

[論文]

いくつかの論点における ソーシャル・ウェルビーイングの日韓比較

丸 茂 雄 *

日韓で共通の調査票を使用したアンケート結果を構造方程式モデリングを用いて分析した。生活満足度については、日韓間に同一モデルを適用できた。測定モデルのウェイトに等値制約を置き多母集団同時分析を行うと、日本、韓国ともに、外生変数「生活水準」は、潜在変数「精神的満足度」よりも潜在変数「生活全般の幸福度・満足度」に、より強く影響している。パス係数の検定を行うと、「生活水準」の向上は、韓国人よりも日本人の方が、より強く「生活全般の幸福度・満足度」および「精神的満足度」の向上に影響していることが判明した。ソーシャル・キャピタルについては、パス図を作成した結果、日本と韓国ではモデルが異なる。ソーシャル・キャピタルの中身に関して、因子「ネットワーク型 SC」を構成する観測変数は日韓で全く同じである。一方信頼に関しては、日本では「社会への信頼」、韓国では「身近な人への信頼」が因子として抽出された。ソーシャル・キャピタルを加味した集合的リスクについては、ソーシャル・キャピタルの因子分析で抽出された因子が異なることから、当然のことながら日韓間では、モデルが異なる。格差拡大の認知については、日韓間に同一モデルを適用できた。測定モデルのウェイトに等値制約を置き多母集団同時分析を行うと、「経済的不公平感」は、韓国人よりも日本人の方が、より強く「格差拡大の認知」に影響していることが判明した。

キーワード：生活満足度，多母集団同時分析，格差拡大の認知

1 はじめに

専修大学のプロジェクトである「アジアにおけるソーシャル・ウェルビーイング研究コンソーシアムの構築」(研究代表：原田博夫)が、文部科学省の私立大学戦略的研究基盤形成支援事業(平成26年度～平成30年度)として採択された。このプ

* 専修大学ソーシャル・ウェルビーイング研究センター adm001@isc.senshu-u.ac.jp

プロジェクトは、平成 21 年度から平成 25 年度まで実施したプロジェクトである「持続的発展に向けての社会関係資本の多様な構築—東アジアのコミュニティ，セキュリティ，市民文化の観点から—」の後継プロジェクトである。新プロジェクトにおいて、well-being という用語は、welfare や happiness の概念を含むもっとも包括的な概念であるので、well-being の訳語を福祉や厚生ではなく、カタカナ表記で表している（金井 2015）。前プロジェクトでは、ソーシャル・キャピタル（社会関係資本）に関して、日本の内外で様々なアンケート調査を実施した。

新プロジェクトでは、ソーシャル・キャピタルと関連したソーシャル・ウェルビーイングの観点から、日本を含むアジア諸国で「ライフスタイルと価値観に関する国際比較調査」を順次実施している。筆者は、前プロジェクトにおいて、東京都新宿区や神奈川県川崎市において、アンケートの集計結果を SEM（構造方程式モデリング）の手法により、ソーシャル・キャピタルと地域防災力の関連について分析を行った。本稿の目的は、これらの成果を踏まえ、①生活満足度、②ソーシャル・キャピタル、③ソーシャル・キャピタルを加味した集合的リスク、④格差拡大の認知について、日韓でどのように異なるのかを共通の調査票を用いたアンケート結果を分析し、明らかにするものである。

2 アンケート調査の概要

日本におけるアンケートはウェブ調査の形態で実施され、その調査票は、大別して、①フェイスシート、②ソーシャル・ウェルビーイング、③ソーシャル・キャピタル、④リスクと社会的安全網から構成されている。この調査は、専修大学ソーシャル・ウェルビーイング研究センターによって 2015 年 2 月に実施された。回答者は、調査を委託された（株）日経リサーチによって事前登録された 20 歳から 69 歳までの日本人である。調査受託会社によって層状のカテゴリー（性別、年代、地域、都市度）の全国的な分布に従って、回答者が無作為に抽出されている。したがって、これらのサンプルは、おおよそ日本全域を代表すると見なすことができる。標本サイズは、11,804 である。

韓国におけるアンケートもウェブ調査の形態で実施され、ソウル国立大学によって 2015 年夏に実施された。回答者は、20 歳から 69 歳までの韓国人である。調査受託会社によって層状のカテゴリー（性別、年代、地域）の全国的な分布に従って、回答者が無作為に抽出されている。したがって、これらのサンプルは、おおよそ韓国全域を代表すると見なすことができる。標本サイズは、2,000 である。

ウェブ調査の回答者は、普段からインターネット環境に慣れ親しんでいる人々に限られる傾向がある。すなわち、回答者が大卒などの高学歴者に偏ることが知られていることから、分析には注意が必要である。

3 生活満足度に関するモデル

3.1 先行研究

前田による研究では、大規模な日本人の国民性調査のデータを使い、個人生活と社会への満足感に影響を与える要因について検討を行っている。モデル比較の結果、「社会への満足」が「個人生活への満足」に影響を与えるのではなく、その逆であることが明らかとなった。また、「生活水準」が高まることによって、「個人生活への満足」が高まると考えられる(前田 1995: 141-160)。さらに、大竹らによる研究では、①世帯所得と1人当たり所得が大きいほど幸福であるが、その増加は逓減的である。②都会に居住する者は幸福である。とりわけ、13大都市居住者は幸福である。③所得よりも生活水準の方が、幸福度に強い影響をもっていることなどが明らかになっている(大竹ほか 2010: 70)。

3.2 分析に用いる観測変数

この分析に使用する生活満足度にかかわるソーシャル・ウェルビーイングの設問には、①主観的幸福度、②満足度(生活全般)、③満足度(家計)、④満足度(就業状況)、⑤満足度(仕事の充実度)、⑥満足度(家庭生活)、⑦満足度(結婚)、⑧満足度(友人)、⑨満足度(居住地域)、⑩満足度(時間の余裕)、⑪満足度(余暇の過ごし方)、⑫満足度(生きがい)、⑬満足度(健康)がある。これらの設問は、いずれも0(とても不幸あるいは不満)から10(とても幸せあるいは満足)までの選択肢の中から最もふさわしい1つを選ぶSA(単一回答)である。幸福感あるいは満足度の関係性には、様々なパターンがあることが想定される。このため、これらの回答結果から偏相関行列を作成し、偏相関係数が高い組み合わせを2組、計6個の観測変数を抽出する。すなわち、満足度(余暇の過ごし方)、満足度(時間の余裕)、満足度(生きがい)の組み合わせおよび満足度(生活全般)、主観的幸福度、満足度(家計)の組み合わせ¹⁾である²⁾。

次に6個の観測変数に生活水準に関する観測変数として、くらしむき変化(5年前)、くらしむき変化(5年後)の2つを加える。これらの設問は、いずれも0(とても悪くなったあるいはとても悪くなるだろう)から10(とても良くなったあるいはとて

表 1 生活満足度に関する因子分析（日本）

因子の命名		観測変数	最尤法, 斜交回転(プロマックス法)		
			因子1	因子2	因子3
(因子1)	精神的満足度	満足度(余暇の過ごし方)	0.984	0.001	0.001
		満足度(時間の余裕)	0.794	0.024	-0.017
		満足度(生きがい)	0.690	0.164	0.032
(因子2)	生活全般の 幸福度・満足度	満足度(生活全般)	0.018	1.006	-0.043
		主観的幸福度	0.112	0.752	0.041
		満足度(家計)	0.070	0.655	0.147
(因子3)	生活水準	くらしむき変化(5年前)	-0.015	0.016	0.928
		くらしむき変化(5年後)	0.024	0.055	0.578
因子間相関			1.000		
			0.606	1.000	
			0.313	0.514	1.000

