أثر التعليم و الإعلام على فقدان الأجنة في اليمن
دراسة إحصائية

د . عبدالحكيم عبدالرحمن المنصوب

أثر التعليم و الإعلام على فقدان الأجنة في اليمن
دراسة إحصائية

* د . عبدالحكيم عبدالرحمن المنصوب

ملخص الدراسة .

إن النسبة العالية لفقدان الأجنة في اليمن (35% تقريباً) قد دفعت إلى إعداد هذه الدراسة ، التي تفترض أن لكل من التعليم والإعلام تأثير معنوي على ذلك . وقد تمثلت المعالجة الإحصائية في تنفيذ بعض الإجراءات على نموذج الإنحدار اللوجستي المبدئي وصولاً إلى النموذج الأكثر قبولاً ، والذي تضمن ثلاثة متغيرات مستقلة ، بنسبة تصنيف صحيح إجمالية تصل إلى حوالى 67% .

An Effect of Education and Information on Miscarriage in Yemen Statistical Study

Abstract

This study was prepared because of the high ratio of miscarriage in Yemen (35% approximately). The study's hypothesis "education and information have a significant effect on miscarriage in Yemen "was proved by the accepted logistic regression model which contains 3 independent variables with total right classification ratio 67% (approximately).

---

* استاذ الإحصاء التطبيقي المشارك بكلية التجارة والعلوم الإدارية - جامعة إب

1 – مقدمة

إذا كانت الحكومات في مختلف الدول قد أصبحت معنيةً بتحسين مستوى معيشة الفرد ، فإن تحسين المستوى الصحي يأتي في مقدمة إلتزاماتها ، أخلاقياً على الأقل . بل وأصبحت بعض المؤشرات السكانية المرتبطة بالصحة معياراً للتنمية والمقارنة بين الدول ، مثل الوفيات عامةً والمبكرة منها خاصةً [رشيد ، 2003] .

وأثناء تصفح الباحث للبيانات الخام الخاصة بالمسح الديموجرافي اليمني 2003 ، وحساب بعض المؤشرات ، كان من اللافت للإنتباه أن يصل عدد السيدات اللاتي سبق وأن فقدن جنيناً واحداً على الأقل هو 4104 سيدة من إجمالي سيدات عينة المسح ، والبالغ عددهن 11842 سيدة . أي بنسبة تصل إلى حوالى 35% ، مثّلت الدافع إلى إنجاز هذه الدراسة بهدف التعرف على العوامل غير المباشرة المؤثرة على فقدان الأجنة في اليمن . أما العوامل المباشرة ، مثل كفاءة الخدمات والمرافق الصحية، والإستعداد الطبيعي والوراثي لفقدان الأجنة وخلافه ، فإن أمر دراستها متروك للمختصين في مجال الصحة .

وعلى ذلك، فإن الفرضية hypothesis التي تقوم عليها هذه الدراسة تتمثل في أن للتعليم وللإعلام تأثير على فقدان الأجنة في اليمن . وقد تم اختيار هذين المتغيرين للأسباب التالية :

- أنه بالإمكان إحداث تغيير فيهما .
- أنهما يساهمان في تشكيل السلوك الصحي المجتمعي .
- أنهما يعكسان ، بدرجةٍ أو بأخرى ، تأثير بعض العوامل الإجتماعية الأخرى . مثل محل الإقامة والدخل والعمر .
- وتتكون هذه الدراسة ، بالإضافة إلى المقدمة السابقة ، من الأجزاء التالية :
- خلفية نظرية . لبيان اشتقاق نموذج الإنحدار اللوجستي ومؤشرات جودته .
- المعالجة الإحصائية . حيث تعريف متغيرات الدراسة وتوفيق النموذج المبدئي ، ثم إجراءات الوصول إلى النموذج الأكثر قبولاً .
- الأجزاء الخاصة بكلٍ من : النتائج والتوصيات ، المراجع ، الملاحق .

2 – خلفية نظرية

إذا كان المتغير التابع Y إسمياً nominal ثنائي أو متعدد التقسيم (الصفات) بحيث يُعبر عن كل تقسيم برقم معين ، و يُراد التعبير عن هذا المتغير كدالة في عدد قدره

P من المتغيرات المستقلة X's فإنه يمكن استخدام أحد أساليب التحليل الفئوي categorical المناسب ، مثل تحليل التمييز Discriminant Analysis أو تحليل الإنحدار اللوجستي Logistic Regression Analysis. ولإختيار أحدهما يمكن الإستعانة بمعايير سابقة على التحليل وأخرى لاحقة. حيث تشير الأولى إلى افتراضات Assumptions التحليل بصفة أساسية وإلى فرق Mahalanobis بصفة إسترشادية. بينما تشير المعايير اللاحقة إلى القوة التنبؤية للنموذج المستخدم في التحليل.

