

乳がんの住民検診における受診間隔の遵守に関連する要因

—全国データの集計および地域相関分析—

タカハシ ノリアキ 高橋 則晃*1*5 タカハシ ヒロカズ 高橋 宏和*6*7 ナカ オ ムツヒロ 中尾 睦宏*2*3 ヤマザキ ツトム 山崎 力*2*4

目的 健康増進事業として市区町村で実施されている乳がんの住民検診における2年連続受診者の状況と特性を明らかにすることを目的とした。

方法 「地域保健・健康増進事業報告」の2018・2019年度の乳がん検診データを用いて日本全国の2年連続受診者の割合を年齢階級ごとに集計した。同割合に関連する市区町村の要因を特定するために地域相関分析を実施した。分析に用いる市区町村の背景因子には人口、産業・就業、医療に関する各変数および検診受診率の計12変数を使用した。

結果 2年分の受診者数を分母とした計算式において2年連続受診者の割合は全体で9.7%であり、年齢階級が上がるにつれて増加する傾向が認められた。地域相関分析の結果、2年連続受診者割合と最も関連が大きかった市区町村の背景因子は受診率そのものであり、そのほか総人口、人口密度、転出者割合の面で都市部に対して地方において同割合が高い傾向が示された。2年連続受診者割合と受診率との散布図から、指針通りの隔年受診を遵守している自治体とそれ以外の自治体に大きく二分している傾向が示された。

結論 利益・不利益のバランスから隔年受診が推奨される乳がん検診において、日本の全市区町村の住民検診データを用いて2年連続受診者割合の状況を明らかにした。隔年受診の遵守を意識していない自治体では積極的に受診率の向上に取り組む際に、未受診者だけでなく既に隔年で受診している市民に対しても毎年の受診を促進してしまっている可能性がある。今後の課題として、適切な受診間隔を遵守している自治体を奨励するための評価指標の確立が望まれる。

キーワード 乳がん検診, マンモグラフィ, 受診間隔, 受診率, 不利益, 地域相関分析

I 緒 言

乳がんは世界中で年間に226万人の罹患、68万人の死亡が報告されており、いずれも女性で最も多いがんである¹⁾²⁾。日本においては女性のがん罹患の1位、死亡の4位と、公衆衛生上の重要な課題となっている³⁾。加えて日本では高齢化の影響もあり医療費の増加も懸念されている。国民医療費において悪性新生物は9.4%

を占めており、特に乳房の悪性新生物は2010年から2019年の10年間で2529億円から3909億円へと5割以上急増している⁴⁾。

乳がんの疾病負担の軽減には、死亡率減少効果のエビデンスが確立した検診プログラムの適切な実施が有用である。マンモグラフィによる乳がん検診は、1970年代から90年代にかけて実施された複数のランダム化比較試験の長期観察結果によって40歳から74歳の女性の乳がん死亡

*1 国際医療福祉大学大学院医学研究科博士課程 *2 同教授 *3 同大学医学部心療内科学教授
*4 同大学未来研究支援センター教授（センター長）
*5 国立がん研究センターがん対策研究所検診研究部特任研究員 *6 同検診実施管理研究室長
*7 同がん医療支援部部長代理

率減少効果が示されている⁵⁾⁶⁾。一方、がん検診は実施に伴う一定の不利益の発生が避けられない。がん検診の主な不利益としては、偽陽性に伴う不要な精密検査、過剰診断などが挙げられる。何らかの症状があつて受診する診療と異なり、検診は健康に支障のない無症状者を対象として行う。そのため、診療の場面と比較して検査に伴う利益と不利益のバランスは近接しており、慎重な判断と受診者負担の軽減が求められる⁷⁾。

乳がんのマンモグラフィ検診に伴う不利益は、The U.S. Preventive Services Task Force（米国予防医療作業部会。以下、USPSTF）の2009年の推奨年齢変更をきっかけに特に議論が活発となった⁸⁾。2009年以前、USPSTFは40～74歳に対してマンモグラフィによる乳がん検診を推奨していたが、2009年の勧告では推奨の対象年齢が50～74歳となり、40歳代は利益・不利益バランスをかんがみて非推奨を意味する推奨度「C」に変更され、多くの議論につながった。2016年の更新においても議論を踏まえて推奨要約文の表現は修正されたものの、40歳代の推奨度そのものは「C」のままである⁹⁾。本事例に象徴されるように、がん検診は利益（死亡率減少効果）が単に証明されているだけでは実施の根拠として不十分であり、利益が不利益を上回り、かつ、利益から不利益を差し引いた正味の利益（Net benefit）を最大化するような対象年齢や受診間隔の条件設定と遵守が必要となる。それらが満たされて初めて受診率の向上が意味を持つ。この前提はすべてのがん検診に当てはまるが、とりわけ乳がんのマンモグラフィ検診は利益・不利益バランスの線引きの議論が活発といえる。