N=11,477, クロンバックの $\alpha=0.886$

も良くなるだろう)までの選択肢の中から最もふさわしい1つを選ぶSA(単一回答)である。分析に使用する設問は全てSAである。

3.3 モデルの構築

8個の観測変数全て使用し、3因子構造の因子分析を日本について行くと、表1のとおりである。

因子1は、①満足度(余暇の過ごし方)、②満足度(時間の余裕)、③満足度(生きがい)から構成される。因子2は、①満足度(生活全般)、②主観的幸福度、③満足度(家計)から構成される。因子3は、①くらしむき変化(5年前)、②くらしむき変化(5年後)から構成される。因子1は「精神的満足度」、因子2は「生活全般の幸福度・満足度」、因子3は「生活水準」と命名した。主観的幸福度は従来単独でその決定要因を分析することが多かったが、因子分析の結果、満足度(生活全般)、満足度(家計)との相関が極めて強く、一括りの因子「生活全般の幸福度・満足度」として分析することが可能である。

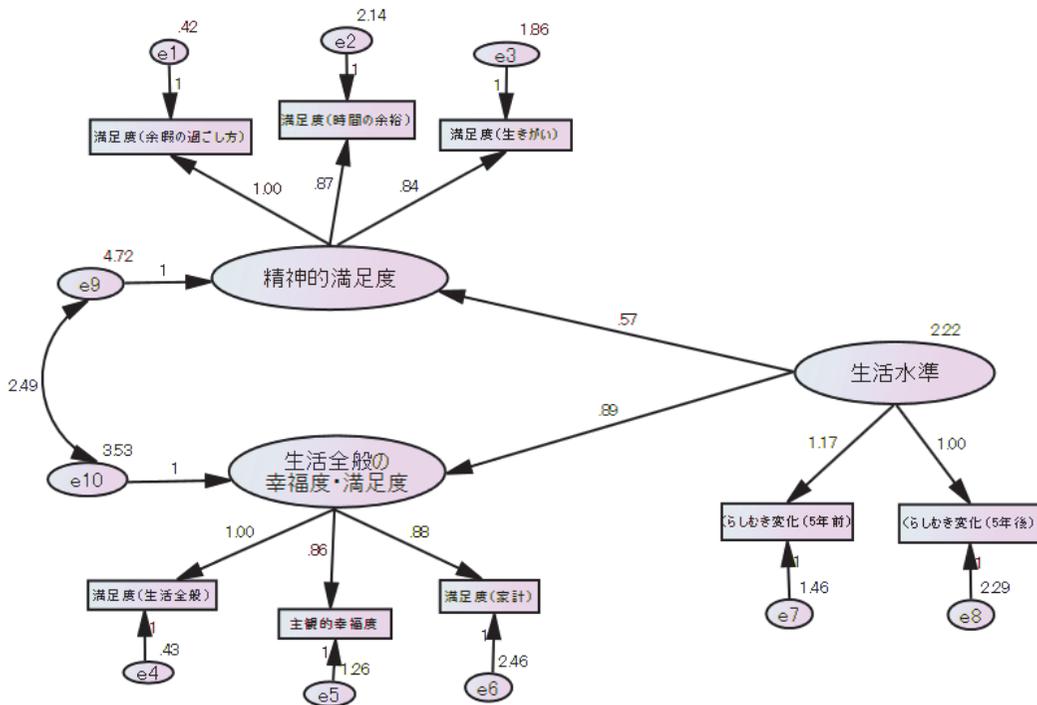
8個の観測変数全て使用し、3因子構造の因子分析を韓国について行くと、表2のとおりである。

因子分析の結果、日本の場合と同様な因子が抽出されたため、SEMにおいて日韓間に同一モデルを適用できそうである。測定モデルのウェイトに等値制約を置き、多母集団同時分析を行うと、日本のパス図は図1、韓国のパス図は図2のとおりである。使用したソフトはAMOS23であり、パラメータの推定法は最尤法を用いた。パス係数は、非標準解を示している。

表2 生活満足度に関する因子分析 (韓国)

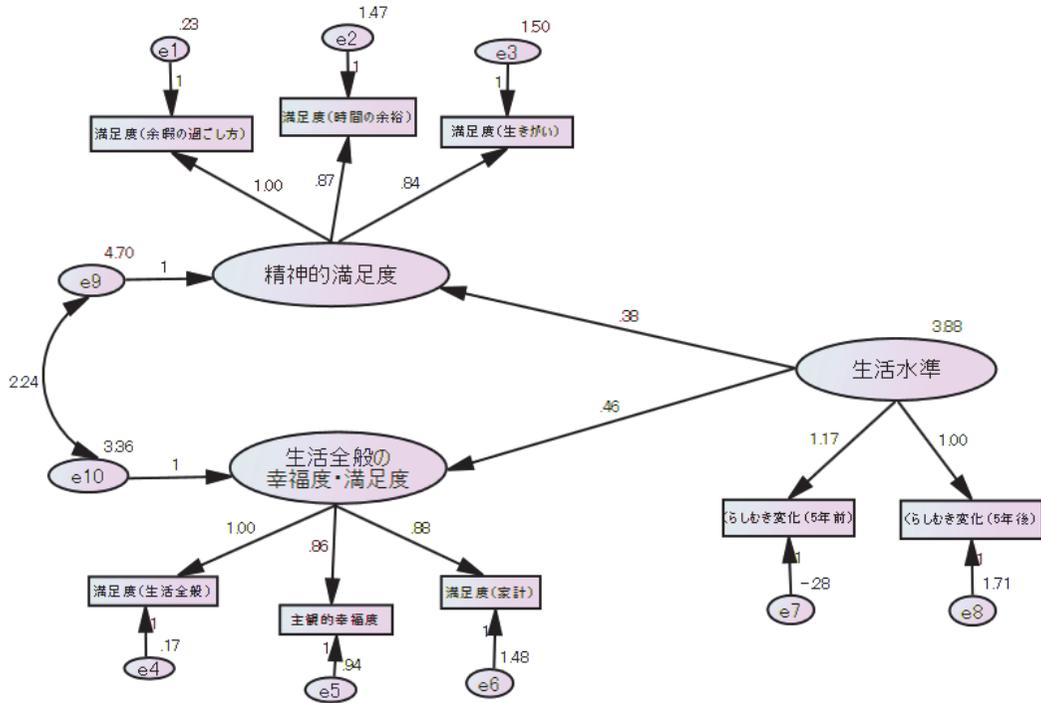
因子の命名		観測変数	最尤法, 斜交回転(プロマックス法)		
			因子1	因子2	因子3
(因子1)	精神的満足度	満足度(余暇の過ごし方)	1.003	0.001	-0.011
		満足度(時間の余裕)	0.823	0.012	0.014
		満足度(生きがい)	0.734	0.149	0.017
(因子2)	生活全般の 幸福度・満足度	満足度(生活全般)	0.007	0.988	-0.006
		主観的幸福度	0.079	0.806	0.047
		満足度(家計)	0.062	0.773	0.019
(因子3)	生活水準	くらしむき変化(5年前)	-0.010	-0.009	1.008
		くらしむき変化(5年後)	0.024	0.051	0.841
因子間相関			1.000		
			0.585	1.000	
			0.354	0.477	1.000