إذ يمثل التوزع الطبيعي للمتغيرات المستقلة، وكذا عدم الإرتباط القوي فيمابينها Multicollinearity أهم افتراضات تحليل التمييز [Johnson & Wichern , 1992] [في حين أن تحليل الإنحدار اللوجستي يفترض بصفة أساسية عدم الإرتباط القوي فيما بين هذه المتغيرات بصرف النظر عن توزعها [Hosmer & Lemeshow , 1989] .

أما فرق Mahalanobis (D^2) فغالباً مايُؤخذ به بصفة إسترشادية ، وربما يُعتبر أكثر قبولاً عندما يكون المتغير التابع ثنائي التقسيم (بمجموعتين) فقط [Press & Wilson , 1978] حيث يُرجح الأخذ بنموذج الإنحدار اللوجستي إذا كان $D^2 > 1$. الذي يُقدر من العلاقة :

$$D^2 = (\overline{X}_1 - \overline{X}_2)' S^{-1}_{pooled} (\overline{X}_1 - \overline{X}_2) \qquad (1)$$

حيث :

$\overline{X}_k$: متجه vector متوسطات المتغيرات المستقلة في المجموعة k .

S_{pooled} : مصفوفة التباين – التغاير المشتركة .

وعن القوة التنبؤية كمعيار (لاحق) للمفاضلة بين النماذج المستخدمة، فإن التعبير عنها يكون بنسب التصنيف الصحيح الناتجة عن استخدام النموذج الموفق في تصنيف مفردات جديدة من المتغير التابع على تقسيماته ، أو على الأقل تلك الناتجة عن إستخدام النموذج في إعادة تصنيف مفردات الدراسة نفسها ، وبحيث لاتقل نسبة التصنيف الصحيح عن 60% سواءً في كل تقسيم على حدة ، أو في الإجمال [Press & Wilson , 1978] . ويتفق الكثير من علماء الإحصاء على القول الفصل لهذا المعيار في المفاضلة بين نماذج التحليل الفئوي عامةً ، وبين نماذج التحليل الواحد خاصةً ، مثل Agresti (1996) و Giri (1996) و Brown (1982) .

ولأن التحليل المستخدم في هذه الدراسة هو تحليل الإنحدار اللوجستي ، فقد رُؤي التعرض سريعاً لإشتقاق النموذج ، وبعض مؤشرات جودته .

فإذا كان لدينا عدد قدره n من مشاهدات المتغير التابع Y الإسمي ، تتوزع بين المجموعتين Π_1 و Π_2 فإن نموذج الإنحدار اللوجستي يمكن استخدامه في تصنيف المشاهدات Y_i كالتالي :

$$\text{Put } Y_i \text{ in } \Pi_1 \text{ if } \Theta_i \prec \frac{1}{2}$$

$$\text{Put } Y_i \text{ in } \Pi_2 \text{ if } \Theta_i \geq \frac{1}{2} \qquad (2)$$

$$,\Theta_i = \frac{\exp(\mathbf{X}_i' \hat{\beta})}{1+\exp(\mathbf{X}_i' \hat{\beta})}$$

حيث :

$\mathbf{X}_i$: مصفوفة قيم المتغيرات المستقلة عند المشاهدة i .

$\hat{\beta}$: متجه معلمات النموذج .

ويتم تقدير متجه المعلمات بطريقة الإمكان الأعظم Maximum Likelihood للدالة :

$$L(\hat{\beta}) = \frac{\prod_{i=1}^{n} \exp(\mathbf{X}_i' \hat{\beta})}{\prod_{i=1}^{n} [1+\exp(\mathbf{X}_i' \hat{\beta})]} \qquad (3)$$

وذلك بالإستعانة بطرق الحل المكررة iterative مثل طريقة Neton-Raphson [Johnson , 1998] .

ولإختبار معنوية significance معلمات النموذج ، يتم استخدام إحصاءة Wald (W) أو اختبار نسبة الإمكان Likelihood Ratio (LR) . فإذا كان $S.E(\hat{b}_j)$ هو الخطأ المعياري standard error للمعلمة $\hat{b}_j$ ، فإن :

$$W = [\frac{\hat{b}_j}{S.E(\hat{b}_j)}]^2 \qquad (4)$$

ويكون التوزيع المستخدم هو توزيع χ^2 بدرجة حرية واحدة . أما إذا تم تقدير W من العلاقة :

$$W = \frac{\hat{b}_j}{S.E(\hat{b}_j)} \qquad (5)$$

فإن التوزيع المستخدم هو التوزيع المعتدل العياري [Hauck & Donner , 1977].