対象年齢は上限・下限ともに現在でも活発な議論がある一方で、受診間隔については状況は比較的明確である。前述したマンモグラフィの各ランダム化比較試験の受診間隔は12カ月から33カ月であったが、2年に1回（隔年）の受診に対して毎年の受診でより大きな利益を示す明確な傾向は確認されていない⁶⁾。一方、不利益は、例えば米国のコホート研究において、40歳

でマンモグラフィを開始した際の10年間の累積偽陽性割合が隔年検診と毎年検診でそれぞれ41.6%、61.3%、累積要生検割合が4.8%、7.0%と、毎年検診で大きく増加したことを報告している¹⁰⁾。対象年齢や受診間隔は各試験で多様であるため、個別の試験結果だけでなく、モデル研究による評価もUSPSTFは導入している¹¹⁾。利益（死亡率減少効果）と不利益（偽陽性割合、不要な生検、過剰診断）のバランスを考慮したうえで対象年齢・検診間隔の検討を行い、最もバランスのよいマンモグラフィ検診の受診間隔は2年に1度であると結論づけている⁹⁾。日本においても、健康増進法に基づいて市区町村で実施されるがん検診は厚生労働省の「がん予防重点健康教育及びがん検診実施のための指針」（以下、指針）で示され、乳がん検診は40歳以上に対して2年に1回の「乳房エックス線検査（マンモグラフィ）」が推奨されている¹²⁾。そのほか、指針では子宮頸・肺・胃・大腸の合計5つのがん検診が推奨されているが、利益・不利益バランスをかんがみて、指針で指定される検査手法・対象年齢・受診間隔はがん種ごとに異なる。いうまでもなく、日本においても正味の利益の最大化のために、対象年齢・受診間隔の遵守は必須である。加えて、マンモグラフィ装置や産婦人科医などの不足と低い検診受診率との関連を示した日本の報告¹³⁾などが示すように、医療資源の均てん化や医療費削減の面でも、指針の推奨を超過する年齢・間隔でがん検診を受診することは望ましいとはいえない。

乳がん検診の推奨があくまで隔年であることは、指針内の受診率計算式にも反映されている。健康増進事業においては「2年連続受診者数」の報告項目が設定され、2年分の受診者数を足し合わせた数からこの人数が減算されることで受診率が計算される。

$$\text{受診率} = ((\text{前年度の受診者数}) + (\text{当該年度の受診者数}) - (\text{前年度および当該年度における2年連続受診者数})) / (\text{当該年度の対象者数}) \times 100$$

（指針より）

つまり2年連続で受診してしまった人数は受

診率の計数の対象とはならない。推奨の意義に照らすとこれは当然である。

しかしながら、われわれの知るかぎり、日本全体で行われている乳がん検診における受診間隔の遵守に関する定量的な報告はない。乳がん検診対象者や受診者における2年連続受診者の割合、年齢階級による差異、市区町村や都道府県の傾向などは不明である。隔年受診が最適であることは学問的には共有されている一方で、日本における実際の遵守状況の評価は盲点となっている。本研究の目的は、健康増進事業によって市区町村で住民検診として実施されている乳がん検診における連続受診者の状況と特性を明らかにすることである。具体的には、2年連続受診者の数と割合を年齢階級ごとに記述的に集計したうえで、市区町村ごとの傾向を把握するために地域相関分析（Ecological analysis）を実施する。これらの集計・分析により、乳がん検診における受診間隔の遵守、利益・不利益バランスの最適化や医療資源の均てん化、医療費の削減を議論するための、基礎となる知見が提示できる。

なお、検診受診率は正確には割合（Proportion）を意味するが、慣例に倣い本研究では率（Rate）で統一する。

Ⅱ 方 法

（1）研究デザイン

日本の住民検診として行われている乳がんのマンモグラフィ検診を対象とした、2年連続受診者割合の記述的分析を実施した。また、同割合の背景因子を同定するために市区町村を解析単位とした地域相関分析を実施した。

（2）情報源・計算式

乳がん検診の情報源として2018年度、2019年度の厚生労働省「地域保健・健康増進事業報告」（以下、事業報告）のデータを使用した¹⁴⁾。事業報告内の乳がん検診データは、乳がん検診の「対象者数」「受診者数」「2年連続受診者数」が年齢階級ごと・市区町村ごとにまとめら

