宍戸(2007)の研究では、友人関係や集団加入などをまとめた「活動性・社交性」は幸福感に影響を及ぼしていなかった。この違いが生じたのには、2つの理由があると考えられる。第1は、調査地の違いである。本稿では岡山市の高齢男性のデータを分析したのに対し、宍戸は全国調査のデータを分析した。そうすると、高度経済成長期に就労した男性がおくる老後の生活が地域によって相違しており、岡山市のような地方中核都市では友人関係や集団加入が高齢男性の幸福感に影響を及ぼしていた可能性がある。（調査実施当時、岡山市は地方中核都市であった。）第2は、測定方法の違いである。宍戸の研究では、友人関係は友人との会食頻度の質問だけで、集団加入は集団に加入しているかどうかの質問だけで測定している。こうした質問方法では、友人関係や集団加入の実態を十分に把握できていない。そのために、「活動性・社交性」は幸福感に影響を及ぼしていなかったと考えられる。

仮説では取り上げなかったけれど、就労の有無が主観的幸福感に有意な効果を与えていなかったことに注目したい。高度経済成長期、回答者である高齢男性は多くが企業で中堅の従業員として仕事に励んだ。活動理論によれば、そうした男性は定年などで仕事をやめると、幸福感が低下すると考えられる。しかし、本研究では、無職の高齢男性は有職の高齢男性よりも幸福感が低いということは検証できなかった。この結果は、一部の先行研究（長田・安藤 1998; 宍戸 2007）の結果と合致する。宍戸(2007)の言うように、高齢男性にとっては労働が負担の大きいものであるから、高齢男性が退職をしても幸福感が低下しないのかもしれない。

高度経済成長期、多くの男性は仕事中心の生活をしてきた。そうした男性が高齢期になると、家族中心の生活となってくる。先行研究では、同居家族のあり方がそうした高齢男性の幸福感に影響を及ぼしていたけれど、友人と交流したり、集団に加入したりすることは高齢男性の幸福感に影響を与えていなかった。これに対し、本研究では、同居家族のあり方のみならず、友人関係や自主加入型集団への加入が、それに影響を与えることを明らかにした。このことから、地方自治体が老人憩いの家などの施設を整備し、高齢者の交流を促す政策を講ずることは、高度経済成長期を支えた世代の高齢男性にとって大切なこと

であるといえる。

6. 結論

本稿では、岡山市の調査データを利用して、高度経済成長期を職業人として生きた高齢男性の主観的幸福感（モラルと生活満足度）を規定する要因を探究した。これまでの分析で得られた知見は、次の6点に要約できる。

(1) 健康であるほど、学歴が高いほど、同居家族関係や友人関係が多いほど高齢男性はモラルが高く、配偶者や有配偶同居子がいると高齢男性はモラルが高かった。また、健康であるほど、友人関係が多いほど、高齢男性は生活満足度が高かった。

(2) 主観的幸福感を規定する要因のなかで、健康度が最も大きな影響を与えていた。

(3) 配偶者や有配偶同居子がいると、高齢男性はモラルが高かった。しかし、未婚同居子がいると主観的幸福感が低下するという仮説は、支持されなかった。

(4) 多くの友人関係を取り結んでいるほど、高齢男性は主観的幸福感が高かった。

(5) 「自主加入型」 集団に加入している高齢男性は、主観的幸福感が高かった。

(6) 就労の有無は、高齢男性の主観的幸福感に影響を及ぼしていなかった。

今後の課題は、岡山市以外の地域で高度経済成長期に就労した高齢男性の主観的幸福感を探究し、その結果を本稿の結果と比較することである。

[注]

1) 配偶者がいると高齢男性の幸福感が高いという先行研究の結果は、性別によって対人関係スキルが相違することからも説明できる。両親などからの社会化によって、女性は男性よりも他者と社会関係を築いたり、自己開示をしたりするスキルを習得している。高齢になると、子どもを介して社会関係を形成したり、職場で社会関係を形成したりする機会を喪失し、配偶者や友人の死亡も経験する。そうしたことがあっても、高齢女性はスキルを使って社会関係を新たに形成できる。ところが、高齢男性はスキルが低く、親密な社会関係を形成しにくいために、配偶者に依存的になる(Hess 1979; 野邊 1999; Troll and Turner 1979)。そこで、配偶者がいると高齢男性の幸福感が高い。

