

原 著

「地域の子育て支援行動尺度」の多世代への適用可能性と
支援行動の世代別特徴

コバヤシ エリカ 小林江里香*	ノナカ クミコ 野中久美子*	クラオカ 倉岡 正高*	マサタカ 松永 博子*	マツナガ 村山 洋史 ^{2*}	ヒロコ 博子*
ムラヤマ サチコ 村山 幸子*	タナカ モトキ 田中 元基*	ネモト 根本 裕太*	ユウ タ 村山 洋史 ^{2*}	ムラヤマ 村山 洋史 ^{2*}	ヒロシ 洋史 ^{2*}
ワタナベ シュウイチロウ ^{3*} 渡辺修一郎 ^{3*}	イナバ ヨウジ ^{4*} 稲葉 陽二 ^{4*}	フジワラ 藤原 佳典*	ヨシノリ 佳典*		

目的 中高年向けに開発された「地域の子育て支援行動尺度」について、1) 多世代での尺度の信頼性・妥当性の確認を行い、世代別の2) 支援行動の実施状況と内容、3) 支援行動の関連要因における特徴を、性差とともに明らかにする。

方法 東京都内と近郊の2地域において無作為抽出された25-84歳の住民を対象に郵送調査を実施し、8,918人(回収率33%)より有効回答を得た。対象者は65-84歳(高年層)、50-64歳(中年層)、25-49歳(若年層)の3年齢層と性別で分け、1) 子育て支援尺度の信頼性係数の算出と確認的因子分析、2) 尺度の総合点、および下位尺度別(子どもの安全・健全な成長、親への手段的/情緒的サポート)得点を従属変数とする分散分析、3) 子育て支援総合点を目的変数、様々な個人特性を説明変数とする重回帰分析を実施した。

結果 7項目での信頼性係数はどの年齢層も0.85以上と高く、因子分析のモデルの適合度も基準を満たしていた。高年層は中・若年層に比べて「子どもの安全・健全な成長」のための支援を行い、「親への情緒的サポート」も若年層と同程度(女性)かそれ以上に(男性)実施しており、総合点は3年齢層の中で最も高かった。子どもを預かるなどの「親への手段的サポート」得点は、若年層の女性が他集団より高いものの、全体的に低かった。12歳以下の子・孫をもつことと世代性(generativity)は、どの年齢層でも子育て支援得点を高めていたが、若年層では子どもの有無、高齢になるほど世代性との関連が強かった。また、町会やボランティア団体の参加者、高校卒業以下の学歴の人ほど支援している傾向は3年齢層で共通していた一方、若年層のみで賃貸の集合住宅居住者が支援していない傾向がみられた。

結論 「地域の子育て支援行動尺度」は多世代での使用が可能であることと、地域の子育て支援における高齢者の役割の重要性が示された。子育て支援の関連要因には、世代間で共通点・相違点があった。

Key words : 子育て支援, 地域, 高齢者, 尺度の信頼性, 尺度の妥当性, 世代間関係

日本公衆衛生雑誌 2018; 65(7): 321-333. doi:10.11236/jph.65.7_321

I 緒 言

都市化や核家族化を背景とした「育児の孤立化」

* 東京都健康長寿医療センター研究所 社会参加と地域保健研究チーム

2* 東京大学高齢社会総合研究機構

3* 桜美林大学大学院老年学研究科

4* 日本大学法学部

責任著者連絡先: 〒173-0015 板橋区栄町35-2

東京都健康長寿医療センター研究所 社会参加と地域保健研究チーム 小林江里香

は、とくに1990年代以降、児童虐待との関連から社会問題化し、専門機関や住民による子育て家庭の見守りや支援の重要性が認識されるようになった¹⁾。調査研究からも、周囲から十分な支援を得られない母親ほど育児不安²⁾や育児負担感^{3,4)}が高く、育児負担感が高い親は精神的健康状態が悪く⁴⁾、孤独感が強い⁵⁾傾向が示されている。

育児環境の変化や少子化の現状をふまえ、国は社会全体で子どもの育ち、子育てを支えるための「子ども・子育て支援新制度」を平成27年度にスタート

させ、地域の実情に応じて、保育サービス、放課後児童クラブ、子育てに関する相談をできる場所の整備などを進めている⁶⁾。地域の「子育てのしやすさ」においては、これらのフォーマルな子育て支援の充実度とともに、地域住民が子どもを暖かく見守り、子育てに協力的であるかというインフォーマルな支援の程度も重要な要素と考えられるが、フォーマルな子育て支援に比べると、住民によるインフォーマルな子育て支援を客観的に評価することは難しい。

「地域の子育て支援行動尺度」⁷⁾は、親族以外の人に対して行われる子育て支援を、「子どもの安全・健全な成長（を促すための支援）」、「親への手続的サポート」、「親への情緒的サポート」の3つの構成概念に基づき測定するもので、地域住民によるインフォーマルな子育て支援の状況を客観的に評価するツールとして期待される。しかし、60-69歳の中高年齢者対象に開発された尺度のため、多世代の住民に対して適用可能な尺度であるかは明らかでない。そこで、本研究では、多世代の住民を対象に本尺度の信頼性・妥当性の確認を行った上で、この尺度を用いて、世代つまり年齢層により地域の子育て支援の実施状況や関連要因がどのように異なるかを検討した。

年齢層は、65歳以上の高齢者（高年齢層）と、20-40代の子育て世代（若年齢層）、その中間の年齢層（中年層）の3つに分けた。たとえば、若年齢層は、自身のネットワークの中に、子育て中の親や子どもが含まれる可能性が高いため支援を提供する機会が多いかもしれない。また、支援量だけでなく、子育て中の親同士が行う支援と、高齢者が若い世代に対して行う支援は異なるなど、世代により提供する支援の内容が異なる可能性もある。また、家庭内で子育てに従事する時間は母親が父親より圧倒的に長い現状を考えると⁸⁾、地域での子育て支援行動の多寡や支援内容には、同世代でも性別による違いが大きいことが予想される。

さらに、性、年齢以外の個人特性による多様性も大きいと考えられる。前述の60代を対象とした研究では⁷⁾、地域の子育て支援行動尺度の得点は、子ども・子育て世代との交流頻度との関連が強いものの、交流頻度を調整しても、女性、孫の世話をしている人、次世代育成や世代を超えて継承されるものへの関心を反映した「世代性」(generativity)⁹⁾が高い人ほど高かった。また、経済状態が良好でない人や高学歴でない人ほど子育て支援行動をしている傾向がみられ、社会経済的地位の高い人ほど参加しているというボランティアに関する先行研究の結果^{10,11)}とは異なっていた。