N=2,000, クロンバックの $\alpha=0.900$



1 日本
GFI=.969, AGFI=.944
CFI=.977, RMSEA=.057

図1 日本人の生活満足度に関するパス図 (非標準解), N = 11,477



2 韓国
 GFI=.969, AGFI=.944
 CFI=.977, RMSEA=.057

図2 韓国人の生活満足度に関するパス図（非標準解），N = 2,000

日本モデルでは、「生活水準」が外生変数となった。「生活水準」から潜在変数「生活全般の幸福度・満足度」へのパス係数は0.89であり、「生活水準」から潜在変数「精神的満足度」へのパス係数は0.57である。「生活全般の幸福度・満足度」と「精神的満足度」の間には共分散を設定している。重相関係数の平方 (R^2) に関しては、「生活全般の幸福度・満足度」が0.331、「精神的満足度」が0.131である。パス係数を1に固定したパスを除き、全てのパス係数が0.1%水準で統計的に有意である。適合度の指標は、GFI=0.969, AGFI=0.944, CFI=0.977, RMSEA=0.057である。

韓国モデルでは、「生活水準」が外生変数となった。「生活水準」から潜在変数「生活全般の幸福度・満足度」へのパス係数は0.46であり、「生活水準」から潜在変数「精神的満足度」へのパス係数は0.38である。「生活全般の幸福度・満足度」と「精神的満足度」の間には共分散を設定している。重相関係数の平方 (R^2) に関しては、「生活全般の幸福度・満足度」が0.200、「精神的満足度」が0.105である。パス係数を1に固定したパスを除き、全てのパス係数が0.1%水準で統計的に有意である。適合

度の指標は、日本モデルと同一である。

3.4 モデルの分析

日本、韓国ともに、外生変数「生活水準」は、潜在変数「精神的満足度」よりも潜在変数「生活全般の幸福度・満足度」に、より強く影響している。

日本モデルでは外生変数「生活水準」から潜在変数「生活全般の幸福度・満足度」へのパス係数は0.89であり、韓国モデルでは0.46である。パス係数の差(0.43)の検定を行うと、0.1%水準で有意である。日本モデルでは外生変数「生活水準」から潜在変数「精神的満足度」へのパス係数は0.57であり、韓国モデルでは0.38である。パス係数の差(0.19)の検定を行うと、0.1%水準で有意である。すなわち、「生活水準」の向上は、韓国人よりも日本人の方が、より強く「生活全般の幸福度・満足度」および「精神的満足度」の向上に影響している。

4 ソーシャル・キャピタルに関するモデル

4.1 分析に用いる観測変数

ソーシャル・キャピタルには、複数のタイプがあることが指摘されている。この分析では、複数のタイプのソーシャル・キャピタルと近所つきあいが、相互にどのような関係にあるかを調べる。分析に用いる観測変数は、C01a (ほとんどの人への信頼)、C01b (家族・親戚への信頼)、C01c (近所の人びとへの信頼)、C01d (友人・知人への信頼)、C01e (職場の同僚への信頼)、C01f (見知らぬ人への信頼)、C01g (公務員への信頼)、C02a (親戚への接触頻度)、C02b (友人・知人への接触頻度)、C03a (近所つきあいの程度)、C03b (近所つきあいの割合)、C04a (地域活動への参加 (スポーツ・趣味・娯楽))、C04b (地域活動への参加 (まちづくり))、C04c (地域活動への参加 (高齢者支援))、C04d (地域活動への参加 (子育て支援))、C04e (地域活動への参加 (防犯))、C04f (地域活動への参加 (防災))、C04g (地域活動への参加 (町内会・自治会))、C05 (地域の祭礼への参加) であり、合計19個の観測変数である。これらの観測変数を全て用いて3因子構造の因子分析を行う。因子分析の手法は、①因子負荷量が0.4未満の観測変数は、削除する。②抽出される因子1つあたり3個以内の観測変数とする。したがって、因子負荷量が0.4以上の観測変数が4つ以上ある場合においても上位3つまでを採用する。その理由は、SEMによりパス図を作成する際において、適合度の指標でモデルが棄却されないようにするためである。

表3 ソーシャル・キャピタルに関する因子分析（日本）

因子の命名		観測変数	最尤法, 斜交回転(プロマックス法)		
			因子1	因子2	因子3
(因子1)	ネットワーク型のSC	地域活動への参加(防犯)	0.939	-0.006	-0.015
		地域活動への参加(防災)	0.858	0.004	0.022
		地域活動への参加(高齢者支援)	0.737	0.015	0.036
(因子2)	社会への信頼	ほとんどの人への信頼	-0.003	0.860	-0.054
		見知らぬ人への信頼	0.052	0.701	-0.060
		近所の人びとへの信頼	-0.042	0.693	0.165
(因子3)	近所つきあい	近所つきあいの割合	0.036	-0.012	0.790
		近所つきあいの程度	0.014	0.017	0.786
因子間相関			1.000		
			0.230	1.000	
			0.428	0.349	1.000

N=9,445, クロンバックの $\alpha=0.791$

表4 ソーシャル・キャピタルに関する因子分析（韓国）

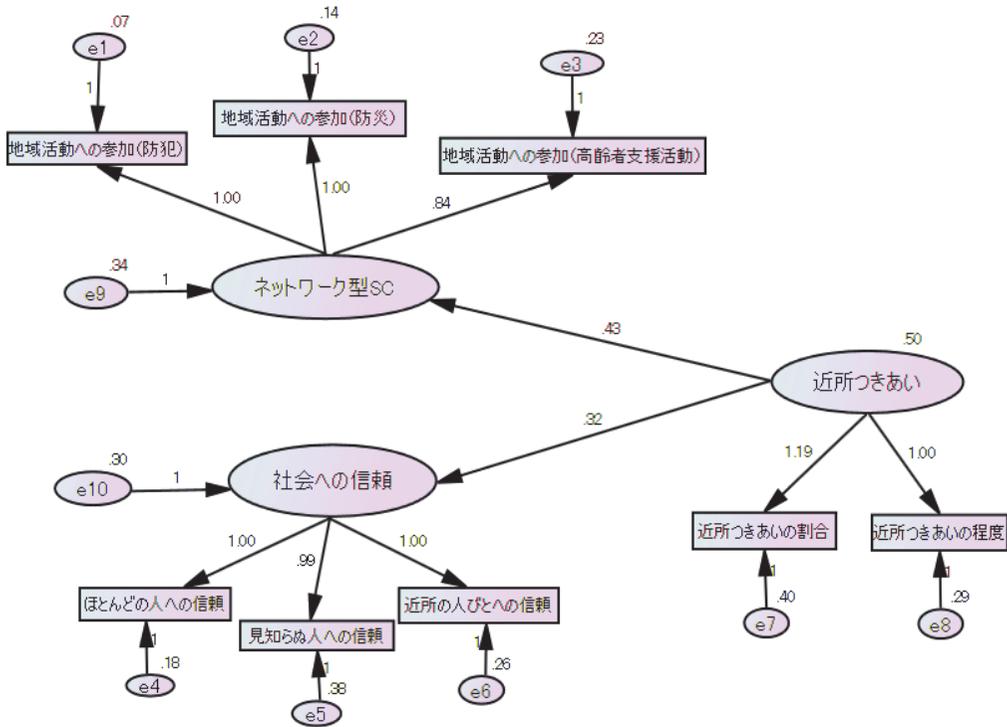
因子の命名		観測変数	主因子法, 斜交回転(プロマックス法)		
			因子1	因子2	因子3
(因子1)	ネットワーク型のSC	地域活動への参加(防犯)	0.935	-0.006	-0.042
		地域活動への参加(防災)	0.873	0.021	-0.008
		地域活動への参加(高齢者支援)	0.680	-0.016	0.132
(因子2)	身近な人への信頼	友人・知人への信頼	-0.040	0.823	-0.081
		職場の同僚への信頼	-0.005	0.733	0.000
		近所の人びとへの信頼	0.070	0.640	0.154
(因子3)	近所つきあい	近所つきあいの程度	-0.011	0.023	0.814
		近所つきあいの割合	0.080	-0.012	0.793
因子間相関			1.000		
			0.206	1.000	
			0.518	0.347	1.000

