

マンモグラフィを併用した乳がん検診の受診行動に関わる認知的要因

イヌカイ サナエ ニノミヤ カズエ
犬飼 早苗* 二宮 一枝^{2*}

目的 防護動機理論に基づき、マンモグラフィを併用した乳がん検診の受診行動に関わる認知的要因を明らかにする。

方法 A県B町およびC町在住の40～69歳の女性2,345人を対象に、無記名自記式質問紙調査を実施した。調査票に倫理的配慮を明記し、個別の郵送をもって承諾とした。分析は、受診行動（定期受診、不定期・未受診）を従属変数、防護動機理論に基づく認知的要因（乳がんが早期発見されない事態が生じた場合に被る身体的・精神的・社会的な危害の程度に対する認知である「深刻さ」、乳がんが早期発見されない事態が生起する可能性への認知である「生起確率」、乳がんが早期発見されない事態や随伴する深刻な事態に対し受診行動がもたらす効果性への認知である「反応効果性」、自己が受診行動を遂行できることの確信に対する認知である「自己効力」、受診行動に伴う負担への認知である「反応コスト」）を独立変数、および単変量解析の結果、受診行動と認知的要因の双方と有意な関連がみられた個人特性を統制変数とした多重ロジスティック回帰分析を行った。

結果 調査票を回収できた788人（回収率33.6%）のうち、欠損値がなく、乳がんの既往がない497人を分析対象とした。定期受診でかつ最近2年以内に受診したと答えた218人を定期受診群、それ以外の279人を不定期・未受診群とした。受診行動と認知的要因の双方と有意な関連がみられた個人特性は、視触診方式の乳がん検診受診歴、受診勧奨、身近な受診者であった。多重ロジスティック回帰分析の結果、定期受診群は不定期・未受診群と比較して、自己効力が有意に高く、反応コストが有意に低かった。防護動機理論では、自己効力は対処行動に対して促進的な効果をもち、反応コストは抑制的な効果をもつと仮定されており、本研究結果はこれを支持した。マンモグラフィを併用した乳がん検診の受診行動を促進するためには、自己効力と反応コストの2つの認知的要因に注目し、医師および保健師から受診勧奨を受けること、視触診方式の乳がん検診を受診することが有効である可能性が示唆された。

結論 マンモグラフィを併用した乳がん検診行動は、自己効力と反応コストの2つの認知的要因に注目すると、医師および保健師から受診勧奨を受けること、視触診方式の乳がん検診を受診することで、促進される可能性が示された。

Key words : マンモグラフィ, 乳がん検診, 受診行動, 認知的要因

I 緒 言

日本女性のがん罹患の第1位は乳がんであり、年間約4万人が罹患し、約1万人が死亡している^{1,2)}。しかし、早期に発見して治療を行えば予後は良好であり、乳房の温存による生活の質の維持・向上が期待される³⁾。このため、2000年より50歳以上、2004年より40歳以上の乳がん検診にマンモグラフィが導入されている。欧米では、マンモグラフィ

検診を受診する人が60～70%に達しており、乳がんの罹患率は増加しているが、死亡率は減少している^{4,5)}。また、米国では、乳がん死亡減少の最も大きな理由として、マンモグラフィ検診が大きく寄与していることが明らかにされている⁶⁾。一方、日本の乳がん検診の受診率は17.6%⁷⁾であり、乳がん死亡は増え続けている。わが国においては、いかにマンモグラフィを併用した乳がん検診の受診率を向上させるかが、最も大きな課題といえる³⁾。

現在、健康増進法に基づく健康増進事業として市町村が実施している乳がん検診では、視触診を基本として40歳以上の希望者に毎年または隔年でマンモグラフィを行うことが多い。しかし、受診者の行動

* 岡山赤十字病院

^{2*} 岡山県立大学保健福祉学部看護学科
連絡先：〒700-8607 岡山県岡山市北区青江 2-1-1
岡山赤十字病院 犬飼早苗

をみてみると、自ら積極的にマンモグラフィを受ける者、問診時に勧められて初めて受ける者、勧められても拒否する者など様々である。実際には、検診会場で足を運ぶことさえしない者も多数存在することを考えると、これらの受診行動の差にはどのような認知的要因が関係しているのかという疑問を抱いた。

健康行動に関する理論として、防護動機理論 (protection motivation theory) と健康信念モデル (health belief model) がよく知られている。両者はモデルに含まれる要因が類似していることから、しばしば比較対照される。後者が脅威の自覚を重要な変数としつつも、総合的な保健行動モデルとしてとらえられることが一般的で、前者は恐怖喚起コミュニケーションの効果を調べることに適したモデルとしてとらえられている⁸⁾。しかし、前者も最近では、健康脅威に対する対処行動を説明するモデルとしても有用であると考えられており、各認知的要因と対処行動との関係性が明確に示されている点と、各認知的要因をある程度独立した概念として扱うことができる点で優れている。さらに、様々な話題に対して適用可能であるとされており、国内でもエイズ予防行動⁹⁾、禁煙促進¹⁰⁾、高校生の喫煙・飲酒・薬物乱用¹¹⁾を扱った研究がみられている。一方、乳がん検診に関しては、受診勧告に対する認知的傾向を世代別に検討した実験研究¹²⁾のみで、乳がん検診の受診行動を説明するモデルとして防護動機理論を用いた研究は見当たらなかった。また、海外においても、健康信念モデルおよび合理的行動理論 (theory of reasoned action) に基づき、マンモグラフィ検診の受診行動または受診行動意図に影響を及ぼす認知的要因を明らかにした研究^{13,14)}はみられるが、防護動機理論に基づく研究は見当たらなかった。

以上のことから、本研究では、防護動機理論に基づき、マンモグラフィを併用した乳がん検診の受診行動に関わる認知的要因を明らかにすることで、検診対象者に効果的な受診勧奨を行うことができ、マンモグラフィを併用した乳がん検診の受診率の向上に資することができると思われる。

