

時間的先行性及び関連の普遍性を考慮した 住宅・地域環境の健康形成構造に関する研究

2010MBB007 大重 和恵

白石研究室

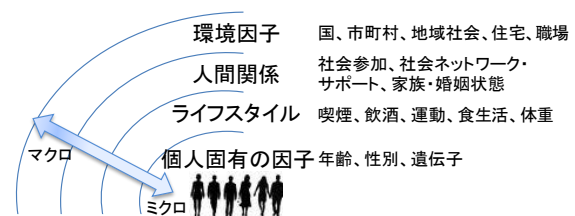
The purpose of this study is to conclude the cause-and-effect relations between resident health and living environment. In 2009, a questionnaire survey was carried out in the city of Kitakyushu in order to construct health related factors model. The model clarified the quantitative influences of housing and regional environment on resident health. However, the study was a cross-section survey that was not fully identified causal sequence. Therefore, in 2011, a follow-up survey was administered in the same area. The cause-and-effect relations were considered through SEM using a cross-lagged effects model and a synchronous effects model. In results of this analysis, it was found that "social support" causes a change in resident health. Therefore, it was obvious that resident health requires the creation and maintenance of appropriate housing and regional environment.

追跡調査, 因果推定, 経年変化, 構造方程式モデリング(SEM), 交差遅れ効果モデル, 同時効果モデル

1. はじめに

2007年に内閣府によって策定された、2025年までを見据えた長期戦力指針『イノベーション25』において、中長期的に取り組むべき社会システムの改革の一つとして“生涯健康な社会形成”を位置づけており、治療重点の医療から“予防・健康増進を重視する保健医療体系”への転換を重要な課題としている。その解決策として、個人の生活習慣改善を図るための介入施策が考えられるが、既にその限界が指摘されている^{文1)}。そのため、公衆衛生学や社会疫学分野からの働きかけが求められており^{文2)}、地域づくりからのアプローチが必要であるといえる。すなわち、我々が健康的な生活を営むためには、住宅や地域計画を含め、健康に係わる居住環境全体の整備が重要である。これは、健康に影響する要因を図1のように表した場合、外側の2層に該当する。しかし、これらの要因に関する研究は、「個人の要因」に比べると歴史が浅く、住宅や地域環境における健康規定要因やその因果メカニズムに関する知見は乏しいのが現状である^{文3)}。

そこで先行研究において^{文4)}、アンケート調査の結果から構造方程式モデリング(SEM)を用いて「住宅・地域環境」と「健康」の関連とその影響度を定量的に示し、住宅・地域環境における居住者の健康形成構造をモデル化した。しかし、同調査は対象者を一区域に限定した断面調査であり、変数間の時間的な前後関係(時間的先行性)に関して検討の余地が残されており、因果関係を明確に結論付けるまでに至っていない。因果関係を推論する場合、「i:時間的先行性、ii:関連の強固性、iii:非介入性、iv:関連の普遍性、v:関連の整合性」の5条件が満たされているかを十分に検討しなければならない^{文5)}。そこで本研究では、追跡調査に基づく「時間的先行性」の検証及び調査対象者(“青年・高齢期”, “少年期”)・対象地域(“都市圏郊外住宅地:



出典)近藤 克則:健康格差社会—何が心と健康を蝕むのか, 2005

図1 健康に影響する因子の階層構造

表1 アンケート調査実施の概要

対象地域	北九州市八幡西区八枝校区
対象者	初回調査で、追跡調査の協力に承諾が得られた回答者
期間	2011年10月1日～10月14日
配布・回収方法	郵送配布・郵送回収
送付数	276
回収数(回収率)	212(76.8%)
有効回答数(有効率)	201(72.8%)

北九州市”, “地方都市街なか:長野県小布施町”, “地方都市郊外農山村高知県梶原町”)の拡大に基づく「関連の普遍性」の検証によって、より厳密な因果関係について推論した。本稿では特に、追跡調査により得られた縦断データを用いることで、「時間的先行性」の考慮に基づく住宅・地域環境の健康形成構造について論ずる。