N=1,287, クロンバックの $\alpha=0.809$

4.2 モデルの構築

3因子構造の因子分析を日本について行くと、表3のとおりである。

因子1は、①地域活動への参加（防犯）、②地域活動への参加（防災）、③地域活動への参加（高齢者支援）から構成される。因子2は、①ほとんどの人への信頼、②見知らぬ人への信頼、③近所の人びとへの信頼から構成される。因子3は、①近所つきあいの割合、②近所つきあいの程度から構成される。因子1は「ネットワーク型のSC（ソーシャル・キャピタル）」、因子2は「社会への信頼」、因子3は「近所つきあい」と命名した。



日本
GFI=.986, AGFI=.972
CFI=.985, RMSEA=.055

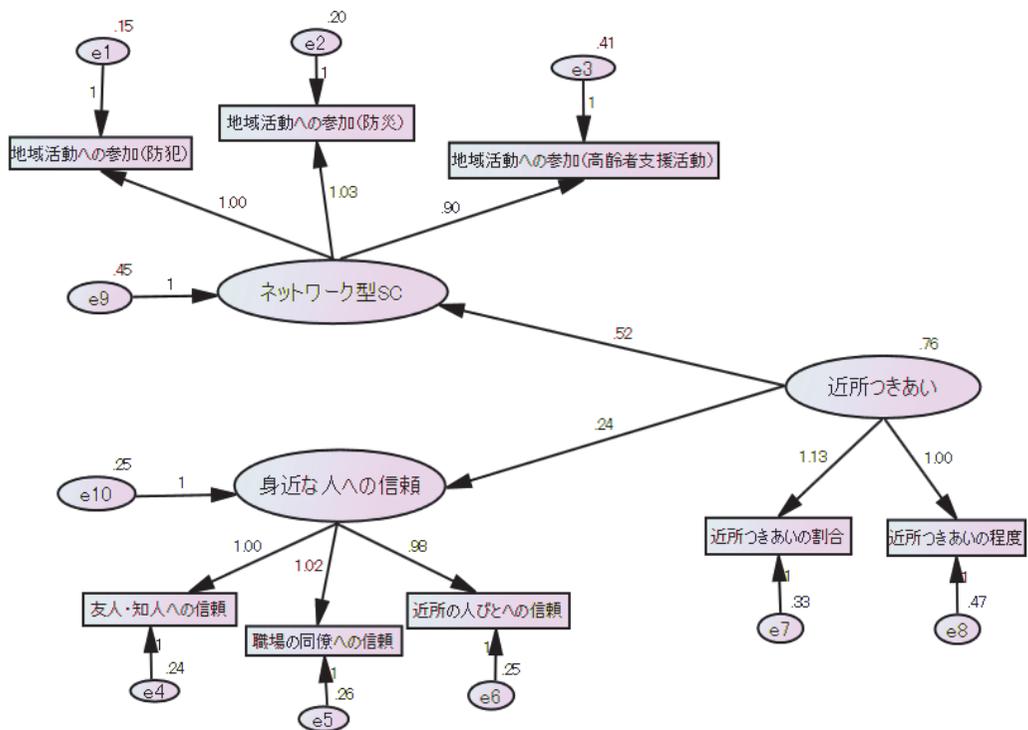
図3 日本人のソーシャル・キャピタルに関するパス図 (非標準解), N = 9,445

3 因子構造の因子分析を韓国に行うと、表4のとおりである。

因子1は、①地域活動への参加(防犯)、②地域活動への参加(防災)、③地域活動への参加(高齢者支援)から構成される。因子2は、①友人・知人への信頼、②職場の同僚への信頼、③近所の人びとへの信頼から構成される。因子3は、①近所つきあいの程度、②近所つきあいの割合から構成される。因子1は「ネットワーク型のSC」、因子2は「身近な人への信頼」、因子3は「近所つきあい」と命名した。

8個の観測変数を使用し、SEMによりパス図を作成すると、日本のパス図は図3、韓国のパス図は図4のとおりである。

日本モデルでは、「近所つきあい」が外生変数となった。「近所つきあい」から潜在変数「ネットワーク型SC」へのパス係数は0.43であり、「近所つきあい」から潜在変数「社会への信頼」へのパス係数は0.32である。重相関係数の平方(R^2)に関しては、「ネットワーク型SC」が0.217、「社会への信頼」が0.146である。パス係数を1に固定したパスを除き、全てのパス係数が0.1%水準で統計的に有意である。



韓国
GFI=.971, AGFI=.943
CFI=.971, RMSEA=.076

図4 韓国人のソーシャル・キャピタルに関するパス図（非標準解），N = 1,287

適合度の指標は，GFI=0.986，AGFI=0.972，CFI=0.985，RMSEA=0.055である。

韓国モデルでは、「近所つきあい」が外生変数となった。「近所つきあい」から潜在変数「ネットワーク型 SC」へのパス係数は 0.52 であり、「近所つきあい」から潜在変数「身近な人への信頼」へのパス係数は 0.24 である。重相関係数の平方 (R^2) に関しては、「ネットワーク型 SC」が 0.309、「身近な人への信頼」が 0.147 である。パス係数を 1 に固定したパスを除き、全てのパス係数が 0.1%水準で統計的に有意である。適合度の指標は，GFI=0.971，AGFI=0.943，CFI=0.971，RMSEA=0.076 である。

4.3 モデルの分析

日本と韓国では，モデルが異なる。「近所つきあい」から「ネットワーク型 SC」へのパス係数は，韓国の方が大きい。ソーシャル・キャピタルの中身に関して、「ネットワーク型 SC」を構成する観測変数は，全く同じである。信頼については，日本

では、観測変数の中に「ほとんどの人への信頼」、「見知らぬ人への信頼」が含まれている。すなわち、「ほとんどの人への信頼」と「近所の人びとへの信頼」が同じ範疇に含まれていることになる。一方、韓国では、観測変数の中にこれらの信頼が含まれておらず、代わりに「友人・知人への信頼」、「職場の同僚への信頼」が含まれている。韓国人の発想法は、身近な人への信頼に比べ、社会全体への信頼に乏しいといえよう。

5 ソーシャル・キャピタルを加味した集合的リスクに関するモデル

5.1. 分析に用いる観測変数

集合的リスクに関する観測変数には、R06a (集合的リスクへの支援期待 (市区町村役場)), R06b (集合的リスクへの支援期待 (学校・病院などの公的機関)), R06c (集合的リスクへの支援期待 (警察)), R06d (集合的リスクへの支援期待 (消防組織)), R06e (集合的リスクへの支援期待 (自衛隊)), R06f (集合的リスクへの支援期待 (政党・政治家)), R06g (集合的リスクへの支援期待 (地縁団体)), R06h (集合的リスクへの支援期待 (ボランティア・NPO など)), R06i (集合的リスクへの支援期待 (宗教組織)), R06j (集合的リスクへの支援期待 (職場の雇用主)), R06k (集合的リスクへの支援期待 (職場の同僚)), R06l (集合的リスクへの支援期待 (近所の人々)), R06m (集合的リスクへの支援期待 (家族)), R06n (集合的リスクへの支援期待 (親戚)), R06o (集合的リスクへの支援期待 (友人・知人)) がある。集合的リスクには様々なタイプがあることが考えられるため、これらの観測変数を全て用いて3因子構造の因子分析を行う。因子分析の手法は、4.1.と同様である。