乳がん検診の受診行動のように、繰り返し行われることが望まれる健康行動 (繰り返し行為) を説明するモデルとしても有用とされている Rogers の認知媒介モデル¹⁵⁾をもとに、本研究の概念枠組みを作成した。なお、情報源 (個人内・環境的) については通念的な見地から、個人特性と表記した。

防護動機理論は、環境的 (言語的説得、観察学習)、あるいは個人内 (パーソナリティ変数、先行経験) の情報源 (個人特性) によって、脅威評価と対処評価という2つの認知的評価が形成され、その

2つの認知的評価が結合することによって防護動機が喚起され、最終的に多様な対処が生じると仮定されている。脅威評価を構成する認知的要因のうち、内的報酬と外的報酬は不適応反応を促進する効果をもち、深刻さと生起確率は不適応反応を抑制する効果をもつ。また、対処評価を構成する認知的要因のうち、反応効果性と自己効力は適応反応を促進する効果をもち、反応コストは適応反応を抑制する効果をもつ¹⁵⁾。しかし、木村¹⁵⁾は、罹患兆候を早期に発見するという対処行動の類型 (早期発見タイプ) では、内的報酬と外的報酬を変数として設定できないことを指摘している。乳がん検診の場合も、受診行動をとらないことによって身体的快感や精神的満足感 (内的報酬) または社会的賞賛 (外的報酬) を得られるとすることは適切ではなく、この早期発見タイプに当てはまると考えられる。以上のことから、本研究では、対処行動 (受診行動) に影響を及ぼす要因を、個人特性 (年齢、職業、婚姻、学歴、初潮年齢、閉経、妊娠・出産、育児、介護、医療に関する専門教育、既往歴、治療中の疾患、自覚症状、乳腺疾患、家族歴、自己検診、視触診方式の乳がん検診受診歴、受診勧奨、身近な受診者) と、内的報酬および外的報酬を除いた認知的要因 (深刻さ、生起確率、反応効果性、自己効力、反応コスト) に限定して検討を行った。

用語の定義

防護動機理論に基づく5つの認知的要因を、大森¹²⁾を参考に以下のように定義した。

1) 深刻さ

「乳がんが早期発見されない事態」が生じた場合に被る身体的・精神的・社会的な危害の程度に対する認知

2) 生起確率

「乳がんが早期発見されない事態」が生起する可能性への認知

3) 反応効果性

「乳がんが早期発見されない事態」や随伴する深刻な事態に対し、受診行動がもたらす効果性への認知

4) 自己効力

自己が受診行動を遂行できることの確信に対する認知

5) 反応コスト

受診行動に伴う負担への認知

II 研究方法

1. 調査対象・期間・方法

調査地域は、A県B町 (平成18年度マンモグラ

フィを併用した乳がん検診受診率53.6%)およびC町(同35.0%)とした。両町は、40歳以上の女性が毎年マンモグラフィを併用した乳がん検診(集団方式)を受けられる環境が整えられており、愛育委員や広報を通じて積極的な受診勧奨が行われていた。また、マンモグラフィを併用した乳がん検診の自己負担額もA県内では平均的な金額であったため、調査地域に選定した。一般的にマンモグラフィを併用した乳がん検診の対象が40歳以上であることと、70歳以上では検診費用が無料または低額になり、そのことが受診行動に影響を及ぼす可能性が高いことから、本研究の調査対象をA県B町およびC町在住の40~69歳の女性2,345人とした。調査期間は、平成19年4月~5月であった。守秘義務を持ち、地域の状況を周知している地域ボランティアの愛育委員会に、趣意書・無記名自記式調査票・返信用封筒一式が入った封筒の配布を依頼した。対象者は調査に同意した場合のみ、自宅等にて調査票に記入の上、返信用封筒にて研究者宛に郵送した。

2. 調査項目・内容

1) 個人特性については、年齢、職業(無職および専業主婦、自営業、会社員、農業、パート/アルバイト、その他)、婚姻状況(既婚、死別、離婚、未婚、その他)、最終学歴(中学校卒、高等学校卒、専門学校卒、短期大学卒、大学卒、その他)、初潮年齢、閉経の有無、妊娠・出産回数、就学前の子どもの有無、家族の介護の有無、医療に関する専門教育の有無、既往歴の有無、治療中の疾患の有無、自覚症状の有無、乳腺疾患の有無、家族歴の有無、乳房自己検診の有無、個人内情報源に相当する項目として、視触診方式の乳がん検診受診歴の有無を、環境的情報源に相当する項目として、受診勧奨の有無、身近な受診者の有無をたずねた。

2) 防護動機理論に基づく認知的要因の測定には、標準化された尺度が存在しなかったことから、大森¹²⁾の作成した質問項目および乳がん検診の受診行動に関する先行研究^{17~19)}を参考に作成し、「深刻さ」4項目、「生起確率」5項目、「反応効果性」4項目、「自己効力」4項目、「反応コスト」7項目の合計24項目とした(付録参照)。各項目について「0: そう思わない」、「1: あまりそう思わない」、「2: ややそう思う」、「3: そう思う」の4件法で回答を求め、それぞれ得点が高いほど高く認知していることを示すように各認知的要因の合計得点を算出した。本研究におけるCronbach's α 係数は、「深刻さ」0.73、「生起確率」0.63、「反応効果性」0.67、「自己効力」0.74、「反応コスト」0.78であった。

3) マンモグラフィを併用した乳がん検診の受診

行動として、受診歴の有無、受診間隔(定期、不定期)、最近の受診時期をたずねた。

3. 分析方法

マンモグラフィを併用した乳がん検診の受診歴があり、定期受診でかつ最近2年以内に受診したと答えた者を定期受診群、それ以外の者を不定期・未受診群とした。

多重ロジスティック回帰分析の予備的解析として、 χ^2 検定またはFisherの直接確率検定を行い、個人特性と受診行動との関連性を検討した。その後、Mann-WhitneyのU検定またはKruskal-Wallis検定を行い、個人特性と認知的要因との関連性を検討した。なお、Kruskal-Wallis検定で有意差がみられた個人特性に関しては、Mann-WhitneyのU検定による多重比較を行った。