本研究では、地域の子育て支援行動との関連が予想される個人要因として、子ども・子育て世代との接触の機会や、次世代育成への関心・子育ての大変さへの共感と関連する特性、および社会経済的地位や健康状態を含む基本属性を想定し、先行研究⁷⁾と対応した変数を選択することで、先行研究とは異なる年齢層でも同様の結果が得られるかを比較できるようにした。たとえば、先行研究における「孫の世話の有無」は、上記の接触の機会や関心・共感の両方と関連していると考えられるが、本研究の対象には自分の子どもを育てている若年世代も含まれるため、世話の必要性が高い学童期までの子どもまたは孫を持つかと地域の子育て支援行動との関連を検討した。世代性は、Eriksonが中年期の発達課題として提示したもので、中年期や老年期の心理社会的適応に重要であることが指摘されてきた^{12,13)}。もっとも、このことは世代性が中年期以降に発現することを意味するわけではなく、McAdamsらは、若年者を含む幅広い年齢層を対象に世代性の測定尺度の開発を行い¹⁴⁾、次世代に対する関心 (generative concern) や行動の得点が、中年層では若年層より高いという結果が必ずしも一貫していないことを報告している¹⁵⁾。本研究では、先行研究で60代について示された世代性と子育て支援との関連⁷⁾が、中・高年齢層だけでなく若年齢層においてもみられるかに注目した。

さらに、先行研究では検討されていないが、グループ活動に参加する人は参加しない人に比べて、多様な人とつながり、結果として子ども・子育て世代との接触の機会が高くなる可能性が考えられる。ただし、若い世代との接触機会の多さは活動内容によって異なり、ボランティア団体やPTAなど、そもそも他者や子どもへの支援に関心が高い人が参加しているグループもあるため、子育て支援行動との関連の強さは、グループの種類により異なると考えられる。

以上により、本研究の目的は、地域の子育て支援行動尺度の多世代での適用可能性と支援行動の世代別特徴を明らかにすることである。この目的のため、対象者を3つの年齢層に分け、1) 「地域の子育て支援行動尺度」の信頼性・妥当性、2) 同尺度の総合点および下位尺度別得点からみた支援の実施状況と内容、3) 地域の子育て支援行動の関連要因を年齢層別に比較した。さらに、子育て支援行動には性別による違いが大きい可能性を考慮し、年齢層に加えて男女の差異についても検討した。多世代の結果を比較することで、地域の子育て支援において各世代が果たしている役割の実態がより明確になり、

今後、どのような支援をどのような対象に期待するのか、また支援行動をどのように促すのかを検討するための有益な資料となることが期待される。

II 研究方法

1. 対象者と調査方法

対象者は、東京都A区と神奈川県川崎市B区の25-84歳の住民である。調査を実施した2016年時点のA区の人口は約34万人、B区の人口は約21万人で、高齢化率はそれぞれ25%、19%であった。調査は、世代間共助システムの開発を目的とする介入研究の事前調査として計画されたものである。それぞれの区の中で、介入を行う地区とそれ以外の非介入地区から6,000標本ずつ（1区12,000）を、65-84歳（高年層）、50-64歳（中年層）、25-49歳（若年層）の標本数の比が1:1:2となるよう配分し、2016年7月1日現在の住民基本台帳から無作為抽出した。しかし、B区では介入地区と非介入地区の一部の地域の標本数が入れ替わるという抽出ミスがあり、12月15日現在の住民基本台帳から、追加で3,120標本の抽出を行い、ここから7月の抽出標本と同一世帯だった21標本を除外した。これにより、最終的な抽出標本数は27,099（A区12,000、B区15,099）となった（表1）。

調査は、両区とも2016年8月-9月に実施し、上述の理由により、B区では2017年1月にも追加の調査を行った。調査票の配布・回収とも郵送による。調査票は自記式で、区と65歳以上・64歳以下の年齢別に4種類あったが、大部分の質問項目は共通していた。

表1より、調査票の返送があり、性別と年齢を特定できた有効回答者数は8,918人（回収率33%）であった。回収率は全体的に低く、とくに若い年齢層や男性で低かった。標本数の配分方法や回答者の偏

りのため、回答データは、各区内の地区・性・年齢別人口分布を反映したものではないが、本研究では性・年齢集団別の比較を行うため、ウェイトによる補正は行わなかった。

2. 使用した変数と分析方法

1) 地域の子育て支援行動の測定

表2の地域の子育て支援行動尺度⁷⁾（以下、子育て支援尺度）を用いた。質問文は、「子どもや子育て中の人に対して、あなたは(1)-(7)のようなことをすることがどのくらいありますか。この1年くらいの経験をふり返ってお答えください。ご自身のお子さんやお孫さんに対しておこなっていることは除きます」として、「よくある」、「ときどきある」、「あまりない」、「全くない」の4件法での回答に3-0点を割り当てた。子育て支援尺度の総合点は7項目の合計（0-21）、下位尺度別では、「子どもの安全・健全な成長」が項目1-3の合計（0-9）、「親への手段的サポート」が項目4と7、「親への情緒的サポート」が項目5と6の合計（各0-6）とした。

2) 多世代での尺度の信頼性・妥当性の検証

項目の内的一貫性の観点から尺度の信頼性を検討するため、3年齢層と性別を組み合わせた6群別にクロンバックの α 係数を算出した。

因子的妥当性は、元論文⁷⁾と同様に、「子供の安全・健全な成長」、「親への手段的サポート」、「親への情緒的サポート」を下位因子、「地域の子育て支援行動」を上位因子とする、図1の2次因子構造のモデルの確認的因子分析を行い、モデルの適合度に問題がないかを確認した。予備的分析では、区により2集団に分け、すべての因子負荷量（地域の子育て支援から3つの下位因子へのパス係数および各下位因子から観測変数へのパス係数）を2群で等しいとしたモデルと等値制約を課さないモデルの χ^2 値を比較したが、両者に有意差はなかったため（ $\Delta\chi^2$

表1 抽出標本数と有効回答者数

地域	対象者	年齢層			合計
		65-84歳 [高年層]	50-64歳 [中年層]	25-49歳 [若年層]	
東京都A区	抽出標本	3,000	3,000	6,000	12,000
	有効回答（回収率%）	1,331(44.4)	1,012(33.7)	1,355(22.6)	3,698(30.8)
神奈川県 川崎市B区	抽出標本	3,777	3,773	7,549	15,099
	有効回答（回収率%）	1,785(47.3)	1,456(38.6)	1,979(26.2)	5,220(34.6)
合計	抽出標本数	6,777	6,773	13,549	27,099
	有効回答（回収率%）	3,116(46.0)	2,468(36.4)	3,334(24.6)	8,918(32.9)
	性別：男性	1,351(44.2)	1,090(29.9)	1,345(18.2)	3,786(26.9)
	女性	1,765(47.4)	1,378(44.0)	1,989(32.3)	5,132(39.5)