2. アンケート調査の概要

2.1 調査実施概要

本研究は2009年実施の調査(以下、初回調査とする)の回答者の一部を対象に、2011年に追跡調査を行った。配布した調査票276部のうち、有効回収サンプルは201(72.8%)であった。表1に調査実施概要を示す。

2.2 調査票の概要

追跡調査で使用したアンケート調査票の構成を表2に示す。本分析では、初回調査と同項目である「居住環境の満足度」及び「健康」を用いた。

2.3 回答者の基本属性

性別は男女がほぼ均等であった。年齢は、40歳未満の回答者の割合が5%と小さく、60歳以上の高齢者の回答が80%近くを占めている(表3)。

3. 分析概要

縦断データを用いたSEMにより、初回調査と追跡調査時点で共通の「住宅・地域環境モデル」及び「健康モデル」を構築した。その後、健康と住宅・地域環境の双方の関係を検討するため、「交差遅れ効果モデル」と「同時効果モデル」を因果モデルとして構築し、因果関係の推定を行った。

3.1 構造方程式モデリング(SEM)

多変量解析統計ソフト SPSS Statistics17.0、構造方程式モデリングソフト Amos ver.17.0 を用いて分析を行った。モデルの妥当性については、適合度指標であるカイ二乗適合度検定 (χ^2 , 自由度, p 値)、CFI, RMSEA の3種を用いて検討した。モデルの採用は適合度が良好で、潜在変数間及び潜在変数と観測変数間の全てのパス係数が Wald 検定で 5%有意水準を満たすことを条件として最適モデルを探索した。尚、パス係数は全て標準化推定値で示す。

3.2 因果推論

縦断データが得られた時は、SEM における「交差遅れ効果モデル」及び「同時効果モデル」にて、時間的先行性を考慮した因果関係の推定が可能である。以下にモデルの概要を示す。

3.2.1 交差遅れ効果モデル

交差遅れ効果モデル (Cross-Lagged Effects Model) は、縦断データから二変数の因果関係を予測するため、一時点目の変数が二時点目における二変数の変化に影響を及ぼすか否かについて検討するモデルである^{文6)}。モデルの基本型を「健康」と「居住環境」の関係を例として図2に示す。ここで「経年変化」とは初回調査時点と追跡調査時点における同一変数間の関連を表しており、2年間における各変数の安定性を示す。

3.2.2 同時効果モデル

縦断調査を実施する際、初回と追跡調査の期間が本来の因果関係が見出されるはずの時間より長過ぎる(短過ぎる)と、交差遅れ効果モデルだけではその影響が見出されない可能性がある。そこで、同時効果モデル (Synchronous Effects Model) を用いて、同一時点における2変数の関係について検討する。このモデルは二変数間に時差を伴うような関係ではなく、同時的な関連分析を想定している。図2同様に「健康」と「居住環境」の関係を例として示す(図3)。断面調査では同一時点で相関のある二変数の因果の向きは決められないが^{注1)}、縦断データを用いたこのモデルでは、一時点目の変数を二時点目の変数の道具の変数とすることで「健康」と「居住環境」の因果の向きを決定することができる。

