MHJ
LUMORA JOURNALS
المجلة متعددة التخصصات للرعاية الصحية
المجلد 1، العدد 1 (2025) · e-ISSN 3152-8775

بحث أصيل · DOI: غير مسجل

فقدان الحمل العفوي والحثي السابق والعقم الثانوي: الارتباطات الخاصة بالنوع في دراسة مطابقة للسيطرة على الحالة

فاطمة العوض[1،*]، ماركاندو ثيروكومار[2]، اكانكشا دوجرا[3]، عامر محمود[4]، عبد الرحمن يوسف[5]، عبد الرحمن رحانا[6]

تاريخ التقديم	تاريخ القبول	تاريخ النشر
6 يناير 2025	20 يناير 2025	30 يناير 2025

[1] كلية الطب، جامعة الملك فيصل، الأحساء، المملكة العربية السعودية

[2] كلية علوم الرعاية الصحية، استشاري فخري في أمراض النساء والتوليد ومحاضر أول، الجامعة الشرقية، باتيكالوا، سريلانكا

[3] كلية الطب الحكومية ومستشفى أمريتسار، أمريتسار، الهند

[4] المستشفى الثاني التابع لجامعة تشنغتشو، تشنغتشو، الصين

[5] مركز هيرلي الطبي، فلينت، الولايات المتحدة

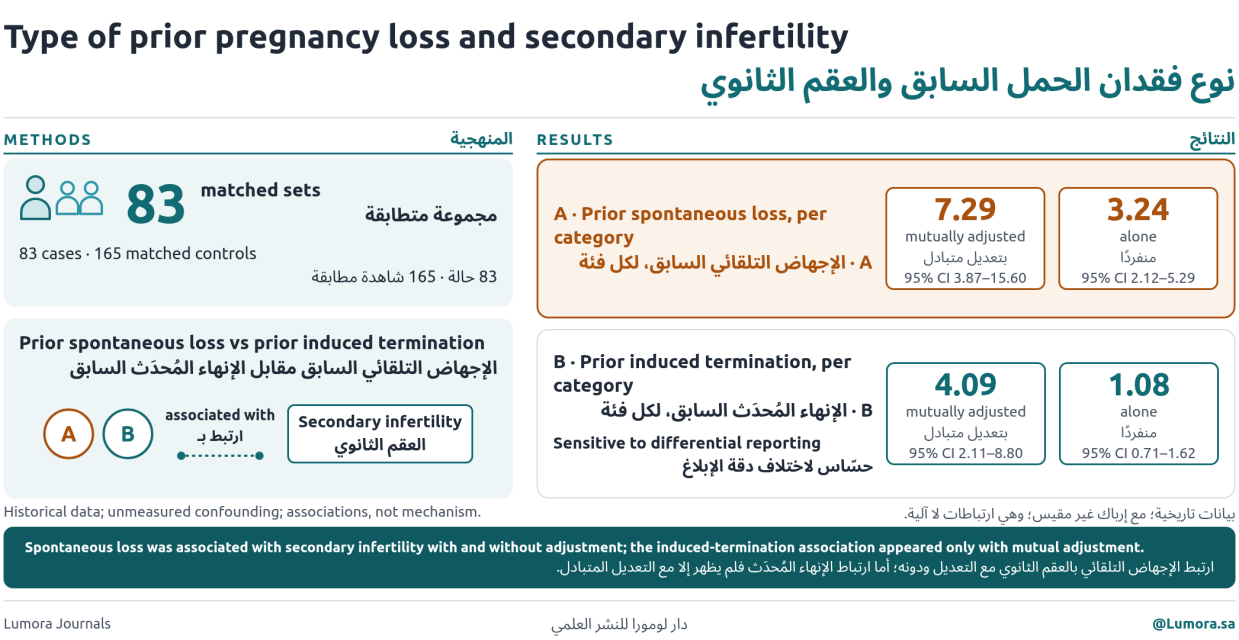
[6] المركز الطبي بجامعة كيبانجسان ماليزيا، كوالالمبور، ماليزيا

* المراسلة: فاطمة العوض، fatemalumora@gmail.com

النسخة العربية: ترجمة بمساعدة الآلة للنسخة الإنجليزية المقبولة، وراجعها مراجع ثنائي اللغة. عند أي اختلاف تُعتمد النسخة الإنجليزية.

للاستشهاد: فاطمة العوض، ماركاندو ثيروكومار، اكانكشا دوجرا، عامر محمود، عبد الرحمن يوسف، عبد الرحمن رحانا. فقدان الحمل العفوي والحثي السابق والعقم الثانوي: الارتباطات الخاصة بالنوع في دراسة مطابقة للسيطرة على الحالة. المجلة متعددة التخصصات للرعاية الصحية. MHJ-2026-000329:(1)1;2025. © المؤلفون. منشور بنظام الوصول المفتوح بموجب رخصة المشاع الإبداعي نَسب المُصنَّف 4.0 الدولية (CC BY 4.0)، https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/.

الملخص الرسومي



الملخص الرسومي: ارتبط الإجهاض التلقائي بالعقم الثانوي مع التعديل ودونه؛ أما ارتباط الإنهاء المُحدَث فلم يظهر إلا مع التعديل المتبادل. صمّمه فريق الإنتاج في دار لومورا للنشر العلمي باستخدام HTML/SVG مكتوب يدويًا ومعروض في Google Chrome.

الملخص

خلفية: تقارير عن العقم الثانوي الحالي الناجم عن الإنهاء والخسائر العفوية جنبا إلى جنب دون اختبار ما إذا كانت مرتبطة مع النتيجة إلى نفس الدرجة. سألنا عما إذا كان الارتباط محددًا لنوع الخسارة.

الطرق: قمنا بإعادة تحليل دراسة مطابقة لحالة التحكم في العقم الثانوي ، كل حالة مطابقة بشكل فردي للسيطرة على العمر وعدد الولادات والتعليم. دخل الانحدار اللوجستي المشروط كلا التعرضين كدرجات مرتبة ؛ اختبار نسبة الاحتمال قارنه مع النموذج الذي يقيد معاملاتهم ليكونوا متساوين. وتم تقدير خطأ الإبلاغ والخلط غير المقيس من خلال إعادة التصنيف والقيم الإلكترونية.

النتائج: شكّلت 83 حالة و165 شاهدًا 83 مجموعة متطابقة، حمل منها 59 و62 معلومات مفيدة للتقدير. وبلغت نسب الأرجحية المعدلة تبادليًا لكل زيادة بفئة واحدة 4.09 (95% CI 2.11–8.80) لإنهاء الحمل المستحث و7.29 (95% CI 3.87– 15.60) لفقدان الحمل التلقائي، ولم تكن متساوية (p = 0.022). وعند إدخال إنهاء الحمل المستحث وحده في النموذج، لم يُظهر أي ارتباط (1.08 (95% CI 0.71–1.62)). وعند تضمين الخطأ العشوائي والخطأ المنهجي معًا، شملت الفترة المصححة للتحيز لأي إنهاء مستحث للحمل القيمة 1 بمجرد افتراض أن الشواهد يُبلغون عن حالات الإنهاء بدرجة اكتمال أقل من الحالات؛ ومع اكتمال الإبلاغ بين الحالات، يحدث ذلك ابتداءً من درجة اكتمال 0.88 بين الشواهد (فرق إبلاغ قدره 0.12).

الاستنتاجات: ارتبط فقدان الحمل التلقائي بالعقم الثانوي مع التعديل ودونه، في حين لم يظهر الارتباط بإنهاء الحمل المستحث إلا عند تثبيت حالات فقدان الحمل التلقائي عند عدد ولادات ثابت، وكان حساسًا لفروق متواضعة في الإبلاغ؛ فالمقياسان ليسا ملخصين قابلين للتبادل لتاريخ فقدان الحمل.

الكلمات المفتاحية: دراسات الحالات والشواهد; فقدان الحمل; الإجهاض, عفوية; العقم, أنثى; الانحدار اللوجستي المشروط; التحيز سوء التصنيف; تحليل المتطابقة

1. المقدمة

بعد فقدان الحمل ، تسأل المرأة عادة ما إذا كان من الصعب الحمل مرة أخرى. معظم النساء اللواتي فقدن الحمل يستمرن في الولادة ، لكن أقلية لا تفعل ذلك ، ولا تحدد السلسلة المعاصرة ما إذا كان الاحتمال يعتمد على كيفية انتهاء الحمل السابق [1]. الخسارة التي تعكس ضعف الحمل أو الزرع من شأنها أن تتنبأ بصعوبة لاحقة ولكن الحمل انتهى، في حين أن الخسارة التي تليها أجهزة الرحم تنتمي إلى مسار مختلف ويمكن تعديله؛ لا يمكن فصل الحسابين إلا في البيانات التي تسجل كلا النوعين من الخسارة على نفس النساء.

ولم تجر التقارير السابقة هذه المقارنة رسميا. وجدت الدراسة التي أنشأت الارتباط أن النساء اللواتي تم التحقيق في العقم الثانوي أبلغن في كثير من الأحيان عن الإنهاء المستحث أكثر من الشواهد المتطابقة ، لكنه يسبق طرق البيانات المتطابقة بشكل فردي ولم يقدم تقديرات معدلة بشكل متبادل ولا مقارنة بين أنواع الخسارة [2]. دراسة لاحقة للسيطرة على الحالات في نفس الوضع ذكرت حالات الإنهاء والإجهاض بالتوازي ، مع تدخين التبغ [3] ، ودراسة العقم البوقي فحص الإنهاء وحده [4].

كما يتم الإبلاغ عن الإنهاء المستحث بشكل غير كامل. عندما تم ربط ردود الاستبيان الذاتي بالسجلات الطبية ، فإن 19٪ من النساء اللائي تعرضن لإنهاء مسجل لم يبلغن عن إنهاءهن [5] ؛ تعافى مسح وطني للأسر المعيشية بين 45٪ و 59٪ من حالات الإنهاء المتوقعة ، اعتمادًا على طريقة المقابلة [6] ، ولم تنجح طرق المسح اللاحقة في حل النقص [7]. إذا النساء التحقيق في تقرير العقم أكثر اكتمالا من غيرها من النساء، وسوف تظهر جمعية حيث لا يوجد؛ كيف كبيرة أن عدم التماثل يجب أن يكون يمكن أن يكون كميا مع الأساليب المعمول بها [8].