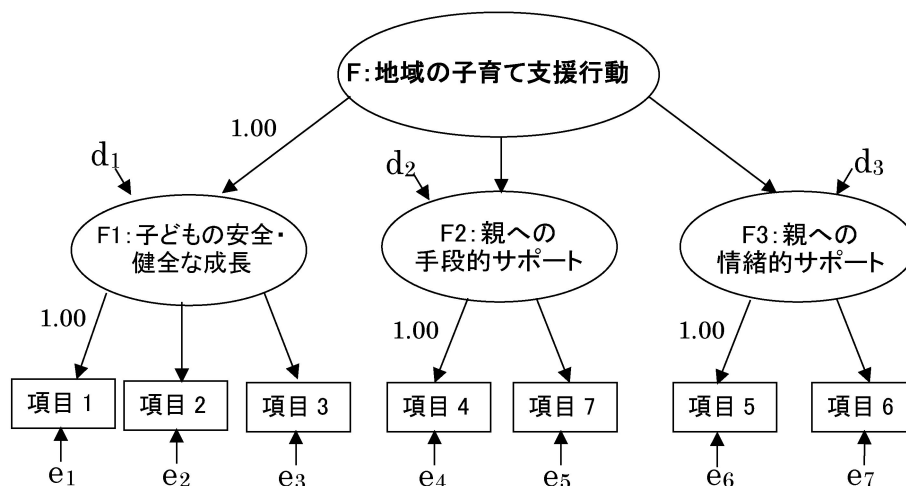
表2 「地域の子育て支援行動」尺度の項目

項目番号	具体的なワーディング
1	近所の子どもと道で出会うと、あなたのほうからあいさつしたり、声をかけたりする
2	子どもが、良いおこないをしているのを見かけて、子どもや親をほめる
3	子どもが、良くないおこないや危険なことをしているのを見かけて、注意する
4	近所の子どもを預かったり、子どもの遊び相手になったりする
5	子育て中の親の苦勞をねぎらったり、がんばりをほめたりする
6	子育ての悩みに耳を傾けたり、相談にのったりする
7	子育て中の人や子ども連れの人に、手助けを申し出る（「手伝えることがあれば知らせてください」と伝えるなど）

出典) 小林江里香, 深谷太郎, 原田 謙, 他. 日本公衆衛生雑誌 2016; 63(3): 101-112.

注) 項目 1-3 が「子どもの安全・健全な成長」, 項目 4, 7 が「親への手段的サポート」, 項目 5, 6 が「親への情緒的サポート」の項目

図1 地域の子育て支援行動尺度の確認的因子分析のモデル



=9.0, $df=6$, $P=0.17$), 2 区の差はないと判断し, 年齢層×性の 6 群の違いのみに着目した。具体的には, 豊田の推奨する手順に従い¹⁶⁾, 6 群 (母集団) 別の分析で各群のモデル適合度を確認した後, 6 群での多母集団同時分析を行った。多母集団同時分析では, まず, 因子負荷量の等値制約を置かない配置不変モデル (M1) のモデル適合度を検討した。配置不変モデルは, 各因子を測定する観測変数が集団間で等しいことを仮定しており, このモデルの適合度が十分でなければ, 同じ尺度を用いて 6 群の比較を行うことはできない。さらに, 因子負荷量も同じとみなせるかを検討するため, 因子負荷量について, M2: 6 群とも同じ (測定不変モデル), M3: 年齢差はあるが性差なし (高年男性=高年女性, 中年男性=中年女性, 若年男性=若年女性), M4: 年齢差はないが性差あり (高年男性=中年男性=若年男性, 高年女性=中年女性=若年女性) というモデルも設定し, M1 を含む 4 モデルの適合度を比較した。

3) 地域の子育て支援行動の平均値の比較

子育て支援尺度の総合点, および 3 つの下位尺度の得点のそれぞれを従属変数, 性別, 年齢層, 地域 (区) を独立変数とする分散分析を行った。多重比較の調整は Bonferroni 法を用いた。

4) 地域の子育て支援行動の関連要因の分析

年齢層と性の 6 群別に, 子育て支援尺度の総合点を目的変数とする重回帰分析を行った。説明変数は, 年齢, 地域, 配偶者の有無, 子ども・孫の状況, 居住年数, 住居形態, 学歴, 経済状態, 健康度自己評価, 就労状況, 6 種類のグループへの参加, 世代性関心の 17 変数であり, これらの記述統計量を表 3 に示した。

このうち, 「子ども・孫」は, 子・孫の有無と 1 番下の子・孫の年齢により, 子ども・孫なし (基準カテゴリ), 12 歳以下の子または 12 歳以下の孫あり (以下, 12 歳以下の子・孫あり), 13 歳以上の子・孫のみあり (子ども・孫はいるが, 全員が 13 歳以上)

表3 年齢層・性別の分析対象者数と記述統計量

		65-84歳 [高年層]		50-64歳 [中年層]		25-49歳 [若年層]	
		男性	女性	男性	女性	男性	女性
分析対象者① (人)		1,271	1,630	1,063	1,357	1,325	1,962
分析対象者② (人)		1,224	1,581	1,033	1,334	1,305	1,917
年齢 (歳)	平均値	72.4	73.5	56.9	57.1	38.0	38.1
	(標準偏差)	(5.54)	(5.56)	(4.40)	(4.38)	(7.01)	(7.11)
地域：東京都 A 区		44.2	41.2	41.0	40.2	39.8	41.3
配偶者：あり		73.8	51.9	68.2	71.5	56.0	64.2
子ども・孫：なし		16.2	9.5	35.3	20.1	58.2	47.4
12歳以下の子・孫あり		42.0	39.7	17.7	30.3	33.8	38.6
13歳以上の子・孫のみ		39.7	49.3	45.4	48.6	6.9	13.1
居住年数 (年)	平均値	41.7	40.8	30.1	31.3	15.8	15.8
	(標準偏差)	(19.3)	(17.4)	(17.9)	(16.1)	(13.5)	(13.3)
住居形態：戸建て持家		52.4	55.0	38.6	45.1	27.3	30.4
分譲マンション		19.2	19.5	25.7	26.8	17.4	20.1
賃貸マンション・アパート		14.5	9.9	23.7	15.4	44.1	39.6
その他 (公団・社宅等)		14.0	15.6	12.0	12.8	11.2	9.9
学歴：高卒以下		53.6	69.2	34.0	38.4	20.4	19.2
短大・専門学校		6.6	19.1	11.0	39.1	15.8	36.2
大学・大学院		37.1	8.9	52.4	20.6	62.5	43.5
経済状態：良好		35.0	38.8	33.6	35.0	38.5	35.8
中立/無回答		42.8	39.3	37.1	39.4	34.1	38.3
不良		22.1	21.9	29.3	25.6	27.4	25.9
健康度自己評価：不良		22.6	22.5	19.0	17.8	14.7	11.9
就労状況：フルタイム		16.4	5.5	72.6	33.8	89.5	54.0
グループ							
自治会・町会：参加		27.1	35.7	21.0	28.0	12.6	16.8
趣味・学習：参加		28.6	46.4	18.6	36.1	22.5	28.0
スポーツ：参加		25.7	35.3	22.6	31.6	22.3	20.3
ボランティア：参加		14.1	16.4	8.2	14.3	6.1	8.0
老人会：参加		9.7	15.0	—	—	—	—
育児・子ども：参加		—	—	6.1	8.8	11.6	26.2
参加グループ数	平均値	1.05	1.49	0.76	1.19	0.75	0.99
	(標準偏差)	(1.25)	(1.34)	(1.02)	(1.17)	(0.99)	(1.12)
世代性関心	平均値	11.2	10.8	11.7	11.4	12.3	11.7
	(標準偏差)	(4.56)	(4.17)	(4.06)	(3.72)	(4.37)	(3.74)