ونتيجةً لحساسية الإحصاءة W تجاه الخطأ المعياري ، يُفضل استخدام نسبة الإمكان LR في أغلب الأحوال [Brown , 1982] . فإذا كانت ℓ_1 هي القيمة العظمى لدالة الإمكان الخاصة بالنموذج الكامل full model (الذي يحتوي على جميع المتغيرات المستقلة) وإذا كانت ℓ_0 هي القيمة العظمى لدالة الإمكان الخاصة بالنموذج الأبسط simpler model فإن :

$$LR = -2(\ell_0 / \ell_1)$$
$$= -2(L_0 / L_1) \qquad (6)$$

حيث : L_0 و L_1 هما دوال لوغاريتم الإمكان الأعظم maximum log-likelihood functions .

ويكون التوزيع المستخدم هو توزيع χ^2 بدرجة حرية واحدة .

أما جودة توفيق النموذج ، فيُستدل عليها من العلاقة الخاصة بـ χ^2 المحسوبة $\chi^2_{comp.}$:

$$\chi^2_{comp.} = \sum_{i=1}^{n} \frac{(Y_i - \hat{Y}_i)^2}{\hat{Y}_i} \sim \chi^2_{n-p} \qquad (7)$$

إن التناقض بين نتيجة اختبار جودة توفيق النموذج وبين نتائج اختبار معلماته يرجع في الغالب إلى الإزدواج الخطي ، خاصةً إذا ماثبت أن متغيراً ما له تأثير معنوي على المتغير التابع في النموذج البسيط ، ولكن عند إضافة متغير أو أكثر إلى النموذج يصبح تاثيره غير معنوي . وهناك من الإجراءات التي تؤدي إلى تخفيف أثر الإزدواج الخطي ، منها :

1- إستبعاد المتغيرات المرتبطة بقوة

لايُفضل هذا الإجراء إذا كان سيؤدي إلى استبعاد متغيرات يكون من المهم أن تُمثل في النموذج [[Agresti , 1996]] .

2- إضافة متغيرات تمثل التفاعل بين المتغيرات المرتبطة بقوة .

لايُفضل هذا الإجراء إذا كان سيؤدي إلى تكبير حجم النموذج [Johnson , 1998] .

3- إستخدام الإنحدار اللوجستي التدريجي Stepwise Logistic Regression .

حيث يتم إضافة المتغيرات المستقلة بالتدريج ، إما بالإنتقاء المتتالي forward selection (الإضافة الأمامية) أو بالحذف الخلفي المتتالي backward elimination . وذلك بإستخدام معيار للإنتقاء أو الحذف ، إما الإحصاءة W أو نسبة الإمكان LR] . Brown , 1982]

3- المعالجة الإحصائية .

أولاً : النموذج المبدئي .

بإستخدام البيانات الخام الخاصة بالمسح اليمني 2003 حول صحة الأم والطفل ، مُثّل المتغير التابع Y بإحدى القيمتين : 1 إذا لم تكن الزوجة اليمنية قد فقدت جنيناً لها والقيمة 2 إذا كانت قد فقدته . أما المتغيرات المستقلة ، فيصل عددها إلى 4 متغيرات ، هي :

- **X1** : تعليم الزوجة . بالقيم : 0 أمية ، 1 القراءة والكتابة ، 2 الإبتدائية ، 3 الإعدادية ، 4 الثانوية ، 5 الجامعة فأكثر .
- **X2** : تعليم الزوج . بنفس قيم تعليم الزوجة .
- **X3** : مشاهدة الزوجة للتليفزيون . بالقيم : 1 لا ، 2 نعم .
- **X4** : استماع الزوجة للإذاعة . بالقيم : 1 لا ، 2 نعم .

وقد تم استبعاد المتغير الخاص بقراءة السيدة للصحف بسبب حجم القيم المفقودة لهذا المتغير في البيانات التي توفرت للباحث وعدم معقولية مؤشرات القيم المسجلة . فقد وصل عدد القيم المفقودة الخاصة بهذا المتغير إلى 9048 قيمة من أصل 11842 قيمة . وباقي القيم المسجلة (2794 قيمة) أشارت إلى أن نسبة القارئات للصحف تصل إلى حوالى 90% وهذه نسبة مرفوضة كونها تتعارض مع نسبة السيدات الأميات (في نفس البيانات) التي وصلت إلى حوالى 76%، علماً بأن هذه الأخيرة تتفق مع نظيرتها في مسح 1991 [Central Statistical Organization, 1994] وفي مسح 1997 [Central Statistical Organization , 1998] .