最後に、受診行動(定期受診、不定期・未受診)を従属変数とした多重ロジスティック回帰分析を行った。まず、認知的要因の5変数のみを独立変数として投入し、「多重ロジスティックモデル1」とした。さらに、受診行動と認知的要因の双方と関連がみられた個人特性を追加投入してフルモデルとし、「多重ロジスティックモデル2」とした。多重共線性の問題を避けるため、独立変数間のCramerの連関係数(V)またはSpearmanの順位相関係数を求め、0.4を超える2つの変数が存在する場合には変数増加法を用いることとした。

統計解析には、SPSS 10.0 for Windowsを用い、有意水準は5%とした。多重比較に際しては、Bonferroniの方法を適用した。

4. 倫理的配慮

本研究を行うにあたり、倫理面への配慮として以下の点に留意した。趣意書に調査目的と意義、個人が特定されないこと、データは統計的に処理を行い、本研究の目的以外で用いないこと、調査への協力は自由意思によること、調査協力の諾否によって対象者の受ける保健・医療・福祉サービスに影響しないこと、これらの趣旨に同意する場合のみ、調査票の記入をしてもらうことを明記し、協力を求めた。なお、調査は無記名自記式とし、個別の郵送をもって同意を得たものとした。

III 研究結果

1. 調査票の回収状況

調査票を配布した2,345人のうち、回収できたのは788人(回収率33.6%)であった。本研究では、分析に使用する項目に欠損値がみられた280人と、乳がんの既往があった11人を除く497人を分析対象とした。

2. 分析対象者の基本属性と受診行動の特徴

分析対象者の平均年齢は55.1±8.4歳、職業は無職(専業主婦)が159人(32.0%)と最も多かった。婚姻状況は既婚者が445人(89.5%)と約9割を占め、最終学歴は高等学校卒の者が241人(48.5%)と最も多かった。

497人のうち、マンモグラフィを併用した乳がん検診を受診したことがあると答えた者は306人(61.6%)、受診したことがないと答えた者は191人(38.4%)であった。受診したことがあると答えた306人のうち、定期受診していると答えた者は221人(72.2%)、最近2年以内に受診したと答えた者は270人(88.2%)であった。現在、国の指針¹⁾ではマンモグラフィを併用した乳がん検診の受診間隔について2年に1回が望ましいとされていることから、定期受診でかつ最近2年以内に受診したと答えた218人(43.9%)を定期受診群、不定期受診または3年以上前に受診したと答えた88人(17.7%)と受診したことがないと答えた191人(38.4%)の合計279人(56.1%)を不定期・未受診群とした。

3. 個人特性と受診行動との関連性

個人特性と受診行動との関連を χ^2 検定またはFisherの直接確率検定で検討した結果、受診行動と有意な関連がみられた個人特性は、閉経($P=0.047$, $V=0.089$)、妊娠回数($P=0.047$, $V=0.089$)、出産回数($P=0.040$, $V=0.092$)、乳腺疾患($P=0.022$, $V=0.102$)、視触診方式の乳がん検診受診歴($P<0.001$, $V=0.266$)、受診勧奨($P<0.001$, $V=0.262$)、身近な受診者($P<0.001$, $V=0.267$)であった(表1)。しかし、閉経、妊娠回数、出産回数、乳腺疾患に関しては、効果サイズであるCramerの連関係数が0.2より小さく受診行動との関連が弱いことから、標本サイズの影響で有意な結果が得られたものと考え、非有意な変数として扱うこととした。よって、視触診方式の乳がん検診を受診したことがある、医師および保健師、または家族友人等から受診勧奨を受けたことがある、身近にマンモグラフィを併用した乳がん検診の受診者がいると答えた者は、そうでない者と比較して有意に定期受診をしている割合が多かった。

4. 個人特性と認知的要因との関連性

次に、個人特性と認知的要因との関連をMann-WhitneyのU検定またはKruskal-Wallis検定で検討した結果、いずれかの認知的要因と有意な関連がみられた個人特性は、年齢(自己効力 $P<0.001$, 反応コスト $P<0.001$)、初潮年齢(反応効果性 $P=0.006$, 自己効力 $P=0.003$)、閉経(生起確率 $P=0.044$, 自己効力 $P<0.001$, 反応コスト $P<$

0.001)、就学前の子ども(自己効力 $P=0.021$)、介護(生起確率 $P=0.043$)、治療中の疾患(深刻さ $P=0.030$)、乳腺疾患(反応コスト $P=0.009$)、視触診方式の乳がん検診受診歴(深刻さ $P=0.017$, 自己効力 $P<0.001$, 反応コスト $P=0.012$)、受診勧奨(反応効果性 $P=0.013$, 自己効力 $P=0.001$, 反応コスト $P=0.014$)、身近な受診者(反応効果性 $P=0.007$)であった(表2)。多重比較の結果、年齢では40歳代と50歳代の間(自己効力 $P=0.011$, 反応コスト $P<0.001$)、40歳代と60歳代の間(自己効力 $P<0.001$, 反応コスト $P<0.001$)で有意な差が認められた。受診勧奨では、医師および保健師から受診勧奨ありと受診勧奨なしの間(自己効力 $P=0.001$, 反応コスト $P=0.005$)、家族友人等から受診勧奨ありと受診勧奨なしの間(反応効果性 $P=0.006$)で有意な差が認められた。受診行動とも有意な関連があった個人特性に注目すると、視触診方式の乳がん検診を受診したことがある者は、ない者と比較して深刻さと自己効力の認知が有意に高く、反応コストの認知が有意に低かった。また、医師および保健師から受診勧奨を受けたことがある者は、ない者と比較して自己効力の認知が有意に高く、反応コストの認知が有意に低かった。さらに、家族友人等から受診勧奨を受けたことがある者と身近にマンモグラフィを併用した乳がん検診の受診者がいると答えた者は、そうでない者と比較して有意に反応効果性の認知が高かった。よって、以後の分析では、受診行動と認知的要因の双方と有意な関連がみられた個人特性(視触診方式の乳がん検診受診歴、受診勧奨、身近な受診者)を統制変数として用いることとした。