لذلك قمنا بإعادة تحليل بيانات التحكم في الحالات المتطابقة حول العقم الثانوي لتقدير ارتباط كل نوع من أنواع الخسارة السابقة ضمن مجموعات متطابقة ، تم تعديل كل منها للآخر ؛ لاختبار ما إذا كانت الرابطتان تختلفان ، مقابل البديل المتمثل في أن عدد الخسائر فقط مهم ؛ والإشارة إلى مقدار التقارير التفاضلية ، ومدى قوة السبب المشترك غير المقيس ، ستكون هناك حاجة لوضع الارتباطات جانبا. هذه البيانات هي مجموعة بيانات تعليمية تستخدم على نطاق واسع والتي تتناسب وثائقها القياسية مع نفس النموذج الشرطي ، وبالتالي فإن المساهمة ليست تقديرًا جديدًا ولكن الاختبار الرسمي للتأثيرات

المتساوية ، والإبلاغ عن المجموعات المتطابقة التي تحمل المعلومات ، وتحليل التحيز الكمي. المطالبة هي واحدة من الارتباطات في السكان الذين أنتجوا هذه البيانات ، ولا شيء أقوى.

2. المواد والطرق

يتم الإبلاغ عن الدراسة وفقًا لتوصيات تعزيز الإبلاغ عن الدراسات الرصدية في علم الأوبئة لدراسات التحكم في الحالات [9].

2.1. تصميم الدراسة ومصدر البيانات

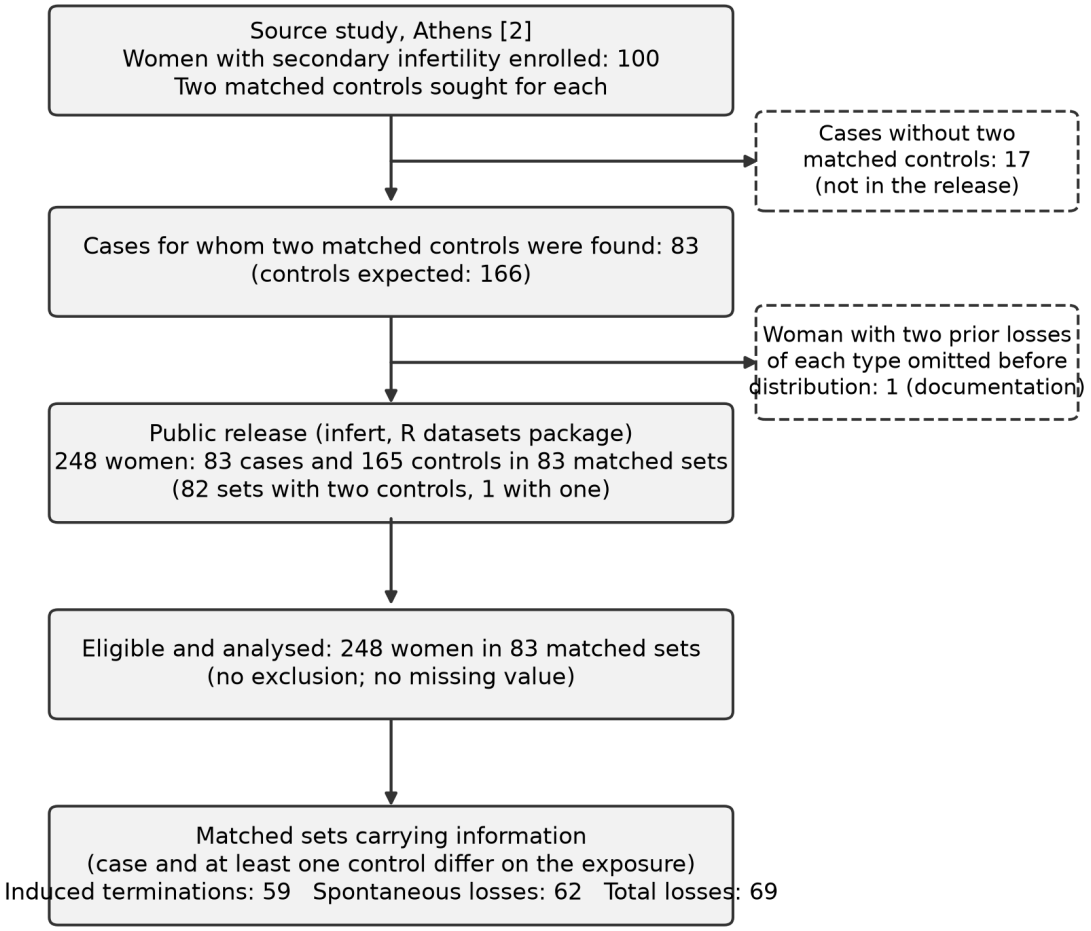
هذا هو إعادة تحليل لدراسة حالة مطابقة بشكل فردي للعقم الثانوي الذي أجري في خدمات التوليد وأمراض النساء في أثينا ، اليونان ، وأبلغ لأول مرة في 1976 [2]. وقد تم توزيع سجلات المشاركين غير المحددة لعدة عقود مع بيئة البرامج الإحصائية القياسية المستخدمة في علم الأوبئة وتم الحصول عليها من أرشيف عام لتلك المجموعة. الإصدار هو مجموعة البيانات الاستدلالية لمجموعة بيانات R ، وهي مجموعة بيانات تعليمية مستخدمة على نطاق واسع تتناسب وثائقها القياسية مع نفس النموذج اللوجستي الشرطي مع كل من درجات التعرض. تم استرجاع النسخة التي تم تحليلها في الأصل في 3 سبتمبر 2026 ؛ النسخة المستخدمة في التحليل الحالي (SHA256 هضم 38c7332f1ba72d1b5e68ae634ce4ba0fa32a8e667437276075a8077df42e56d8) تستنسخ كل تقدير تم الإبلاغ عنه مع الرمز في المادة التكميلية S1.

وكان السكان الأصليون يتألفون من نساء في سن الإنجاب مع حمل سابق واحد على الأقل حضرن هذه الخدمات خلال فترة الدراسة. وكانت النتيجة هي أخذ العينات: كانت النساء المصابات بالعقم الثانوي هي الحالات، وكانت الشواهد مستمدة من النساء اللائي حضرن نفس الخدمات ولم يتم التحقيق فيهن على هذا النحو، وكان من الممكن أن يصبحن حالات إذا تم التعرف على العقم الثانوي. يتم تلخيص تصميم أخذ العينات وتحليلي التحيز في الشكل S1.

2.2. المشاركون

كانت حالات النساء اللواتي تم التحقيق في العقم الثانوي ، والذي تم تعريفه على أنه فشل في تحقيق حمل آخر بعد حمل سابق واحد على الأقل ، كما هو الحال في الدراسة المصدر [2] ؛ لا يسجل الإفراج أي معيار المدة أو تواريخ التوظيف. وتمت مطابقة كل حالة على حدة مع الشواهد على العمر في السنوات المكتملة وعدد الولادات ومستوى التعليم، مع حمل معرف المجموعة المتطابقة في الإصدار. وكان المشاركون مؤهلين لهذا التحليل إذا كانوا ينتمون إلى مجموعة مطابقة تحتوي على حالة واحدة بالضبط وتحكم واحد على الأقل وكان لديهم معلومات كاملة عن التعرض والمطابقة. يظهر تدفق الأهلية في الشكل 1. سجلت الدراسة المصدر 100 حالة ووجدت اثنين من الشواهد المتطابقة ل 83 منهم [2] ؛ يحتوي الإصدار على هذه الحالات 83 و 165 شاهدًا ، مجموعة واحدة متطابقة (مجموعة 74) لها سيطرة واحدة. وتشير وثائق الإفراج إلى أن حالة واحدة

تتعلق بخسائر سابقة تلقائية وخسائر مستحثة سابقة قد حذفت قبل توزيعها. وتتسق هذه الأعداد مع السجل المحذوف الذي ينتمي إلى المجموعة التي لديها الآن سيطرة واحدة، ولكن لا الوثائق ولا الإفراج يؤكد ذلك؛ لا توجد امرأة في تقرير الإفراج عن اثنين أو أكثر من الخسائر من كلا النوعين، وما إذا كانت هناك نساء أخريات من هذا القبيل موجودات في بيانات المصدر لا يمكن تحديدها من الإفراج.



الشكل 1 تجميع المجموعات المتطابقة التي تم تحليلها من الإصدار المنشور لدراسة مراقبة الحالة المصدرية ، مع عدد المجموعات التي تحمل معلومات لكل تعرض.

العد هو عدد المشاركين المتبقين بعد كل خطوة. لا تحمل المجموعة المتطابقة معلومات عن التعرض إلا عندما تبلغ الحالة وواحد على الأقل من الشواهد الخاصة بها عن أعداد مختلفة من الخسائر من هذا النوع ؛ المجموعات التي يبلغ فيها الجميع عن نفس العدد لا تساهم في التقدير.

تصف الوثائق متغير العمر على أنه عمر الحالة ، لذلك فإن ثباته داخل مجموعات متطابقة يتبع من كيفية بناء الإصدار ولا يؤكد في حد ذاته المطابقة ؛ عدد الولادات ومستوى التعليم يأخذان أيضًا قيمة واحدة داخل كل مجموعة متطابقة. نظرًا لأن هذه

المتغيرات الثلاثة ثابتة داخل المجموعات ، فإن ارتباطها بالعقم الثانوي لا يمكن تقديره من التحليل المتطابق ، ولا يتم الإبلاغ عن مثل هذا الارتباط هنا.

2.3. متغيرات

وكان التعرضان هما عدد حالات الإنهاء المستحثة السابقة وعدد حالات فقدان الحمل التلقائي السابقة، التي سجل كل منها في المقابلة في ثلاث فئات: لا شيء، وواحد، واثنان أو أكثر. وقد تم التأكد من التعرض بعد أن أصبحت النتيجة واضحة، وهو الضعف الرئيسي للتصميم ويتم معالجته كمياً في القسم 2.5.

