

厚生労働科学研究費補助金（がん対策推進総合研究事業）
分担研究報告書

がん検診受診率の妥当性評価のための郵送調査

研究協力者	難波 俊文	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
研究協力者	高橋 則晃	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
研究協力者	大友 正明	宮城県対がん協会情報システム課	課長
研究協力者	加藤 勝章	宮城県対がん協会がん検診センター	所長
研究代表者	中山 富雄	国立がん研究センターがん対策研究所検診研究部	部長

研究要旨

本研究では、国民生活基礎調査で使用している質問票を用いて、自己申告に基づくがん検診の受診率の妥当性を、検診機関の医療記録を基準として評価した。宮城県対がん協会の過去4年間の胃がん検診または乳がん検診の受診者から4,000名を抽出し、質問票を送付した。受診記録に対する自己申告の感度、特異度、陽性的中率（PPV）、陰性的中率（NPV）、カッパ係数を主要評価項目とした。調査の結果より、質問票の感度は胃がん96.1%、乳がん95.8%であり、NPVは胃がん92.1%、乳がん90.5%といずれも高かった。一方、特異度（胃がん30.6%、乳がん23.6%）、PPV（胃がん48.2%、乳がん42.8%）、カッパ係数（胃がん0.230、乳がん0.155）はいずれも低かった。より実態を反映しうる数値を推計するため、複数の仮定をおいて解析を行ったところ、これらの指標はいずれも向上した。本推計値を用い、研究参加者の自己申告に基づく受診率を検証したところ、胃がんは実測値80.1%に対して推計値79.6%、乳がんは実測値83.7%に対して推計値83.1%とその差は1%未満であった。さらに、本研究結果を外挿し、令和4年の国民生活基礎調査のがん検診の受診率について検証したところ、胃がん検診の受診率は報告値48.4%に対して推計値39.1%、乳がん検診の受診率は報告値47.4%に対して推計値32.8%と算出された。この推計値は多くの仮定に基づいて算出されているため慎重な解釈が求められるが、受診率が低い本邦の状況においては、特に質問票の特異度が与える影響が大きいと考えられた。そのため、質問票を用いて直近の受診状況を尋ねる場合は、それより以前に受診した者の記憶違いによる誤分類や、検診と診療としての検査の勘違いによる誤分類を低く抑えるための取り組みが必要と考えられた。将来的には、質問票を使用せずに個々人の受診状況や受診率をリアルタイムに把握可能なレジストリの構築が望まれる。

A. 研究目的

本研究では、国民生活基礎調査においてがん検診受診歴の調査に用いられている質問票の妥当性を検証することを目的とした。本邦では健康増進法に基づき胃がん、肺がん、大腸がん、乳がん、子宮頸がんを対象とした対策型がん検診が実施されているが、第4期がん対策基本計画に掲げられた目標の受診率60%には未だ到達していない。また、がん検診は自治体や職域、個別医療機関など複数の主体により提供され、その報告体制も統一されておらず、正確な受診率把握が困難であるため、現在は3年ごとに国民生活基礎調査の大規模調査のデータを利用して受診率を推計している。しかし、調査は質問文に対する自己申告であるため、この調査法では回答者の記憶違いや質問票の設計による測定誤差が生じうる。特に、平成25年に質問票のレイアウト変更が行われた際には、受診率の非連続的な変化がみられ、質問文の表現が受診率の推計値へ大きな影響を及ぼしていることが示唆された。諸外国でもプログラムデータと調査データの間で不一致が見られているように、

本邦でも同様の誤差が含まれていると考えられる。これまでに国内で行われた国民生活基礎調査の質問票の妥当性評価は、回答者本人の記憶に依存した電話調査に基づくものであり、真の妥当性評価としては限界があった。

そこで本研究では、過去の受診歴が判明している対象者を大規模検診機関のデータベースから抽出し、実際の受診歴と国民生活基礎調査と同一の質問票による回答を比較することで、質問票の妥当性（基準関連妥当性）を定量的に評価することを目的とした。基準関連妥当性とは、評価対象の質問票による回答が、より信頼できる客観的な基準（本研究では検診機関のデータベースに基づく実際の受診歴）とどの程度一致するかを示す指標である。主たる検証対象として胃がん検診と乳がん検診を選定し、推計誤差の定量的評価を試みた。

B. 研究方法

本研究では、宮城県対がん協会がん検診センターの受診者データベースを用いて、質問票による郵送調査を行った。研究対象者は、2020～2021年

度（調査年の3,4年前）に同センターで胃がん検診または乳がん検診を受診した者のうち、胃がん検診については50～69歳の男女、乳がん検診については40～69歳の女性とした。年齢は2024年度末を基準とした。なお、全くの未受診者は同センターにデータが存在しないため、本研究対象には含まれない。

研究対象者の中から、調査対象者4,000名を性別、年齢階級、2022～2023年度（直近2年）の受診歴により層別抽出し、質問票を発送した（図1）。対象者は、研究参加に同意する場合、質問票冒頭の同意確認のチェックボックスにチェックを行い、回答した質問票を同封した返送用封筒に封入し返送した。質問票には国民生活基礎調査で使用されている質問項目を用いた（図2）。返送された質問票に記載されている研究用IDに基づき、個人識別情報を削除した検診受診歴等のデータを解析に用いた。質問票は2024年11月27日に発送し、2025年1月17日までを返送受付期間とした。

<粗解析（図3A）>

主要評価項目として、医療記録（medical record, MR）上の受診を基準とした際の自己申告（self-report, SR）に基づく胃がん検診、乳がん検診の受診率の妥当性を、感度、特異度、陽性的中率（PPV）、陰性的中率（NPV）およびCohenのカップ係数を算出した。また、副次評価項目として大腸がん検診および子宮頸がん検診の受診率の妥当性も検証した。肺がん検診は宮城県対がん協会では実施しておらず、分析の対象外とした。なお、胃がん検診の受診歴は直近1年および直近2年を問う設問があるが、現在の本邦における推奨に基づき、直近2年の受診歴のみを解析対象とした。