4. 分析結果

4.1 住宅・地域環境モデル

先行研究^{文4)}同様に、探索的なモデリングによって住宅・

表2 アンケート調査票の構成

SF-36		健康	
身体機能、日常役割機能(身体)、全体的健康観、活力、社会生活機能、日常生活機能、心の健康、体の痛み、健康推移	栄養・食生活	食事、体型	
	身体活動・運動	体力、運動、地域活動の参加、地域の祭りの参加	
居住環境の満足度		休養・心の健康	睡眠、ストレス、風邪のひきやすさ、仕事満足度、生活満足度、経済的満足度、主観的健康感
医療サービス	医療機関、歯科医院		
交通	バス、鉄道	疾病の有無	疾病・アレルギー疾患の病歴
自然環境	屋外空気質、水域環境、屋外音環境、緑地環境	CASBEE健康チェックリスト	
公共施設	運動施設、文化施設、子育て施設	居間・リビング、寝室、キッチン、浴室・脱衣所・洗面、トイレ、玄関、廊下・階段・収納、家のまわり	
防災・防犯	防犯、防災対策、治安	居住環境・基本情報	
まち・住まいづくりのルール	バリアフリー、密集度、まちなみ・景観	居住年数、リフォームの有無、断熱材の有無、窓のタイプ、窓枠の材質、滞在時間、喫煙環境	
ネットワーク	近所づきあい、地域活動	ソーシャルキャピタル	
住居の性能	室内空気質、室内の日当たり、室内の風通し、室内温熱環境(夏)、室内温熱環境(冬)、室内音環境	社会的信頼	
		近所の人々への信頼	
		つきあい・交流(ネットワーク)	
		スポーツ・趣味活動の参加	
		地縁的活動への参加、ボランティア・NPO・市民活動の参加	
個人属性		社会参加	
年齢、性別、婚姻状態、学歴、勤務エリア、同居人数、世帯収入			

表3 回答者の性別及び年齢構成

	20代	30代	40代	50代	60代	70代	80歳以上	計
男性	1	2	6	8	18	39	18	92
女性	1	7	11	11	29	33	17	109
計	2 (1.0%)	9 (4.5%)	17 (8.5%)	19 (9.5%)	47 (23.4%)	72 (35.8%)	35 (17.4%)	201 (100%)

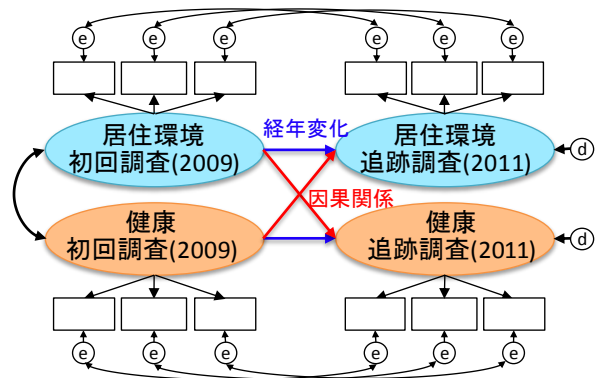


図2 交差遅れ効果モデルの例

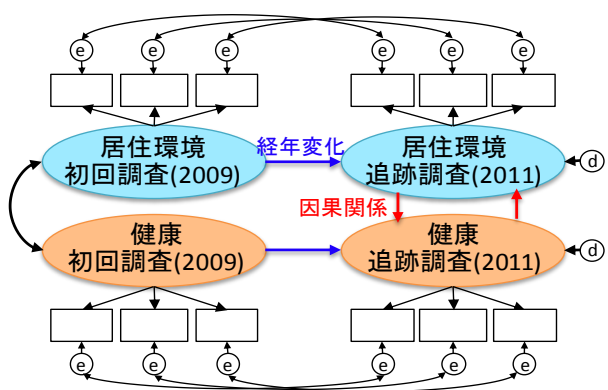


図3 同時効果モデルの例

地域環境モデルを作成した(図4)。経年変化を確認するため、住宅・地域環境モデルにおいて構成される観測変数及びその構造が調査時点にかかわらず共通とした。また、住宅・地域環境の各因子と健康との関係性を確認するため、誤差相関を考慮しないものとした。そのため、両時点の適合度が非常に良好とは言えないものの、RMSEA が 0.100 を下回っており、CFI もほぼ 0.900 であることから許容範

図といえるモデルが得られた。以上より、5 因子が抽出された。尚、本稿ではこの5 因子のうち、先行研究^{文4)}で健康と直接的な関係が示唆された『室内住環境』及び『社会支援環境』(以下『』は潜在変数を示す)の2 因子に着目し、健康因子との関係性を検証した。