واستخدمت ثلاثة رموز: درجة مرتبة تأخذ القيم 0 و 1 و 2؛ مجموعة مؤشر مع عدم وجود خسارة سابقة من هذا النوع كمرجع؛ وعلى النقيض الثنائي من أي ضد أي خسارة سابقة من هذا النوع. أما المتغير الرابع، وهو العدد الإجمالي للخسائر السابقة من أي من النوعين، فقد تم تشكيله كمجموع للنوعين المحددين؛ والنموذج الذي يحتوي عليه هو النموذج الأساسي مع تقييد المعاملين ليكونا متساويين، لذلك يعبر عن الفرضية القائلة بأن عدد الخسائر فقط هو المهم وليس نوعهما. كانت حدود الفئة هي تلك الخاصة بالإفراج عن المصدر.

2.4. التحليل الإحصائي

كان التحليل الأساسي هو الانحدار اللوجستي المشروط الذي تم تقسيمه إلى مجموعات متطابقة ، حيث تم إدخال درجتي التعرض المنظمتين في وقت واحد. تم اختيار التقدير المشروط لأن المطابقة كانت فردية ؛ تحليل البيانات المتطابقة بشكل فردي دون النظر إلى تقديرات تحيزات البنية المتطابقة نحو قيمة انعدام الأثر عندما تكون عوامل المطابقة مرتبطة بالتعرض ، كما أن التقدير المشروط أقل اعتمادًا على النمذجة الصحيحة للطبقات المطابقة من البديل غير المشروط [10–13]. يتم الإبلاغ عن نسب الاحتمالات مع فترات الثقة الشخصية الاحتمالية، والتي كانت مفضلة على فترات والد لأن عدد المجموعات المتطابقة بالمعلومات صغير والاحتمال غير متماثل بشكل ملحوظ.

كان الاختبار الأساسي هو اختبار نسبة الاحتمال مع درجة واحدة من الحرية مقارنة النموذج النوعي مع نموذج العبء التراكمي المقيد. نظرًا لأن التعرضين يتم إدخالهما في نموذج واحد ، فإن تقديرات معاملهما مترابطة ، ويتم تقدير الفرق بينهما بشكل أكثر دقة مما تشير إليه الفواصل المنفصلة ؛ لذلك تم إجراء المقارنة من خلال اختبار القيد بدلاً من فحص الفواصل الزمنية. كانت التحليلات الثانوية هي النموذج التراكمي للأعباء ، والنموذج الفئوي غير المقيد ، والذي تعد مقارنته بنموذج الدرجة المطلوبة اختبارًا للابتعاد عن التدرج الثابت ، والنموذج الثنائي ، ومصطلح المنتج بين درجتي التعرض. كما تم تركيب كل تعرض بمفرده ، بحيث تتوفر تقديرات غير معدلة للنوع الآخر من الخسارة إلى جانب تلك المعدلة بشكل متبادل. ولم يجر أي تحليل فرعي. لم يكن لأي متغير تحليل قيمة مفقودة في الإصدار.

تم إجراء ستة تحليلات حساسية. الأول حل محل النموذج المشروط بانحدار لوجستي غير مشروط تم فيه إدخال العمر وعدد الولادات ومستوى التعليم كمتغيرات مشتركة. وخفضت الثانية والثالثة نسبة المطابقة إلى شاهد واحد لكل مجموعة، مرة واحدة من خلال قاعدة ثابتة (أول شاهد مدرج لكل مجموعة في الإصدار) ومرة واحدة بمقدار 500 سحب عشوائي يلخصها الوسيط والمركزي 95 في المائة من السحوبات. واستبعد الرابع المجموعة المتطابقة التي تحتوي على شاهد واحد. الخامسة حذفت كل مجموعة مطابقة بدورها. تم وصف الجزء السادس في القسم 2.5. استخدمت إعادة أخذ العينات البذور ذات الأرقام العشوائية 20261101 ، ويمكن تجديد السحوبات باستخدام الرمز في المادة التكميلية S1.

وكانت التشخيصات هي عدد الحالات والشواهد في كل فئة من فئات التعرض، وعدد المجموعات المتطابقة المتعارضة في كل تعرض، والتحقق من المطابقة، وتقارب الحد الأقصى المشروط، والعلاقة بين معاملات التعرض. تم إجراء التحليلات في Python 3.11 مع statsmodels 0.15 وفي R 4.3 مع حزمة البقاء 3.5 ؛ تم زيادة الاحتمال الشرطي بشكل إضافي من خلال روتين نيوتن-رافسون المكتوب لهذا الغرض والذي لا يستخدم مكتبة النمذجة ، وتم إعادة حساب كل تقدير تم الإبلاغ عنه في التطبيقين الآخرين. تم رسم الأشكال 1 و 4 و 5 و S1 و S3 و S5 في Python مع matplotlib.

2.5. التحليل الكمي للتحيز

وتم تحديد عدد اثنين من التهديدات بدلا من وصفها. وفيما يتعلق بالإبلاغ غير المكتمل، تم تحديد دقة التقرير عند نقطة واحدة، على أساس أن المرأة لا تبلغ عن إنهاء الخدمة الذي لم يحدث، وتفاوت اكتمال الإبلاغ من 0.40 إلى 1.00 في خطوات من 0.05 بشكل منفصل بين الحالات وبين الشواهد، مما أعطى 169 مجموعة. يغطي الحد الأدنى أدنى اكتمال موثق في دراسات التحقق من الصحة: حوالي 90٪ من النساء اللائي تعرضن لإنهاء مسجل أبلغن عن واحدة على الأقل عندما تم ربط إجابات الاستبيان بالسجلات الطبية ، على الرغم من أن 19٪ فشلن في الإبلاغ عن واحد أو أكثر [5] ، وبين 45٪ و 59٪ من حالات الإنهاء تم الإبلاغ عنها في مسح وطني ، مع حوالي 40٪ في المجموعة ذات الدخل المنخفض [6] ؛ مراجعة أساليب المسح الأحدث لا يعطي اكتمالًا رقميًا [7]. وتشير أرقام المسح إلى عدد حالات الإنهاء، في حين أن التصحيح ينطبق على أي ضد أي إنهاء، لذلك فهي تبالغ في عدم الاكتمال الذي يهم لهذا التعرض الثنائي. وفي كل مجموعة، أعيد تصنيف المرأة التي لم تبلغ عن إنهاء الخدمة على أنها معرضة للاحتمال الذي ينطوي عليه اكتمال الإبلاغ في مجموعتها واحتمالها النموذجي للتعرض الحقيقي لحالة معينة، وفقدان الحمل التلقائي السابقة، والعمر، وعدد الولادات، ومستوى التعليم؛ ثم أعيد تركيب النموذج الشرطي الثنائي. تم تشغيل ألفي إعادة تصنيف في كل مجموعة، مع عدد عشوائي البذور 20261101. يتم تلخيص كل مجموعة من خلال التقدير المتوسط المصحح وفاصل الخطأ الكلي ، والذي يضيف إلى كل نسبة احتمالات سجل مصححة انحرافًا طبيعيًا مقاسًا بخطأه القياسي قبل أخذ 95٪ المركزي ، بحيث ينعكس الخطأ العشوائي وكذلك المنهجي [8] ؛ يتم الإبلاغ أيضًا عن 95٪ المركزية من التقديرات المصححة وحدها ، والتي تعكس الخطأ المنهجي فقط. وبالنسبة لكل حالة من حالات الاكتمال، سُجلت أعلى درجة من اكتمال المراقبة التي شملت فيها الفترة الفاصلة بين الخطأ الكلي والخطأ 1؛ ومع

الإبلاغ الكامل بين الحالات، حددت هذه القيمة عند 0.01. مجموعة تكييف المسائل: نموذج حساب أضيق من نموذج التحليل يخفف من التقدير المصحح، وتم فحص الإجراء المستخدم هنا على مجموعات مطابقة محاكاة مع ارتباط معروف واكتمال التقارير المعروفة، حيث يسترد قيمة توليد في حين يتم تخفيف التقدير غير المصحح.

اقتصر التحليل على الإنهاء المستحث لأن هذا هو التعرض الذي تم من خلاله قياس اكتمال التقرير الذاتي مباشرة مقابل السجلات [5,6] ولأنه أكثر حساسية من الاثنين للكشف ؛ فقدان الحمل التلقائي يتم الإبلاغ عنها أيضًا ذاتيًا ويمكن الإبلاغ عنها بشكل غير كامل ، ولكن لا يوجد تصديق مماثل يمكن من خلاله إنشاء شبكة ، لذلك لا يتم تقديم تقدير مصحح لها. بالنسبة للخلط غير المقيس ، تم حساب القيم الإلكترونية للتقديرات الأولية ولحدود الثقة الأقرب إلى قيمة انعدام الأثر [14]. نظرًا لأن العقم الثانوي ليس نتيجة نادرة في السكان الذين أنتجوا هذه البيانات ، فقد تم تحويل نسبة الاحتمالات أولاً إلى مقياس نسبة المخاطر من خلال تقريب الجذر المربع ؛ القيمة التي تم الحصول عليها عن طريق معالجة نسبة الاحتمالات مباشرة كنسبة خطر يتم الإبلاغ عنها أيضًا بحيث يمكن مقارنة الأرقام مع تلك الموجودة في الأدبيات ، حيث تكون اتفاقية النتائج النادرة معتادة.

2.6. إعداد التقارير والأخلاقيات

وتحلل الدراسة البيانات المتاحة للجمهور والتي لم يتم تحديدها بالكامل والتي تم نشرها منذ عدة عقود ولا تحتوي على معرفات. ترتيبات الموافقة والموافقة على دراسة المصدر غير موثقة في الإصدار الموزع ، ولا يتم تقديم أي مطالبة بشأنها. لم يتم تسجيل التحليل في المستقبل.