れており、各数を用いて受診率および2年連続受診者割合を年齢階級ごとに算出した。受診率は指針内に示されている前述の計算式を用いた。2年連続受診者の割合は、受診率のような計算式が公的な資料の中では示されていないため、本研究では以下の異なる3種の計算式で算出した。なお、2年連続受診者数はいずれも2019年度の値である。

計算式①：2年連続受診者数÷2019年度受診者数

これは2019年度の受診者のみに注目し、この年の受診者のうち2年連続で受診した者の割合を算出する。

計算式②：2年連続受診者数÷（2018年度受診者数+2019年度受診者数）

これは受診率計算と同様に2年間の受診者に注目し、2年間ののべ受診者数のうち2年連続で受診した者の割合を算出する。

計算式③：2年連続受診者数÷2019年度対象者数

これは受診者数に対する割合ではなく、受診率と同様に検診の対象者数そのものに対する割合を算出する。

計算式①②は分母が受診者数であるため受診率そのものには影響されない。一方で計算式③は受診率そのものの高低にも直接影響される。いずれの計算式もそれぞれに固有の意味があるといえるが、乳がん検診は2年という期間が標準の間隔として推奨されていることから、2年分の受診者数を分母とした計算式②が「2年連続受診者の割合」としては適当と考えることが可能である。以後の地域相関分析や散布図の作成には計算式②による割合を用いた。

地域相関分析に用いる市区町村の背景因子として総務省統計局「統計でみる市区町村のすがた2021」のデータを使用した¹⁵⁾。「統計でみる市区町村のすがた」に含まれる多数の変数のうち、以下の各背景因子を解析に用いた：人口（総人口、人口密度、人口当たり年間転入者、人口当たり年間転出者）、産業・就業（就業者割合、第1次産業就業者割合、第2次産業就業者割合、第3次産業就業者割合）、医療（人口

当たりの病院数、人口当たりの診療所数、人口当たり医師数)。上記のうち、1人当たりの割合に関する変数は各数値を総人口で除して求めた。なお「統計でみる市区町村のすがた」における上記変数の情報源は、国勢調査、全国都道府県市区町村別面積調、住民基本台帳人口移動報告年報、医師・歯科医師・薬剤師調査、医療施設調査である。利用可能な最新のデータとして、総人口、就業者数、第1、2、3次産業就業者数は2015年度のデータを、病院数、診療所数、医師数は2018年度のデータを用いた。転入者数、転出者数は住民検診と同じ2019年度のデータを用いた。

(3) 統計解析（地域相関分析）

前述の11の背景因子に検診受診率そのものを加えた12の変数を独立変数とし、40歳以上の乳がん検診の2年連続受診者割合（計算式②）を従属変数に設定して、市区町村を解析単位とした多変量回帰分析および相関分析を行った。多変量回帰分析については、2年連続受診者割合に対して変数変換などを行った上で重回帰分析を行うか、二値化処理を行い多重ロジスティック回帰分析を行うかは、分布の正規性からの逸脱や多峰性を確認したうえで判断した。第1、2、3次産業就業者割合の3変数のいずれか1つの割合は残り2つの割合で算出可能であり、すべて投入すると多重共線性の発生が避けられ

ない。そのため、多変量回帰分析には第1、2次産業就業者割合のみを用いた。総人口は一部の極端な大都市の影響の回避および結果の解釈可能性をかんがみて、中都市と小都市の閾値である10万人以上／未満で二値化を行った。変数の数に対して十分なサンプルサイズがあり、各産業就業者割合以外の多重共線性の可能性を考慮して、変数減少法（Backward stepwise）による変数選択を行い関連のある変数を抽出した。多変量回帰分析においては、選択された各変数の回帰係数（ロジスティック回帰分析の場合はオッズ比）、P値、回帰分析の決定係数を算出した。Variance Inflation Factor（VIF）を算出し、10以上を多重共線性の発生とみなした。相関分析においてはPearsonおよびSpearmanの相関係数とP値を算出した。いずれの解析も有意水準を5%とし、P値が0.05より小さい場合に統計的に有意とみなした。背景因子のいずれかのデータが欠損している市区町村は地域相関分析から除外した。

自治体単位でのさらなる傾向を把握するため、多変量回帰分析の結果最も関連の大きかった変数と2年連続受診者割合（計算式②）との間で、都道府県と市区町村ごとに散布図を作成した。

統計解析はすべてR version 4.1.2（The R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria）のグラフィカルユーザーインターフェースであるEZR version 1.55（自治医科大