5.2 モデルの構築

3因子構造の因子分析を日本について行うと、表5のとおりである。

因子1は、①集合的リスクへの支援期待 (警察), ②集合的リスクへの支援期待 (消防組織), ③集合的リスクへの支援期待 (市区町村役場) から構成される。因子2は、①集合的リスクへの支援期待 (職場の雇用主), ②集合的リスクへの支援期待 (職場の同僚), ③集合的リスクへの支援期待 (宗教組織) から構成される。因子3は、①集合的リスクへの支援期待 (親戚), ②集合的リスクへの支援期待 (家族), ③集合的リスクへの支援期待 (友人・知人) から構成される。因子1は「公共への支援期待」、因子2は「職場・宗教組織への支援期待」、因子3は「近親者・友人知人への支援期待」と命名した。

表 5 集合的リスクに関する因子分析（日本）

因子の命名		観測変数	最尤法, 斜交回転(プロマックス法)		
			因子1	因子2	因子3
(因子1)	公共への支援期待	集合的リスクへの支援期待(警察)	0.887	0.059	-0.020
		集合的リスクへの支援期待(消防組織)	0.860	-0.011	0.058
		集合的リスクへの支援期待(市区町村役場)	0.758	0.053	0.053
(因子2)	職場・宗教組織への支援期待	集合的リスクへの支援期待(職場の雇用主)	0.012	0.939	-0.048
		集合的リスクへの支援期待(職場の同僚)	-0.032	0.904	0.060
		集合的リスクへの支援期待(宗教組織)	0.154	0.480	0.012
(因子3)	近親者・友人知人への支援期待	集合的リスクへの支援期待(親戚)	-0.032	0.054	0.844
		集合的リスクへの支援期待(家族)	0.181	-0.149	0.691
		集合的リスクへの支援期待(友人・知人)	-0.003	0.212	0.665
因子間相関			1.000		
			0.348	1.000	
			0.529	0.447	1.000

N=11,804, クロンバックの $\alpha=0.868$

表 6 集合的リスクに関する因子分析（韓国）

因子の命名		観測変数	最尤法, 斜交回転(プロマックス法)		
			因子1	因子2	因子3
(因子1)	近親者・友人知人への支援期待	集合的リスクへの支援期待(友人・知人)	0.843	-0.039	0.079
		集合的リスクへの支援期待(親戚)	0.793	0.012	0.077
		集合的リスクへの支援期待(家族)	0.725	0.135	-0.171
(因子2)	公共への支援期待	集合的リスクへの支援期待(警察)	0.104	0.795	0.034
		集合的リスクへの支援期待(役場)	-0.039	0.779	0.093
		集合的リスクへの支援期待(学校・病院)	0.112	0.762	0.005
(因子3)	職場・政治家への支援期待	集合的リスクへの支援期待(職場の雇用主)	-0.039	0.048	0.902
		集合的リスクへの支援期待(職場の同僚)	0.226	-0.062	0.763
		集合的リスクへの支援期待(政治家)	-0.192	0.279	0.466
因子間相関			1.000		
			0.438	1.000	
			0.417	0.429	1.000

N=2,000, クロンバックの $\alpha=0.859$

3 因子構造の因子分析を韓国について行くと、表 6 のとおりである。

因子 1 は、①集合的リスクへの支援期待（友人・知人）、②集合的リスクへの支援期待（親戚）、③集合的リスクへの支援期待（家族）から構成される。因子 2 は、①集合的リスクへの支援期待（警察）、②集合的リスクへの支援期待（役場）、③集合的リスクへの支援期待（学校・病院）から構成される。因子 3 は、①集合的リスクへの支援期待（職場の雇用主）、②集合的リスクへの支援期待（職場の同僚）、③集合的リスクへの支援期待（政治家）から構成される。因子 1 は「近親者・友人知人への支援期待」、因子 2 は「公共への支援期待」、因子 3 は「職場・政治家への支援期待」と命名した。

表7 SCを加味した集合的リスクに関する因子分析 (日本)

因子の命名		観測変数	最尤法, 斜交回転(プロマックス法)					
			因子1	因子2	因子3	因子4	因子5	因子6
(因子1)	公共への支援期待	集合的リスクへの支援期待(警察)	0.894	0.013	0.045	0.007	-0.023	-0.021
		集合的リスクへの支援期待(消防組織)	0.871	-0.001	-0.017	-0.036	0.055	0.012
		集合的リスクへの支援期待(市区町村役場)	0.759	-0.012	0.047	0.032	0.038	0.000
(因子2)	ネットワーク型のSC	地域活動への参加(防犯)	0.003	0.943	-0.009	-0.009	0.003	-0.018
		地域活動への参加(防災)	0.007	0.863	-0.011	-0.002	0.014	0.015
		地域活動への参加(高齢者支援)	-0.012	0.732	0.026	0.013	-0.014	0.037
(因子3)	職場・宗教組織への支援期待	集合的リスクへの支援期待(職場の雇用主)	0.017	-0.021	0.946	-0.022	-0.043	0.003
		集合的リスクへの支援期待(職場の同僚)	-0.031	-0.020	0.910	-0.013	0.068	0.002
		集合的リスクへの支援期待(宗教組織)	0.142	0.081	0.449	0.090	-0.004	0.011
(因子4)	社会への信頼	ほとんどの人への信頼	-0.006	-0.006	-0.002	0.846	0.027	-0.055
		見知らぬ人への信頼	-0.016	0.033	0.038	0.734	-0.106	-0.039
		近所の人びとへの信頼	0.031	-0.033	-0.028	0.675	0.098	0.139
(因子5)	近親者・友人知人への支援期待	集合的リスクへの支援期待(親戚)	-0.031	0.041	0.044	0.003	0.840	-0.022
		集合的リスクへの支援期待(家族)	0.166	-0.058	-0.134	-0.029	0.704	0.014
		集合的リスクへの支援期待(友人・知人)	-0.009	0.020	0.207	0.014	0.665	-0.005
(因子6)	近所つきあい	近所とのつきあいの割合	0.001	0.041	-0.004	-0.014	-0.005	0.789
		近所とのつきあいの程度	-0.009	0.014	0.017	0.015	-0.009	0.788
因子間相関			1.000					
			0.056	1.000				
			0.350	0.276	1.000			
			0.296	0.240	0.297	1.000		
			0.522	0.092	0.430	0.279	1.000	
			0.176	0.427	0.163	0.353	0.281	1.000

N=9,445, クロンバックの $\alpha=0.855$

表8 SCを加味した集合的リスクに関する因子分析 (韓国)

因子の命名		観測変数	最尤法, 斜交回転(プロマックス法)					
			因子1	因子2	因子3	因子4	因子5	因子6
(因子1)	ネットワーク型のSC	地域活動への参加(防犯)	0.944	-0.011	-0.026	0.015	0.000	-0.050
		地域活動への参加(防災)	0.873	0.033	0.035	0.012	-0.026	-0.004
		地域活動への参加(高齢者支援)	0.673	-0.045	0.037	-0.024	0.038	0.125
(因子2)	公共への支援期待	集合的リスクへの支援期待(警察)	0.009	0.807	0.066	0.032	0.034	-0.053
		集合的リスクへの支援期待(役場)	-0.018	0.782	-0.020	-0.001	0.050	0.026
		集合的リスクへの支援期待(学校・病院)	-0.021	0.766	0.113	0.002	-0.002	0.035
(因子3)	近親者・友人知人への支援期待	集合的リスクへの支援期待(友人・知人)	0.028	-0.075	0.840	0.026	0.108	-0.006
		集合的リスクへの支援期待(親戚)	0.024	0.046	0.789	-0.045	0.059	0.043
		集合的リスクへの支援期待(家族)	-0.027	0.140	0.743	0.004	-0.129	-0.027
(因子4)	身近な人への信頼	友人・知人への信頼	-0.011	-0.009	0.129	0.812	-0.109	-0.061
		職場の同僚への信頼	-0.040	-0.001	-0.092	0.738	0.161	-0.024
		近所の人びとへの信頼	0.076	0.040	-0.038	0.638	-0.015	0.161
(因子5)	職場・政治家への支援期待	集合的リスクへの支援期待(職場の雇用主)	-0.048	0.101	-0.020	-0.008	0.839	0.015
		集合的リスクへの支援期待(職場の同僚)	0.012	-0.072	0.222	0.073	0.756	-0.013
		集合的リスクへの支援期待(政治家)	0.183	0.278	-0.171	-0.051	0.396	-0.019
(因子6)	近所つきあい	近所との付き合いの程度	0.006	0.008	0.045	0.012	-0.029	0.818
		近所との付き合いの割合	0.083	-0.005	-0.044	0.011	0.027	0.777
因子間相関			1.000					
			0.132	1.000				
			0.047	0.421	1.000			
			0.192	0.274	0.431	1.000		
			0.351	0.454	0.400	0.369	1.000	
			0.508	0.140	0.122	0.332	0.354	1.000