3. النتائج

سجلت دراسة المصدر 100 امرأة مصابة بالعقم الثانوي ووجدت اثنين من الشواهد المتطابقة لـ 83 منهم [2] ؛ يحتوي الإصدار على هذه الحالات 83. استوفت جميع النساء الـ 248 في الإصدار معايير الأهلية ، لذلك لم يتم استبعاد أي مشارك (الشكل 1). شكلوا مجموعات 83 المتطابقة التي تحتوي على حالات 83 وضوابط 165 ، والتي تحتوي مجموعات 82 على عنصري تحكم و 1 تحتوي على واحد. كان عمر المشاركين بين 21 و 44 عامًا ، بمتوسط 31.5 عامًا ، وكان متوسط عدد الولادات 2.0.

3.1. المشاركين وتوزيع التعرض

وترد خصائص الحالات والشواهد في الجدول 1.

الجدول 1 خصائص النساء مع العقم الثانوي والشواهد المتطابقة.

صفة مميزة	الإجمالي (n = 248)	الحالات (ن = 83)	الشواهد (ن = 165)
العمر والسنوات والمتوسط (SD)	31.5 (5.3)	31.5 (5.3)	31.5 (5.3)
عدد الولادات (الولادات الحية السابقة)، المتوسط (SD)	2.1 (1.3)	2.1 (1.3)	2.1 (1.2)
مستوى التعليم، ن (%)			
0-5 سنوات	12 (4.8)	4 (4.8)	8 (4.8)
6-11 سنة	120 (48.4)	40 (48.2)	80 (48.5)
12 سنة أو أكثر	116 (46.8)	39 (47.0)	77 (46.7)
الإنهاءات المستحثة السابقة، ن (٪)			
0	143 (57.7)	47 (56.6)	96 (58.2)
1	68 (27.4)	23 (27.7)	45 (27.3)
2 أو أكثر	37 (14.9)	13 (15.7)	24 (14.5)
حالات فقدان الحمل التلقائي السابقة، ن (٪)			
0	141 (56.9)	28 (33.7)	113 (68.5)
1	71 (28.6)	31 (37.3)	40 (24.2)
2 أو أكثر	36 (14.5)	24 (28.9)	12 (7.3)
مجموع الخسائر السابقة، ن (%)			
0	67 (27.0)	7 (8.4)	60 (36.4)
1	92 (37.1)	34 (41.0)	58 (35.2)
2	74 (29.8)	32 (38.6)	42 (25.5)
3	15 (6.0)	10 (12.0)	5 (3.0)

صفة مميزة	الإجمالي (n = 248)	الحالات (ن = 83)	الشواهد (ن = 165)
أعضاء المجموعة المتطابقة ، n (٪)			
2	2 (0.8)	1 (1.2)	1 (0.6)
3	246 (99.2)	82 (98.8)	164 (99.4)

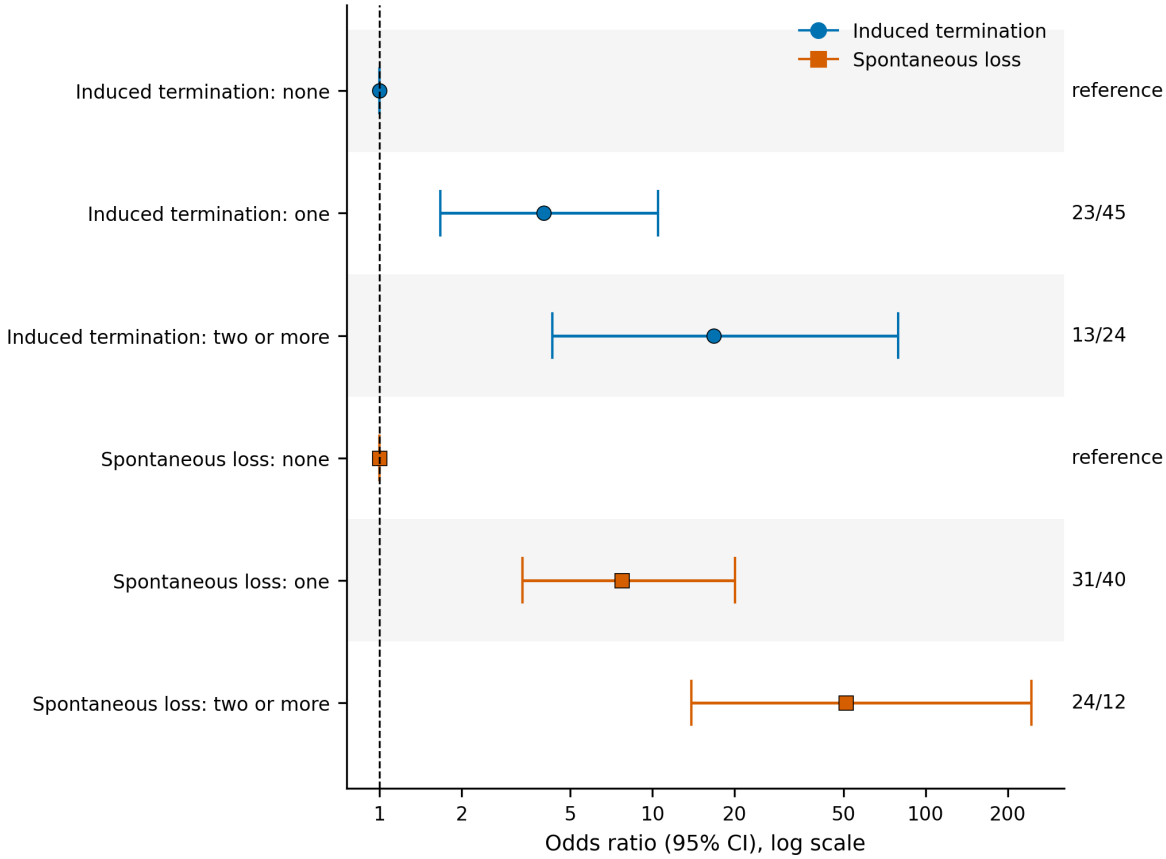
القيم هي وسائل (الانحرافات القياسية) للمتغيرات المستمرة والأرقام (النسب المئوية) للمتغيرات الفئوية. وكان العمر وعدد الولادات ومستوى التعليم عوامل متطابقة ومتطابقة داخل كل مجموعة متطابقة، وبالتالي فإن الاختلافات الصغيرة بين الأعمدة تنشأ فقط من اختلاف أعداد الحالات والشواهد. لم تكن هناك قيمة مفقودة لأي متغير.

وترد الأرقام في كل فئة من فئات التعرض في الجدول 2 وتظهر مقابل نسب الاحتمالات المقابلة في الشكل 2. تضمنت أصغر فئة 12 امرأة ، لذلك تم تحديد كل نسبة خلاف تم الإبلاغ عنها ولم يتم انهيار أي فئة. ويرد توزيع العدد الإجمالي للخسائر في الشكل S2.

الجدول 2 عدد الحالات والشواهد في كل فئة من فئات التعرض، مع نسب الاحتمالات المقابلة.

فئة التعرض	الحالات، ن (%)	الشواهد، ن (٪)	نسبة الاحتمالات (CI ٪95)
الإنهاء المستحث: لا شيء	47 (56.6)	96 (58.2)	1 (المرجع)
الإنهاء المستحث: واحد	23 (27.7)	45 (27.3)	4.00 (1.67–10.47 CI 95%)
الإنهاء المستحث: اثنان أو أكثر	13 (15.7)	24 (14.5)	16.77 (4.30–79.46 CI 95%)
فقدان الحمل التلقائي: لا شيء	28 (33.7)	113 (68.5)	1 (المرجع)
الفقدان التلقائي: واحد	31 (37.3)	40 (24.2)	7.72 (3.34–20.04 CI 95%)
فقدان الحمل التلقائي: اثنان أو أكثر	24 (28.9)	12 (7.3)	51.16 (13.91–244.60 CI 95%)

النسب المئوية هي ضمن حالة الحالة. تأتي نسب الاحتمالات من نموذج لوجستي مشروط واحد يتم تقسيمه بواسطة مجموعة متطابقة تحتوي على شروط مؤشر لكل من التعرضات ، لذلك يتم تعديل كل منها للآخر. CI، الفاصل الزمني الثقة.



الشكل 2 نسب الاحتمالات للعقم الثانوي حسب عدد الخسائر السابقة من كل نوع، من نموذج لوجستي مشروط واحد يحتوي على شروط مؤشر لكل من التعرض.

تأتي التقديرات من نموذج واحد طبقي بواسطة مجموعة متطابقة ، لذلك يتم تعديل كل تعرض للآخر ويتم التحكم في العمر وعدد الولادات ومستوى التعليم من خلال المطابقة. الفواصل الزمنية هي فواصل زمنية احتمالية. الشرح بجانب كل صف يعطي عدد الحالات وعدد الشواهد في تلك الفئة. CI، الفاصل الزمني الثقة.

ويتم نقل المعلومات المتاحة للتحليل المطابق عن طريق مجموعات تبلغ فيها الحالة وواحدة على الأقل من شواهدها عن أعداد مختلفة من الخسائر. وكانت هناك 59 مجموعة من هذه المجموعات لحالات الإنهاء العمدي السابقة، و 62 مجموعة للخسائر التلقائية السابقة، و 69 مجموعة للعدد الإجمالي؛ ولا تسهم المجموعات المتبقية بشيء في التقديرات، وتعكس الدقة الواردة أدناه هذه الأرقام بدلا من عدد النساء.

3.2. ارتباطات النوع المحدد

في النموذج الأساسي ارتفعت احتمالات العقم الثانوي بعامل 4.09 (95% CI 2.11–8.80) لكل فئة زيادة في الإنهاءات المستحثة السابقة و 7.29 (95% CI 3.87–15.60) لكل فئة زيادة في حالات فقدان الحمل التلقائي السابقة ، كل منها معدل للآخر ويقدر ضمن مجموعات متطابقة (الجدول 3). تلاقى الحد الأقصى المشروط في 6 تكرارات. ومع تركيبها وحدها، دون تعديل للنوع الآخر من الخسارة، كانت الإنهاءات المستحثة السابقة تحمل نسبة احتمالات 1.08 (95% CI 0.71–1.62) وحالات فقدان الحمل التلقائي السابقة 3.24 (95% CI 2.12–5.29)، وبالتالي فإن الارتباط مع الإنهاءات المستحثة كان

واضحا فقط عندما كانت حالات فقدان الحمل التلقائي السابقة ثابتة. تم ربط درجتي التعرض سلبًا ضمن مجموعات متطابقة (الترابط 0.50-) ، ولم تبلغ أي امرأة في الإصدار عن خسارتين أو أكثر من كلا النوعين.