2) 学歴は次のように数値を与えた。中退は卒業とした。

①旧制小学校・新制小学校（未就学も含む）	6
②旧制高等小学校・新制中学校	9
③旧制中学校・旧制師範学校・旧制実業学校・新制高等学校	12
④旧制高等専門学校・旧制高校・新制短大	14
⑤旧制大学・新制大学	16

3) 調査では、「101万円以上 200万円未満」といった選択肢から年収を選んでもらった。分析では、選択肢の中央値を用いた。

- 4) 社会関係をこのように測定する仕方は、Fischer(1982)にもとづいている。測定方法についての詳細な議論は、Jones and Fischer(1978)を参照。
- 5) モラールを従属変数としたモデルⅠでも、生活満足度を従属変数としたモデルⅠでも、同居家族関係数の相関係数は標準化偏回帰係数よりも小さいから、抑圧があることが分かる。これは、従属変数と正の関係にある同居家族関係数と健康度との間に、-0.212 という負の相関があるためである。また、モラールを従属変数としたモデルⅡで、有配偶同居子の有無の相関係数は標準化偏回帰係数よりも小さいから、抑圧がここでもあることが分かる。これは、従属変数と正の関係に有配偶同居子の有無と学歴との間に、-0.171 という負の相関があるためである。したがって、抑圧があるものの、表2の分析結果は妥当であると判断できる。
- 6) 健康度や社会関係の多寡を独立変数とし、モラールや生活満足度を従属変数とするモデルで重回帰分析をおこなった。しかし、モラールや生活満足度が高く、心理状態が良好であるために、高齢者が健康であり、多くの社会関係を形成・維持しているという逆の因果関係もありうる。健康度や社会関係の多寡がモラールや生活満足度に及ぼす影響を厳密に検証するには、パネル調査のデータを分析しなければならない。しかし、本研究の調査は一時点で実施したものであるため、逆の因果関係の効果があることを排除できない(浦 1992)。

[文献リスト]

- Fischer, Claude S., 1982, *To Dwell among Friends: Personal Networks in Town and City*. Chicago: The University of Chicago Press.
- 藤田利治・大塚俊男・谷口幸一, 1989, 「老人の主観的幸福感とその関連要因」 『社会老年学』 29: 75-85.
- 福田寿生・木田和幸・木村有子・西沢義子・金沢善智・齋藤久美子・三田禮造・田鎖良樹, 2002, 「地方都市における65歳以上住民の主観的幸福感と抑うつ状態について」 『日本公衆衛生雑誌』 49(2): 97-105.
- Hess, Beth B., 1979, "Sex Roles, Friendship, and the Life Course," *Research on Aging* 1(4): 494-515.
- 今西美由紀・友久久男・日垣一男, 2016, 「在宅ケアサービスを利用する高齢者の主観的幸福感に関する考察」 『日本在宅ケア学会誌』 19(2): 59-66.
- Jones, L. M., and Claude S. Fischer, 1978, *Studying Egocentric Networks by Mass Survey*. Berkeley: Institute of Urban and Regional Development, University of California.
- 川井文子・中野博子・佐藤美由紀・柴田博・鈴木はる江, 2015, 「介護施設入所高齢者の主観的幸福感とその要因」 『応用老年学』 9(1): 31-42.
- 古谷野亘, 1983, 「モラールに対する社会的活動の影響——活動理論と離脱理論の検証」