<追加解析（図3B）>

本研究のデザインでは「過去（2020～2021年度）には宮城県対がん協会で検診を受診したが、直近の検診は他の医療機関で受診した者」の受診歴をMRとして含めた集計はできず、回答の妥当性の評価として十分ではない。理想的には、この観測できていない医療記録上の受診（unobserved medical record, UMR）を、研究参加者が受診した可能性のある全ての医療機関に問い合わせ、医療記録上の正確な受診歴を収集・照合することで妥当性の評価が可能であるが、このような調査は様々な制約から現実的に不可能である。そのため、より実態を反映しうる推計値を求めるための方法として、以下の仮定において追加解析を行った。

仮定①

SRのMRに対する正確性（感度）は、受診した医療機関に関わらず一定である。

仮定②

国内の類似の先行研究から、SRの偽陽性率（1-特異度）を外挿することができる。

仮定③

仮定①、仮定②から得られた質問票の感度、特異度は回答する者の背景に関わらず一定である。

仮定①をおくことで、UMRも考慮したSRの感度が一意に定まり、特異度などの他の各種評価指標が取りうる範囲を求めることが可能となった。また、仮定②をおくことで、仮定①で求めた範囲内を動く変数を固定することが可能となり、全ての評価指標の推計値を一意に求めることが可能となった。仮定②においては、全く同じ対象集団、同じ質問票を用いた先行研究は存在しないため、限界はあるものの、次世代多目的コホート研究

（JPHC-NEXT）で行われたがん検診に関する質問票の妥当性評価（Muraki I, et al. *J Epidemiol.* 2025;35(1):47-52.）の結果から、本研究の対象集団と同じ性別・年齢における偽陽性率を外挿し、これらの仮定に基づくMRとUMRを統合した受診率と、SRによる受診率とを比較した。ただしJPHC-NEXTに40～43歳の女性は含まれないため、女性の偽陽性率算出にあたっては44～69歳のデータのみを使用した。

さらに、仮定③を用いて、本研究で得られた質問票の感度、特異度の推計値を、令和4年の国民生活基礎調査の結果に適用したときの受診率の実測値と推計値の差について評価し、その妥当性について検討した。

<感度分析>

本研究で用いた、国民生活基礎調査の質問票では受診歴を問う際に「過去2年間に」などの表現となっており、具体的に期間を特定していない。通常、国民生活基礎調査は年度の前半（4月～7月頃）に行われるため、多くの回答者は前年度、前々年度の受診歴を想定して回答するものと考えられる。一方、本研究では回答時期が主に12月と年度の後半であったことから、「過去2年間に」という表現では、今年度すでに検診を受診した者の回答による影響を受ける。その影響を加味するため、感度分析として2024年度の受診歴も含めた分析を行った。

（倫理面への配慮）

本研究は国立がん研究センターの倫理委員会の審査承認（研究課題番号：2024-063）を受けて実施された。

C. 研究結果

質問票は1,604名（40.1%）から返送され、うち1,151名（発送対象者の28.8%、返送者の71.8%）が研究参加に同意した（図4）。研究参加者の背景情報の分布は表1のとおりであった。

<粗解析>

SRのMRに対する各評価指標(95%CI)は胃がんで感度96.1%(93.4-97.7%)、特異度30.6%(26.7-34.8%)、PPV48.2%(44.4-52.0%)、NPV92.1%(86.9-95.3%)、カッパ係数0.230(0.169-0.290)であり、乳がんで感度95.8%(92.9-97.6%)、特異度23.6%(20.0-27.6%)、PPV42.8%(39.0-46.6%)、NPV90.5%(84.1-94.5%)、カッパ係数0.155(0.095-0.216)であった。その他のがん種においても概ね同様の傾向が見られた(表2)。

<追加解析>

胃がん検診

仮定①により、SRのMRに対する感度を96.1%とおくと、特異度は30.6~100%、PPVは48.2~100%、NPVは83.5~92.1%、カッパ係数は0.230~0.891の範囲を取ると分かった(表3、図5)。

さらに、仮定②において、JPHC-NEXTにおける胃がん検診受診のSRの偽陽性率(17.7%)を用いて特異度を仮定し、これに基づいて他の評価指標を推計した。その際、特異度の不確実性を考慮して本研究対象における信頼区間も算出したところ、各種評価指標(95%CI)は感度96.1%(94.3~97.3%)、特異度82.2%(75.7~87.2%)、PPV95.3%(93.6~96.8%)、NPV84.3%(78.0~89.1%)、カッパ係数0.790(0.737~0.843)と推計された(表4)。

この集団におけるSRによる受診率は80.1%、MRのみによる受診率は46.2%と、SR-MR間に33.9%の差があったが、上記の仮定のもとで算出したMRとUMRに基づく受診率は79.6%であり、SR-(MR+UMR)間の差は0.5%となった。

さらに、仮定③を用いて、令和4年の国民生活基礎調査の胃がん検診の受診率データに対して、本研究で得られた感度、特異度の推計値を外挿したところ、受診率の報告値48.4%に対して推計値39.1%と、その差は9.3%であった(表5)。

乳がん検診

仮定①により、SRのMRに対する感度を95.8%とおくと、特異度は23.6~100%、PPVは42.8~100%、NPVは77.7~90.5%、カッパ係数は0.155~0.854の範囲を取ると分かった(表3、図5)。

さらに、仮定②において、胃がんと同様にJPHC-NEXTの乳がん検診受診のSRの偽陽性率24.0%を外挿したところ、各種評価指標(95%CI)は感度95.8%(94.0~97.1%)、特異度76.2%(68.2~82.7%)、PPV95.2%(93.3~96.6%)、NPV78.8%(70.9~85.0%)、カッパ係数0.730(0.663~0.797)と推計された(表4)。

この集団におけるSRによる受診率は83.7%、MRのみによる受診率は37.4%と、SR-MR間に46.3%の差があったが、上記の仮定のもとで算出したMR

とUMRに基づく受診率は83.1%であり、SR-(MR+UMR)間の差は0.6%となった。

さらに、仮定③を用いて、令和4年の国民生活基礎調査の乳がん検診の受診率データに対して、本研究で得られた感度、特異度の推計値を外挿したところ、受診率の報告値47.4%に対して推計値32.8%と、その差は14.6%であった(表5)。