5. 受診行動に関連する認知的要因および個人特性

最後に、受診行動(定期受診、不定期・未受診)を従属変数とした多重ロジスティック回帰分析を行った(表3)。モデルの選定にあたって、独立変数間のCramerの連関係数またはSpeamanの順位相関係数を求めた結果、自己効力と反応コストの間に中程度の負の相関($\gamma=-.462$)を認めたことから、多重共線性の問題を避けるために、モデル1で5つの認知的要因を投入する場合に限り変数増加法を用いることとした。

まず、モデル1で認知的要因の5変数を独立変数として投入した結果、不定期・未受診群($OR=1$)と比較して、定期受診群では自己効力の認知が有意に高く($P<0.001$, $OR=1.49$)、反応コストの認知が有意に低かった($P=0.015$, $OR=0.94$)。つまり、自分は受診行動を遂行できると確信している者は

表1 受診行動別にみた個人特性の比較

個人特性		人 数 (%)			有意確率 (Cramer の連関係数)
		全体 (n=497)	定期受診群 (n=218)	不定期・未受診群 (n=279)	
年齢	40歳代	155(31.2)	62(28.4)	93(33.3)	0.408
	50歳代	171(34.4)	75(34.4)	96(34.4)	
	60歳代	171(34.4)	81(37.2)	90(32.3)	
職業	無職(専業主婦)	159(32.0)	73(33.5)	86(30.8)	0.265
	自営業/農業	89(17.9)	41(18.8)	48(17.2)	
	パート/アルバイト	80(16.1)	27(12.4)	53(19.0)	
	会社員/その他	169(34.0)	77(35.3)	92(33.0)	
婚姻状況	配偶者なし	52(10.5)	20(9.2)	32(11.5)	0.407
	配偶者あり	445(89.5)	198(90.8)	247(88.5)	
最終学歴	中学校/高等学校	285(57.3)	123(56.4)	162(58.1)	0.713
	専門学校/短大/大学	212(42.7)	95(43.6)	117(41.9)	
初潮年齢	12歳以下	143(28.8)	57(26.1)	86(30.8)	0.253
	13歳以上	354(71.2)	161(73.9)	193(69.2)	
閉経	していない	172(34.6)	65(29.8)	107(38.4)	0.047 (0.089)
	している	325(65.4)	153(70.2)	172(61.6)	
妊娠回数	0~1回	33(6.6)	9(4.1)	24(8.6)	0.047 (0.089)
	2回以上	464(93.4)	209(95.9)	255(91.4)	
出産回数	0~1回	55(11.1)	17(7.8)	38(13.6)	0.040 (0.092)
	2回以上	442(88.9)	201(92.2)	241(86.4)	
就学前の子ども	いない	479(96.4)	211(96.8)	268(96.1)	0.665
	いる	18(3.6)	7(3.2)	11(3.9)	
介護	していない	430(86.5)	190(87.2)	240(86.0)	0.713
	している	67(13.5)	28(12.8)	39(14.0)	
医療に関する専門教育	受けたことがない	456(91.8)	196(89.9)	260(93.2)	0.187
	受けたことがある	41(8.2)	22(10.1)	19(6.8)	
既往歴	なし	372(74.8)	159(72.9)	213(76.3)	0.385
	あり	125(25.2)	59(27.1)	66(23.7)	
治療中の疾患	なし	319(64.2)	132(60.6)	187(67.0)	0.135
	あり	178(35.8)	86(39.4)	92(33.0)	
自覚症状 ¹⁾	なし	489(98.4)	214(98.2)	275(98.6)	0.497
	あり	8(1.6)	4(1.8)	4(1.4)	
乳腺疾患	なし	428(86.1)	179(82.1)	249(89.2)	0.022 (0.102)
	あり	69(13.9)	39(17.9)	30(10.8)	
家族歴	なし	447(89.9)	200(91.7)	247(88.5)	0.237
	あり	50(10.1)	18(8.3)	32(11.5)	
自己検診 (1ヶ月に1回)	していない	375(75.5)	161(73.9)	214(76.7)	0.464
	している	122(24.5)	57(26.1)	65(23.3)	
視触診方式乳がん検診 受診歴	なし	80(16.1)	11(5.0)	69(24.7)	<0.001 (0.266)
	あり	417(83.9)	207(95.0)	210(75.3)	
受診勧奨	なし	288(57.9)	97(44.5)	191(68.5)	0.262 (0.262) <0.001
	家族/友人等	138(27.8)	72(33.0)	66(23.7)	
	医師/保健師	71(14.3)	49(22.5)	22(7.9)	
身近な受診者	いない/わからない	146(29.4)	34(15.6)	112(40.1)	<0.001 (0.267)
	いる	351(70.6)	184(84.4)	167(59.9)	

1) Fisher の直接確率検定, その他は χ^2 検定

表2 個人特性別にみた認知的要因得点の比較 (n=497)