من التعريف السابق لمتغيرات الدراسة يمكن الجزم بعدم طبيعية توزعها ، الأمر الذي يعني أن أول معيار للمفاضلة أو للإختيار بين تحليل التمييز أو الانحدار اللوجستي

، يشير إلى إستخدام هذا الأخير ، ومن ثم عدم المضي في المفاضلة بينهما بإستخدام بقية المعايير .

وبإستخدام البرنامج الإحصائي الجاهز SPSS تم تنفيذ الإنحدار اللوجستي وكان الحصول على النتائج التالية :

```
Dependent Variable..   Y          any lost pregnancies

 -2 Log Likelihood      15045.030
 Goodness of Fit        11865.360

                      Chi-Square     df Significance

 Model Chi-Square       238.090       4          .0000
 Improvement            238.090       4          .0000

Classification Table for Y
                    Predicted
                      no       yes      Percent Correct
                       n   |    y
Observed          +--------+--------+
   no       n     |  7738  |     0  |  100.00%
                  +--------+--------+
   yes      y     |  4104  |     0  |    .00%
                  +--------+--------+
                             Overall   65.34%

---------------------- Variables in the Equation -----------------
Variable            B         S.E.      Wald     df      Sig        R
Exp(B)

X1                -.1496       .0227   43.2532      1     .0000   -.0520
.8611
X2                -.1338       .0138   94.6569      1     .0000   -.0779
.8748
X3                 .1192       .0425    7.8497      1     .0051    .0196
1.1266
X4                 .1061       .0406    6.8412      1     .0089    .0178
1.1120
Constant          -.6650       .0755   77.5736      1     .0000
```

والتي فيها :

1- دالة لوغاريتم الإمكان Log Likelihood -2 تتكون من قيمتين : الأولى 15045.030 وهو الجزء الذي يرجع إلى ثابت النموذج . والثانية 238.090 المشار إليها بـ Model Chi-Square ، وتمثل الفرق بين النموذج الحالي وبين النموذج الذي يحتوي على الثابت فقط . أي أنها تشير إلى قيمة إختبار الفرض العدمي القائل بأن معاملات X's تمثل متجهاً صفرياً ، وتتبع توزيع χ^2

بدرجات حرية قدرها P (أي عدد المتغيرات المستقلة) والنتائج تشير إلى رفض هذا الفرض .

2- جودة توفيق النموذج Goodness of Fit تشير إلى معنوية النموذج ، حيث $\chi^2_{comp.} = 11865.360$. ولاتتعارض هذه المعنوية مع معنويات المتغيرات المستقلة (العمود Sig في النتائج السابقة) .

3- التحسن في χ^2 (الواردة في النتائج بـ Improvement Chi-Square) الذي يصل إلى 238.090 يمثل الفرق بين Log Likelihood -2 الخاصتين بكل من النموذج الموفق في الخطوة الحالية ونموذج الخطوة السابقة . وهو يمثل قيمة اختبار الفرض العدمي القائل بأن جميع معاملات X's المضافة في هذه الخطوة تمثل متجهاً صفرياً . وفي حالة النموذج الكامل فإن Improvement Chi-Square لايختلف عن Model Chi-Square ، ولكن الفرق بينهما يظهر عند توفيق النموذج بالتدريج .

4- معاملات الإرتباط الجزئي partial ، الخاصة بكل متغير من هذه المتغيرات (قيم العمود R في النتائج السابقة) لم تصل إلى قيمة صفرية لعدم إنخفاض الإحصاءة W عن 2 [Hauck & Donner , 1977] .

5- قيم نسبة الرجحان Odds-Ratios (العمود Exp (B) في النتائج السابقة) تتناسب عكسياً مع قوة تأثير كل متغير من المتغيرات المستقلة .

كل ذلك يشكل المؤشرات الإيجابية في النموذج الموفق ، إلا أن ملاحظتين يجب التوقف عندهما قليلاً، **الأولى**: أن النموذج حقق نسبة تصنيف صحيح مقبولة في إجماليها (65.34%) مرفوضة في مكوناتها . حيث وصلت إلى 100% في مجموعة السيدات غير فاقدات الأجنة ، وإلى الصفر في مجموعة السيدات الفاقدات. **والملاحظة الثانية** : أن تأثير كل من تعليم الزوجة (X1) وتعليم الزوج (X2) يتناسب عكسياً مع فقدان الأجنة (Y) وهذا أمر متوقع ، إلا أن تأثير كل من مشاهدة التليفزيون (X3) والإستماع للإذاعة (X4) قد جاء بتناسب طردي مع فقدان الأجنة وهذا غير متوقع.