表1 住民検診における乳がん検診の2年連続受診者の割合

	全年齢合算 (40歳以上)	乳がん検診を特に推奨する者 ¹⁾						70～74	75歳以上
		40～44歳	45～49	50～54	55～59	60～64	65～69		
対象者数（人）									
2019年度	41 184 657	4 369 577	4 867 051	4 253 889	3 848 228	3 783 311	4 480 650	4 548 190	11 033 761
受診者数（人）									
2018年度	3 114 577	496 935	391 776	368 053	319 262	385 958	451 248	401 476	299 869
2019年度	3 109 224	462 804	388 353	369 506	320 625	374 146	429 314	437 983	326 493
2年連続受診者数（人）									
2019年度	601 040	69 489	53 962	58 718	60 203	77 694	102 957	100 469	77 548
受診率（%） ²⁾	13.7	20.4	14.9	16.0	15.1	18.0	17.4	16.2	5.0
2年連続受診者の割合（%）									
計算式① ³⁾	19.3	15.0	13.9	15.9	18.8	20.8	24.0	22.9	23.8
計算式② ⁴⁾	9.7	7.2	6.9	8.0	9.4	10.2	11.7	12.0	12.4
計算式③ ⁵⁾	1.5	1.6	1.1	1.4	1.6	2.1	2.3	2.2	0.7

注 1) 厚生労働省「がん予防重点健康教育及びがん検診実施のための指針」より

2) 受診率 = (2018年度受診者数 + 2019年度受診者数 - 2年連続受診者数) / 2019年度対象者数

3) 2年連続受診者数 / 2019年度受診者数

4) 2年連続受診者数 / (2018年度受診者数 + 2019年度受診者数)

5) 2年連続受診者数 / 2019年度対象者数

学附属さいたま医療センター，日本)¹⁶⁾¹⁷⁾および SPSS version 28 (IBM Corporation, Armonk, NY, USA) を用いて実施した。

(4) 倫理上の配慮

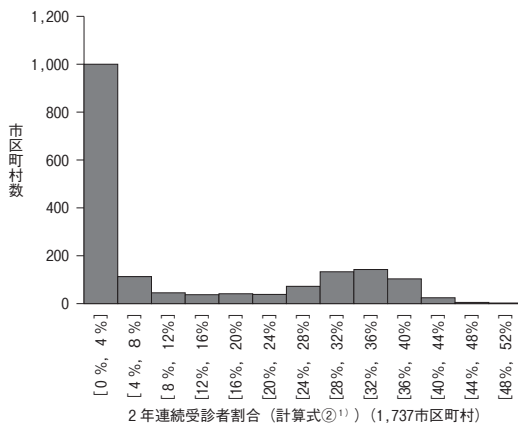
ヘルシンキ宣言にのっとり本研究を実施した。本研究で用いるすべてのデータは日本の公的機関によって公開されている自治体単位のオープンデータであり，個人情報扱わないため，倫理審査は不要であった。

Ⅲ 結 果

(1) 基本結果

年齢階級ごと，3つの計算手法ごとの2年連

図1 乳がん検診の2年連続受診者割合の市区町村ごとの分布 (n=1,737市区町村)



注 1) 2年連続受診者数／(2018年度受診者数+2019年度受診者数)

続受診者の割合を表1に示す。2年連続受診者割合は40歳以上の全年齢階級の合算で19.3% (計算式①)，9.7% (計算式②)，1.5% (計算式③) となった。年齢階級ごとの割合では，おおむね年齢が上がるにつれて2年連続受診者割合が増加する傾向がみられた。

計算式②による2年連続受診者割合の全1,737市区町村の分布を図1に示す。なお，高知県の安田町，田野町，奈半利町，北川村，馬路村の5町村で構成される中芸広域連合は事業報告において1自治体として扱われているため，計数もそれに準じた。

(2) 地域相関分析

図1において2年連続受診者割合に二峰性が確認されたため，モード法により二峰間の最小頻度階級(12%～16%)の階級値(14%)を閾値とする高低の二値化を行い，市区町村を解析単位とした多重ロジスティック回帰分析による地域相関分析を行った(表2)。「統計でみる市区町村のすがた」において背景因子データが5町村に分離している中芸広域連合および一部データの欠損している福島県の7町村を除外し，計1,729市区町村を解析の対象とした。変数減少法による変数選択を実施した結果，乳がん検診受診率，総人口，人口密度，人口当たり年間転出者を独立変数としたモデルが最終的に選択された。多重ロジスティック回帰分析結果が統計的に有意であり，かつ相関係数の絶対値が最

表2 乳がん検診の2年連続受診者割合(二値化後)に対する多重ロジスティック回帰分析・相関分析結果 (n=1,729市区町村)