		深刻さ 平均値 (平均ランク)	生起確率 平均値 (平均ランク)	反応効果性 平均値 (平均ランク)	自己効力 平均値 (平均ランク)	反応コスト 平均値 (平均ランク)
年齢 ¹⁾	40歳代	8.6(250.8)	11.7(262.5)	10.3(234.0)	10.5(215.0)	8.5(298.0)
	50歳代	8.3(230.7)	11.4(242.9)	10.5(254.1)	11.0(251.9)	6.6(232.4)
	60歳代	8.9(265.5)	11.3(242.8)	10.6(257.4)	11.3(276.7)	6.2(221.1)
職業 ¹⁾	無職(専業主婦)	8.6(244.6)	11.6(258.1)	10.4(245.8)	11.0(251.9)	7.4(259.2)
	自営業/農業	8.4(241.2)	11.1(228.5)	10.7(271.6)	11.2(269.8)	6.3(224.9)
	パート/アルバイト	8.8(259.1)	11.6(251.1)	10.4(245.8)	10.9(238.7)	7.1(250.5)
	会社員/その他	8.7(252.4)	11.6(250.1)	10.5(241.5)	10.7(240.1)	7.2(251.2)
婚姻状況	配偶者なし	8.3(234.8)	11.7(261.4)	10.4(237.6)	10.7(231.5)	7.2(246.5)
	配偶者あり	8.6(250.6)	11.5(247.5)	10.5(250.3)	10.9(251.0)	7.1(249.2)
最終学歴	中学校/高等学校	8.7(255.8)	11.6(255.2)	10.5(254.3)	10.9(247.1)	7.0(247.2)
	専門学校/短大/大学	8.4(239.8)	11.4(240.6)	10.4(241.7)	10.9(251.5)	7.1(251.3)
初潮年齢	12歳以下	8.5(240.6)	11.6(253.1)	10.2(222.3)	10.6(222.9)	7.3(258.1)
	13歳以上	8.6(252.3)	11.5(247.3)	10.6(259.7)	11.0(259.5)	7.0(245.3)
閉経	していない	8.5(242.4)	11.8(266.6)	10.3(234.6)	10.5(214.8)	8.5(298.1)
	している	8.7(252.4)	11.3(239.6)	10.6(256.5)	11.1(267.0)	6.3(222.9)
妊娠回数	0~1回	8.5(230.9)	12.0(266.6)	10.3(222.0)	10.7(235.2)	8.2(281.2)
	2回以上	8.6(250.2)	11.5(247.7)	10.5(250.9)	10.9(249.9)	7.0(246.7)
出産回数	0~1回	8.3(225.9)	11.4(230.1)	10.6(249.3)	11.0(251.2)	7.6(264.4)
	2回以上	8.6(251.8)	11.5(251.3)	10.5(248.9)	10.9(248.7)	7.0(247.0)
就学前の子ども	いない	8.6(250.2)	11.5(249.6)	10.5(248.2)	11.0(251.5)	7.0(246.9)
	いる	7.8(215.3)	11.1(232.7)	10.9(269.9)	10.0(181.9)	8.8(304.8)
介護	していない	8.6(248.0)	11.6(254.1)	10.5(251.5)	10.9(249.5)	7.1(248.4)
	している	8.7(254.9)	11.0(216.2)	10.2(232.5)	10.9(245.4)	7.2(252.4)
医療に関する専門教育	受けたことがない	8.6(245.5)	11.5(250.5)	10.4(247.8)	10.9(249.0)	7.1(248.3)
	受けたことがある	9.2(287.0)	11.2(232.1)	10.7(261.6)	11.1(248.6)	7.2(256.2)
既往歴	なし	8.6(247.7)	11.6(254.8)	10.5(249.2)	10.9(243.7)	7.3(256.2)
	あり	8.6(252.7)	11.2(231.6)	10.5(248.4)	11.1(264.6)	6.4(227.5)
治療中の疾患	なし	8.4(238.6)	11.4(246.5)	10.6(257.6)	10.8(242.2)	7.2(252.6)
	あり	9.0(267.5)	11.6(253.3)	10.3(233.5)	11.1(261.1)	6.8(242.4)
自覚症状	なし	8.6(249.2)	11.5(248.6)	10.5(249.4)	10.9(249.2)	7.1(248.9)
	あり	8.5(232.6)	12.0(268.7)	10.2(223.2)	10.8(233.1)	7.0(252.5)
乳腺疾患	なし	8.6(250.0)	11.4(246.7)	10.5(252.2)	10.9(247.7)	7.3(255.7)
	あり	8.6(242.3)	11.8(262.8)	10.2(228.9)	11.0(256.4)	5.8(207.2)
家族歴	なし	8.6(247.8)	11.5(247.5)	10.5(252.0)	11.0(251.1)	7.1(249.0)
	あり	8.8(259.4)	11.5(262.0)	10.1(222.0)	10.6(229.8)	7.0(249.0)
自己検診(1ヶ月に1回)	していない	8.5(242.2)	11.5(250.0)	10.5(245.5)	10.8(246.0)	7.2(254.5)
	している	9.0(269.7)	11.5(245.9)	10.5(259.6)	11.2(258.0)	6.6(231.9)
視触診方式乳癌検診受診歴	なし	7.9(214.1)	11.3(246.4)	10.2(229.4)	10.2(203.7)	8.4(285.8)
	あり	8.7(255.6)	11.5(249.4)	10.5(252.7)	11.1(257.6)	6.8(241.9)
受診勧奨 ¹⁾	なし	8.5(243.2)	11.3(239.0)	10.3(233.6)	10.6(232.0)	7.5(262.1)
	家族/友人等	8.7(252.8)	11.8(270.6)	10.7(272.7)	11.2(262.9)	6.9(242.7)
	医師/保健師	8.9(264.9)	11.5(247.5)	10.7(265.1)	11.5(290.8)	5.8(207.9)
身近な受診者	いない/わからない	8.4(240.7)	11.6(256.0)	10.1(223.0)	10.6(233.3)	7.4(258.5)
	いる	8.7(252.4)	11.5(246.0)	10.6(259.7)	11.1(255.5)	6.9(245.0)

1) Kruskal-Wallis 検定, その他は Mann-Whitney の U 検定 (* : P<0.05 ** : P<0.01 *** : P<0.001)