注) 記述統計量は分析対象者②による。年齢, 居住年数, 参加グループ数, 世代性関心以外の数値は割合 (%)。

「—」の変数は該当者が5%未満であり, 分析には用いなかった。

の3カテゴリに分けた。子どもの年齢を質問していなかった高年層の対象者については, 子どもはいるが, 12歳以下の孫がいない人全員を「13歳以上の子・孫のみ」に含めた。居住年数は7つの選択肢のそれぞれの中央の値(例:「10年-20年未満」の場合, 15年)をとって連続量とした。経済状態は,「あなたの世帯の,今の暮らし向きはいかがですか」への5段階での回答を,良好(非常に/ややゆとりがある),中立(どちらともいえない,無回答),不良(非常に/やや苦労している)の3カテゴリに,健康

度自己評価は,「あなたはふだんご自分で健康だと思えますか」への4段階での回答を,良好(とても健康だ,まあ健康な方だ),不良(あまり健康でない,健康ではない)の2カテゴリに分け,いずれも「良好」を基準カテゴリとした。就労については,中・若年男性における非就労割合が非常に低かったため,就労の有無ではなく,「フルタイムで働いている(おおむね週に35時間以上)」を1,それ以外(短時間・不定期就労,非就労)を0(基準カテゴリ)とした。

グループ参加は、以下の6種類のグループそれぞれについて、年に数回以上参加している場合（週に1回以上、月に1-3回、年に数回）を「参加」とした：1) 自治会・町会、2) 趣味・学習・教養のグループやサークル（以下、趣味・学習）、3) スポーツ関係のグループやクラブ（スポーツ）、4) ボランティア・市民活動団体・NPO（ボランティア）、5) 老人会・老人クラブ（老人会）、6) 育児サークルまたは子ども支援関係の組織（PTA・おやじの会・子どものクラブ活動・子ども会等）（育児・子ども）。ただし、高年層の「育児・子ども」、中・若年層の「老人会」は参加率が5%未満であったため、それぞれの年齢層での重回帰分析には含めなかった。また、複数のグループに参加している人やどのグループにも全く参加していない人もいるため、参加グループ数（0-5個）と子育て支援行動との関連も確認した。ただし、グループ数は種類別のグループ参加の有無との相関が比較的高かったため（種類により $r=0.6$ 以上）、同時投入は行わなかった。

世代性は、大場ら¹⁷⁾による generativity 尺度を一部改変した尺度¹⁸⁾を用いた。この尺度は、「世代性行動」、「世代性関心」、「世代性達成感」の3つの下位尺度から構成されるが¹⁸⁾、従属変数となる子育て支援「行動」との違いを明確にするため、本研究では「世代性関心」のみを用いた。具体的には、「あなたの人生についての考え」として、「新しい事や、新しい方法をつくりだしたい」、「自分の経験を他の人と分かち合いたい」、「若い人たちの良き助言者になりたい」、「将来にわたって他の人のためになるような何かをしたい」の4項目について、「強くそう思う」-「全くそう思わない」の6件法で評定したものを合計した（0-20）。信頼性係数は群により $\alpha = .82-.92$ であり、若年層においても0.8以上の高い値を示していた。

5) 欠損値の扱い

子育て支援尺度7項目中2項目以上に欠損値があった回答者はすべての分析から削除し、これを分析対象者①として表3に該当者数を示した。尺度の1項目のみに欠損値がある対象者（141人）は、信頼性係数算出時には除外したが、尺度得点を用いる分散分析や重回帰分析では、欠損のない残りの項目の1項目当たりの平均に項目数を掛け合わせて使用した（たとえば、尺度の総合点では7を掛けて21点満点とする）。完全情報最尤法を用いた確認的因子分析、および分散分析は分析対象者①を用いた。①の表1の有効回答者数からの減少数は、高年層では215人（有効回答者の6.9%）、中年層は48人（同1.9%）、若年層は47人（同1.4%）であり、高年層

で欠損値による脱落が多かった。

さらに、分析対象者①のうち、居住年数または世代性関心に欠損値があった人を除いた対象者を分析対象者②として、重回帰分析に用いた。なお、世代性関心は、欠損値が4項目中2項目以下の場合、子育て支援尺度と同様の手法で尺度得点を計算して分析に含めた。その他の説明変数の欠損値（各変数2%前後）は、「中立」カテゴリに含めた経済状態を除き、基準カテゴリに含めた。

データ解析には、IBM SPSS 23およびAMOS 23を用い、有意水準は5%とした。

3. 倫理的配慮

本研究は、東京都健康長寿医療センター研究部門倫理委員会の承認を得て実施した（28健経第1042号平成28年6月1日、受付番号5）。また、調査票とともに送付した依頼状には、回答は任意であり、協力しない場合でも不利益はないこと、得られたデータは個人の名前と切り離して統計的に処理し、研究・区の施策推進の目的以外では使用しないことを明示した。

III 研究結果

1. 地域の子育て支援行動尺度の信頼性・妥当性

7項目での信頼性係数 α は、高年男性=.86、高年女性=.85、中年男性=.88、中年女性=.87、若年男性=.90、若年女性=.91となり、相対的に値が低かった高年層でも.85以上の十分な値を示していた。下位尺度別では、「子どもの安全・健全な成長」は.80（高年女性）-.86（若年女性）、「親への情緒的サポート」は.72（高年男女）-.91（若年女性）であった。「親への手段的サポート」は、高年層が.62と.58（男女の順、以下同じ）、中年層が.70と.62、若年層が.70と.71となり、やや低かった。

確認的因子分析を6群別実施した場合、CFI (Comparative Fit Index) は0.95-0.99、RMSEA (Root Means Square Error of Approximation) は0.061-0.105の範囲で、高年男性と高年女性ではRMSEAが0.1を上回り適合度が低い傾向があったが、CFIはいずれも0.95以上のため、6群同時での分析に進んだ。

多母集団同時分析の結果、M1の配置不変モデルの適合度は、 χ^2 (df=72)=988.7, $P<.001$, CFI=.972, RMSEA=.038, AIC (赤池情報量規準)=1,264.7であり、適合度が良好とされる基準 (CFI $\geq .95$, RMSEA $< .06$)¹⁹⁾を満たしていた。一方、6群すべての因子負荷量を等しく設定したM2モデルの適合度は、 χ^2 (df=102)=1,314.3, $P<.001$, CFI=.962, RMSEA=.037, AIC=1,530.3であり、M1

表4 多母集団での確認的因子分析における非標準化推定値 (M1: 等値制約なしモデル)

	65-84歳 [高年層]		50-64歳 [中年層]		25-49歳 [若年層]	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
F: 地域の子育て支援行動						
→F1: 子どもの安全・成長	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
→F2: 親への手段的サポート	0.51	0.55	0.66	0.62	0.75	0.72
→F3: 親への情緒的サポート	1.09	1.42	1.13	1.38	1.06	1.26
F1: 子どもの安全・健全な成長						
→項目1 (あいさつ)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
→項目2 (ほめる)	1.00	1.17	1.00	1.18	0.93	1.04
→項目3 (注意する)	0.78	0.80	0.81	0.81	0.80	0.77
F2: 親への手段的サポート						
→項目4 (預かる)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
→項目7 (手助け)	1.38	1.56	1.43	1.61	1.13	1.35
F3: 親への情緒的サポート						
→項目5 (ねぎらう)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
→項目6 (相談)	0.66	0.72	0.85	0.81	0.91	0.99