その他のがん検診

その他のがん検診についても解析を行い、同様の結果を得た(表3~5、図5)。

<感度分析>

2024年度にすでに検診を受診した者の回答を考慮するため、宮城県対がん協会の医療記録を用いて感度分析を行った。2024年度の検診を含めたところ、各種評価指標の結果は表4に示す通りであった。いずれも、感度分析による分析結果の大きな変動は確認されなかった。

D. 考察

本研究では、把握が難しい本邦のがん検診受診率について、国民生活基礎調査の質問票に基づく自己申告の妥当性を検証し、取得することが困難な変数を仮定して受診率を推計する手法を示した。得られた知見は大きく二つに整理できた。第一に、直近で検診を受診した者に限れば、自己申告による受診率の感度は十分高いと考えられた。第二に、特異度は約80%にとどまる可能性があり、その結果、国民生活基礎調査で得られる受診率は真の受診率を過大評価していると考えられた。

第一の知見は、宮城県対がん協会がん検診センターで確実に受診したと確認できる対象者の自己申告が高い感度を示したことから言える。同様の傾向は国内外の既報でも認められており、多くのがん種で高感度が報告されている。例外として、大腸がん検診は非侵襲的検査であることから感度が低く出やすいとされ(Rauscher GH, et al, Cancer Epidemiol Biomarkers Prev 2008; 17:748-57)、本研究でも他のがん種より感度がわずかに低かった。

第二の知見に関しては、特異度が80%であっても受診率が低い集団では偽陽性の影響が大きく、真の受診率と質問票で測定した受診率の乖離が無視できないことを示した。同一の感度・特異度でも、本研究の対象集団のように受診率が約80%の集団では乖離は1%未満に収まるが、受診率が50%前後の一般集団では10%を超える乖離が生じうる。図6に示すように、仮に真の受診率が30~60%程度の範囲にある場合、受診率が過小評価されるのは、自己申告の感度が著しく低い場合に限られる。しかし、過去の研究や本研究結果を踏まえると、感度が極端に低いという状況は想定しにくい。したがって、国民生活基礎調査による受診

率は基本的に過大評価であると考えられ、本研究ではその乖離は胃がん検診で9.3%、乳がん検診で14.6%と推計された。もっとも、本推計には複数の仮定を置いている。特に仮定②においては、JPHC-NEXTの質問票と比べて本研究の質問票はがん種ごとに個別に検診の受診歴を問うており、かつそれぞれの検査名を調査票に明示しているため、実際の特異度はJPHC-NEXTの結果を外挿して得た推計値よりも高い可能性がある。その場合、真の受診率と報告値の受診率との差は本研究の推計値よりも小さいかもしれない。いずれにせよ、受診率の妥当性評価と真の受診率推計には多角的な検証が不可欠である。

本研究の限界は主に三つ挙げられる。第一に、使用した受診歴が単一施設の質問票回答者に限られており、回答者は非回答者より自己申告の正確性が高いと考えられるため感度が高めに推定された可能性がある。第二に、研究対象者を3~4年前に受診歴のある集団から抽出しており、全くの未受診者など背景が異なる層への外挿には慎重さが求められる。ただし、全くの未受診者を含む直近4年間の未受診者が「受診した」と回答する頻度は低いと推察される。第三に、仮定①~③で用いた補正法の妥当性は十分に検証されていない。しかし、仮定①については、受診した施設によって回答の正確性が大幅に変動するとは考えにくい。仮定②の限界については前述のとおりである。仮定③については、全くの未受診者や都市部の住民など、本研究とは異なる背景をもつ集団に対して本質問票を用いることで感度、特異度にど

の程度のばらつきがあるかを調べることは有用かもしれない。ただしその場合も、基準となる医療記録上の受診をどのように判定するか、という課題は残る。

E. 結論

国民生活基礎調査に基づくがん検診受診率は真の値を過大評価している可能性が高く、その乖離を補正するには質問票の感度、特異度に加え、様々なデータを用いた多面的な評価が必要である。将来的には、個々人の受診状況や受診率を把握可能なレジストリの構築が望まれる。

F. 研究発表

1. 論文発表
特になし

2. 学会発表

1) 難波俊文, 中山富雄. OECD加盟国におけるがん検診受診率の推計方法の比較. 第35回日本疫学会学術総会.

G. 知的財産権の出願・登録状況（予定を含む。）

1. 特許取得

特になし

2. 実用新案登録

特になし

3. その他

特になし

表 1. 研究参加者の背景情報

	合計 (n=1,151)	男性 (n=380)	女性 (n=771)
年齢 (歳)	57 [49, 64]	62 [57, 67]	54 [47, 61]
年齢階級			
40-49 歳	327 (28.4)	-	327 (42.4)
50-59 歳	387 (33.6)	168 (44.2)	219 (28.4)
60-69 歳	437 (38.0)	212 (55.8)	225 (29.2)
直近 2 年 (2022 年度、2023 年度) の胃がん検診受診者	401 (34.8)	156 (41.1)	245 (31.8)
直近 2 年 (2022 年度、2023 年度) の乳がん検診受診者	288 (25.0)	-	288 (37.4)
年度別の胃がん検診受診者			
2020 年度	468 (40.7)	222 (58.4)	246 (31.9)
2021 年度	552 (48.0)	280 (73.7)	272 (35.3)
2022 年度	347 (30.1)	140 (36.8)	207 (26.8)
2023 年度	307 (26.7)	123 (32.4)	184 (23.9)
2024 年度	326 (28.3)	143 (37.6)	183 (23.7)
年度別の乳がん検診受診者			
2020 年度	296 (25.7)	-	296 (38.4)
2021 年度	351 (30.5)	-	351 (45.5)
2022 年度	162 (14.1)	-	162 (21.0)
2023 年度	136 (11.8)	-	136 (17.6)
2024 年度	172 (14.9)	-	172 (22.3)