Kruskal-Wallis 検定で有意な差がみられた年齢(自己効力・反応コスト), 受診勧奨(反応効果性・自己効力・反応コスト)については Mann-Whitney の U 検定を用いて多重比較を行った

表3 受診行動に関わる認知的要因および個人特性

独立変数	モデル1			モデル2		
	オッズ比	95%信頼区間	有意確率	オッズ比	95%信頼区間	有意確率
認知的要因						
自己効力 (1点毎に)	1.49	1.27-1.75	<0.001	1.43	1.20-1.70	<0.001
反応コスト (1点毎に)	0.94	0.89-0.98	0.015	0.94	0.89-0.99	0.043
個人特性						
視触診方式 (0:受診なし 1:受診あり)				4.48	2.22-9.05	<0.001
受診勧奨 医師/保健師 (基準=なし)				2.69	1.45-4.97	0.002
受診勧奨 家族/友人等 (基準=なし)				1.44	0.90-2.29	0.123
身近な受診者 (0:いない 1:いる)				2.77	1.70-4.51	<0.001
n	497			497		
-2対数尤度	622.821			557.405		
Hosmer-Lemeshowの適合度検定	0.366			0.668		

多重ロジスティック回帰分析

従属変数; 受診行動 (0: 不定期・未受診 1: 定期受診)

独立変数; 【モデル1】認知的要因 (深刻さ, 生起確率, 反応効果性, 自己効力, 反応コスト) 変数増加法

統制変数; 【モデル2】個人特性 (視触診方式, 受診勧奨, 身近な受診者) 強制投入法

ど, 受診行動に伴う負担を低く認知している者ほど, 定期受診をしている確率が高かった。

次に, モデル2として, 個人特性の3変数 (視触診方式の乳がん検診受診歴, 受診勧奨, 身近な受診者) を統制変数として投入してもなお, 受診行動に対する自己効力 ($P < 0.001$, $OR = 1.43$) の正の相関と, 反応コスト ($P = 0.043$, $OR = 0.94$) の負の相関は有意であった。

さらに, 視触診方式の乳がん検診受診歴 ($P < 0.001$, $OR = 4.48$), 医師および保健師からの受診勧奨 ($P = 0.002$, $OR = 2.69$), 身近な受診者 ($P < 0.001$, $OR = 2.77$) が受診行動に対し, 有意な正の相関を示していた。よって, 視触診方式の乳がん検診を受診したことがある, 医師および保健師から受診勧奨を受けたことがある, 身近にマンモグラフィを併用した乳がん検診の受診者がいると答えた者は, そうでない者と比較して定期受診をしている確率が高かった。

IV 考 察

1. 分析対象者の受診行動の特徴

マンモグラフィを併用した乳がん検診の受診歴の有無をたずねた結果, 受診したことがあると答えた者が306人 (61.6%), 受診したことがないと答えた者が191人 (38.4%) であった。2005年に乳房健康研究会が首都圏30 km 圏内在住の女性 (30~69歳) を対象に行った調査²⁰⁾では, マンモグラフィを受けたことがないと答えた女性が77.9%を占めており, 本研究結果におけるマンモグラフィを併用した乳が

ん検診を受診したことがある者の割合はかなり高かったと言える。しかし, マンモグラフィを併用した乳がん検診を受診したことがあると答えた306人のうち, 88人 (28.8%) は不定期で受診していることが推測され, 受診間隔について正しく認識していない可能性が示唆された。

2. 受診行動に関わる認知的要因および個人特性

マンモグラフィを併用した乳がん検診の受診行動に関わる認知的要因は, 自己効力と反応コストであった。防護動機理論では, 自己効力是对処行動または対処行動意図に対して促進的な効果をもつと仮定されており, 防護動機理論を用いた先行研究^{9~12)}においても, 自己効力が対処行動意図に対して促進的な影響を及ぼしていたことが明らかにされている。よって, 自己効力がマンモグラフィを併用した乳がん検診の受診行動を促進する可能性があるという本研究結果は妥当なものと言える。

また, 反応コストは防護動機理論において, 対処行動または対処行動意図に対して抑制的な効果をもつと仮定されており, 本研究結果はこれを支持した。しかし, 大森¹²⁾はマンモグラフィを併用した乳がん検診の受診行動意図に対する反応コストの影響は有意ではなかったとしており, その理由として反応コスト尺度に信頼性が認められなかったことを挙げている。また, 木村⁹⁾もエイズ予防行動意図に対する反応コストの影響は有意ではなかったとしており, その理由として認知的要因間に相関関係が認められたことから, 予防行動意図に対する反応コストの影響が消失したのではないかとしている。本研究

では反応コスト尺度の信頼性がおおむね良好であったことと、反応コストと同様に対処行動または対処行動意図に対して抑制的な効果をもつといわれる内的報酬および外的報酬を変数として設定できず、その影響を受けなかったことによって、反応コストがマンモグラフィを併用した乳がん検診の受診行動に対し有意に抑制的な影響を及ぼした可能性がある。

一方、深刻さ、生起確率、反応効果性の影響は有意ではなかった。深刻さに関して、防護動機理論では対処行動または対処行動意図に対して促進的な効果をもつと仮定されている。しかし、木村⁹⁾は本研究同様、エイズ予防行動意図に対する深刻さの影響は有意でなかったとしている。さらに大森¹²⁾は、マンモグラフィを併用した乳がん検診の受診行動意図に対する深刻さの抑制的な影響を報告しており、深刻さに関しては今後も更なる検討が必要である。生起確率と反応効果性は、防護動機理論において対処行動または対処行動意図に対して促進的な効果をもつと仮定されており、木村⁹⁾と大森¹²⁾はともに対処行動意図に対する促進的な影響を報告している。本研究では、生起確率と反応効果性を測定する尺度の信頼性係数が他の認知的要因と比較して必ずしも十分でなかったことから、これらの促進的な影響が反映されにくかった可能性がある。