注) 分析対象者①による。二次因子構造のモデルは図1に示した。F, F1-F3は潜在変数(因子)を表す。F→F1, F1→項目1, F2→項目4, F3→項目5のパス係数は1に制約。推定した係数はいずれも $P < .001$ 。

の適合度よりも良好とは言えず、モデルの χ^2 の差も統計的に有意であった($\Delta\chi^2$ (df=30)=325.6, $P < .001$)。さらに、M1の適合度は、M3の年齢差モデル(χ^2 (df=90)=1,131.0, $P < .001$, CFI=.968, RMSEA=.037, AIC=1,371.0)や、M4の性差モデル(χ^2 (df=96)=1,189.4, $P < .001$, CFI=.966, RMSEA=.036, AIC=1,417.4)に比べても良好であった。M1が最良という結果は、各因子の観測変数は各群で共通と仮定できるが、因子負荷量の大きさは年齢層や性により異なることを示している。

M1における各群の係数の非標準化推定値をみると(表4, モデル図は図1を参照), 1の制約を課したパスとその他のパス係数との大小関係(1より大きい小さいか)は6群ともおおむね一致していたが、係数の大きさには差異もみられた。たとえば、「F: 地域の子育て支援」から「F2: 親への手段的サポート」へのパス、「F3: 親への情緒的サポート」から観測項目6(相談にのる)へのパスの非標準化推定値は、1より小さい点では各群で共通するが、若い年齢層ほど係数の値が大きい傾向があった。

2. 子育て支援行動の実施状況

子育て支援尺度の総合点および下位尺度得点のそれぞれについて、6群別の平均値と分散分析の結果を図2と図3に示した。分散分析の結果、4つの従属変数すべてについて、性別の主効果(女性>男性)および年齢層の主効果が有意であったが、「子どもの安全・健全な成長」を除き、性別×年齢層の交互作用効果も有意であった。地域については、「親へ

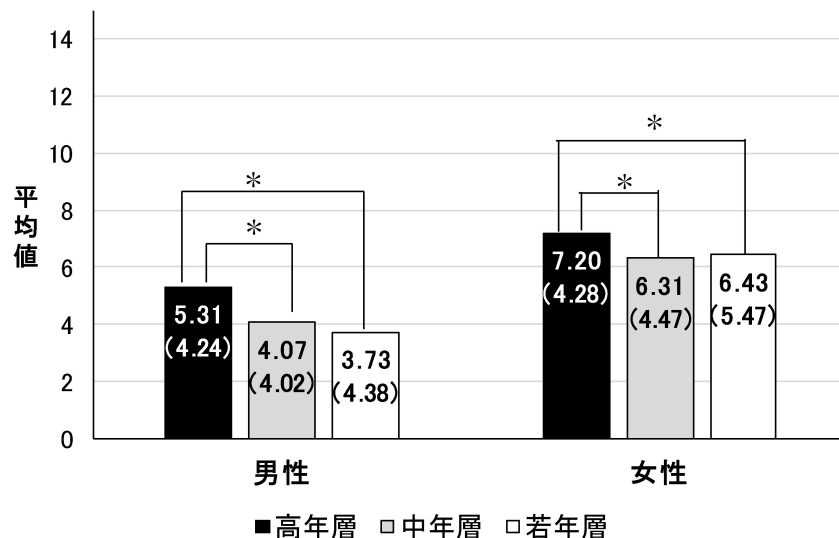
の情緒的サポート」の主効果(A区>B区)を除き、有意な主効果、交互作用効果(性×地域, 年齢×地域, 性×年齢×地域)はみられなかった。

多重比較の結果によれば、4つの従属変数とも、どの年齢層でも女性の平均値が男性より高いことは共通していたが、性別により年齢差の傾向は異なっていた。そこで、図2と図3には、性別に年齢層間の比較結果を示した。まず、尺度の総合点(図2)は、男女とも高年層が中・若年層より高かったが、若い年齢層ほど男女差が大きいことが、性別×年齢層の有意な交互作用($F(2,8596)=5.32, P < .01$)につながっていた。下位尺度別(図3)では、「子どもの安全・健全な成長」は、男女とも高年層, 中年層, 若年層の順で高い一方、「親への手段的サポート」については若年層が、男性では中年層に比べて、女性では高・中年層に比べて有意に高かった。もっとも、手段的サポート(0-6点)の平均値が1を超えたのは若年女性のみであった。とくに項目4「近所の子どもを預かったり、子どもの遊び相手になったりする」については、「全くない」(=0)と回答した人が、若年女性では7割、他の5群では約8割を占め、実施率が極めて低かった。「親への情緒的サポート」に関しては、男性では高年層が中・若年層より、女性では高年層と若年層がともに中年層より高かった。

3. 子育て支援行動の関連要因

表5の重回帰分析の結果、6群に共通して、子どもや孫、とくに12歳以下の子・孫がいる人ほど地域

図2 地域の子育て支援行動尺度の総合点



注) 尺度総合点は21点満点。グラフ内の数値は平均値 (かっこ内は標準偏差)。分散分析の結果、 F 値は以下の通り。性別：487.8, $P < .001$, 年齢：56.3, $P < .001$, 地域：0.0, ns, 性×年齢：5.32, $P < .01$, 性×地域：0.78, ns, 年齢×地域：0.70, ns, 性×年齢×地域：0.10, ns (nsは, $P \geq .05$)。Bonferroni法による多重比較の結果、5%水準で有意差のあった年齢層間にはアスタリスク (*) を付した。

の子育て支援をしていた。中でも若年層の男女では、12歳以下の子・孫の標準化係数が大きい ($\beta = .33, .44$)、これを非標準化係数 B (かっこ内は標準誤差) でみると、男性は3.01 (0.29)、女性は4.93 (0.28) となり、他の条件が同じであれば、12歳以下の子どもがいる人は、いない人に比べて、子育て支援行動の得点が男性では3点、女性では5点近くも高いことを示していた。また、どの群も世代性関心が高いほど子育て支援得点は有意に高いが、この関係は年齢が高いほど強かった。世代性関心と12歳以下の子・孫の標準化係数を比較すると、高年層では世代性関心の係数のほうが大きく、若年層はその逆であった。

グループ参加については、自治会・町会やボランティア団体の参加者は、性・年齢層に関わらず子育て支援得点が高い傾向があった。中・若年層では、趣味・学習のグループや、育児・子育て支援のグループ (PTA など) の参加者にも子育て支援得点が高い傾向がみられた。一方で、スポーツのグループへの参加者のほうが子育て支援得点が高いという関係は、どの年齢層も男性のみで有意であった。また、表には示していないが、グループの種類別の参加の有無に代えて参加グループ数を投入した場合の標準化係数は、高年層の男性と女性ではそれぞれ .236, .169, 中年層では .305, .255, 若年層では .304, .226, いずれも $P < .001$ で有意であり、参加グループ数が多いほど子育て支援行動得点が高