N=1,287, クロンバックの $\alpha=0.861$

3因子構造の因子分析で用いた観測変数に対し、日韓それぞれにソーシャル・キャピタルに関する因子分析で用いた観測変数を加えて6因子構造の因子分析を行う。6因子構造の因子分析を日本について行くと、表7のとおりである。

因子1は「公共への支援期待」、因子2は「ネットワーク型のSC」、因子3は「職

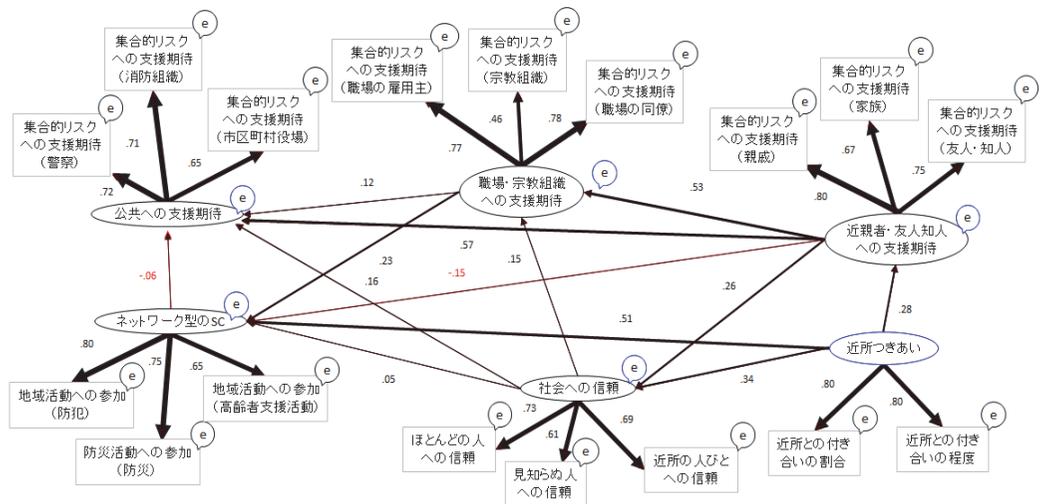


図5 SCを加味した日本人の集会的リスクに関するパス図（非標準解），N = 9,445

場・宗教組織への支援期待」，因子4は「社会への信頼」，因子5は「近親者・友人知人への支援期待」，因子6は「近所つきあい」と命名した。

6因子構造の因子分析を韓国について行くと，表8のとおりである。

因子1は「ネットワーク型のSC」，因子2は「公共への支援期待」，因子3は「近親者・友人知人への支援期待」，因子4は「身近な人への信頼」，因子5は「職場・政治家への支援期待」，因子6は「近所つきあい」と命名した。

17個の観測変数を使用し，参考のためSEMによりパス図を作成すると，日本のパス図は図5，韓国のパス図は図6のとおりである．パラメータの推定法は最尤法を用いた．パス係数は，非標準解を示している。

因子分析の結果，異なる因子が抽出されたため，SEMにおいて日韓間に同一モデルを適用できない．測定モデルのウェイトに等値制約を置き，多母集団同時分析を行うは不可能である．パス図作成にはAMOS23ではなく，小島隆矢，山本将史，2013，『Excelで学ぶ共分散構造分析とグラフィカルモデリング—Excel2013/2010/2007対応版—』の添付ソフトを使用した．その理由は，省スペースである．このソフトは，多母集団同時分析には対応していない。

日本人のモデルでは，「近所つきあい」が外生変数となった．「近所つきあい」から，①潜在変数「ネットワーク型SC」へのパス係数は0.51であり，②潜在変数「社会への信頼」へのパス係数は0.34であり，③潜在変数「近親者・友人知人への支援期待」へのパス係数は0.28である．重相関係数の平方 (R^2) に関しては，「近親者・友人知人への支援期待」が0.075，「社会への信頼」が0.196，「職場・宗教組織への

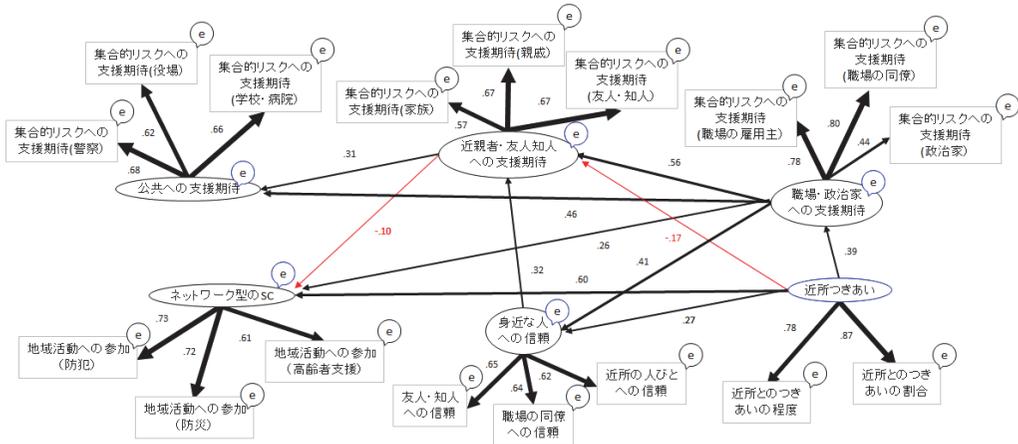


図6 SCを加味した韓国人の集合的リスクに関するパス図(非標準解), N = 1,287

支援期待」が0.282, 「ネットワーク型SC」が0.258, 「公共への支援期待」が0.358である。全てのパス係数が0.1%水準で統計的に有意である。適合度の指標は, GFI = 0.958, AGFI = 0.939, CFI = 0.959, RMSEA = 0.059 である。

韓国人のモデルでも, 「近所つきあい」が外生変数となった。「近所つきあい」から, ①潜在変数「ネットワーク型SC」へのパス係数は0.60であり, ②潜在変数「職場・政治家への支援期待」へのパス係数は0.39であり, ③潜在変数「身近な人への信頼」へのパス係数は0.27であり, ④「近親者・友人知人への支援期待」へのパス係数は-0.17である。重相関係数の平方 (R^2) に関しては, 「職場・政治家への支援期待」が0.133, 「身近な人への信頼」が0.262, 「近親者・友人知人への支援期待」が0.376, 「公共への支援期待」³⁾が0.379, 「ネットワーク型SC」が0.337である。全てのパス係数が0.1%水準で統計的に有意である。適合度の指標は, GFI = 0.925, AGFI = 0.894, CFI = 0.932, RMSEA = 0.074 である。