ثانياً: النموذج الموفق .

تتمثل خطوات هذا الجزء من المعالجة الإحصائية في :

- محاولة تحسين نسبة التصنيف الصحيح جملةً وتفصيلا .

- محاولة الحصول على إتجاه صحيح لتأثير متغيري الإعلام على فقدان الأجنة ، أو تفسير إتجاه تأثيريهما غير المتوقعين .

فبالنسبة لتحسين نسبة التصنيف ، ومن العلاقة رقم 2 السابقة ، نجد أن إختلاف Θ_i عن الـ $\frac{1}{2}$ هو الذي يحدد تصنيف المشاهدة إلى أي من Π_1 أو Π_2 . الأمر الذي يعني – ضمناً – تساوي حجم مجموعتي الدراسة . ولكن في البيانات المستخدمة هنا يصل عدد السيدات غير فاقدات الأجنة n_1 إلى 7738 سيدة مقابل 4104 سيدة فاقدات لأجنة (n_2) . وعلى ذلك فقد تم مساواة عينتي الدراسة عن طريق الإختيار العشوائي لبيانات 4104 سيدة من السيدات غير فاقدات الأجنة (أي من عينة المجموعة الأكبر n_1) موزعات على محافظات الجمهورية حسب نسبة سيدات كل محافظة في بيانات المسح . مع الإشارة إلى أن هذا العدد يكفي لتمثيل 10 مليون سيدة (أي أكبر من عدد سيدات الجمهورية) وفقاً للعلاقة :

$$n = \frac{N}{(N-1)\,B^2 + 1} \qquad (8)$$

وبحد خطأ (B) يقل عن 0.02 [العاروري و العتوم ، 1995] . وبإعادة إجراء تحليل الإنحدار اللوجستي تم الحصول على النتائج الواردة في الملحق رقم 1 ، والتي يُلاحظ فيها التحسن الكبير في نسبة التصنيف الصحيح جملةً وتفصيلا ، إلا أن تأثير متغيري الإعلام مازال طردياً على فقدان الأجنة مع التأثير غير المعنوي لمشاهدة التليفزيون (X3) . وهذا الأمر يمكن إرجاعه إلى الإزدواج الخطي ، حيث :

- معاملات إرتباط Spearman معنوية ثنائياً بين جميع المتغيرات المستقلة (الملحق رقم 2) ، وإن كانت إرتباطات غير قوية .
- معاملات إرتباط Spearman بين فقدان الأجنة وجميع المتغيرات المستقلة ، تشير إلى العلاقة العكسية ثنائياً (الملحق رقم 2) .
- نماذج الإنحدار اللوجستية البسيطة تشير إلى التأثير العكسي لكل متغير مستقل (على حدة) على فقدان الأجنة (الملحق رقم 3) .

ولأجل تخفيف أثر الإزدواج الخطي، لم يتم إستبعاد المتغيرات المستقلة المرتبطة وذلك لإنخفاض عدد هذه المتغيرات أصلاً ، ولأهميتها ، ولعدم إرتباطها – ثنائياً – بقوة . حيث لايزيد أكبر معامل إرتباط عن 0.45 (الملحق رقم 2) وإنما تم تنفيذ الإجراءات التالية لتخفيف أثر هذا الإزدواج :

1. إضافة متغيرات التفاعل بين المتغيرات المستقلة المرتبطة بقوة. فرغم عدم قوة الإرتباط بين هذه المتغيرات ، كما سبقت الإشارة ، فقد تم إضافة المتغير X12 للتفاعل بين X1 و X2 وكذلك المتغير X13 للتفاعل بين X1 و X3 ، وكان الحصول على نتائج الإنحدار اللوجستي الواردة في الملحق رقم 4 ، والتي تشير إلى بقاء التأثير الطردي لمتغيري الإعلام على فقدان الأجنة ، وإلى التأثير العكسي لتعليم الزوجة ومشاهدتها للتليفزيون معاً (X13) ولكنه تأثير غير معنوي .
2. إستخدام الإنحدار اللوجستي التدريجي Stepwise Logistic Regression . فنتيجةً لحساسية الإحصاءة W تجاه الأخطاء العيارية لمعلمات النموذج ، تم استخدام معيار نسبة الإمكان LR في الإنتقاء المتتالي للمتغيرات ، وتم اختزال النتائج في آخر خطوة من خطوات التدريج (بسبب كثرة المخرجات) وتضمين ذلك في الملحق رقم 5 حيث :