- ・ 数値は人数 (%) を示す。年齢のみ、中央値 [第 1 四分位数, 第 3 四分位数]。
- ・ 検診受診者数は宮城県対がん協会がん検診センターの医療記録に基づく。

表 2. 粗集計の解析結果

がん種	対象人数 (n)	TP (n)	FN (n)	FP (n)	TN (n)	感度 (%) (95% CI)	特異度 (%) (95% CI)	陽性的中率 (%) (95% CI)	陰性的中率 (%) (95% CI)	カッパ係数 [95% CI]
胃がん	824	318	13	342	151	96.1 (93.4-97.7)	30.6 (26.7-34.8)	48.2 (44.4-52.0)	92.1 (86.9-95.3)	0.230 (0.169-0.290)
乳がん	771	276	12	369	114	95.8 (92.9-97.6)	23.6 (20.0-27.6)	42.8 (39.0-46.6)	90.5 (84.1-94.5)	0.155 (0.095-0.216)
大腸がん	1,151	322	22	577	230	93.6 (90.5-95.7)	28.5 (25.5-31.7)	35.8 (32.7-39.0)	91.3 (87.1-94.2)	0.151 (0.104-0.198)
子宮頸がん	771	442	17	172	140	96.3 (94.1-97.7)	44.9 (39.4-50.4)	72.0 (68.3-75.4)	89.2 (83.3-93.1)	0.447 (0.379-0.516)

TP：真陽性, FN：偽陰性, FP：偽陽性, TN：真陰性, CI：信頼区間

・感度、特異度、陽性的中率、陰性的中率、カッパ係数はそれぞれ宮城県対がん協会検診センターの記録上の受診歴を正しいとしたときの質問票の回答結果に基づき算出した。

表 3. 受診した医療機関に関わらず感度が一定と仮定したとき (仮定 1) の、各がん種における評価指標の変動範囲

がん種	感度 (%)	特異度 (%)	陽性的中率 (%)	陰性的中率 (%)	カッパ係数
胃がん	96.1	30.6 - 100.0	48.2 - 100.0	83.5 - 92.1	0.230 - 0.891
乳がん	95.8	23.6 - 100.0	42.8 - 100.0	77.7 - 90.5	0.155 - 0.854
大腸がん	93.6	28.5 - 100.0	35.8 - 100.0	75.6 - 91.3	0.151 - 0.829
子宮頸がん	96.3	44.9 - 100.0	72.0 - 100.0	85.0 - 89.2	0.447 - 0.900

表 4. 質問票の偽陽性率に JPHC-NEXT の結果を外挿したとき (仮定 2) の、各がん種における評価指標の点推定値と 95%信頼区間

がん種 (偽陽性率)	対象 人数 (n)	TP (n)	FN (n)	FP (n)	TN (n)	感度 (%) (95% CI)	特異度 (%) (95% CI)	陽性的中率 (%) (95% CI)	陰性的中率 (%) (95% CI)	カッパ係数 (95% CI)
胃がん (17.7%)	824	630	26	30	138	96.1 (94.3-97.3)	82.2 (75.7-87.2)	95.5 (93.6-96.8)	84.3 (77.9-89.1)	0.790 (0.737-0.843)
胃がん・感度分析 (17.7%)	824	632	35	28	129	94.8 (92.8-96.2)	82.2 (75.5-87.4)	95.8 (93.9-97.0)	78.9 (72.0-84.4)	0.758 (0.700-0.816)
乳がん (24.0%)	771	614	27	31	99	95.8 (93.9-97.1)	76.2 (68.2-82.7)	95.2 (93.3-96.6)	78.8 (70.9-85.0)	0.730 (0.663-0.797)
乳がん・感度分析 (24.0%)	771	613	25	32	101	96.1 (94.3-97.4)	75.9 (68.1-82.4)	95.0 (93.1-96.5)	80.4 (72.6-86.4)	0.737 (0.671-0.803)
大腸がん (14.6%)	1,151	866	37	33	193	93.6 (91.8-95.0)	85.4 (80.2-89.4)	96.3 (94.9-97.4)	76.5 (70.9-81.3)	0.757 (0.709-0.804)
子宮頸がん (12.3%)	771	595	23	19	134	96.3 (94.5-97.5)	87.6 (81.4-91.9)	96.9 (95.2-98.0)	85.4 (79.1-90.1)	0.831 (0.781-0.881)

TP: 真陽性, FN: 偽陰性, FP: 偽陽性, TN: 真陰性, CI: 信頼区間

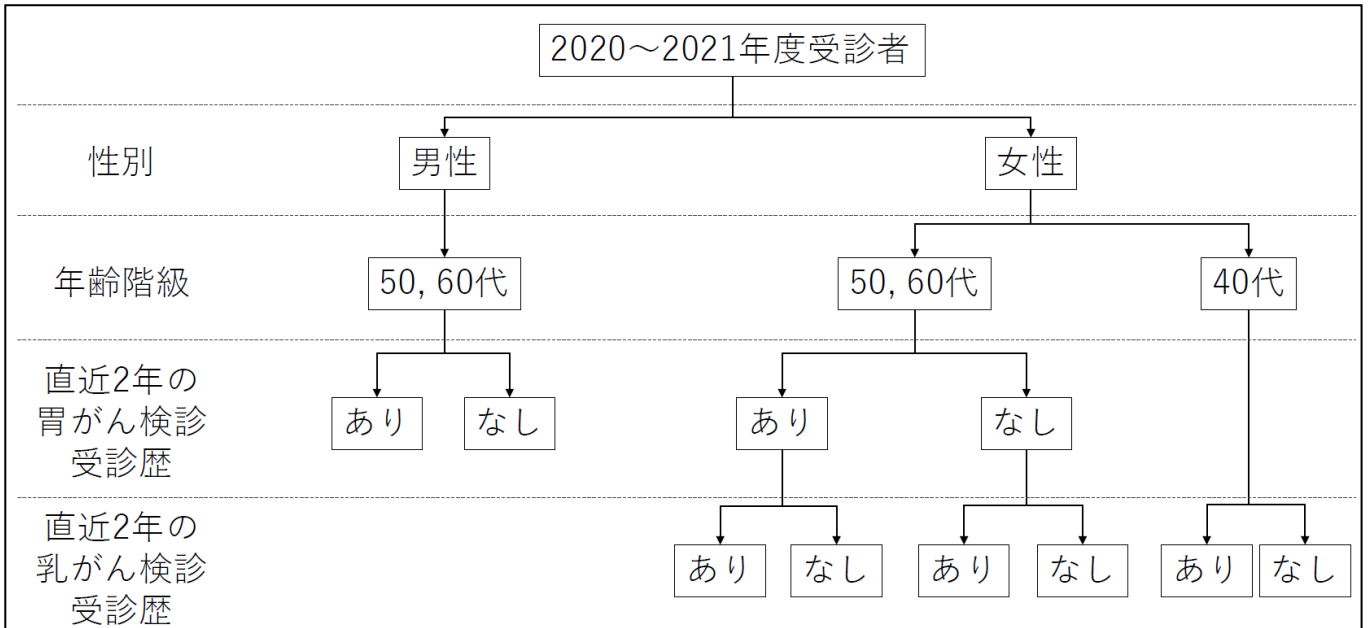
・表側に記載した偽陽性率は JPHC-NEXT の参加者のうち、本研究の対象者の年齢と性別に限定した者のデータから算出した (ただし JPHC-NEXT に 40~43 歳の女性が含まれないため、女性の偽陽性率算出にあたっては 44~69 歳のデータののみを使用した)。一方、各種評価指標は本研究の参加者のデータを用いて計算したものであるため、表側の偽陽性率が必ずしも 1-特異度と一致しない。