4.2 健康モデル

検証的因子分析により健康モデルを作成し、『精神的健康』、『身体的健康』、『社会的健康』の3 因子を抽出した(図5)。住宅・地域環境モデル同様に、初回調査と追跡調査の両時点で共通するモデルを構築した。追跡調査の適合度が十分ではないものの二時点で共通のモデルが得られた。尚、世界で最も広く使われている自己報告式の健康状態調査票である SF-36 において、“身体的健康”と“精神的健康”は別の概念であるため一つにまとめることは適切でないとしており、本稿においても健康を一つの上位概念で把握せずに、各1 次因子と住宅・地域環境因子との関係性について確認した^{注2)}。

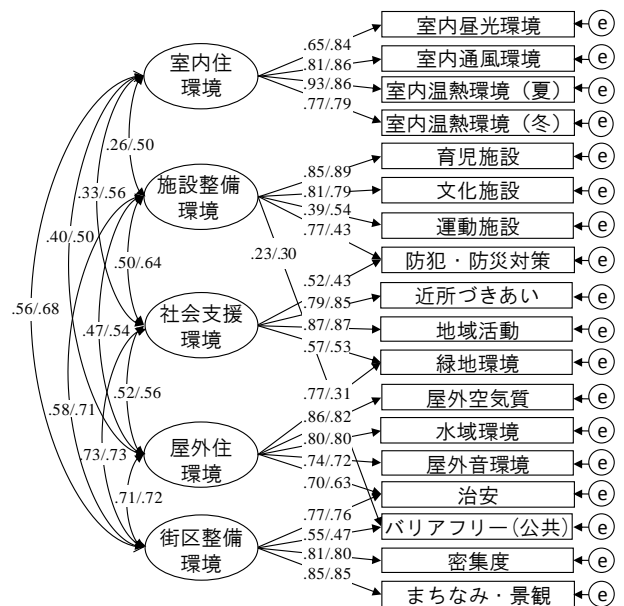
4.3 因果推定

4.3.1 住宅・地域環境因子間の関係性

住宅・地域環境の因子間の関係性を把握するため、『室内住環境』及び『社会支援環境』の因子間の因果関係を「交差遅れ効果モデル」と「同時効果モデル」の両モデルにて確認した。その結果を表4に示す。表中の「p」は有意確率(***: $p \leq 0.001$, **: $p \leq 0.01$, *: $p \leq 0.05$, n.s.: not significant)であり、「 β 」は標準偏回帰係数を示す。尚、潜在変数の横に記載された数字は調査年次を表している。初回及び追跡調査時点における同一変数間の関係は、 $\beta \leq 0.50$ ($p \leq 0.001$)であった。この関係は2年間における各変数の安定性を示しており、各変数とも安定していることが分かった。次に、因果関係に着目すると、交差遅れ効果モデルでは、『社会支援環境 2009』から『室内住環境 2011』に対して有意な正の効果($\beta = 0.269$, $p \leq 0.001$)を有することが示唆された。同時効果モデルでは、『社会支援環境 2011』と『室内住環境 2011』において双方向のパスが有意であることから、双方向の因果関係が存在することが示唆された。以上より、社会支援環境と室内住環境において強い関係性が明らかとなった。これは、近所付き合いや地域活動に満足している住民は住宅の外に対して開放的になり、その結果、良好な室内の昼光や通風環境の形成に寄与しているという関係が推察された。