- تم استبعاد مشاهدة التليفزيون (X3) ليتبقى ثلاثة متغيرات مستقلة ، لها تأثير معنوي (فرادى ومجتمعة) على فقدان الأجنة .
- ظل التأثير الطردي غير المتوقع لمتغير الإستماع إلى الإذاعة (X4) على فقدان الأجنة .
- النسب المقبولة للتصنيف الصحيح . حيث وصلت إلى حوالى 65% في مجموعة السيدات غير فاقدات الأجنة ، وإلى حوالى 69% في مجموعة الفاقدات ، وإلى حوالى 67% للمجموعتين .

وبناءً على ذلك ، فإن نموذج الإنحدار اللوجستي يكون :

يمكن وضع السيدة اليمنية في مجموعة السيدات فاقدات الأجنة إذا كان

$$\frac{\exp(\mathbf{X}_i' \hat{\beta})}{1+\exp(\mathbf{X}_i' \hat{\beta})} \prec \frac{1}{2} \qquad (9)$$

وبخلاف ذلك يمكن وضعها في مجموعة غير فاقدات الأجنة

حيث :

$$\mathbf{X}' = [1 \;\; X1 \;\; X2 \;\; X4]$$

$$\hat{\beta}' = [\, 0.7632 \quad -0.0506 \quad -0.5486 \quad 0.2755 \,]$$

- X1 : تعليم الزوجة . بالقيم : 0 أمية ، 1 القراءة والكتابة ، 2 الإبتدائية ، 3 الإعدادية ، 4 الثانوية ، 5 الجامعة فأكثر .
- X2 : تعليم الزوج . بنفس قيم تعليم الزوجة .
- X4 : استماع الزوجة إلى الإذاعة . بالقيم : 1 لا ، 2 نعم .

يُذكر أن عدم إستخدام المكونات الرئيسية Principal Componants لمواجهة الإزدواج الخطي ، يرجع إلى صعوبة تسمية المتغيرات الجديدة المخلقة [Comrey & Lee , 1992] خاصةً وأن محل الإهتمام هنا هو تفسير عدم التأثير المعنوي لبعض المتغيرات ، وليس تحسين نسبة التصنيف التي يفرزها النموذج .

4 – نتائج وتوصيات.

أثبتت المعالجة الإحصائية فرضية الدراسة ، المتمثلة في أن للتعليم (لدى الزوجة ولدى الزوج) وللإعلام (تلفزة و إذاعة) تأثير معنوي على فقدان الأجنة في اليمن . وقد تم إثبات ذلك بنموذج الإنحدار اللوجستي التدريجي ، بعد مساواة حجمي عينتي الدراسة (مجموعة الزوجات فاقدات الأجنة ومجموعة غير الفاقدات). وبسبب الإرتباط بين المتغيرات المستقلة، فإن النموذج المذكور جاء بتأثير غير واضح بالنسبة لمتغيري الإعلام . فالنموذج لم يتضمن مشاهدة التليفزيون من جهة ، وأشار – من جهةٍ أخرى – إلى التأثير الطردي لمتغير الإستماع إلى الإذاعة، في حين أشارت النماذج البسيطة إلى خلاف ذلك. وتكون أهم التوصيات التي يمكن الخروج بها من هذه الدراسة :

1. إن التأثير غير الواضح لمتغيري الإعلام (مقارنةً بالتعليم) يجعل من الضروري التوصية بأن تتضمن الرسالة الإعلامية (متلفزة ومذاعة) إرشادات حول السلوك الإنجابي الصحيح ، سواءً كان ذلك بشكلٍ مباشر أو غير مباشر.
2. إن النسبة العالية لفقدان الأجنة تدفع نحو التوصية بتنفيذ دراسات اخرى ، يقوم عليها المختصون من العاملين في مجال الصحة بالإضافة إلى الإحصائيين . فالأمر يتطلب تنوعاً وتفصيلاً أكثر مما ورد في هذه الدراسة ، بحيث يمكن الإجابة على بعض التساؤلات ، مثل :

- ماهي أهمية ترتيب الحمل المفقود في سلسلة أحمال الزوجة ؟
- مامدى تاثير أو فعالية الخدمات والمرافق الصحية على فقدان الأجنة في اليمن؟

5 - المراجع.

1- العاروري، فتحي والعتوم، شفيق (1995) "الأساليب الإحصائية - الجزء الأول" الطبعة الأولى، عمان، الأردن .