・胃がん、乳がんに関しては 2024 年度の検診受診も考慮した感度分析の結果も示す。

表 5. 仮定 1, 2 から得られた感度・特異度を令和 4 年の国民生活基礎調査に外挿した時に得られる真の受診率の推定値と実測値の比較

がん種	感度 (%)	特異度 (%)	真の受診率の推定値 (%)	受診率の実測値 (%)	真の受診率の推定値 -実測値 (%)
胃がん	96.1	82.2	39.1	48.4	-9.3
乳がん	95.8	76.2	32.7	47.4	-14.6
大腸がん	93.6	85.4	39.6	45.9	-6.3
子宮頸がん	96.3	87.6	37.2	43.6	-6.4

(A) 研究対象者の層別抽出法



(B) 研究対象者の構成の模式図

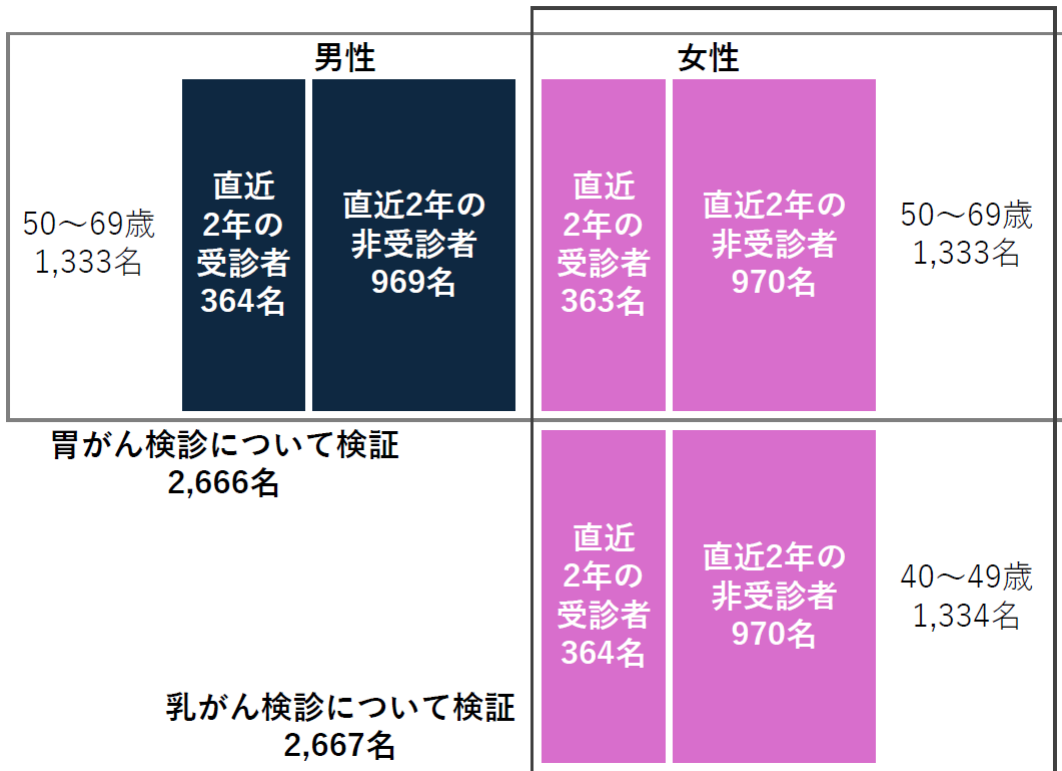


図 1. 研究対象者の層別抽出法とその構成の模式図

- (A) 研究対象者は、2020～2021 年度の受診者の中から、男性は年齢階級×直近 2 年の胃がん検診受診歴をもとに層別抽出し、女性は年齢階級×直近 2 年の胃がん検診受診歴×乳がん検診受診歴をもとに層別抽出した。
- (B) 本邦でがん検診の受診が推奨されている対象年齢を考慮し、研究対象者のうち、50～69 歳の男性は胃がん検診受診歴について、50～69 歳の女性は胃がん検診・乳がん検診両方の受診歴について、40～49 歳の女性は乳がん検診受診歴について検証した。