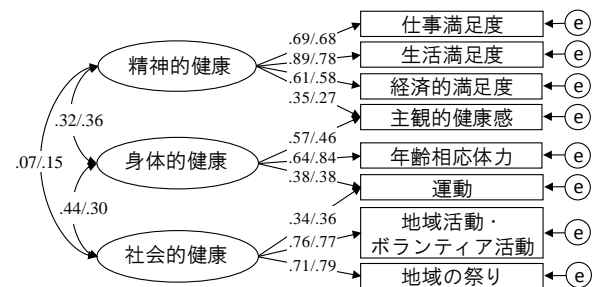
4.3.2 健康因子間の関係性

図5で抽出された『精神的健康』、『身体的健康』、『社会的健康』の3 因子について2 因子毎の相互関係を、交差遅れ効果モデル及び同時効果モデルにて検討した。両モデルにおいて、初回調査と追跡調査時点における同一変数間の関係は有意であり、全ての変数が安定していることが分かった。表5に各因子の経年変化の結果は省略し、因果関係の結果のみを示す。これにより、強い関係性ではないものの、『精神的健康』→『身体的健康』→『社会的健康』という向きの関係が示唆された。これは星らの示す既往研究^{文7)}



$\chi^2=349.768$, $df=112$, $p \leq 0.010$, CFI=.890, RMSEA=.097 /
 $\chi^2=334.939$, $df=112$, $p \leq 0.010$, CFI=.903, RMSEA=.093 (標準化推定値)

図4 住宅・地域環境モデル (数値は初期調査/追跡調査)



$\chi^2=21.000$, $df=15$, $p=0.137$, CFI=.983, RMSEA=.045 /
 $\chi^2=40.561$, $df=15$, $p \leq 0.010$, CFI=.928, RMSEA=.092 (標準化推定値)

図5 健康モデル (数値は初期調査/追跡調査)

表4 住宅・地域環境2 因子毎の因果モデル結果

室内住環境と社会支援環境		p	β
交差遅れ効果モデル	室内住環境2011 <--- 室内住環境2009	0.001 ***	0.746
	社会支援環境2011 <--- 社会支援環境2009	0.001 ***	0.654
	室内住環境2011 <--- 社会支援環境2009	0.001 ***	0.269
	社会支援環境2011 <--- 室内住環境2009	0.17 n.s.	0.085
適合度指標		CFI= 0.941	RMSEA= 0.081
同時効果モデル	室内住環境2011 <--- 室内住環境2009	0.001 ***	0.661
	社会支援環境2011 <--- 社会支援環境2009	0.001 ***	0.616
	室内住環境2011 <--- 社会支援環境2011	0.001 ***	0.359
	社会支援環境2011 <--- 室内住環境2011	0.015 *	0.185
適合度指標		CFI= 0.961	RMSEA= 0.066

の結果と同様の結果であった。

4.3.3 健康と住宅・地域環境因子間の関係性

健康と住宅・地域環境との関係性を把握するため、まず、住宅・地域環境の2 因子と健康の3 因子のそれぞれ1 因子ずつの関係性を検討した。その結果、初回及び追跡調査時点における同一変数間の関係は全ての変数間で有意であった。また、因果関係については健康因子と住宅・地域環境因子との間に相互関係が示唆された。

その後、住宅・地域環境2 因子(『室内住環境』、『社会支援環境』)と健康3 因子(『精神的健康』、『身体的健康』、『社会的健康』)の計5 因子を用いて因果関係を推定するモデルを構築した。その際、有意性が確認されなかったパ

スは消去してモデリングを行った。その結果を表 6、図 6 に示す。交差遅れ効果モデル及び同時効果モデルにおいて適合度が良好なモデルが得られた。健康と住宅・地域環境の因子間の関係性に着目すると『室内住環境 2011』から『身体的健康 2011』に対して負の有意な関係が示された^{注3)}。この関係は、回答者の多くが高齢者であることが影響している可能性が高い。また、交差遅れ効果モデルにおいて「近所付き合い」や「地域活動」から成る『社会支援環境』が『精神的健康』に影響を及ぼす可能性が示唆された^{注4)}。よって、住宅・地域環境が居住者の健康に対して統計的に有意な影響（因果関係）を有することが明らかとなり、居住者の健康維持増進にとって住環境の適切な整備が重要であることが示唆された。特に、地域活動の参加や活動促進の充足が重要であることから、住民がより積極的に地域活動に参加し、継続的に活動ができるような環境づくりが必要と考えられる。