	多重ロジスティック回帰分析					相関係数			
	オッズ比	95%信頼区間	P値	VIF ¹⁾		Pearson		Spearman	
						r	P値	ρ	P値
(定数)	0.105	0.069 0.159	<0.001	—		—		—	
乳がん検診受診率 (%)	1.080	1.060～1.100	<0.001	1.08		0.28	<0.001	0.28	<0.001
総人口									
10万人未満		Reference							
10万人以上	0.653	0.438～0.975	0.037	1.32		-0.16	<0.001	-0.16	<0.001
人口密度 (1,000人/km ²)	0.893	0.830～0.960	0.002	1.38		-0.15	<0.001	-0.16	<0.001
人口当たり年間転出者 (%)	1.100	1.030～1.170	0.006	1.06		0.05	0.047	0.03	0.258
Cox-Snell 擬似決定係数	0.092					—		—	
Nagelkerke 擬似決定係数	0.128					—		—	

注 1) VIF : Variance inflation factor

も大きかった独立変数は受診率であった。そのほか、低人口、低人口密度、人口当たり年間転出者の市区町村において2年連続受診者割合が高い傾向が認められた。VIFから多重共線性は確認されなかった。

表1が示すとおり全国では2年連続受診者の割合は年齢階級によって異なり、各市区町村の乳がん検診対象者の年齢分布は同一とは限らない。そのため、40歳以上の全年齢のデータを用いた解析では年齢分布の偏りによる交絡が発生する可能性がある。これを避けるため、推奨年齢内かつ職域検診の影響を受けにくいと考えら

れる65～69歳のみに検診の年齢階級を限定化（Restriction）した解析を補助的に行った。結果、40歳以上の全年齢を対象とした解析と比較して変数選択によって総人口が除外されたが、その他に選択された変数およびオッズ比の傾向について差異は認められなかった（データ省略）。同様に、指針で「乳がん検診を特に推奨する者」として指定される40～69歳に限定化した解析も行った。結果、総人口が除外され、第2次産業就業者割合（オッズ比1.02, $P = 0.021$ ）が選択されたが、その他に選択された変数およびオッズ比の傾向について差異は認められなかった（データ省略）。

いずれの解析においても検診受診率、人口密度、人口当たり年間転出者は変数として選択され、オッズ比の傾向は同様であった。

回帰分析の結果最も関連が大きかった受診率と、2年連続受診者割合との都道府県単位の散布図を示す（図2）。全体として受診率が上がるとともに2年連続受診者割合も増加する傾向が認められ、回帰分析の結果と整合する。一方で、高い受診率と低い2年連続受診者割合を同時に達成している都道府県も一部に認められる。

市区町村単位の散布図を示す（図3）。大きく2つのグループに分かれていることが視認できる。図内に示すようにそれぞれ仮にAグループ、Bグループとする。Aグループは受診率が上がるにつれて2年連続受診者割合も増加しており、回帰分析の結果に寄与した市区町村集団と考えられる。Bグループは2年連続受診割合が低く、Aグループ

図2 乳がん検診の2年連続受診者割合と受診率の散布図（都道府県）

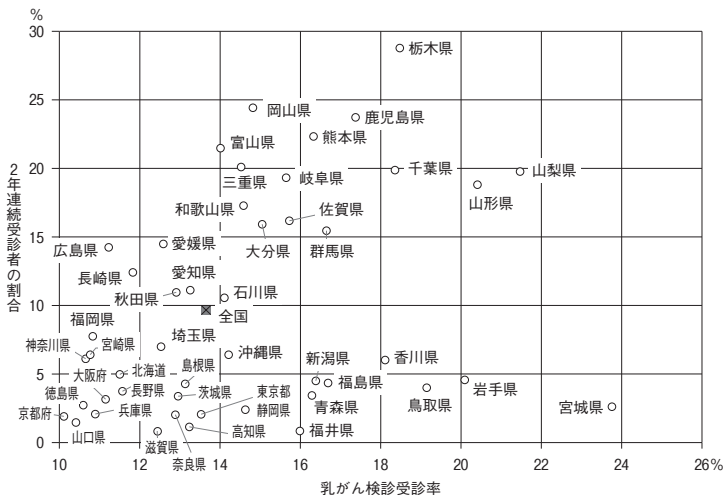
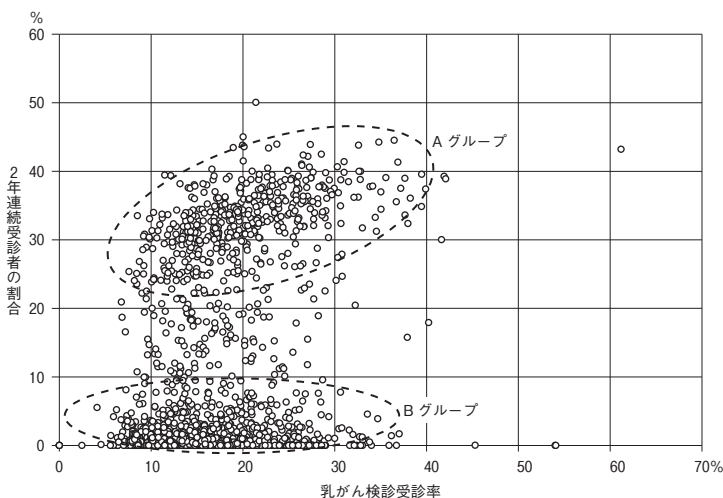