5.3 モデルの分析

因子分析で抽出された因子が異なることから, 当然のことながら日韓間では, モデルが異なる。ただし, 日韓それぞれ集合的リスクに関する因子はSCに関する因子とかなり密接に関連している。外生変数は, 日韓それぞれ「近所つきあい」である。「近親者・友人知人への支援期待」と「ネットワーク型SC」が逆相関であることは, 日韓間で共通している。

6 格差拡大の認知に関するモデル

6.1 仮説

昨年度の論文「日本における収入格差の認知過程の可視化(原文は英語)」(Marumo 2016)において、1つのモデルを提示した。このモデルは、外生変数「経済的不公平感」、外生変数「社会的不公平感」、潜在変数「収入格差の認知」および潜在変数「地域相互間の不公平」から成る4因子構造である。ここでは、潜在変数「地域相互間の不公平」を除く、3つの潜在変数でモデルを構築する。すなわち、①「経済的不公平感」と「社会的不公平感」は、共分散の関係にあり、②「経済的不公平感」および「社会的不公平感」は、「収入格差の認知」へ統計的に有意な影響を及ぼしていると仮定する。①観測変数「不公平感(資産)」, 観測変数「不公平感(所得)」の背後に潜在変数「経済的不公平感」が仮定され、②観測変数「不公平感(学歴)」, 観測変数「不公平感(職業)」の背後に潜在変数「社会的不公平感」が仮定され、③観測変数「格差大きすぎ」, 観測変数「格差拡大予想」の背後に潜在変数「格差拡大の認知」が仮定される。

6.2 モデルの構築

6個の観測変数を使用し、測定モデルのウェイトに等値制約を置き、SEMによる多母集団同時分析を行うと、日本のパス図は図7、韓国のパス図は図8のとおりである。

日本人のモデルでは、「経済的不公平感」および「社会的不公平感」は、共分散の関係にあり、ともに外生変数となった。「経済的不公平感」から「格差拡大の認知」へのパス係数は0.51であり、「社会的不公平感」から「格差拡大の認知」へのパス係数は-0.14である。重相関係数の平方(R^2)に関しては、「格差拡大の認知」が0.198である。パス係数を1に固定したパスを除き、全てのパス係数が0.1%水準で統計的に有意である。適合度の指標に関しては、GFI=0.998, AGFI=0.994, CFI=0.999, RMSEA=0.018である。

韓国人のモデルにおいて、「経済的不公平感」から「格差拡大の認知」へのパス係数は0.30であり、「社会的不公平感」から「格差拡大の認知」へのパス係数は0.01である。重相関係数の平方(R^2)に関しては、「格差拡大の認知」が0.102である。パス係数を1に固定したパスを除き、全てのパス係数が0.1%水準で統計的に有意である。適合度の指標に関しては、日本人のモデルと同一である。

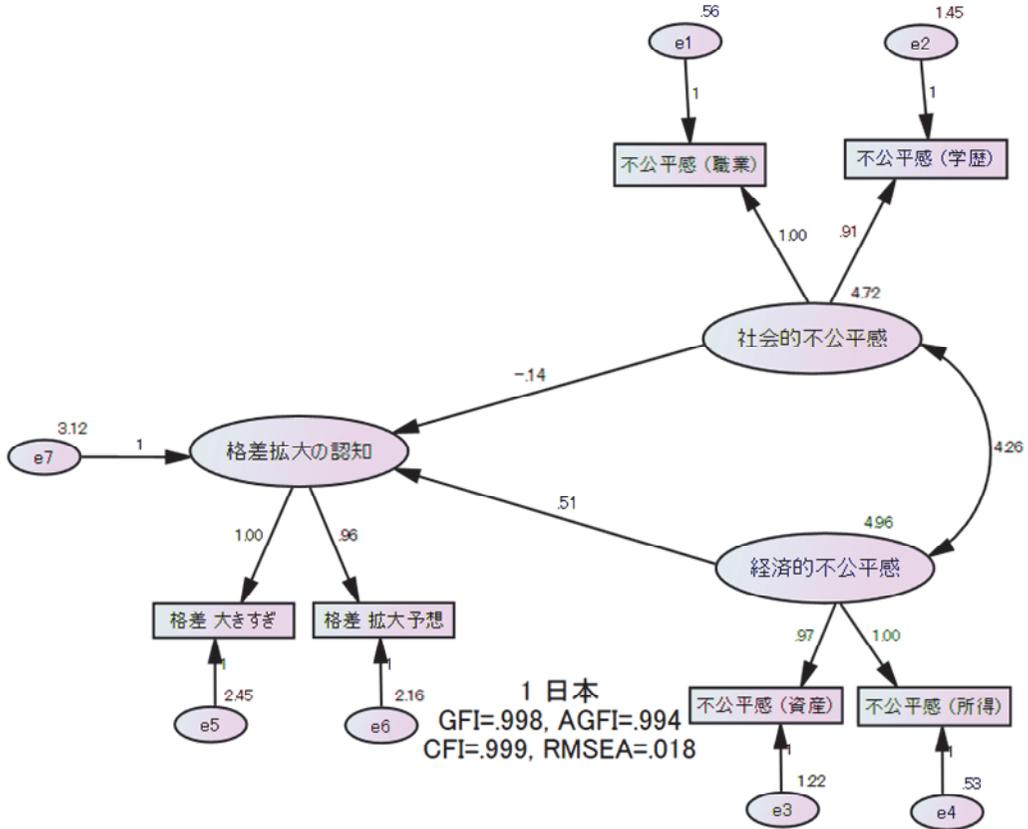


図7 日本人の格差拡大の認知に関するパス図 (非標準解), N = 10,753

6.3 モデルの分析

日本, 韓国ともに, 外生変数「経済的不公平感」は, 外生変数「社会的不公平感」よりも潜在変数「格差拡大の認知」に, より強く影響している. 日本モデルでは外生変数「経済的不公平感」から潜在変数「格差拡大の認知」へのパス係数は0.51であり, 韓国モデルでは0.30である. パス係数の差(0.21)の検定を行うと, 0.1%水準で有意である. すなわち, 「経済的不公平感」は, 韓国人よりも日本人の方が, より強く「格差拡大の認知」に影響している. 以上のことにより, 仮説は立証された.