الجدول 3 نسب الاحتمالات للعقم الثانوي بموجب مواصفات التعرض الأولية والبديلة.

مواصفات	التضاد	نسبة الاحتمالات (CI ٪95)
التعرض في وقت واحد	لكل فئة زيادة في الإنهاءات المستحثة	1.08 (95% CI 0.71–1.62)
التعرض في وقت واحد	لكل فئة زيادة في حالات فقدان الحمل التلقائي	3.24 (95% CI 2.12–5.29)
درجات مرتبة حسب النوع (ابتدائي)	لكل فئة زيادة في الإنهاءات المستحثة	4.09 (95% CI 2.11–8.80)
درجات مرتبة حسب النوع (ابتدائي)	لكل فئة زيادة في حالات فقدان الحمل التلقائي	7.29 (95% CI 3.87–15.60)
درجات مرتبة حسب النوع (ابتدائي)	نسبة اثنين من نسب الاحتمالات (عفوية إلى المستحثة)	1.78 (95% CI 1.08–3.06)
العبء التراكمي (محدود)	لكل خسارة سابقة إضافية من أي نوع	5.90 (95% CI 3.26–12.06)
ثنائي	أي ضد أي إنهاء مسبق مستحث	2.98 (95% CI 1.38–6.90)
ثنائي	أي ضد أي خسارة عفوية سابقة	8.45 (95% CI 4.01–19.89)

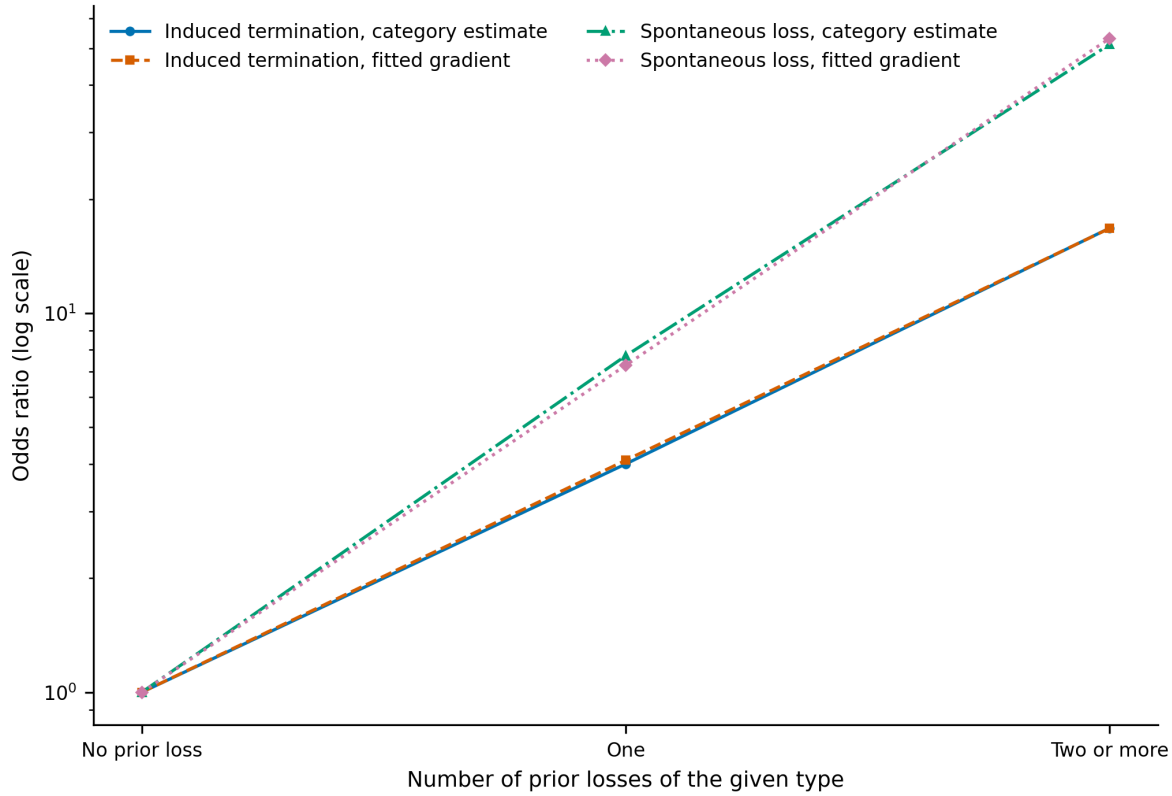
جميع النماذج هي الانحدارات اللوجستية المشروطة طبقيا من قبل مجموعة مطابقة. يحتوي الصفان الأولان على تعرض واحد في كل مرة ، وبالتالي لا يتم تعديلهما لنوع الخسارة الآخر ؛ يتم تعديل كل صف لاحق بشكل متبادل. نموذج العبء التراكمي هو النموذج الأساسي المقيد بحيث يتقاسم التعرضان معاملًا واحدًا ؛ يظهر اختبار نسبة الاحتمال بينهما في النص. جميع الفواصل الزمنية هي فواصل زمنية احتمالية. تستخدم الصفوف الثنائية مقياس تعرض مختلف ولا يمكن مقارنتها مع الصفوف المرتبة. CI، الفاصل الزمني الثقة.

ولم يكن المعاملان متساويين. أعطى اختبار نسبة احتمال القيد إحصائية مربعة من 5.22 على درجة واحدة من الحرية (= p 0.022) ، وكانت نسبة الاحتمالات للخسارة التلقائية 1.78 (95% CI 1.08–3.06) أضعاف الإنهاء المستحث. كانت تقديرات المعاملين مرتبطة ارتباطًا إيجابيًا قويًا (الترابط 0.729) ، وهذا هو السبب في تداخل فواصلها المنفصلة بينما لا يدعم اختبار اختلافها المساواة. فرض قيود على الاثنين ليكونا متساويين ، أي حساب الخسائر دون النظر إلى النوع ، أعطى 5.90 (95% CI 3.26–12.06) لكل خسارة إضافية.

3.3. شكل التدرج

وترد نسب الاحتمالات من النموذج الفئوي غير المقيد حسب الفئة في الجدول 2 والشكل 2. فترات أعلى الفئات واسعة، وترتيب التعرض اثنين في الجزء العلوي من النطاق لم يتم تأسيسها من قبلهم.

لم يتناسب النموذج الفئوي بشكل أفضل من النموذج الذي تم ترتيبه (chi-square 0.05 على درجتين من الحرية ، p = 0.97) ، لذلك يصف معامل واحد لكل تعرض التدرج بشكل كافٍ على النطاق المرصود ؛ تتم مقارنة الاثنين مباشرة في الشكل 3. لم يقدم مصطلح المنتج بين درجتي التعرض أي دليل على أن الارتباط بنوع واحد يعتمد على عدد النوع الآخر (، chi-square 0.06 p = 0.81). على المستوى الثنائي ، كان أي إنهاء مستحث مسبق يحمل نسبة احتمالات 2.98 (95% CI 1.38–6.90) وأي خسارة تلقائية سابقة 8.45 (95% CI 4.01–19.89).



الشكل 3 نسب احتمالات الفئة المحددة مقارنة مع التدرج الذي ينطوي عليه نموذج الدرجة المطلوبة، لكل نوع من الخسارة السابقة.

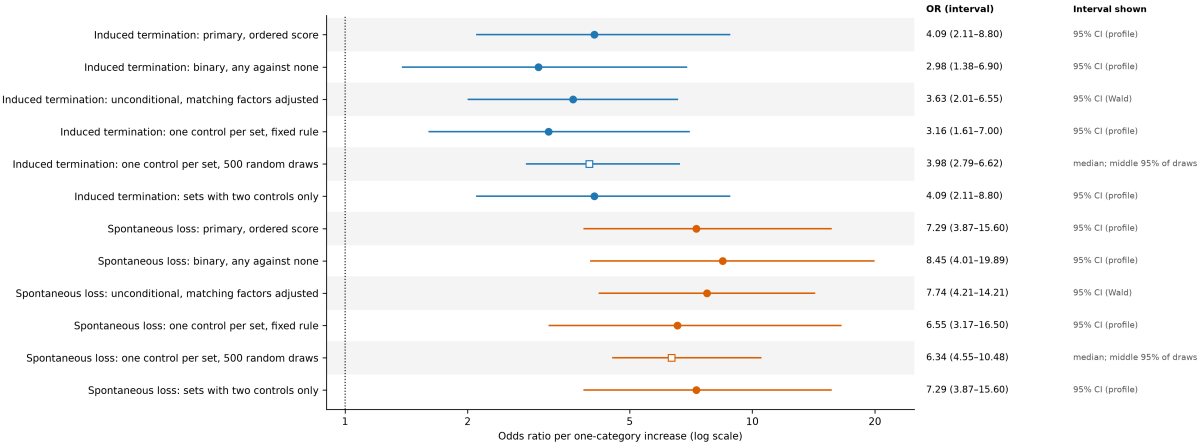
العلامات هي تقديرات الفئات غير المقيدة ؛ الخطوط هي نسب الاحتمالات التي ينطوي عليها النموذج الذي يعين معاملًا واحدًا لكل تعرض ويضاعفه حسب درجة الفئة. تتم مقارنة الاثنين من خلال اختبار نسبة الاحتمال مع درجتين من الحرية. يتم حذف فترات الثقة هنا بحيث يمكن مقارنة المنحنيين ؛ وترد في الشكل السابق ، في الجدول 2 وفي نص النتائج.