かった。

回答者の社会経済的状況との関連をみると、大学・大学院卒の高学歴者が高校卒業以下の人より子育て支援行動をしていない傾向が、高年女性 ($P < .10$) を除き5%水準で有意であった。また、中年男性のみにおいて、経済状態が不良であるほど子育て支援をしている有意な関係が示された。若年層のみの傾向としては、賃貸マンション・アパートに住んでいる人は、戸建て持ち家の人々に比べて、子育て支援得点が低かった。フルタイム就労者の子育て支援得点は、高年男性では高かったが、逆に中・若年女性では低くなっていた。

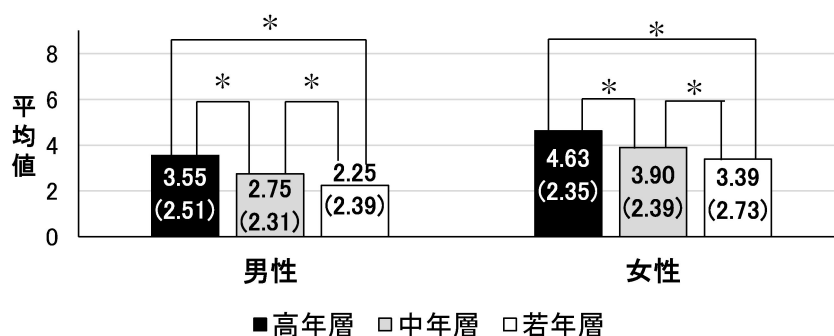
このほか、居住年数は5%有意水準に達していない群もあるが、居住年数が長いほど支援行動をするという弱い関係がみられ、健康度自己評価についてはどの群でも有意な効果はみられなかった。決定係数は、若年層、中年層、高年層の順で高く、若年層では投入した説明変数で子育て支援行動の分散の4割強を説明できた。

IV 考 察

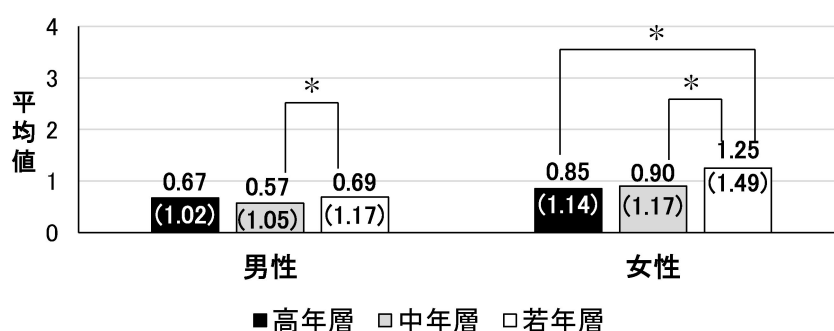
「地域の子育て支援行動尺度」は、年齢層・性別の6群のいずれについても、信頼性係数は十分な高さを示しており、内的一貫性からみた尺度の信頼性は高かった。また、確認的因子分析の配置不変モデルの適合度が良好であることから、3つの下位因子とそれに対応する観測変数を想定する図1のモデル

図3 地域の子育て支援行動尺度の下位尺度別得点

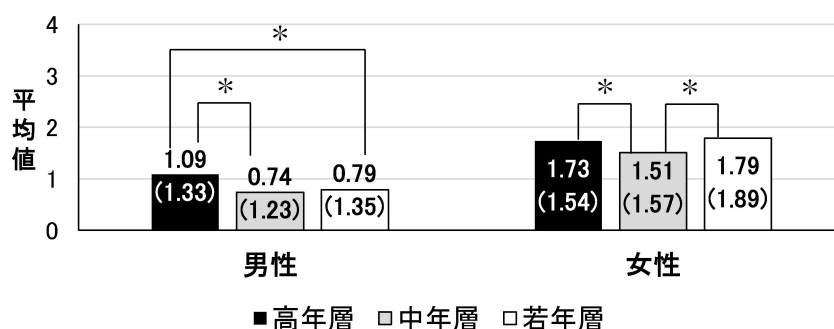
(a)子どもの安全・健全な成長(0-9点)



(b)親への手段的サポート(0-6点)



(c)親への情緒的サポート(0-6点)



注) グラフ内の数値は平均値 (かっこ内は標準偏差)。分散分析の結果, F 値は以下の通り。
 (a) 性別: 405.6, $P < .001$, 年齢: 192.1, $P < .001$, 地域: 2.1, ns, 性×年齢: 0.2, ns
 (b) 性別: 168.1, $P < .001$, 年齢: 31.7, $P < .001$, 地域: 0.3, ns, 性×年齢: 16.6, $P < .001$
 (c) 性別: 542.1, $P < .001$, 年齢: 23.6, $P < .001$, 地域: 4.0, $P < .01$, 性×年齢: 9.9, $P < .001$
 地域との交互作用はいずれも ns ($P \geq .05$)。Bonferroni 法による多重比較の結果, 5%水準で有意差のあった年齢層間にはアスタリスク (*) を付した。

は, 6群に適用可能であることが示された。つまり, 本尺度は, 中高齢以外の世代でも, 信頼性・因子の妥当性には問題がないことが確認された。

しかし, 多世代での尺度の使用においては, 注意すべき点があることも明らかになった。まず, 高年齢層では, 欠損値のために分析対象から除外される割合が中・若年齢層に比べて高く, マトリックス形式での回答が難しかったことが考えられる。高齢の人を

対象とした自記式調査では, 質問形式への配慮が必要と言える。また, 多母集団での確認的因子分析の結果からは, 因子負荷量が6群間で等しいという測定不変性が成立しているとは言えず, 集団間での因子平均の差は検討できない¹⁶⁾。本尺度の得点は7項目の得点を単純加算したもので因子得点ではないが, 年齢や性別により「地域の子育て支援」として現れる具体的行動に違いがある可能性は認識してお