- 『社会老年学』 17: 36-49.
- 古谷野亘, 1992, 「団地老人におけるモラルと社会関係——性と配偶者の有無の調節効果——」 『社会老年学』 35: 3-9.
- 古谷野亘, 1993, 「老後の幸福感の関連要因——構造方程式モデルによる全国データの解析——」 『理論と方法』 8(2): 111-125.
- 古谷野亘・岡村清子・安藤孝敏・長谷川万希子・浅川達人・横山博子・松田智子, 1995, 「都市中高年の主観的幸福感と社会関係に関連する要因」 『老年社会科学』 16(2): 115-123.
- 古谷野亘・柴田博・芳賀博・須山靖男, 1989, 「PGCモラル・スケールの構造——最近の改訂作業がもたらしたもの——」 『社会老年学』 29: 64-74.
- Havighurst, Robert J., 1961, "Successful Ageing," *The Gerontologist*, 1(1): 8-13.
- 倉富史枝, 2016, 「結婚の多様化と家族」 木下謙治監修 園井ゆり・浅利宙編『第3版 家族社会学：基礎と応用』九州大学出版会, 96-109.
- Larson, R., 1978, "Thirty Years of Research on the Subjective Well-being of Older Americans," *Journal of Gerontology*, 33(1): 109-25.
- 前田大作・浅野仁・谷口和江, 1979, 「老人の主観的幸福感の研究——モラル・スケールによる測定を試み」 『社会老年学』 11: 15-31.
- 前田大作・野口裕二・玉野和志・中谷陽明・坂田周一・Jersey Liang, 1989, 「高齢者の主観的幸福感の構造と要因」 『社会老年学』 30: 3-16.
- 松井 豊 (編), 2001, 『心理測定尺度集Ⅲ 心の健康をはかる〈適応・臨床〉』サイエンス社.
- 直井道子, 1990, 「都市居住高齢者の幸福感——家族・親族・友人の果たす役割——」 『総合都市研究』 39: 149-59.
- 西下彰俊, 1987, 「中高年期のモラルの現状と変化」 『社会老年学』 25: 30-43.
- 野邊政雄, 1999, 「高齢者の社会的ネットワークとソーシャル・サポートの性別による違いについて」 『社会学評論』 50(3): 375-92.
- 野邊政雄, 2006, 『高齢女性のパーソナル・ネットワーク』 御茶の水書房.
- 野邊政雄, 2013, 「過疎山村に住む高齢女性の主観的幸福感——岡山県鏡野町富地域の事例——」 『教育実践学論集』 (兵庫教育大学大学院連合学校教育学研究科) 14: 123-34.
- 野口裕二, 1990, 「被保護高齢者の主観的幸福感と健康感」 『社会老年学』 32: 3-11.
- 長田久雄・安藤孝敏, 1998, 「定年退職が精神健康と主観的幸福感に及ぼす影響」 『産業ストレス研究』 5(2): 106-11.
- 佐藤秀紀・中島和夫, 1996, 「高齢者の主観的幸福感を規定する要因の検討」 『社会福祉学』 37(2): 1-15.
- 宍戸邦章, 2007, 「高齢期における幸福感規定要因の男女差について——JGSS-2000/2

論文

001 統合データに基づく検討——』『JGSS で見た日本人の意識と行動：日本版 General Social Surveys 研究論文集 6』(JGSS Research Series No.3), 45-56.

鈴木 広, 1986, 「都市人の生活構造論序説」 鈴木広著 『都市化の研究』 恒星社厚生閣, 190-215.

谷口和江・浅野仁・前田大作, 1980, 「身体的活動レベルの高い男性高齢者のモラル」 『社会老年学』 12: 47-58.

Troll, Lillian E. and Barbara F. Turner, 1979, “Sex Differences in Problem of Aging,” E. Gombert and V. Franks eds., *Gender and Disordered Behavior*, New York: Bruner/Maze, 124-56.

浦 光博, 1992, 『支えあう人と人：ソーシャルサポートの社会心理学』 サイエンス社.

(筆者は、1996-97年度に「地方都市の高齢者の社会的支援ネットワークの研究」(研究代表者 野邊政雄) という研究題目で財団法人第一住宅建設協会・財団法人地域社会研究所から研究助成を受けました。本稿は、その研究成果の一部です。洞察力のある査読者のコメントで本稿の内容が大幅に改善されました。査読者に感謝いたします。)