3.4. حساسية للمواصفات وعينة التحكم

وترد التقديرات في إطار المواصفات البديلة في الشكل 4 والجدول 4. التخلي عن الهيكل المطابق وإدخال العوامل المطابقة كعوامل متغايرة أعطى 3.63 (95% CI 2.01–6.55) للإنهاء المستحث و 7.74 (95% CI 4.21–14.21) للخسائر التلقائية ، بحيث انتقل تقدير الإنهاء المستحث نحو قيمة انعدام الأثر وأن حالات فقدان الحمل التلقائي بعيدا عنه. الإبقاء على الشاهد الأول المدرجة في كل مجموعة أعطى 3.16 (95٪ CI 1.61-7.00) و 6.55 (95٪ CI 3.17-16.50) ، وعبر 500 عينة فرعية عشوائية أحادية الشاهد ، كانت التقديرات المتوسطة 3.98 و 6.34 ، وامتدت الـ95 في المائة الوسطى من السحوبات على

2.79-6.62 و 4.55-10.48 ؛ ويصف هذا التشتت مدى الاعتماد على الشاهد الذي يُحتفظ به، وليس فترة ثقة (الشكل S3).

باستثناء المجموعة مع شاهد واحد ترك التقديرات في 4.09 (95% CI 2.11–8.80) و 7.29 (95% CI 3.87–15.60).



الشكل 4 نسب الاحتمالات لكل تعرض تحت المواصفة الأولية وتحت المواصفات البديلة وعينات التحكم.

ويقارن الصف الثنائي وجود أي فقدان من النوع المعني بعدم وجوده، وبالتالي فهو على مقياس تعرض مختلف عن الصفوف المرتبة. يتخلى الصف غير المشروط عن البنية المتطابقة ويدخل العمر وعدد الولادات ومستوى التعليم كمتغيرات مشتركة. وتحتفظ صفوف العينات الفرعية بشاهد واحد لكل مجموعة. والفترات الفاصلة هي فترات ترجيح للملف الشخصي باستثناء الصف غير المشروط، الذي يستخدم فاصل والد، والصف الفرعي المتكرر، الذي يمثل فاصله مدى الـ95 في المائة الوسطى من السحوبات وليس فاصل ثقة. CI، الفاصل الزمني الثقة.

الجدول 4 تحليل الحساسية وتحليل التحيز الكمي.

التحليل	مواصفات	النتيجة
غير مشروط، عوامل مطابقة معدلة	الإنهاءات المستحثة	3.63 (95% CI 2.01–6.55)
غير مشروط، عوامل مطابقة معدلة	باء - حالات فقدان الحمل التلقائي	7.74 (95% CI 4.21–14.21)
تحكم واحد لكل مجموعة ، أول تحكم مدرج	الإنهاءات المستحثة	3.16 (95% CI 1.61–7.00)
تحكم واحد لكل مجموعة ، أول تحكم مدرج	باء - حالات فقدان الحمل التلقائي	6.55 (95% CI 3.17–16.50)
تحكم واحد لكل مجموعة ، متوسط 500 رسم (متوسط 95٪ من السحوبات)	الإنهاءات المستحثة	3.98 (2.79–6.62)
تحكم واحد لكل مجموعة ، متوسط 500 رسم (متوسط 95٪ من السحوبات)	باء - حالات فقدان الحمل التلقائي	6.34 (4.55–10.48)
مجموعات مع اثنين من الشواهد فقط	الإنهاءات المستحثة	4.09 (95% CI 2.11–8.80)

التحليل	مواصفات	النتيجة
مجموعات مع اثنين من الشواهد فقط	باء - حالات فقدان الحمل التلقائي	7.29 (95% CI 3.87–15.60)
الإبلاغ عن اكتمال 0.80 في كلتا المجموعتين	أي إنهاء مسبق مستحث	3.88 (فاصل الخطأ الكلي 1.51–11.16)
الإبلاغ عن اكتمال 1.00 في الحالات و 0.80 في الشواهد	أي إنهاء مسبق مستحث	1.80 (فاصل الخطأ الكلي 0.77–3.81)
الإبلاغ عن اكتمال 1.00 في الحالات و 0.70 في الشواهد	أي إنهاء مسبق مستحث	1.38 (فاصل الخطأ الكلي 0.65–3.12)
الإبلاغ عن اكتمال 1.00 في الحالات و 0.60 في الشواهد	أي إنهاء مسبق مستحث	1.01 (فاصل الخطأ الكلي 0.44–2.38)
الإبلاغ عن اكتمال 1.00 في الحالات و 0.88 في الشواهد (تشمل الفترة الإجمالية للخطأ أولاً 1)	أي إنهاء مسبق مستحث	2.16 (فاصل الخطأ الكلي 0.98–4.67)
مربكة لا تقاس	القيمة الإلكترونية للنهايات المستحثة (تقدير؛ الحد الأدنى)	3.46; 2.26
مربكة لا تقاس	القيمة الإلكترونية للخسائر التلقائية (تقدير؛ الحد الأدنى)	4.84; 3.35
ترك مجموعة واحدة خارج	أكبر تغيير في نسبة الاحتمالات (مستحثة ؛ عفوية)	1.06; 2.16

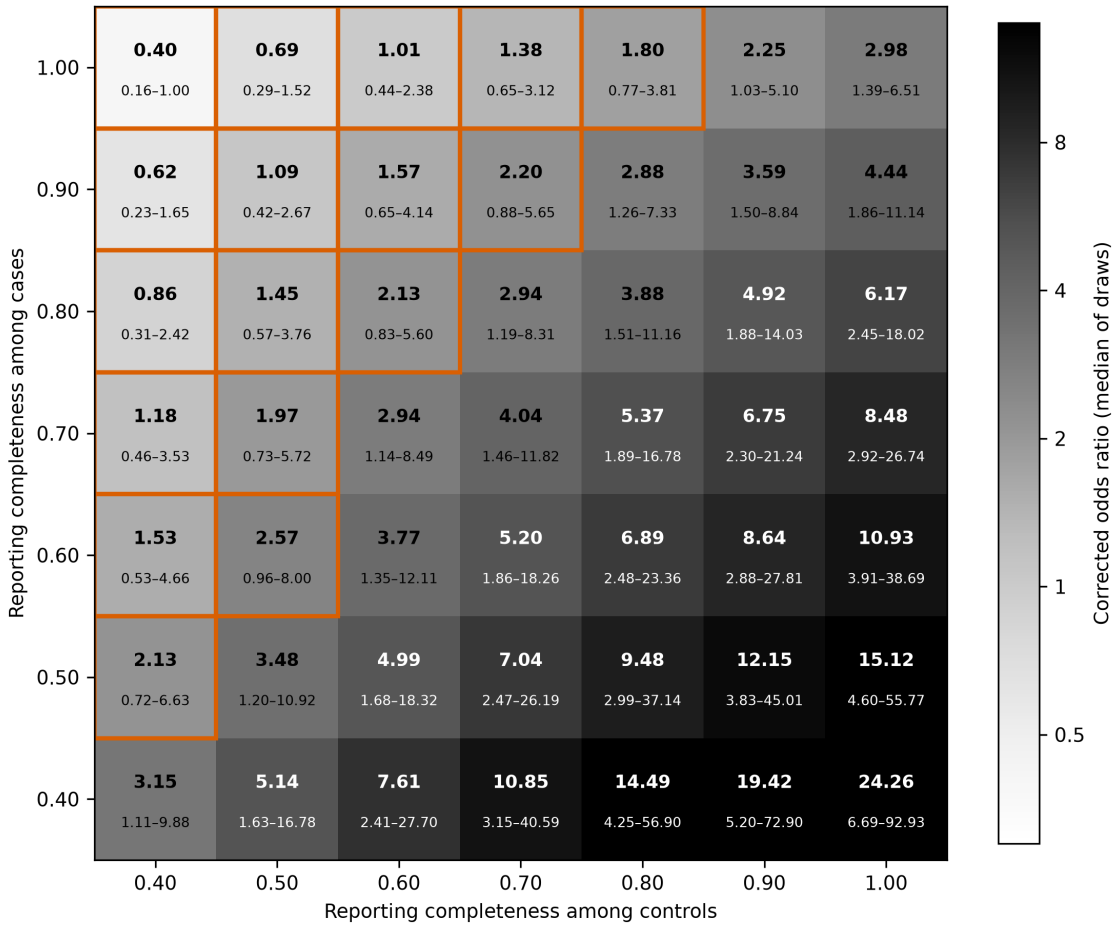
وتعطي صفوف الإبلاغ والاكتمال متوسط نسبة الاحتمالات لأي إنهاء مستحث سابق بعد إعادة تصنيف مستوى قياسي للنساء اللواتي يبلغن عن عدم الإنهاء، مع تحديد الخصوصية في محاكاة واحدة و 2,000 لكل سيناريو، وفاصل الخطأ الكلي، الذي يتضمن خطأ عشوائيا وكذلك منهجيا؛ وترد الشبكة الكاملة، مع الفواصل التي تعكس الخطأ المنهجي فقط، في الجدول S1. تعطي القيم الإلكترونية قوة الارتباط ، على مقياس نسبة المخاطر ، التي سيحتاجها سبب مشترك غير محسوب مع كل من التعرض والنتيجة لحساب التقدير ؛ يتم حسابها على تقريب الجذر التربيعي المناسب لنتيجة ليست نادرة. CI، الفاصل الزمني الثقة.

لا توجد مجموعة مطابقة واحدة تحدد النتيجة. في جميع أنحاء ترك واحد مجموعة خارج يعيد نسبة الاحتمالات لإنهاء المستحثة تراوحت من 3.82 إلى 5.15، وهو أكبر تغيير واحد من 1.06، وذلك لخسائر عفوية من 7.06 إلى 9.44 (الشكل S4).

3.5. الإبلاغ عن الخطأ والارتباك غير المقيس

وفي المقابلة، أبلغ 43.4 في المائة من الحالات و 41.8 في المائة من الشواهد عن إنهاء متعمد سابق واحد على الأقل، وبالتالي فإن الارتباط يتم بالكامل عن طريق المقارنات داخل مجموعات متطابقة وليس عن طريق الفرق العام بين المجموعتين. وترد نسب الاحتمالات المصححة عبر شبكة اكتمال الإبلاغ في الشكل 5. عندما تم افتراض أن كلا المجموعتين

تبلغان بشكل غير كامل ، عند ثمانية إنهاءات في عشرة ، كانت نسبة الاحتمالات المصححة 3.88 (فاصل الخطأ الكلي -1.51 11.16) ، أي أبعد من قيمة انعدام الأثر من التقدير غير المصحح.