5. まとめ

2009 年に実施された初回調査から 2 年の期間を経て、同一の対象者に対して追跡調査を実施し、得られた二時点の縦断データを用いて、「時間的先行性」を考慮した因果推定を行った。交差遅れ効果モデル及び同時効果モデルを構築し、健康と住宅・地域環境の関係についての検討した結果、『社会支援環境』が『精神的健康』に影響を及ぼす可能性が示唆された。ただし、初回調査から追跡調査までの間隔（2 年間）の妥当性や、サンプル数の充足といった改善も必要と言える。例えば、三時点以上の調査を実施し測定時点を増やすことで、より柔軟かつ安定的に変数間の因果関係を推定することができる^{注8)}と考えられる。これらについては今後の課題としている。

また、紙面の都合上本稿に記載していない「関連の普遍性」の検討については、複数のライフステージ及び地域モデルにおいて追加調査・分析を行い、同質性及び異質性に関する検証を行った結果、その他のライフステージ、地域モデルにおいても、先行研究^{注4)}と同様のモデル構造を有することが明らかになった。

以上より、因果関係の立証に必要な条件である「時間的先行性」及び「関連の普遍性」を考慮した分析を行った結果、初回調査の結果も含めると「非介入性」以外の 4 条件については検証された。これらにより、良好な住宅・地域環境の形成が居住者の健康維持増進につながるという因果関係を明確なものとした。

[注釈] 1) 適合度が同値の同値モデルであるため、因果方向は決まらない。 2) 先行研究の分析では 3 因子の総体とする上位概念を設け、『総合的健康』の測定モデル（2 次因子モデル）を構築していたが、今回作成したモデルは因子間に十分な相関が見られず、また、2 次因子モデルを構築した場合、適合度が大きく低下したため、1 次因子モデルとした。 3) この関係は 2011 年データを用いたモデルにのみに見受けられ、2011 年特有の結果である可能性が高く、この結果の解釈は留意しなければならない。 4) 本論文における住宅・地域環境の観測変数は各項目の満足度であるため、項目の充足が直接的に相関性を持つとは限らない。因果関係として取り扱う際には留意が必要であり、今後の検討課題として位置づけられている。

[参考文献] 1) Wanless, D.: Securing our future health: Taking a long-term view, Final Report. HM Treasury, 2004. 2) 近藤克則:

表5 健康2因子毎の因果モデル結果

社会的健康と精神的健康				p	β
交差遅れ効果モデル	社会的健康2011	<---	精神的健康2009	0.205 n.s.	0.074
	精神的健康2011	<---	社会的健康2009	0.09 n.s.	-0.127
	適合度指標	CFI= 0.935	RMSEA= 0.072		
同時効果モデル	社会的健康2011	<---	精神的健康2011	0.003 **	0.196
	精神的健康2011	<---	社会的健康2011	0.155 n.s.	-0.118
	適合度指標	CFI= 0.94	RMSEA= 0.069		
身体的健康と精神的健康				p	β
交差遅れ効果モデル	身体的健康2011	<---	精神的健康2009	0.327 n.s.	0.088
	精神的健康2011	<---	身体的健康2009	0.539 n.s.	-0.054
	適合度指標	CFI= 0.971	RMSEA= 0.045		
同時効果モデル	身体的健康2011	<---	精神的健康2011	0.052 n.s.	0.191
	精神的健康2011	<---	身体的健康2011	0.713 n.s.	-0.037
	適合度指標	CFI= 0.974	RMSEA= 0.042		
身体的健康と社会的健康				p	β
交差遅れ効果モデル	社会的健康2011	<---	身体的健康2009	0.290 n.s.	0.078
	身体的健康2011	<---	社会的健康2009	0.070 n.s.	-0.182
	適合度指標	CFI= 0.962	RMSEA= 0.077		
同時効果モデル	社会的健康2011	<---	身体的健康2011	0.006 **	0.202
	身体的健康2011	<---	社会的健康2011	0.274 n.s.	-0.123
	適合度指標	CFI= 0.967	RMSEA= 0.072		