2- رشيد، محمد حسين محمد (2003) "الإحصاء الوصفي والتطبيقي والحيوي" دار صفاء للنشر والتوزيع، عمان، الأردن .

3- **Agresti** ; A. (**1996**) " An Introduction to Categorical Data Analysis " John Wiley & Sons , New York .

4- **Brown** ; C. C. (**1982**) " On a Goodness Fit Test for the Logistic model Based on Score Statistics " Communications in Statistics , No. 11.

5- **Central Statistical Organization** (**1994**) " Demographic and Maternal and Child Health Survey 1991/1992 " Sana'a .

6- **Central Statistical Organization (1998)** " Demographic and Maternal and Child Health Survey 1997 " Sana'a .

7- **Comrey** ; A. L. & **Lee** ; H. B. (**1992**) " A First Course in Factor Analysis " Lawrence Erlbuam Associate , New York .

8- **Giri** ; N. C. (**1996**) " Multivariate Statistical Analysis " Mercel Dekker , New York .

9- **Hauck** ; W. W. & **Donner** ; A. **(1977)** " Wald's Test as Applied to Hypotheses in Logistic Analysis "Journal of the American Statistical Association , No. 72 .

10- **Hosmer** ; D. W. & **Lemeshow** ; S. (**1989**) " Applied Logistic Regression " John Wiley & Sons , New york .

11- **Johnson;** D. E. (**1998**) " Applied Multivariate for Data Analysis " Duxbury Press , New York .

12- **Johnson;** R. A. & **Wichern;** D. W. (**1992**) " Applied Multivariate Statistical Analysis " Third Edition , Prentice-Hall International , Inc. , New Jersey .

13- **Press** ; J. & **Wilson** ; S. (**1978**) "Choosing Between Logistic Regression and Discriminant Analysis " Journal of the American Statistical Association , No. 364 .

ملحق رقم 1 :

Dependent Variable.. Y any lost pregnancies

-2 Log Likelihood	10033.780		
Goodness of Fit	8282.118		
	Chi-Square	df	Significance
Model Chi-Square	1344.924	4	.0000
Improvement	1344.924	4	.0000

Classification Table for Y

		Predicted no	Predicted yes	Percent Correct
		n	y	
Observed				
no	n	2663	1441	64.89%
yes	y	1269	2835	69.08%
			Overall	66.98%

Variables in the Equation

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
X1	-.0572	.0253	5.1262	1	.0236	-.0166	.9444
X2	-.5512	.0183	905.4334	1	.0000	-.2818	.5763
X3	.0710	.0514	1.9077	1	.1672	.0000	1.0736
X4	.2633	.0503	27.4365	1	.0000	.0473	1.3013
Constant	.6859	.0956	51.4598	1	.0000		

ملحق رقم 2 :

- S P E A R M A N C O R R E L A T I O N C O E F F I C I E N T S -

	X1	X2	X3	X4
X2	.4473 N(8208) Sig .000			
X3	.3064 N(8208) Sig .000	.2359 N(8208) Sig .000		
X4	.1748 N(8208) Sig .000	.1873 N(8208) Sig .000	.2314 N(8208) Sig .000	
Y	-.2031 N(8208) Sig .000	-.4181 N(8208) Sig .000	-.0732 N(8208) Sig .000	-.0202 N(8208) Sig .067

(Coefficient / (Cases) / 2-tailed Significance)