الشكل 5 نسبة الاحتمالات لأي إنهاء مستحث مسبق بعد التصحيح للإبلاغ غير المكتمل ، عبر مجموعات من اكتمال الإبلاغ بين الحالات وبين الشواهد.

تعطي كل خلية متوسط 2000 إعادة تصنيف على مستوى السجل ، وتحته ، الفاصل الزمني للخطأ الكلي ، والذي يتضمن خطأ عشوائيًا ومنهجيًا. يُعاد تصنيف المرأة التي لم تُبلغ عن أي إنهاء للحمل على أنها معرّضة للاحتمال الذي ينطوي عليه اكتمال الإبلاغ عن مجموعتها واحتمالها النموذجي للتعرض لحالة معينة ، وفقدان الحمل التلقائي السابقة وعوامل المطابقة ؛ يتم تحديد الخصوصية في واحد. الخلايا المخططة هي تلك التي يتضمن فيها الفاصل الزمني الكلي للخطأ 1. يتم عرض الشبكة في خطوات 0.10 ؛ يتم إعطاء الشبكة الكاملة في خطوات 0.05 في الجدول S1. الخلية اليمنى العليا ، الإبلاغ الكامل في كلا المجموعتين ، هو التقدير غير المصحح. على طول القطر ، حيث تقدم كلتا المجموعتين تقارير متساوية تمامًا ، يرتفع التقدير المصحح من 2.98 إلى 4.04 حيث ينخفض الاكتمال إلى 0.70 ثم ينخفض إلى 3.15 عند 0.40. هذه ليست محاكاة الضوضاء. الاحتمال الضمني للتعرض الحقيقي ، الاحتمال النموذجي مقسومًا على الاكتمال ، يتجاوز احتمالًا لعدد متزايد من النساء مع انخفاض الاكتمال ثم يتم اقتطاعه عند واحد ، لذلك يتم إعادة تصنيف هؤلاء النساء على أنهن معرضات على وجه اليقين مهما كانت حالتهن ، مما يعوض التصحيح بعيدًا عن قيمة انعدام الأثر.

ضعفت الارتباط فقط عندما يفترض أن الشواهد للإبلاغ أقل تماما من الحالات. مع الحالات المفترضة للإبلاغ عن كل إنهاء ، كانت نسبة الاحتمالات المصححة 1.80 (فاصل الخطأ الكلي 3.81–0.77) عندما أبلغت الشواهد عن ثمانية في عشرة ، 1.38 (3.12–0.65) في سبعة في عشرة و 1.01 (2.38–0.44) في ستة في عشرة ؛ الفترات المقابلة التي تعكس الخطأ المنهجي فقط كانت 2.22–1.41 و 1.79–1.05 و 1.36–0.73. مع اكتمال الحالات ، شملت فترة الخطأ الكلي لأول مرة 1 عندما انخفض الاكتمال بين الشواهد إلى 0.88 ؛ عبر الشبكة ، تضمنت 1 بمجرد افتراض أن الشواهد تبلغ عن ما بين 0.05 و 0.20 أقل تمامًا من الحالات ، يكون الهامش أصغر عند اكتمال أقل (الجدول S1). وشملت فترة الخطأ الكلي 1 في 58 من 169 مجموعة، وكان التقدير المصحح نفسه 1 أو أقل في 12، مع كل حالة اكتمال 0.80 أو أكثر والتحكم في اكتمال 0.55 أو أقل.

ويحتاج السبب المشترك غير المقيس للتعرض والنتيجة إلى ارتباطات لا تقل عن 3.46 مع كليهما ، على مقياس نسبة المخاطر ، لحساب الارتباط بالإنهاء المستحث ، وعلى الأقل 2.26 لنقل حد الثقة الأقرب إلى قيمة انعدام الأثر إلى انعدام الارتباط. وكانت القيم المقابلة للخسائر التلقائية 4.84 و 3.35. وبموجب اتفاقية النتائج النادرة المعتادة في الأدبيات، فإن القيم المقابلة للتعرضين ستكون 7.65 للإنهاء المستحث و 14.05 للخسائر التلقائية.

4. المناقشة

كان كلا النوعين من فقدان الحمل السابق مرتبطين بالعقم الثانوي ، ولكن ليس بنفس الدرجة: كانت نسبة الاحتمالات لكل فئة من الفقدان التلقائي السابق قريبة من ضعف ذلك لكل فئة من الإنهاء المستحث السابق ، وتم رفض نموذج يحسب الخسائر دون النظر إلى النوع. ووصف معامل واحد لكل تعرض بئر التدرج، مع عدم وجود دليل على وجود عتبة ضمن النطاق المرصود وعدم وجود دليل على أن الارتباط بنوع واحد يعتمد على عدد خسائر النوع الآخر. وبالتالي فإن الملخص الذي يضيف عمليات الإنهاء والإجهاض معًا يتجاهل المعلومات التي تحتوي عليها البيانات [2–4].

هذا الاختلاف هو ما يمكن أن يتنبأ به تفسير مؤشر الفقدان التلقائي: قد يشير الفقدان التلقائي إلى ضعف الحمل أو الزرع ، في حين أن الإنهاء المستحث هو قرار وليس عرضًا ، وارتباطه بالعقم في وقت لاحق هو أكثر معقولية بوساطة الأحداث التي تتبع ذلك. ولا يمكن للبيانات أن تثبت ذلك، لأنها لا تحتوي على معلومات عن العدوى أو الإجراءات أو تاريخ أمراض النساء؛ وهناك قراءة متسقة بنفس القدر هي أن النساء اللائي كان الحمل فيهن صعبًا دائمًا كن أقل عرضة للسعي إلى إنهاء الحمل وأكثر عرضة لفقدان الحمل الذي حققنه.

لم تظهر الإنهاءات المستحثة السابقة وحدها أي ارتباط بالعقم الثانوي ؛ تظهر الرابطة فقط عندما يتم الاحتفاظ بحالات فقدان الحمل التلقائي السابقة ثابتة. ويرتبط التعرضان سلبا داخل مجموعات متطابقة، كما يعني عدد الولادات الثابت، وتعديل التعرض المرتبط ارتباطا سلبيا مع واحد مرتبط ارتباطا ضعيفا يتحرك التقدير الأضعف بعيدا عن قيمة انعدام الأثر. ويزيد الإصدار من حدة هذا الارتباط: لا تبلغ أي امرأة عن خسارتين أو أكثر من كلا النوعين ، وتشير الوثائق إلى أن امرأة واحدة مع هذا

المزيج قد تم حذفها قبل التوزيع. ولذلك فإن التقدير المعدل لإنهاء الخدمة هو الارتباط على أساس عدد ولادات ثابت وعدد ثابت من حالات فقدان الحمل التلقائي، رهنا بهذا الهيكل؛ وهو ليس موجزا قويا لما ينقله تاريخ إنهاء الخدمة وحده ولا ينبغي الاستشهاد به باعتباره واحدا. الارتباط مع فقدان الحمل التلقائي موجود مع وبدون تعديل.

59 فقط من 83 مجموعة متطابقة تميّز الحالة عن شواهدها على الإنهاء المتعمد السابق ، و 62 على فقدان الحمل التلقائي السابقة ؛ تعكس فترات الثقة تلك المجموعات وليس عدد النساء ، وبالتالي فإن التقديرات لا تملك دقة عدد متساو من الملاحظات المستقلة.

الإبلاغ غير المكتمل عن الإنهاء المستحث هو التهديد الذي لا يمكن لهذا التصميم تجنبه ، والتهديد الذي يمكننا تحديده. إن الإبلاغ غير المكتمل بنفس القدر في كلتا المجموعتين لا يصنع الارتباط ؛ تصحيح لذلك ينقل التقدير بعيدا عن قيمة انعدام الأثر. ومع ذلك ، بمجرد تضمين الخطأ العشوائي ، تكون الارتباط حساسة للتقارير التفاضلية المتواضعة: مع الحالات التي تبلغ عن كل إنهاء ، شملت فترة الخطأ الكلي انعدام الارتباط عندما أبلغ الشواهد عن 0.88 من حالات إنهاء الحمل لديهم أو أقل. تصف دراسات التحقق من الصحة نقصًا أكبر في عامة السكان [5,6] ، على الرغم من عدم اختلاف كيفية اختلاف الاكتمال بين المجموعات السريرية ، لذلك لا يمكن استبعاد التقارير التفاضلية بهذا الحجم.

الخلط غير المقيس هو أقل سهولة رفض. لم يتم تسجيل عدوى الحوض والتدخين وتاريخ وسائل منع الحمل والعوامل الشريكة ، وذكرت الدراسة اللاحقة في نفس المكان أن التدخين يرتبط بالعقم الثانوي [3]. تشير القيم الإلكترونية إلى أن السبب المشترك غير المقيس سيحتاج إلى ارتباطات 3.46 مع كل من التعرض والنتيجة لحساب الارتباط مع الإنهاءات ؛ هذا أكبر من الارتباط المبلغ عنه للتدخين في تلك الدراسة [3] ولكن ليس خارج النطاق الذي قد تظهره علامة قوية على الأمراض النسائية الكامنة.

التطابق على عدد الولادات يثير مشكلة أخرى. وعدد الولادات هو جزئيا نتيجة للخصوبة الكامنة للمرأة وجزئيا نتيجة لخسائرها (الشكل S5)، ويمكن أن يؤدي التكييف عليها إلى تحيز التقديرات في أي من الاتجاهين؛ والاتجاه هنا غير معروف. يتم تعديل التحليل غير المشروط أيضًا من أجل عدد الولادات ولا يمكنه حل هذا ؛ في ذلك انتقل تقدير الإنهاء المستحث نحو قيمة انعدام الأثر (3.63 مقابل 4.09) وبالنسبة للخسائر التلقائية بعيدًا عنه (7.74 مقابل 7.29) [10,11,13]. ولذلك فإننا لا ندعي أن التقديرات متحفظة في هذا الصدد، وأن الارتباط بالإنهاء المستحث يتم تقديمه على أنه مشروط بعدد ولادات ثابت وعدد ثابت من حالات فقدان الحمل التلقائي.