表6 健康と住宅・地域環境の5因子による因果モデル結果

交差遅れ効果モデル				p	β
経年変化	精神的健康2011	<---	精神的健康2009	0.001 ***	0.606
	身体的健康2011	<---	身体的健康2009	0.001 ***	0.723
	社会的健康2011	<---	社会的健康2009	0.001 ***	0.877
	室内住環境2011	<---	室内住環境2009	0.001 ***	0.642
	社会支援環境2011	<---	社会支援環境2009	0.001 ***	0.800
因果関係	精神的健康2011	<---	社会的健康2009	0.011 *	-0.221
	精神的健康2011	<---	社会支援環境2009	0.002 **	0.290
	室内住環境2011	<---	社会支援環境2009	0.001 ***	0.289
	適合度指標	CFI= 0.932	RMSEA= 0.051		
同時効果モデル				p	β
経年変化	精神的健康2011	<---	精神的健康2009	0.001 ***	0.714
	身体的健康2011	<---	身体的健康2009	0.001 ***	0.698
	社会的健康2011	<---	社会的健康2009	0.001 ***	0.877
	室内住環境2011	<---	室内住環境2009	0.001 ***	0.624
	社会支援環境2011	<---	社会支援環境2009	0.001 ***	0.592
因果関係	身体的健康2011	<---	精神的健康2011	0.002 **	0.273
	社会支援環境2011	<---	社会的健康2011	0.002 **	0.197
	身体的健康2011	<---	室内住環境2011	0.007 **	-0.210
	社会支援環境2011	<---	室内住環境2011	0.007 **	0.193
	室内住環境2011	<---	社会支援環境2011	0.001 ***	0.348
適合度指標	CFI= 0.946	RMSEA= 0.046			

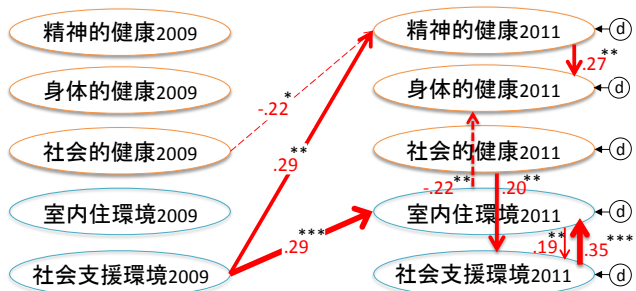


図6 因果モデルの結果

(交差遅れ効果モデル及び同時効果双方を同時に示す。また、有意性が高いパスほど太い線とし、負の相関を点線で表している。)

健康格差社会—何が心と健康を蝕むのか、医学書院, 149 - 158, 2005
 3) John Kemm・Jayne Parry・Stephen Palmer 編、藤野善久・松田晋哉 訳：健康影響評価 概念・理論・方法および実施例：健康影響評価 概念・理論・方法および実施例, 2008.11. 4) 安藤真太郎ら：共分散構造分析に基づく青壮年期・高齢期の健康形成要因構造モデルの提案 北九州市郊外住宅地における住宅・地域環境の健康決定要因に関する研究(その1), 日本建築学会環境系論文集, No.664, 573-580, 2011.
 5) 竹内 啓：統計学辞典, 東洋経済新報社, 1989. 6) Finkel.S.E.: Causal analysis with panel data. Thousand Oaks, CA: SAGE Publications, 1995. 7) 星 且二ら：都市郊外在宅高齢者の身体的、精神的、社会的健康の6年間経年変化とその因果関係, 日本公衆衛生雑誌 58(7), 491-500, 2011. 8) 近江 玲ら：インターネット使用と情報活用の実践力の因果関係—中学生に対する3波パネル研究—, 日本教育工学会論文誌 29(1), 11-21, 2005.