図3 乳がん検診の2年連続受診者割合と受診率の散布図（ $n=1,737$ 市区町村）



のような受診率との関連はみられない。

Ⅳ 考 察

本研究は、健康増進事業によって市区町村で住民検診として実施されている乳がん検診における2年連続受診者の数と割合を年齢階級ごとに集計し、地域の傾向を把握するために地域相関分析を行った、われわれの知るかぎり初めての報告である。2年分の受診者数を分母とした計算式において、2年連続受診者の割合は年齢階級全体で9.7%であり、年齢階級が上がるにつれて増加する傾向が認められた(表1)。多重ロジスティック回帰分析による地域相関分析の結果、2年連続受診者割合と最も関連が大きかったのは受診率そのものであり、都市部に対して地方において2年連続受診者割合が多い傾向が示された(表2)。しかし、すべての自治体が単一の傾向を示したわけではなく、特に市区町村は大きく2つのグループに分かれている様子が確認できた(図3)。

(1) 結果の解釈と仮説

2年連続受診者の全体の割合について、先行報告がないため高低の判断は困難である。しかし、利益・不利益バランスや医療資源の活用などのあらゆる面で、2年連続受診者割合はゼロが理想であることは明らかである。約10%もの検査が該当する結果は無視されてよい状況ではないだろう。表1の年齢階級ごとの傾向に対しては次のような解釈が可能である。年齢の上昇に伴い様々な理由によって受診者・非受診者の入れ替わりが各市区町村内で必然的に発生する中で、毎年律儀に受診していた受診者は高齢になっても継続して受診する傾向がある可能性がある。人の習慣として「隔年」より「毎年」のほうが根つきやすいことを示しているかもしれない。表2、図2、図3はいずれも、受診率と2年連続受診者割合の間に正の関連があることを示している。回帰分析および散布図作成に用いた2年連続受診者の割合は、検診対象者数ではなく検診受診者数を分母とした計算式②で算

出したものであり、この割合は受診率の上昇に伴って必然的に増える値ではない。それにも関わらずこのような関連が認められたということは、何らかの機序が背景に存在することを示している。例えば「積極的に受診率の向上に取り組む自治体は、未受診者だけでなく、既に隔年で受診している市民に対しても毎年の受診を促進してしまっている」という可能性が今回の結果を説明する仮説の1つとして考えられる。

一方で、すべての自治体がこのような傾向に沿っているわけではない。図2、3の散布図では受診率が高く2年連続受診者の割合が低い、つまり図の右下であるほど望ましい検診を行っている自治体といえる。図2において、宮城県、岩手県、鳥取県といった一部の県はこの状況を実現している。図3においては、Bグループは指針どおり隔年受診を前提として検診の管理を行っている市区町村であると考えられる。表2の回帰分析で、都市部において2年連続受診者割合が少ない傾向があった確かな理由は不明であるが、例えば「人口が多い市区町村ほど医療資源の効率的な運用が求められる」「人口が多い市区町村ほど市民の情報管理・受診勧奨がより高度にシステム化しており、隔年受診が厳格に管理されている」といった可能性が考えられる。

(2) 限界点

本研究には少なくとも以下の2つの限界点がある。1つ目は市区町村を最小単位とする集計データを解析している点である。国民一人一人個別のデータは事業報告ではなく、市区町村単位で集計した数のみである。今回集計した2年連続受診者の割合は、入手可能な最新の2年間に限ったものであり、例えば個々人で検診を5年間、10年間で毎年受診し続けている人数や割合は事業報告データでは集計できない。回帰分析も市区町村単位で行う横断的な解析であるため未知の生態学的誤謬(Ecological Fallacy)が含まれる可能性があり、時間的前後関係も不明であるため因果関係への言及は制限される。