وتنشأ قيود أخرى من مصدر البيانات. أجريت الدراسة في مدينة واحدة في منتصف 1970s ، وتغيرت تقنية الإنهاء والوقاية من العدوى والتحقيق في العقم منذ ذلك الحين ، لذلك لا ينبغي نقل حجم الارتباطات إلى الممارسة المعاصرة. كانت الحالات قائمة لا مستجدة، ولذلك يختلط استمرار الحالة المدروسة بحدوثها. سجلت الدراسة المصدر 100 حالة ولكنها وجدت اثنين من الشواهد المتطابقة ل 83 فقط [2] ؛ الـ 17 الأخرى ليست في الإصدار ، وإذا كان توافر الشواهد مرتبطًا بالتاريخ الإنجابي ،

فقد لا تمثل الحالات التي تم تحليلها جميع المسجلين. فئة التعرض العليا مفتوحة ، لذلك فإن التقدير لكل زيادة في الفئة ليس تقديرًا لكل حدث. وكان اختيار الشواهد تراكميًا وكسر المعاينة غير معروف، ولذلك لا تقارب نسب الأرجحية نسب المعدلات إلا في ظل افتراضات لا تستطيع البيانات التحقق منها، ولا يمكن تحويلها إلى مخاطر مطلقة. تم التحقيق في اكتمال الإبلاغ فقط للإنهاء المستحث ؛ من شأن الإبلاغ غير المكتمل التفاضلي عن فقدان الحمل التلقائي في نفس الاتجاه أن يعمل على الارتباط الأكبر. تم تعريف العقم الثانوي كما هو الحال في دراسة المصدر ، دون حكم مستقل.

وبالنسبة للممارسة العملية، تشير النتائج فقط إلى أن نوع الخسارة السابقة قد يحمل معلومات لا يحملها عدد بسيط، وهو ما يحتاج إلى تأكيد في البيانات المعاصرة قبل أن يتمكن من توجيه تقييم النساء اللائي يواجهن صعوبة في الحمل. بالنسبة للبحث ، يجب أن تشير تقارير دراسات التحكم في الحالات المتطابقة إلى عدد المجموعات التي تحمل المعلومات ، ومقارنة التعرضات ذات الصلة عن طريق اختبار القيد بدلاً من فحص الفواصل الزمنية ، وتحويل تحذير الاستدعاء القياسي إلى رقم.

5. الاستنتاجات

ارتبطت حالات فقدان الحمل التلقائي السابقة والإنهاءات المستحثة السابقة بالعقم الثانوي بدرجات مختلفة في دراسة الحالات والشواهد المتطابقة هذه ، وكان عدد الخسائر دون النظر إلى النوع غير متوافق مع البيانات. وكان الارتباط بفقدان الحمل التلقائي قائما سواء أُخذت عمليات الإنهاء في الاعتبار أم لا، في حين أن الارتباط بإنهاء الحمل المستحث لم يظهر إلا عندما كانت حالات فقدان الحمل التلقائي ثابتة عند عدد ولادات ثابت، وهو مشروط بهذا الهيكل، ومتوافق مع الإبلاغ التفاضلي المتواضع عن عمليات الإنهاء بمجرد إدراج الخطأ العشوائي. النتائج هي الارتباطات في السكان التاريخية، وليس دليلا على آلية. ينبغي لتقارير دراسات الحالات والشواهد المتطابقة أن تذكر المعلومات التي تحملها مجموعاتها المتطابقة ، واختبار المقارنات التي تدعوها ، وتقديم كل تعرض مع وبدون تعديل متبادل ، ووضع رقم ، مع فاصل زمني يتضمن خطأ عشوائي ، على مشكلة التذكّر التي يعترفون بها.

الإقرارات

المواد التكميلية: والمعلومات الداعمة التالية متاحة: الشكل S1، دراسة تخطيطية؛ الشكل S2، توزيع العدد الإجمالي للخسائر السابقة في الحمل بين الحالات والشواهد؛ الشكل S3 ، توزيع نسب الاحتمالات عبر 500 عينة فرعية عشوائية ذات تحكم واحد ؛ الشكل S4 ، نسب الاحتمالات من النموذج الأساسي عندما يتم حذف كل مجموعة مطابقة بدورها ؛ الشكل S5، الهيكل السببي المفترض؛ الجدول S1، نسب الاحتمالات المصححة مع الخطأ الكلي والخطأ المنهجي عبر الشبكة الكاملة لاكتمال الإبلاغ؛ الأقسام S1 S4 ، الأساليب الموسعة ، وصف الأرقام التكميلية ومواد البيانات ؛ المواد التكميلية S1 ، رمز التحليل ، ملخص البيانات والمخرجات.

التمويل: ولم يتلق هذا البحث أي تمويل خارجي.

بيان مجلس المراجعة المؤسسية: وكتحليل ثانوي للبيانات المتاحة للجمهور، تم إعفاء الدراسة من مراجعة الأخلاقيات. يتم إلغاء تحديد البيانات بالكامل ولا تحتوي على معرفات مباشرة أو غير مباشرة. ولم يتم توثيق ترتيبات الموافقة والموافقة على دراسة المصدر التي أجريت في عام 1976 في الإصدار الموزع، ولم يتم تقديم أي مطالبة بشأنها.

بيان الموافقة المستنيرة: واستخدم التحليل بيانات غير محددة الهوية متاحة للجمهور تم جمعها في دراسة سابقة؛ ولم يتسن تحديد أي مشارك ولم يجر أي اتصال جديد مع المشاركين.

بيان إتاحة البيانات: سجلات المشاركين التي تم تحليلها هنا متاحة للجمهور: يتم نشرها كمجموعة البيانات المسماة بالاستدلال في حزمة مجموعات البيانات في البيئة الإحصائية R ، ويتم إعادة توزيع نسخة مفصولة بالفواصل بواسطة أرشيف Rdaatsets في https://raw.githubusercontent.com/vincentarelbundock/Rdatasets/master/csv/datasets/infert.csv.

بيان إتاحة الشيفرة: يتم توفير رمز التحليل (Python) ، مع خلاصة ملف البيانات وجميع المخرجات ، كمواد تكميلية S1.

الشكر والتقدير: يشكر المؤلفون الباحثين في دراسة المصدر لوضع سجلات المشاركين في المجال العام.

تضارب المصالح: ويعلن أصحاب البلاغ عدم وجود تضارب في المصالح.

مساهمات المؤلفين: [قيد الاستكمال: CRediT author contributions and confirmation that all authors approved the final version — to be supplied by the authors]

المراجع

1. Fee N, McEvoy A, Cullen S, Doyle S, Crosby D, Allen C. Pregnancy outcomes following recurrent miscarriage. Ir J Med Sci. 2023;192(5):2255-8. doi:10.1007/s11845-023-03305-w

2. Trichopoulos D, Handanos N, Danezis J, Kalandidi A, Kalapothaki V. Induced abortion and secondary infertility. Br J Obstet Gynaecol. 1976;83(8):645-50. doi:10.1111/j.1471-0528.1976.tb00904.x

3. Tzonou A, Hsieh CC, Trichopoulos D, Aravandinos D, Kalandidi A, Margaris D, et al. Induced abortions, miscarriages, and tobacco smoking as risk factors for secondary infertility. J Epidemiol Community Health. 1993;47(1):36-9. doi:10.1136/jech.47.1.36

4. Minh PN, Vinh NQ, Tuong HM, Danh MT, Lan VT, Trong DM, et al. A case-control study on the relationship between induced abortion and secondary tubal infertility in Vietnam. Fukushima J Med Sci. 2002;48(1):15-25. doi:10.5387/fms.48.15

5. Udry JR, Gaughan M, Schwingl PJ, van den Berg BJ. A medical record linkage analysis of abortion underreporting. Fam Plann Perspect. 1996;28(5):228-31. doi:10.2307/2135842. PMID: 8886766

6. Fu H, Darroch JE, Henshaw SK, Kolb E. Measuring the extent of abortion underreporting in the 1995 National Survey of Family Growth. Fam Plann Perspect. 1998;30(3):128-33, 138. doi:10.2307/2991627. PMID: 9635261

7. Sedgh G, Keogh SC. Novel approaches to estimating abortion incidence. Reprod Health. 2019;16(1):44. doi:10.1186/s12978-019-0702-0

8. Lash TL, Fox MP, MacLehose RF, Maldonado G, McCandless LC, Greenland S. Good practices for quantitative bias analysis. Int J Epidemiol. 2014;43(6):1969-85. doi:10.1093/ije/dyu149

9. von Elm E, Altman DG, Egger M, Pocock SJ, Gøtzsche PC, Vandenbroucke JP, et al. The Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology (STROBE) statement: guidelines for reporting observational studies. Lancet. 2007;370(9596):1453-7. doi:10.1016/S0140-6736(07)61602-X

10. Mansournia MA, Jewell NP, Greenland S. Case-control matching: effects, misconceptions, and recommendations. Eur J Epidemiol. 2018;33(1):5-14. doi:10.1007/s10654-017-0325-0

11. Wan F, Colditz GA, Sutcliffe S. Matched Versus Unmatched Analysis of Matched Case-Control Studies. Am J Epidemiol. 2021;190(9):1859-66. doi:10.1093/aje/kwab056

12. Wan F. Conditional or unconditional logistic regression for frequency matched case-control design? Stat Med. 2022;41(6):1023-41. doi:10.1002/sim.9313

13. Iwagami M, Shinozaki T. Introduction to Matching in Case-Control and Cohort Studies. Ann Clin Epidemiol. 2022;4(2):33-40. doi:10.37737/ace.22005

14. VanderWeele TJ, Ding P. Sensitivity Analysis in Observational Research: Introducing the E-Value. Ann Intern Med. 2017;167(4):268-74. doi:10.7326/M16-2607

الاختصارات والرموز

CI، الفاصل الزمني الثقة.

المجلة متعددة التخصصات للرعاية الصحية · المجلد 1، العدد 1 (2025) · https://creativecommons.org/licenses/by/4.0 · CC BY 4.0/