" . " is printed if a coefficient cannot be computed

ملحق رقم 3 :

```
Dependent Variable..    Y          any lost pregnancies
 -2 Log Likelihood     11081.871
 Goodness of Fit        8228.609
                      Chi-Square     df Significance
 Model Chi-Square       296.833      1          .0000
 Improvement            296.833      1          .0000


Classification Table for Y
                        Predicted
                      no        yes      Percent Correct
                        n   |     y
                    +-------+-------+
Observed            |       |       |
   no         n     |  1447 |  2657 |    35.26%
                    +-------+-------+
   yes        y     |   721 |  3383 |    82.43%
                    +-------+-------+
                          Overall  58.85%
---------------------- Variables in the Equation ----------------
-------
Variable          B         S.E.      Wald     df       Sig      R
Exp(B)
X1             -.3574       .0220 264.0466      1     .0000  -.1518
.6995
Constant        .1937       .0249  60.3736      1     .0000
-------------------------------------------------------------------
-----
Dependent Variable..    Y          any lost pregnancies
 -2 Log Likelihood     10069.414
 Goodness of Fit        8262.706
                      Chi-Square     df Significance
 Model Chi-Square      1309.291      1          .0000
 Improvement           1309.291      1          .0000
Classification Table for Y
                        Predicted
                      no        yes      Percent Correct
                        n   |     y
                    +-------+-------+
Observed            |       |       |
   no         n     |  2076 |  2028 |    50.58%
                    +-------+-------+
   yes        y     |  1013 |  3091 |    75.32%
                    +-------+-------+
                          Overall  62.95%
---------------------- Variables in the Equation -----------------
------
Variable          B         S.E.      Wald     df       Sig      R
Exp(B)
X2             -.5456       .0163 1122.035      1     .0000  -.3137
.5795
Constant       1.1383       .0410 771.8371      1     .0000
-------------------------------------------------------------------
-----
Dependent Variable..    Y          any lost pregnancies
 -2 Log Likelihood     11334.661
 Goodness of Fit        8208.000
                      Chi-Square     df Significance
 Model Chi-Square        44.043      1          .0000
 Improvement             44.043      1          .0000
Classification Table for Y
                        Predicted
                      no        yes      Percent Correct
                        n   |     y
```

```
Observed
                  +-------+-------+
   no       n     |  2085 |  2019 |    50.80%
                  +-------+-------+
   yes      y     |  1785 |  2319 |    56.51%
                  +-------+-------+
                           Overall   53.65%
---------------------- Variables in the Equation -----------------
------
Variable            B         S.E.     Wald     df      Sig        R
Exp(B)
X3               -.2939       .0443  43.9228      1     .0000  -.0607
.7454
Constant          .4324       .0689  39.3993      1     .0000
-----------------------------------------------------------------------
-----
Dependent Variable..    Y          any lost pregnancies
 -2 Log Likelihood     11375.345
 Goodness of Fit        8208.000
                      Chi-Square     df Significance
 Model Chi-Square          3.359      1         .0668
 Improvement               3.359      1         .0668
Classification Table for Y


                        Predicted
                       no       yes      Percent Correct
                         n   |    y
Observed               +-------+-------+
   no       n          |  2046 |  2058 |    49.85%
                       +-------+-------+
   yes      y          |  1963 |  2141 |    52.17%
                       +-------+-------+
                                Overall   51.01%
---------------------- Variables in the Equation -----------------
------


Variable            B         S.E.     Wald     df      Sig        R
Exp(B)
X4               -.0810       .0442   3.3586      1     .0669  -.0109
.9222
Constant          .1205       .0694   3.0182      1     .0823

-----------------------------------------------------------------------
-----
```

ملحق رقم 4 :

```
Dependent Variable..    Y          any lost pregnancies
 -2 Log Likelihood      9909.229
 Goodness of Fit        8203.223
                      Chi-Square     df Significance
 Model Chi-Square       1469.476      6         .0000
 Improvement            1469.476      6         .0000
Classification Table for Y
                        Predicted
                       no       yes      Percent Correct
                         n   |    y
Observed               +-------+-------+
   no       n          |  2705 |  1399 |    65.91%
                       +-------+-------+
   yes      y          |  1292 |  2812 |    68.52%
                       +-------+-------+
```

Overall 67.21%

---------- Variables in the Equation ----------

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
X1	-.6232	.1031	36.5638	1	.0000	-.0551	.5362
X12	.2006	.0180	123.9694	1	.0000	.1035	1.2222
X13	-.0707	.0504	1.9623	1	.1613	.0000	.9318
X2	-.6316	.0202	977.2998	1	.0000	-.2928	.5317
X3	.1360	.0572	5.6603	1	.0174	.0179	1.1457
X4	.2700	.0508	28.2334	1	.0000	.0480	1.3100
Constant	.7539	.1016	55.0126	1	.0000		

ملحق رقم 5 :

Dependent Variable.. Y any lost pregnancies

-2 Log Likelihood	10035.691		
Goodness of Fit	8283.149		
	Chi-Square	df	Significance
Model Chi-Square	1343.013	3	.0000
Improvement	4.197	1	.0405

Classification Table for Y

		Predicted no	Predicted yes	Percent Correct
		n	y	
Observed				
no	n	2662	1442	64.86%
yes	y	1268	2836	69.10%
			Overall	66.98%

---------- Variables in the Equation ----------

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
X1	-.0506	.0248	4.1618	1	.0413	-.0138	.9507
X2	-.5486	.0182	907.6094	1	.0000	-.2821	.5778
X4	.2755	.0495	30.9621	1	.0000	.0505	1.3172
Constant	.7632	.0776	96.6269	1	.0000		

---------- Variables not in the Equation ----------

Residual Chi Square 1.908 with 1 df Sig = .1672

Variable	Score	df	Sig	R
X3	1.9076	1	.1672	.0000