7 まとめと今後の課題

本稿は, 日韓で共通の調査票を使用したアンケート結果を構造方程式モデリングを用いて分析し, ①生活満足度, ②ソーシャル・キャピタル, ③ソーシャル・キャ

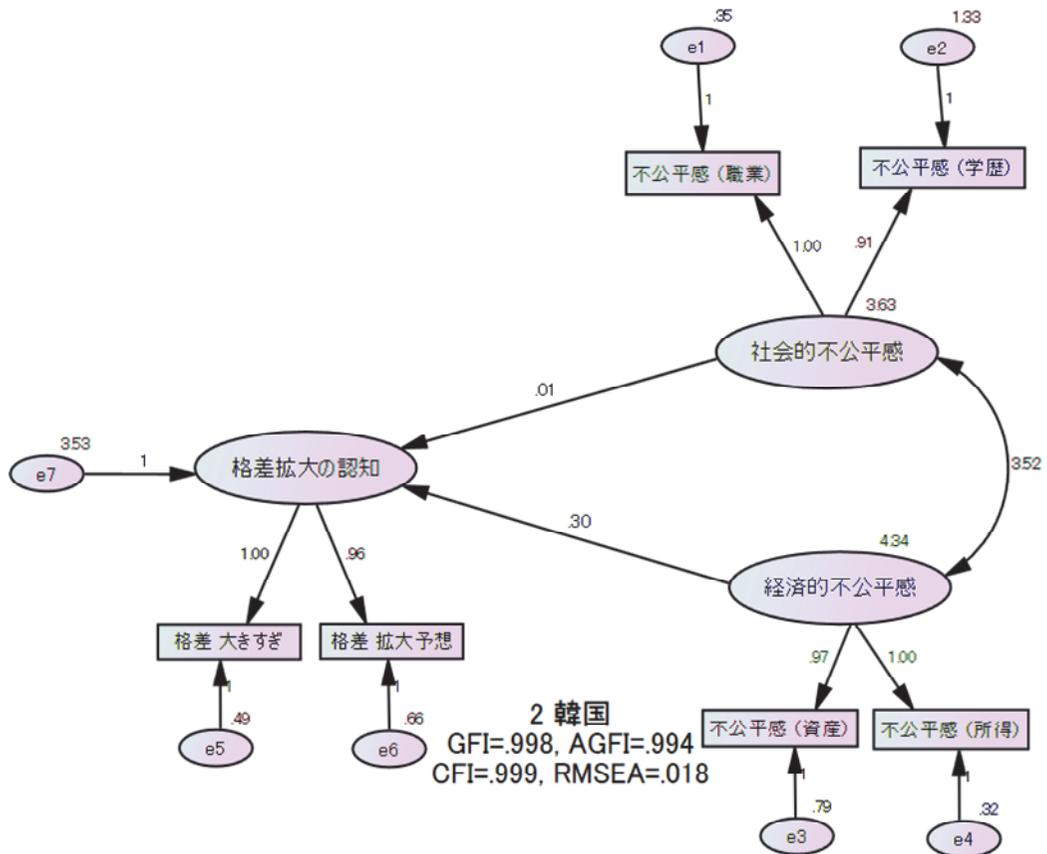


図 8 韓国人の格差拡大の認知に関するパス図（非標準解），N = 1,957

ピタルを加味した集合的リスク，④格差拡大の認知について，日韓でどのように異なるのかを明らかにしたものである。

その結果，生活満足度については，日韓間に同一モデルを適用できた．測定モデルのウェイトに等値制約を置き多母集団同時分析を行うと，日本，韓国ともに，外生変数「生活水準」は，潜在変数「精神的満足度」よりも潜在変数「生活全般の幸福度・満足度」に，より強く影響している．パス係数の検定を行うと，「生活水準」の向上は，韓国人よりも日本人の方が，より強く「生活全般の幸福度・満足度」および「精神的満足度」の向上に影響していることが判明した。

ソーシャル・キャピタルについては，パス図を作成した結果，日本と韓国ではモデルが異なるものの，ソーシャル・キャピタルの中身に関して，「ネットワーク型 SC」を構成する観測変数は，全く同じである．信頼については，日本では，観測変数の中に「ほとんどの人への信頼」，「見知らぬ人への信頼」が含まれている．すなわち，「ほとんどの人への信頼」と「近所の人びとへの信頼」が同じ範疇に含まれて

いることになる。一方、韓国では、観測変数の中にこれらの信頼が含まれておらず、代わりに「友人・知人への信頼」、「職場の同僚への信頼」が含まれている。韓国人の発想法は、身近な人への信頼に比べ、社会全体への信頼に乏しいといえよう。

ソーシャル・キャピタルを加味した集合的リスクについては、ソーシャル・キャピタルの因子分析で抽出された因子が異なることから、当然のことながら日韓間では、モデルが異なる。ただし、日韓それぞれ集合的リスクに関する因子はSCに関する因子とかなり密接に関連している。外生変数は、日韓それぞれ「近所つきあい」である。「近親者・友人知人への支援期待」と「ネットワーク型SC」が逆相関であることは、日韓間で共通している。

格差拡大の認知については、日韓間に同一モデルを適用できた。測定モデルのウェイトに等値制約を置き多母集団同時分析を行うと、「経済的不公平感」は、韓国人よりも日本人の方が、より強く「格差拡大の認知」に影響していることが判明した。

フィリピンなどの東南アジア諸国で同様な調査票を使用したアンケート調査が実施されている。これらのアンケート調査で収集されたデータに対し、SEMの多母集団同時分析を適用することによって、ソーシャル・ウェルビーイングに関する有益かつ未知の知見を得ることが、今後の課題である。

【付記】 本研究は平成26～30年度文部科学省私立大学戦略的研究基盤形成支援事業S1491003の助成を受けたものです。「ライフスタイルと価値観に関する国際比較調査」は、アジアにおけるソーシャル・ウェルビーイング研究コンソーシアムの協力を得て、専修大学社会知性開発研究センター／ソーシャル・ウェルビーイング研究センター（研究代表・原田博夫経済学部教授）が設計・実施したものです。

【注】

- 1) 偏相関行列において、満足度（余暇の過ごし方）を1とすると、満足度（時間の余裕）の偏相関係数は0.570、満足度（生きがい）の偏相関係数は0.472である。満足度（生活全般）を1とすると、主観的幸福度の偏相関係数は0.445、満足度（家計）の偏相関係数は0.403である。
- 2) 1組3個以内の観測変数を選ぶのは、SEM（構造方程式モデリング）でパス図を作成する際に、経験則上適合度の指標によって、モデルが棄却されないようにするためである。
- 3) 「公共への支援期待」を構成する観測変数は、日本人のモデルでは①集合的リス

クへの支援期待（警察），②集合的リスクへの支援期待（消防組織），③集合的リスクへの支援期待（市区町村役場）であり，韓国人のモデルでは①集合的リスクへの支援期待（警察），②集合的リスクへの支援期待（市区町村役場），③集合的リスクへの支援期待（学校・病院）である。

[文献]

- 金井雅之，2015，「ソーシャル・ウェルビーイング研究の課題」『ソーシャル・ウェルビーイング研究論集』1: 7-22.
- Marumo, Yuichi, 2016, “Visualization of Cognitive Process about Income Gap in Japan: Model Constructions Using SEM and Mutual Relations among Respondents’ Attributes,” *The Senshu Social Well-being Review* 3: 19-36.
- 大竹文雄・白石小百合・筒井義郎，2010，『日本の幸福度——格差・労働・家族』日本評論社.
- 豊田秀樹，2007，『共分散構造分析 [Amos 編]——構造方程式モデリング』東京図書.
- 前田忠彦，1995，「日本人の満足感の構造とその規定因に関する因果モデル——共分散構造分析の「日本人の国民性調査」への適用」『統計数理』43(1) : 141-60.

Comparison in Some Points of SWB between Japan and Republic of Korea

Yuichi Marumo

Senshu University

adm001@isc.senshu-u.ac.jp

Based on the common questionnaire survey in Japan and Korea, we tried to make a model to compare cognitive process about some points of SWB by using Structural Equation Modeling (SEM).

As for life satisfaction, we could apply the same model between Japan and Korea. As a result of factor analysis, three factors were extracted, that is, (1) Level of mental satisfaction, (2) Level of happiness and satisfaction over all aspects of life, (3) Standard of living. In terms of causal relationships, “Standard of living” was the exogenous variable by making path diagram with SEM. After we constructed models for invariances of measurement weights, we could compare path coefficients of structural equation. As a result of a multiple group SEM analysis, both in Japan and Korea, the exogenous variable “Standard of living” influences strongly the latent variable “Level of happiness and satisfaction over all aspects of life” than “Level of mental satisfaction”. We inspected critical ratios for differences between parameters. Improvement of Japanese people’s “Standard of living” influences strongly improvements of the two latent variables than that of Korean people.

As for cognition of difference expansion, we could apply the same model between Japan and Korea. As a result of a multiple group SEM analysis, Japanese people’s feeling of unfairness about economic attribute influences strongly cognition of difference expansion than that of Korean people.

Keywords: life satisfaction, multiple group SEM analysis, cognition of difference expansion