研究参加に同意いただける場合、以下のチェックボックスにチェックを入れてください。

- 私は、別紙「『がん検診受診率の質問票に関する研究』へのご協力をお願い」の内容を理解し、本研究に参加することに同意します。

以下の質問には、宮城県対がん協会の検診センター以外で受診した検診も含めてご回答ください。

質問1 あなたは過去1年間に、下記の3つのがん検診を受けましたか。それぞれの検診についてお答えください。

また、受診した検診ごとに、どのような機会に受診したのかお答えください。

<p>胃がん検診 (バリウムによるレントゲン撮影や内視鏡(胃カメラ、ファイバースコープ)による撮影など)</p> <p>1 受けなかった 2 受けた</p>	<p>どのような機会に検診を受けましたか。 あてはまるすべての番号に○をつけてください。</p> <p>1 市区町村が実施した検診 2 勤め先または健康保険組合等(家族の勤め先を含む)が実施した検診 3 その他</p>
<p>肺がん検診 (胸のレントゲン撮影や喀痰(かたん)検査など)</p> <p>1 受けなかった 2 受けた</p>	<p>どのような機会に検診を受けましたか。 あてはまるすべての番号に○をつけてください。</p> <p>1 市区町村が実施した検診 2 勤め先または健康保険組合等(家族の勤め先を含む)が実施した検診 3 その他</p>
<p>大腸がん検診 (便潜血反応検査(検便)など)</p> <p>1 受けなかった 2 受けた</p>	<p>どのような機会に検診を受けましたか。 あてはまるすべての番号に○をつけてください。</p> <p>1 市区町村が実施した検診 2 勤め先または健康保険組合等(家族の勤め先を含む)が実施した検診 3 その他</p>

質問2 あなたは過去2年間に、胃がん検診を受けましたか。

また、どのような機会に受診したのかお答えください。

<p>胃がん検診 (バリウムによるレントゲン撮影や内視鏡(胃カメラ、ファイバースコープ)による撮影など)</p> <p>1 受けなかった 2 受けた</p>	<p>どのような機会に検診を受けましたか。 あてはまるすべての番号に○をつけてください。</p> <p>1 市区町村が実施した検診 2 勤め先または健康保険組合等(家族の勤め先を含む)が実施した検診 3 その他</p>
---	---

20歳以上の女性の方は続けてお答えください。

質問3 あなたは過去2年間に、下記の2つのがん検診を受けましたか。それぞれの検診についてお答えください。

また、受診した検診ごとに、どのような機会に受診したのかお答えください。

<p>子宮がん(子宮頸がん)検診 (子宮の細胞診検査など)</p> <p>1 受けなかった 2 受けた</p>	<p>どのような機会に検診を受けましたか。 あてはまるすべての番号に○をつけてください。</p> <p>1 市区町村が実施した検診 2 勤め先または健康保険組合等(家族の勤め先を含む)が実施した検診 3 その他</p>
<p>乳がん検診 (マンモグラフィ撮影や乳房超音波(IC-)検査など)</p> <p>1 受けなかった 2 受けた</p>	<p>どのような機会に検診を受けましたか。 あてはまるすべての番号に○をつけてください。</p> <p>1 市区町村が実施した検診 2 勤め先または健康保険組合等(家族の勤め先を含む)が実施した検診 3 その他</p>

ご協力ありがとうございました。本質問票のみを同封の返信用封筒に入れてご返送ください。記名は不要です。

図2. 本研究で用いた質問票(A4 1枚片面印刷)

レイアウトは可能な限り国民生活基礎調査で使用している質問票に類似させた。主な変更点として、研究参加に同意を示すチェックボックスを追加した点、宮城県対がん協会以外の検診も幅広く聴取するため「以下の質問には、宮城県対がん協会の検診センター以外で受診した検診も含めてご回答ください」と記載した点がある。

(A) 粗解析で各種評価指標の算出に使用した数

		宮城県対がん協会の記録上の受診有無	
		あり	なし
質問票の回答の 受診有無	あり	真陽性	偽陽性
	なし	偽陰性	真陰性

(B) 追加解析で各種評価指標の算出に使用した数

		宮城県対がん協会の記録上の受診有無		
		あり	なし	
		観測されていない 受診有無	観測されていない受診有無	
		あり/なし	あり	なし
質問票の回答の 受診有無	あり	真陽性		偽陽性
	なし	偽陰性		真陰性

図 3. 粗解析、追加解析で求めている各種評価指標を算出する際の概念図

(A) 粗解析では、真の受診有無の判定を宮城県対がん協会の記録のみに基づいて各種評価指標を算出した。
 (B) 追加解析では、本文中の仮定 1, 2 を用いることで、本研究では観測されていない受診の有無を推計し、
 各種評価指標を算出した。

上記(A), (B)ともに、真陽性者数を TP、偽陰性者数を FN、偽陽性者数を FP、真陰性者数を TN とおいたとき、感度、特異度、陽性的中率、陰性的中率、Cohen のカッパ係数の計算式は以下の通りである。

$$\text{感度} : \frac{TP}{TP+FN} \quad \text{特異度} : \frac{TN}{FP+TN} \quad \text{陽性的中率} : \frac{TP}{TP+FP} \quad \text{陰性的中率} : \frac{TN}{FN+TN}$$

$$\text{Cohen のカッパ係数} \quad \frac{P_0 - P_e}{1 - P_e}$$

$$\left(\text{ただし、} P_0 = \frac{TN+TP}{TN+FN+FP+TN}, P_e = \frac{(TP+FN) \times (TP+FP) + (FP+TN) \times (FN+TN)}{(TP+FN+FP+TN)^2} \text{である} \right)$$