受診行動に関わる個人特性は、視触診方式の乳がん検診受診歴、医師および保健師からの受診勧奨、身近な受診者であった。防護動機理論では、対処行動に影響を及ぼす個人内情報源としてパーソナリティ変数と先行経験、環境的情報源として言語的説得と観察学習を仮定している。Rogersは、パーソナリティ変数の具体的内容について言及しておらず¹⁶⁾、この点については本研究結果と照らし合わせることはできないが、視触診方式の乳がん検診という先行経験、医師および保健師からの言語的説得、身近な受診者を通じての観察学習がマンモグラフィを併用した乳がん検診の受診行動を促進する可能性が示唆された。

3. 本研究から得られる看護への示唆

マンモグラフィを併用した乳がん検診の受診行動を促進するためには、自己効力と反応コストの2つの認知的要因に注目する必要性が示唆された。

予備的解析の結果、視触診方式の乳がん検診を受診したことがある者と医師および保健師から受診勧奨を受けたことがある者は、そうでない者と比較して自己効力の認知が有意に高く、反応コストの認知が有意に低かった。よって、視触診方式の乳がん検診の受診歴があること、医師および保健師から受診勧奨を受けることがマンモグラフィを併用した乳が

ん検診の受診行動を促進させる可能性がある。本研究では、どのような場所で受診勧奨を受けたかということは明らかに出来なかったが、医師の中には検診医およびかかりつけ医が含まれており、検診医は検診会場における診察の時間、かかりつけ医は定期受診時、保健師は検診会場における問診の時間およびそれ以外に対象者と関わりをもてる機会を利用して、積極的な受診勧奨を行うことが考えられる。その際、マンモグラフィを併用した乳がん検診の受診経験があるかどうかだけではなく、受診間隔についても確認を行い、少なくとも2年に1回は定期的に受診するように働きかけていく必要がある。

4. 本研究の限界と今後の課題

本研究の限界と課題は以下の四点である。

第一に、本研究はプライバシーへの配慮と未受診者の把握を目的とした、無記名自記式の郵送法による質問紙調査であった。回収率が33.6%と高くなくことや、本研究の調査地域がA県内でも乳がん検診の受診率が高い2地域であったことは、分析対象が乳がん検診に対する意識の高い集団であり、全体的に深刻さ、生起確率、反応効果性、自己効力の認知が高く、反応コストの認知が低いことにより、各認知的要因の影響が反映されにくかった可能性が考えられる。第二に、本研究が40~69歳の女性に限定した検討であったことや、乳がん検診の受診勧奨方法や検診方法が各自治体によって大きく異なることから、本研究結果をA県全体の結果として一般化するには限界がある。今後は都市部などを含めた調査や、世代別の検討を行うことによって、本研究とは異なった結果が得られる可能性がある。第三に、防護動機理論に基づき、マンモグラフィを併用した乳がん検診の受診行動に関わる認知的要因を検討するにあたって、各認知的要因の主効果のみにとどまり、認知的要因間の交互作用については検討できていない。木村¹⁵⁾は防護動機理論研究のレビューを行った結果、認知的要因間の交互作用についての先行研究が少なく、また分析方法に疑問が残るものの、深刻さと生起確率、自己効力と反応コストの交互作用を報告した研究が1例存在し、再検討の必要性があると述べている。今後は各認知的要因の主効果のみでなく、認知的要因間の交互作用も含めた検討が必要である。第四に、本研究では横断的な調査を行ったが、今後は縦断的な調査を行うことによって、実際の受診行動と各認知的要因との関連について、検討していく必要がある。

V 結 語

A県B町およびC町在住の女性を対象として、

マンモグラフィを併用した乳がん検診の受診行動に関わる認知的要因について検討した結果、以下の知見を得た。

1. マンモグラフィを併用した乳がん検診の受診行動に対し、自己効力は促進的な効果をもち、反応コストは抑制的な効果をもつ認知的要因である可能性が示された。

2. マンモグラフィを併用した乳がん検診の受診行動は、医師および保健師から受診勧奨を受けること、視触診方式の乳がん検診を受診することで、促進される可能性が示された。

本調査の実施にあたり、多大なるご協力をいただきましたA県B町、C町の皆様に感謝申し上げます。

また、データの分析にご助言をいただきました新見公立大学看護学部講師 矢嶋裕樹先生に深謝いたします。

(受付 2008.12. 8)
(採用 2010. 6. 1)