表5 地域の子育て支援行動の重回帰分析結果（標準化偏回帰係数 β ）

	65-84歳 [高年層]		50-64歳 [中年層]		25-49歳 [若年層]	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
年齢	.097***	-.021	-.046	-.035	-.054*	.056**
地域：東京都A区	-.019	-.029	-.046†	-.049*	.011	-.009
配偶者：あり	.026	.052*	.052	.040	.032	.016
子ども・孫 (ref：なし)						
12歳以下の子・孫あり	.086*	.132***	.159***	.239***	.325***	.440***
13歳以上の子・孫のみ	.039	.092*	.076*	.154***	.132***	.128***
居住年数 (年)	.068*	.050†	.105***	.063*	.063*	.036†
住居形態 (ref：戸建て持家)						
分譲マンション	-.015	.035	-.011	.034	.011	.001
賃貸マンション・アパート	.017	.021	-.018	-.002	-.113***	-.067**
その他 (公団・社宅等)	.001	-.019	.012	.005	-.032	-.012
学歴 (ref：高卒以下)						
短大・専門学校	.011	-.017	-.035	-.046†	-.002	-.027
大学・大学院	-.090**	-.043†	-.145***	-.078**	-.120***	-.054*
経済状態 (ref：良好)						
中立/無回答	.042	-.015	.040	-.006	-.032	-.013
不良	-.001	-.033	.116***	-.005	-.018	-.001
健康度自己評価：不良	.001	.005	-.007	.009	.004	-.020
就労状況：フルタイム	.054*	.026	-.014	-.059*	-.016	-.082***
グループ						
自治会・町会：参加	.112***	.127***	.153***	.154***	.160***	.102***
趣味・学習：参加	.010	.009	.073*	.092***	.064**	.084***
スポーツ：参加	.093***	.004	.112***	-.009	.096***	.034†
ボランティア：参加	.132***	.097***	.109***	.065*	.064**	.045**
老人会：参加	.035	.052*	—	—	—	—
育児・子ども：参加	—	—	.074*	.196***	.179***	.144**
世代性関心	.309***	.306***	.281***	.262***	.169***	.196***
決定係数 R^2	.241	.188	.292	.256	.406	.495
(調整済み R^2)	(.227)	(.177)	(.277)	(.244)	(.396)	(.489)

注) 分析対象者②による。3カテゴリ以上の変数は、refとして基準カテゴリを示した。

† $P < .10$ * $P < .05$ ** $P < .01$ *** $P < .001$

く必要がある。さらに、下位尺度別では項目数が2-3項目ずつと少ないことや、高年・中年層では「親への手段的サポート」の信頼性係数が0.7を下回ることから、原則として7項目の尺度としての使用が望ましいと考える。

このように、親への手段的サポート単独での使用には問題が残るが、世代による支援内容の違いを検討するため、本研究ではあえて下位尺度得点別の比較も行った。親への手段的サポートの得点は、最も平均値の高い若年女性でも6点満点の1.25に過ぎず、とくに項目4「近所の子どもを預かったり、子どもの遊び相手になったりする」の実施率は低かった。このような実施率の極端な低さが下位尺度としての信頼性の低さにつながった可能性がある。ま

た、少なくとも今回の調査対象である大都市部では、親族ではない地域住民から「子どもを預かる」といった手段的サポートを受けることはまれであり、利用しやすいフォーマルな保育サービスの必要性が高いことを示している。

子育て支援の実施状況や関連要因について世代別の特徴をみていくと、まず、高年層は中・若年層に比べて子どもに声かけを行うなどの「子どもの安全・健全な成長」の支援をよく行っており、「親への情緒的サポート」も若年層と同程度(女性の場合)かそれ以上に(男性の場合)実施していた。結果として、子育て支援の総合点は3年齢層の中で最も高く、地域の子育て支援における高齢者の役割の重要性が示唆された。また、高年層における子育て支援

行動は、自身に孫がいるかどうか以上に、世代性関心の高さによって促される傾向が強くみられた。

他方、若年層では、親への手段的・情緒的サポートは中年層より実施しているものの、子どもの安全・成長の支援は中年層ほど実施しておらず、子育て支援行動の総合点は中年層と同程度であった。ただし、若年層、とくに女性では12歳以下の子どもがいるかどうかによる差が大きく、子育て中の親同士での互助が行われていることがうかがわれる。中年層は親へのサポート得点が相対的に低い傾向がみられたが、この年齢層は12歳以下の子どもや孫をもつ割合が低く（表3）、子育て中の人との接触の機会自体が少ないためではないかと考えられる。

ただし、本結果から明らかになった地域の子育て支援行動の頻度が相対的に低い集団を、一律に支援行動を促す取り組みを行う対象（介入対象）とすべきかには議論の余地がある。子どものいない若年層を対象とするよりも、自身の子育てが一段落した中・高年層を対象とするほうが、介入効果が高いことも考えられるからである。

地域の子育て支援行動の関連要因についての本結果は、60代を対象とした先行研究⁷⁾と多くの点で一致していた。まず、支援得点は、男性より女性のほうが高く、この男女差は3種類の支援内容別、また年齢層別にみても顕著だった。12歳以下の子どもや孫がいる人ほど支援得点が高いという結果も、孫の世話をしている人ほど高いとした先行研究の結果に沿うものである。世代性と子育て支援とのポジティブな関係は若年層を含む全年齢層でみられたが、この関係は高齢になるほど強かった。

学歴、経済状態、住居形態の結果をみると、本研究では社会経済的地位が低い人ほど地域の子育て支援をしているという一貫した傾向は示していないが、学歴については、強い効果ではないものの、先行研究と同様に子育て支援を抑制する方向での関係であった。パーソナル・ネットワークに関する研究によれば、高学歴者ほど友人ネットワークは地理的に分散している傾向が複数の研究で示されているが²⁰⁾、近所の友人数や隣人数の少なさについての結果は一貫していない^{20,21)}。学歴による差の背景には、近隣ネットワークの規模だけでなくつきあひ方の性質の違い、たとえば、高学歴であるほど、他人の子どものしつけに立ち入るような「おせっかい」をしない、といった違いがある可能性も考えられる。

さらに、若年層では賃貸の集合住宅居住者の子育て支援得点が低かったが、前述のように、この年齢層では互助的な支援が行われているとすると、互助のネットワークに入れておらず、自身の子育てへの

支援も受けていない可能性がある。賃貸の集合住宅に住む育児者が孤立していないかについて注意を払う必要があるだろう。また、中・若年層の女性ではフルタイム就労者ほど子育て支援得点が低いという結果は、主婦のほうが子育て支援に参加していることを示しているのではないかとと思われる。

グループへの参加については、どの群でも参加するグループの数が多い人ほど地域の子育て支援も行っていたが、参加グループの種類による違いもあった。たとえば、町会やボランティア団体は、年齢層・性別に関わらず、参加者ほど子育て支援得点が高かったが、趣味・学習、スポーツのグループは、年齢層や性別により結果が異なっていた。いずれにしても因果関係は不明であり、あるグループに参加することによって子育て支援行動が増加するのか、増加するとしたらどのような理由によるのかを、縦断的に調べる必要がある。

本研究の限界として、調査の回収率の低さが結果に影響を与えた可能性は否定できない。とくに、他者に支援的でない人ほど調査にも協力しなかった可能性を考えると、地域の子育て支援行動は、現実には調査の結果以上に実施されていないと考えるのが妥当であろう。それでも、世代別特徴を明らかにするという本研究の目的のためには、有用なデータであったと考える。また、本研究の2地域の結果にはほとんど違いがみられなかったが、いずれも大都市部であり、都市規模の異なる地域では結果が異なる可能性がある。一方で、同じ自治体内においても、小学校区程度のより小さな地域単位でみれば、子育て支援行動の実施状況には「地域差」がある可能性も残る。

論文の冒頭で述べた、本尺度が地域の「子育てのしやすさ」を評価するツールとなり得るかを判断するための次のステップとしては、住民の子育て支援得点が高い地域では、実際に子育て世代の育児不安が低い、地域での居住満足度が高いなどのポジティブな効果がみられるかを明らかにすることが挙げられる。その際には、「地域」の単位や、どのような世代による支援がより効果的かについての検討も必要である。