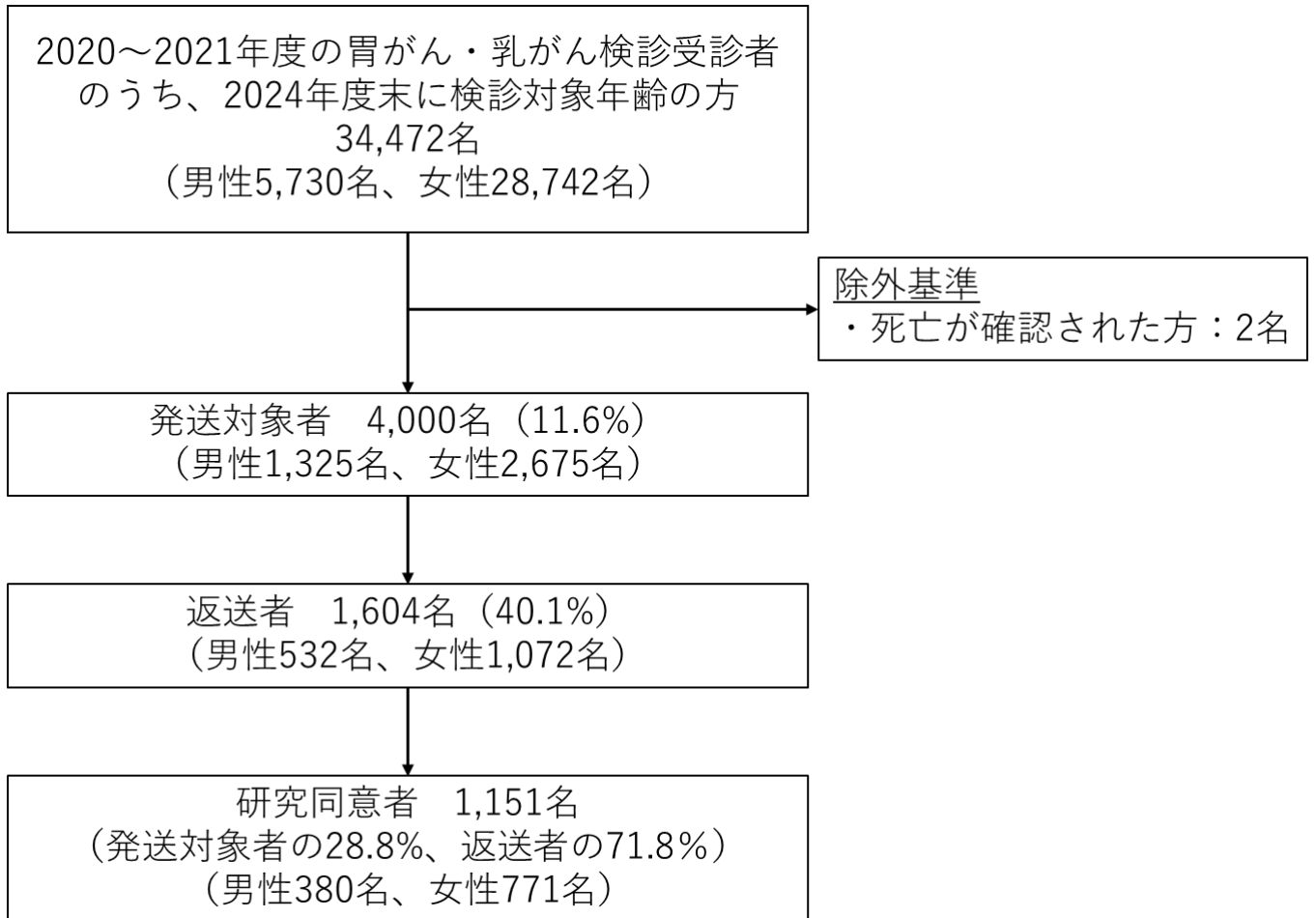


図 4. 研究参加者抽出のフローチャート

がん種別の質問票による偽陽性者数に対する各指標の変化

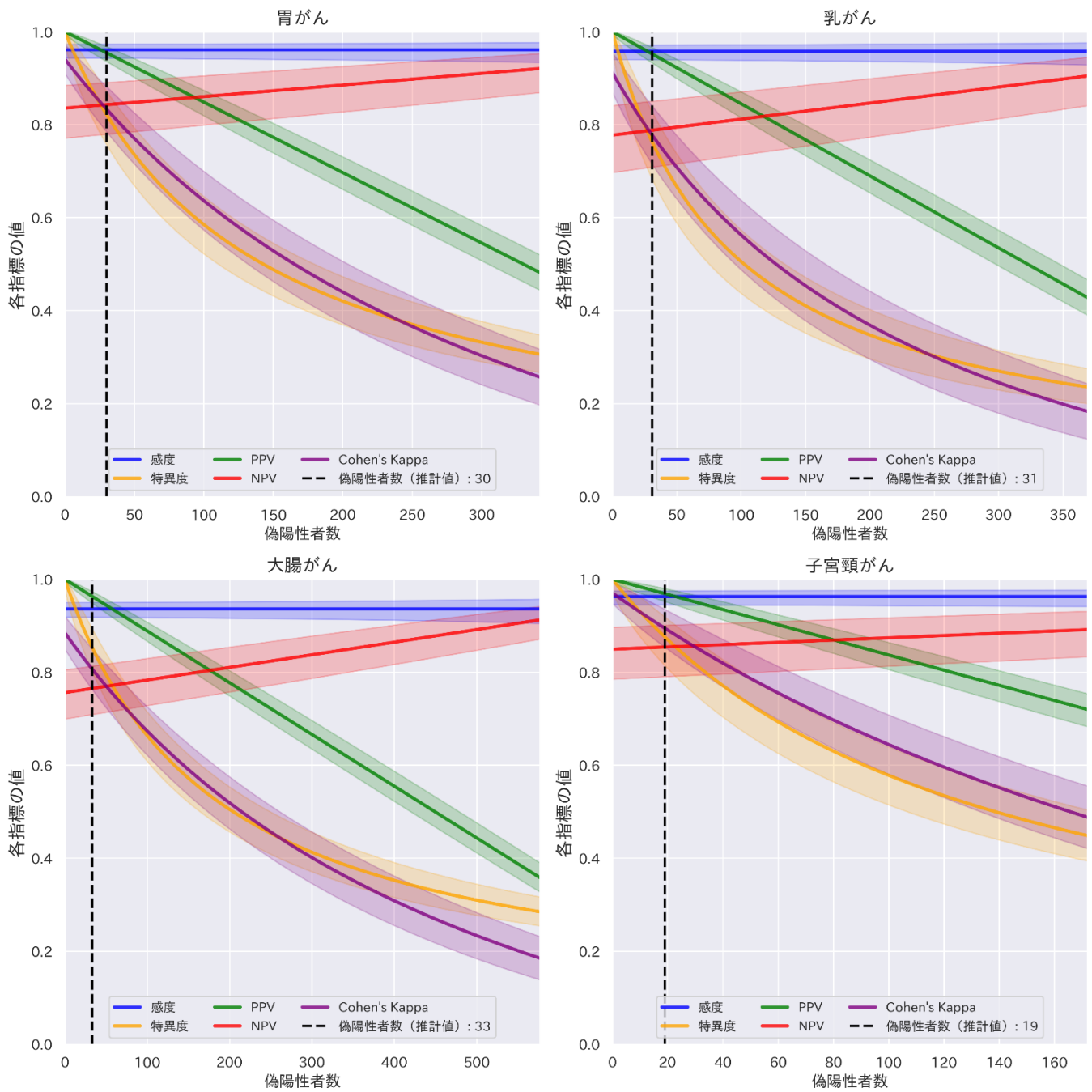


図 5. 追加解析の結果

がん種別に、仮定 1 のもとで各種評価指標が動く範囲とその推移を示す。粗解析では、宮城県対がん協会に受診記録がないが受診したと自己申告した者全員を偽陽性と判定しており、これは偽陽性者数が各グラフの右端に位置すると仮定していることになる。一方、仮定 1 により感度は一定のままで各種の評価指標は偽陽性者数に応じて図中の範囲をそれぞれ動き、仮定 2 をおくことで偽陽性者数を点線の位置に推計することができるため、各指標の推計値を一意に求めることができる。