2つ目は日本のがん検診の網羅的なデータではない点である。日本の対策型のがん検診は実

施主体の面で住民検診と職域検診に大別される。住民検診は実施主体である市区町村で受診者などの実数を把握し、健康増進事業報告として毎年国に報告され最終的にはデータが公開される。一方で、事業者および保険者において実施される職域検診は、住民検診のような全国で一貫した報告・集計体制は現在までのところ構築されていない。そのため、本研究の知見は住民検診に限定される。さらに、任意型検診（いわゆる人間ドックなど）も同様にデータの収集体制が確立していない。都市部における充実など人間ドックでのがん検診の供給体制に地域差が存在した場合、例えば毎年の受診を望む市民が住民検診ではなく意図して人間ドックを受診するなどの偏りが発生している可能性も考えられる。2年連続受診者割合と人口規模との関連にはこのような要因が含まれる可能性があるが、データ上の検証は困難である。なお、国民生活基礎調査では3年ごとにがん検診の受診率を調査しているが、受診間隔の遵守に関する質問は含まれておらず本研究のような集計は不可能である。

そのほか、情報バイアスの可能性として「2年連続受診者数」がゼロであった316の市区町村（全体の18.2%）の存在が挙げられる。住民検診の実施体制は市区町村によって様々である。事業報告は市区町村の申告に基づくものであり「2年連続受診者数」がゼロの市区町村は真にゼロであるケースだけでなく、単に把握しきれていないケースも含まれる可能性が完全には否定できない。

また、2年連続受診者割合と人口当たり年間転出者との正の関連が認められたが、人口の流出による検診の対象人口の変化そのものが分析結果に影響を及ぼしている可能性がある。今回は指針上の受診率の計算式に倣い対象者数は2019年度、受診者数は2018年度・2019年度の2年分を用いた式②によって分析を行った。この2年の狭間の人口変動、すなわち対象者数そのものの変化は計算に反映されず、結果に影響を及ぼしている可能性がある。ただし、人口当たり年間転出者の中央値（四分位範囲）は3.40%（2.86－4.27）、転入者は3.01%（2.37－4.04）

であり、単年での人口全体に対する増減は制限され、仮に関連があるとしても影響は限定的と考えられる。あるいは、転出入そのものが頻繁に行われる市区町村の間ではがん検診の実施主体が頻回に変わるため、受診間隔の管理ができておらず、毎年受診勧奨がされてしまう可能性も否定できない。

上記のような集計上の制限や報告数の実態を明確にしたうえで、2年連続受診者の状況を本研究により初めて明らかにした。これらはすべて今後のがん検診のあり方を議論するうえでの基礎情報となるだろう。

（3） 今後の課題と結語

がん検診は利益・不利益の微妙なバランスの上に成り立つ際どい医療介入ともいえる。正味の利益を最大化するには、受診率の向上と受診間隔の遵守を両立させることが理想である。しかし、乳がん検診の隔年受診の徹底は一部の自治体・受診者において強くは認識されていない状況を示唆する結果が今回示された。これは、様々な年代・対象に行われる日本の各種健（検）診事業において事実上の標準となっている「1年に1度の受診」が、提供者側にとっても受診者側にとっても強く意識づけられている可能性が考えられる。厚生労働省の指針外のがん種・検査方法によって行われるがん検診がもたらす不利益についてはしばしば問題提起がなされる一方で、指針で示される受診間隔を超過する検診への関心が高くないことは、このような意識に起因するかもしれない。受診間隔の不遵守に伴う不利益は社会的な盲点といえる。がん検診の利益・不利益バランスに伴う隔年受診の重要性について受診者側に理解を求めるのは限界がある。まずは市区町村側が隔年受診の意義を認識したうえで受診勧奨体制を構築することが大前提となるだろう。日本では検診ががん対策の中心の1つに位置づけられ「受診率50%」が数値目標に設定されている¹⁸⁾。これを踏まえ、日本においても受診率向上を目指した数多くの取り組みが存在する。しかし、やみくもに受診者数を増やせばよいわけではなく、適切な

受診間隔の遵守が前提となるべきだ。隔年受診が推奨される乳がん検診においては、とりわけ慎重になる必要があるだろう。

また、受診者側の観点では、隔年受診が効率的であり推奨されていることをたとえ認識していたとしても、陰性結果を得る安心感のために頻回の受診を希望することも考えられる¹⁹⁾。がん検診における真陰性の安心感は受診間隔の遵守と相反する要因であるが、報告が限られ、がん検診の利益・不利益バランス評価のための今後の課題である。

提供者側としての対策の道標は、今回の結果の中に既に示されている。図2、3は、推奨通りの隔年受診を遵守し、実行している都道府県・市区町村が一部に確かに存在することを示している。今後、このような自治体を奨励するために、適切な評価体制や指標の確立が望まれる。そのための最初のステップとして定量化と可視化が必要であり、本報告はその基礎に資するものである。