文 献

- 1) 厚生労働省大臣官房統計情報部，編．平成19年人口動態統計．東京：厚生統計協会，2009．
- 2) Matsuda T, Marugame T, Kamo K, et al. Cancer incidence and incidence rates in Japan in 2002: based on data from 11 population-based cancer registries. *Jpn J Clin Oncol* 2008; 38: 641-648.
- 3) 大内憲明，編．マンモグラフィによる乳がん検診の手引き：精度管理マニュアル 第3版．東京：日本医事新報社，2004．
- 4) U. S. Preventive Services Task Force. Screening for breast cancer: recommendations and rationale. *Ann Intern Med* 2002; 137: 344-346.
- 5) Humphrey LL, Helfand M, Chan BK, et al. Breast cancer screening: a summary of the U. S. Preventive Services Task Force. *Ann Intern Med* 2002; 137: 347-360.
- 6) Howe HL, Wingo PA, Thun MJ, et al. Annual report to the nation on the status of cancer (1973 Through 1998), featuring cancers with recent increasing trends. *J Natl Cancer Inst* 2001; 93: 824-842.
- 7) 厚生労働省大臣官房統計情報部．平成17年度地域保健・老人保健事業報告（老人保健編）．東京：厚生統計協会，2007．
- 8) 渡邊正樹．学習理論．畑 栄一，土井由利子，編．行動科学：健康づくりのための理論と応用．東京：南江堂，2003；7-12．
- 9) 木村堅一．防護動機理論に基づくエイズ予防行動意図の規定因の検討．*社会心理学研究* 1996; 12: 86-96．
- 10) 東サトエ，前田ちひろ，山口さおり，他．禁煙困難者への禁煙促進の看護援助に関する基礎的研究：防護動機理論と予防行動意図の分析を基にして．*鹿児島大学医学部保健学科紀要* 2005; 15: 1-10．
- 11) 渡邊正樹．喫煙・飲酒・薬物乱用に関する高校生の脅威評価，対処評価および予防行動意図：防護動機理論に基づく分析から．*日本保健医療行動科学会年報* 2000; 15: 115-129．
- 12) 大森直樹．マンモグラフィ併用乳癌検診に対する受診行動意図の世代間比較：防護動機理論に基づく認知的傾向の検討．*日本乳癌検診学会誌* 2005; 14: 71-80．
- 13) Ok H. Factors affecting mammography behavior and intention among Korean women. *Oncol Nurs Forum* 2006; 33: 113-119.
- 14) Ok H. The intention of future mammography screening among Korean women. *J Community Health Nurs* 2005; 22: 1-13.
- 15) 木村堅一．脅威アピールにおける防護動機理論研究の検討(2)．*広島大学教育学部紀要 第一部(心理学)* 1996; 45: 55-64．
- 16) 木村堅一．脅威アピールにおける防護動機理論研究の検討．*実験社会心理学研究* 1997; 37: 85-96．
- 17) 荒木一恵，佐藤江里奈，中原知愛，他．マンモグラフィ検診の受診意欲に影響する因子の検討．*看護総合科学研究会誌* 2003; 6: 19-25．
- 18) 小林志津子，斉藤繭子，片岡明美，他．日本人女性の乳癌検診受診行動の促進要因と阻害要因の検討．*日本乳癌検診学会誌* 2006; 15: 69-74．
- 19) 土井卓子，田辺美樹子．女性の癌死亡減少に向けての検診の工夫．*日本がん検診・診断学会誌* 2006; 13: 140-144．
- 20) 野末悦子，島田菜穂子，沢井清司，他．一般女性の乳癌・検診意識の変化：乳房健康研究会のアンケート調査から，2003年と2005年の比較．*日本乳癌検診学会誌* 2006; 15: 75-82．

付録 認知的要因 質問項目 (24項目)

深刻さ	1	乳がんが早期でない場合、ほとんどの患者は死にいたる
	2	乳がんが早期でない場合、患者の身体的苦痛は耐えられない程に大きい
	3	乳がんが早期でない場合、患者の精神的苦痛は耐えられない程に大きい
	4	乳がんが早期でない場合、患者や家族の経済的損失は、生活に支障をきたす程に大きい
生起確率	1	日本でも、乳がんになる女性が増えている
	2	早期の乳がんになっていても、気づかないままにいる女性がほとんどである
	3	自覚症状がなくても、早期の乳がんになっている可能性は十分ある
	4	将来、自分が早期の乳がんになったとしても、気づかないままにいる可能性は十分ある
	5	「早期の乳がんに気づかない」ということは、決して他人事ではない
反応効果性	1	早期の乳がんは、乳がん検診で発見することができる
	2	早期の乳がんなら、治療すれば完治できる
	3	早期の乳がんなら、手術で乳房を失うことはない
	4	乳がん検診を受けることで、乳がんによる死亡率は減少する
自己効力	1	乳がん検診を受けようと思えば、受けに行くことはできる
	2	乳がん検診を受けるために、時間をつくることはできる
	3	乳がん検診を受けるために、検診費を払うことは十分可能である
	4	乳がん検診でおこなわれる検査には、耐える自信がある
反応コスト	1	乳がん検診でおこなわれる検査に対して、どうも不安を感じる
	2	乳がん検診を受けるために、検診費を支払うことには抵抗を感じる
	3	乳がん検診であっても、自分の乳房を検査されることははずかしい
	4	乳がん検診であっても、自分の乳房を検査されることには嫌悪感がある
	5	乳がん検診であっても、痛みを伴う検査には抵抗を感じる
	6	乳がん検診を受けることで、身体に何か悪い影響がありそうな気がする
	7	乳がん検診を受けることで、乳がんが見つかるのではないかと不安を感じる

Cognitive factors relating to mammographic breast cancer screening

Sanae INUKAI* and Kazue NINOMIYA^{2*}

Key words : mammography, breast cancer screening, participation, cognitive factors

Objective The purpose of this study was to identify cognitive factors relating to participation in mammographic breast cancer screening (MBCS).

Methods A total of 2,345 women aged 40–69 years in two cities in A Prefecture were asked to participate in this self-administered questionnaire survey. Data were analyzed using logistic regression analysis. The dependent variable was participation in MBCS and the independent variables were 5 cognitive factors based on the Protection Motivation Theory. The control variables were personal characteristics related to both participation in MBCS and cognitive factors.

Results A total of 788 questionnaires (33.6%) were returned by mail. Excluded from the analysis were incomplete questionnaires and responses from women who had received a diagnosis of breast cancer. The resultant total of 497 responses were analyzed. Some 218 women had participated regularly in MBCS over the past two years, while 279 were irregularly or never screened. The personal characteristics related to both participation in MBCS and cognitive factors were experience of non-MBCS, recommendation of health professionals, and close-relative participants. Analysis revealed that self-efficacy and response costs were significant factors influencing regular participation in MBCS, partially supporting the Protection Motivation Theory. The results suggest that recommendations of physicians and public health nurses, and experience of non-MBCS are effective in promoting participation in MBCS.

Conclusion Self-efficacy and response costs were notable cognitive factors influencing participation in MBCS. The findings indicate importance for strong recommendations of physicians and public health nurses in increasing future participation in MBCS.

* Okayama Red Cross General Hospital

^{2*} Okayama Prefectural University