感度と特異度が真の受診率と報告値の乖離に与える影響(真の受診率別)

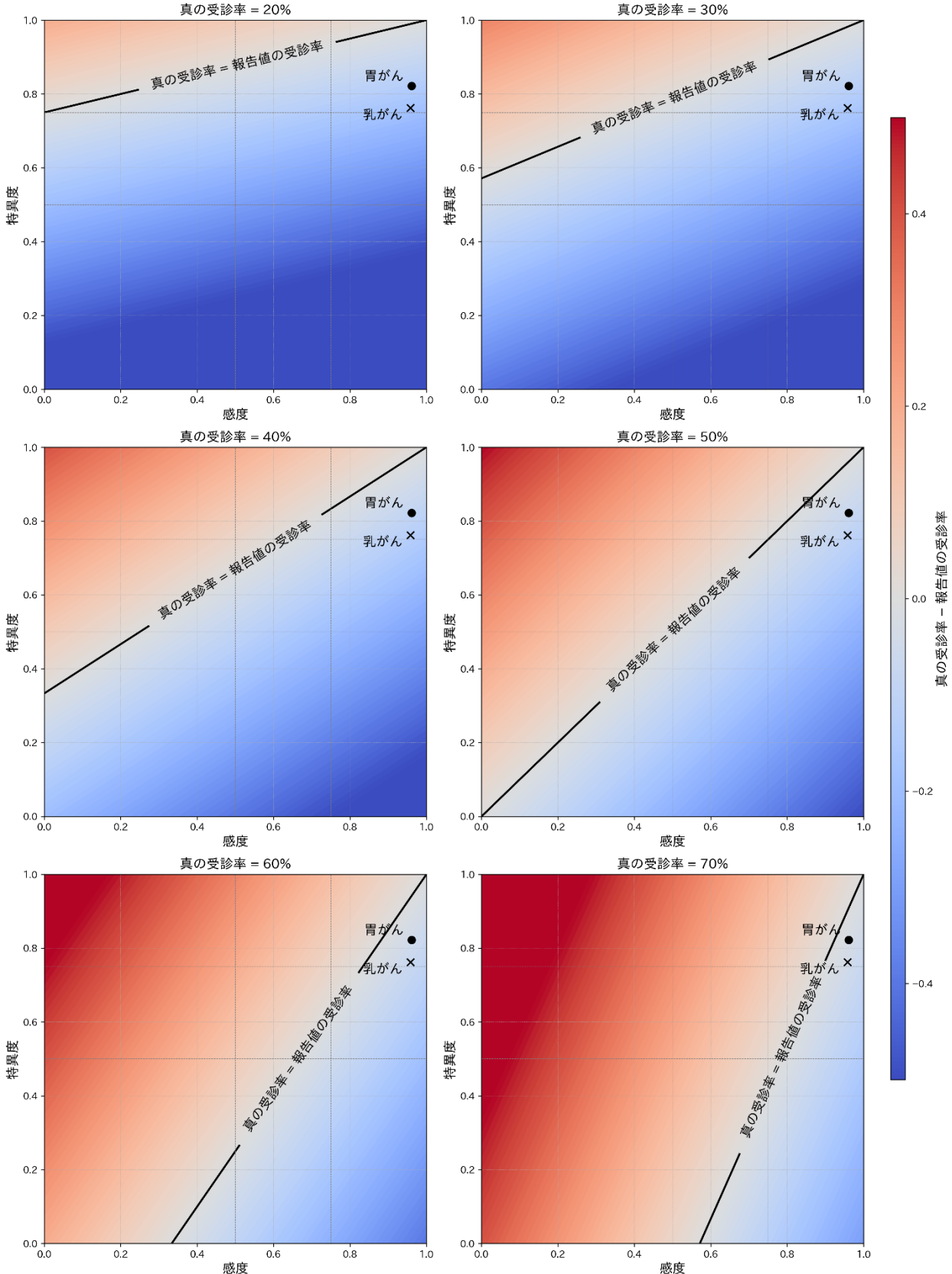


図 6. 真の受診率別の、感度と特異度が真の受診率と報告値との乖離に与える影響

真の受診率と国民生活基礎調査の報告値の受診率の乖離の程度は、真の受診率の値と、質問票の感度と特異度による影響を受けることを示している。青い領域では、報告値が真の受診率を高く見積もっている（過大評価）し、赤い領域では逆に過小評価する。色の濃淡はその程度を示す。参考として、本研究により得られた質問票による胃がん検診と乳がん検診の感度・特異度を図中に示した。本邦のように、受診率が40～50%程度である場合、特異度が低いことによる影響が大きいことが分かる。