結論として、利益・不利益のバランスから隔年受診が推奨される乳がん検診において、日本の全市区町村の住民検診データを用いて2年連続受診者割合の分析を行った。2年間分の受診者を分母とした際の2年連続受診者の全体の割合は9.7%であり、年齢階級とともに増加する傾向にあることを明らかにした。また、市区町村を解析単位とした地域相関分析により2年連続受診者割合は受診率と正の関連があり、都市部で低いことを見いだした。しかしすべての都道府県・市区町村で同様の傾向があるわけではなく、高い受診率と低い2年連続受診者割合を達成している自治体も存在することが明らかになった。結果の解釈の一つとして、指針どおりの隔年受診を意識し遵守している自治体とそれ以外の自治体に大きく二分している可能性が考えられる。隔年受診を意識していない自治体では積極的に受診率の向上に取り組む際に、未受診者だけでなく既に隔年で受診している市民に対しても毎年の受診を促進してしまっている可能性がある。今後の課題として、適切な受診間隔を遵守している自治体を奨励するための評価

指標の確立が望まれる。

文 献

- 1) Ferlay J, Colombet M, Soerjomataram I, et al. Estimating the global cancer incidence and mortality in 2018 : GLOBOCAN sources and methods. *International Journal of Cancer* 2019 ; 144(8) : 1941-53.
- 2) Sung H, Ferlay J, Siegel RL, et al. Global Cancer Statistics 2020 : GLOBOCAN Estimates of Incidence and Mortality Worldwide for 36 Cancers in 185 Countries. *CA : A Cancer Journal for Clinicians* 2021 ; 71(3) : 209-49.
- 3) 公益財団法人がん研究振興財団「がんの統計」編集委員会. がんの統計2022. (https://ganjoho.jp/public/qa_links/report/statistics/2022_jp.html) 2022.6.20.
- 4) 厚生労働省. 国民医療費：結果の概要. (<https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/37-21.html>) 2022.6.20.
- 5) Hamashima C, Ohta K, Kasahara Y, et al. A meta-analysis of mammographic screening with and without clinical breast examination. *Cancer Sci* 2015 ; 106(7) : 812-8.
- 6) Nelson HD, Fu R, Cantor A, et al. Effectiveness of Breast Cancer Screening : Systematic Review and Meta-analysis to Update the 2009 U.S. Preventive Services Task Force Recommendation. *Ann Intern Med* 2016 ; 164(4) : 244-55.
- 7) 中山富雄. 【消化管がん検診・スクリーニングの手引き】(第I章) 検診・スクリーニングを理解するためのプロローグ スクリーニング 定義と歴史. 検診における概念. *臨床消化器内科* 2021 ; 36(8) : 820-3.
- 8) US Preventive Services Task Force. Screening for breast cancer : U.S. Preventive Services Task Force recommendation statement. *Ann Intern Med* 2009 ; 151(10) : 716-26, w-236.
- 9) Siu AL, US Preventive Services Task Force. Screening for Breast Cancer : U.S. Preventive Services Task Force Recommendation Statement. *Ann Intern Med* 2016 ; 164(4) : 279-96.

- 10) Hubbard RA, Kerlikowske K, Flowers CI, et al. Cumulative probability of false-positive recall or biopsy recommendation after 10 years of screening mammography : a cohort study. *Ann Intern Med* 2011 ; 155(8) : 481-92.
- 11) Mandelblatt JS, Stout NK, Schechter CB, et al. Collaborative Modeling of the Benefits and Harms Associated With Different U.S. Breast Cancer Screening Strategies. *Ann Intern Med* 2016 ; 164 (4) : 215-25.
- 12) 厚生労働省. 市町村のがん検診の項目について. (<https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000059490.html>) 2022.6.20.
- 13) Sano H, Goto R, Hamashima C. Does lack of resources impair access to breast and cervical cancer screening in Japan? *PLoS One* 2017 ; 12(7) : e0180819.
- 14) 厚生労働省. 地域保健・健康増進事業報告. (<https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/32-19.html>) 2022.6.20.
- 15) 総務省統計局. 統計でみる市区町村のすがた2021. (<https://www.stat.go.jp/data/s-sugata/index.html>) 2022.6.20.
- 16) Kanda Y. Investigation of the freely available easy-to-use software 'EZR' for medical statistics. *Bone Marrow Transplant* 2013 ; 48(3) : 452-8.
- 17) 高橋則晃, 中尾睦宏. 実践：統計解析超入門～無料で誰でも簡単に～. *行動医学研究* 2020 ; 25 (2) : 176-81.
- 18) 厚生労働省. がん対策推進基本計画. (http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/gan_keikaku.html) 2022.6.20.
- 19) Cooper GC, Harvie MN, French DP. Do negative screening test results cause false reassurance? A systematic review. *Br J Health Psychol* 2017 ; 22 (4) : 958-77.