本研究は、国立研究開発法人科学技術振興機構（JST）社会技術研究開発センター（RISTEX）の戦略的創造研究推進事業の助成を受けた「持続可能な多世代共創社会のデザイン-ジェネラティブティで紡ぐ重層的な地域多世代共助システムの開発（平成27-30年度）」による研究成果の一部である。開示すべきCOI状態はない。

（受付 2018. 1.25）
（採用 2018. 4.20）

文 献

- 1) 梅田直美. 「育児の孤立化」問題の形成過程: 1990年以降を中心に. 現代の社会病理 2008; 23: 109-124.
- 2) 松田茂樹. 何が育児を支えるのか: 中庸なネットワークの強さ. 東京: 勁草書房. 2008; 85-115.
- 3) 荒牧美佐子, 無藤 隆. 育児への負担感・不安感・肯定感とその関連要因の違い: 未就学児を持つ母親を対象に. 発達心理学研究 2008; 19(2): 87-97.
- 4) 藤田大輔, 金岡 緑. 乳幼児を持つ母親の精神的健康度に及ぼすソーシャルサポートの影響. 日本公衆衛生雑誌 2002; 49(4): 305-313.
- 5) 佐藤美樹, 田高悦子, 有本 梓. 都市部在住の乳幼児を持つ母親の孤独感に関連する要因: 乳幼児の年齢集団別の検討. 日本公衆衛生雑誌 2014; 61(3): 121-129.
- 6) 内閣府. 子ども・子育て支援新制度. <http://www8.cao.go.jp/shoushi/shinseido/> (2017年12月20日アクセス可能).
- 7) 小林江里香, 深谷太郎, 原田 謙, 他. 中高年者を対象とした地域の子育て支援行動尺度の開発. 日本公衆衛生雑誌 2016; 63(3): 101-112.
- 8) 総務省統計局. 平成28年社会生活基本調査: 生活時間に関する結果 結果の概要. 2017. <http://www.stat.go.jp/data/shakai/2016/pdf/gaiyou2.pdf> (2017年12月20日アクセス可能).
- 9) 田渕 恵, 中川 威, 榎藤恭之, 他. 高齢者における短縮版 Generativity 尺度の作成と信頼性・妥当性の検討. 厚生指標 2012; 59(3): 1-7.
- 10) Choi LH. Factors affecting volunteerism among older adults. *J Appl Gerontol* 2003; 22(2): 179-196.
- 11) Wilson J, Musick M. Who cares? Toward an integrated theory of volunteer work. *Am Sociol Rev* 1997; 62(5): 694-713.
- 12) Erikson EH, Erikson JM, Kivnick HQ. *Vital Involvement in Old Age*. New York: W. W. Norton & Company. 1986; 73-104.
- 13) 小澤義雄. 老年期の Generativity 研究の課題: その心理社会的適応メカニズムの解明に向けて. 老年社会科学 2012; 34(1): 46-56.
- 14) McAdams DP, de St. Aubin E. A theory of generativity and its assessment through self-report, behavioral acts, and narrative themes in autobiography. *J Pers Soc Psychol* 1992; 62(6): 1003-1015.
- 15) McAdams DP, St Aubin ED, Logan RL. Generativity among young, midlife, and older adults. *Psychol Aging* 1993; 8(2): 221-230.
- 16) 豊田秀樹, 編. 共分散構造分析 Amos 編: 構造方程式モデリング. 東京: 東京図書. 2007; 73-87.
- 17) 大場宏美, 藤原佳典, 村山 陽, 他. 世代間交流プログラムの評価に向けた日本語版 generativity 尺度作成の試み. 日本世代間交流学会誌 2013; 3(1): 59-65.
- 18) 村山幸子, 小林江里香, 倉岡正高, 他. ジェネラティビティの構成概念と関連要因についての探索的検討: 都市部高齢者を対象とした郵送調査の結果から. 第59回日本老年社会学会大会, 名古屋, 2017.6.14-16.
- 19) Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Modeling* 1999; 6(1): 1-55.
- 20) 原田 謙. 社会階層とパーソナル・ネットワーク: 学歴・職業・所得による格差と性差. 医療と社会 2012; 22(1): 57-68.
- 21) 大谷信介. 現代都市住民のパーソナル・ネットワーク: 北米都市理論の日本的解説. 京都: ミネルヴァ書房. 1995; 125-144.

Community Child-Rearing Support Scale: Applicability across generations and differences in the supportive behaviors among generations

Erika KOBAYASHI*, Kumiko NONAKA*, Masataka KURAOKA*, Hiroko MATSUNAGA*,
Sachiko MURAYAMA*, Motoki TANAKA*, Yuta NEMOTO*, Hiroshi MURAYAMA^{2*},
Shuichiro WATANABE^{3*}, Yoji INABA^{4*} and Yoshinori FUJIWARA*

Key words : childrearing support, the elderly, community, reliability of scale, validity of scale, intergenerational relationships

Objectives Using the Community Child-Rearing Support Scale (CCRSS), which was developed for older adults, we examined 1) the reliability and validity of the scale for multiple generations, as well as the generational differences in the 2) degree and content of supportive behaviors for child rearing and 3) correlates of the behavior, in conjunction with gender differences.

Methods A mail survey was conducted with residents aged 25–84 years who were randomly selected from two cities in Tokyo and the surrounding areas, and responses were obtained from 8918 residents (response rate: 33%). The respondents were grouped as follows: old-aged (65–84 years), middle-aged (50–64 years), and young-aged (25–49 years). We performed the following analyses by age group and gender: 1) Cronbach's reliability coefficient and a confirmatory factor analysis of the CCRSS, 2) analysis of variance of the total CCRSS scores and scores of the three subscales (“children's security and sound growth,” “instrumental support to parents,” and “emotional support to parents”), and 3) a multiple regression analysis of the total scores in which various individual characteristics were introduced as explanatory variables.

Results The reliability coefficient was over 0.85 for each age group, and the factor analysis showed good model fitness. Compared to the middle- and young-aged groups, the old-aged group was more likely to provide support for “children's security and sound growth,” and equally (for women) or more likely (for men) to provide “emotional support to parents,” thereby resulting in the highest total score among the three generations. The mean score of “instrumental support to parents,” such as taking care of a child, was the highest for young women, although the score was low overall. Having a child or grandchild under 13 years old and stronger generativity were positively associated with child-rearing support for all age groups; however, the degree of associations varied across the groups. While having a child was strongly associated with support among the young-aged group, the association between support and generativity was stronger for older groups. Moreover, participation in neighborhood associations or volunteer groups and high school or lower education were associated with more support among all age groups, whereas living in rental apartments was associated with less support among the young-aged group.

Conclusion Our findings suggest that the CCRSS can be used for multiple generations and that old people play an important role in child rearing in the community. We found both differences and similarities between generations with respect to the correlates of child-rearing support.

* Research Team for Social Participation and Community Health, Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology

^{2*} Institute of Gerontology, The University of Tokyo

^{3*} Graduate School of Gerontology, J. F. Oberlin University

^{4*} College of Law, Nihon University