نموذج الانحدار اللوجستي
في دراسة بعض العوامل المؤثرة على ختان الإناث في اليمن

د / عبد الحكيم عبد الرحمن المنصوب *

ملخص البحث :

تهتم هذه الدراسة بموضوع ختان الإناث في اليمن ، كونه يُمارس ضد فئة من البشر لاتملك حق القرار . وفي هذه الدراسة تُنفذ مجموعة من الإجراءات وصولاً إلى نموذج الإنحدار اللوجستي الأكثر قبولاً ، والذي يتناول العلاقة بين ختان السيدة لإبنتها وبين مجموعة من المتغيرات التي تشير ، بدرجةٍ أو بأخرى ، إلى أثر العادات والتقاليد على ممارسة هذا الختان . وذلك باستخدام البيانات الخاصة بمسح 1997م . وقد كان التوصل إلى نموذج يحتوي على 6 متغيرات مستقلة حققت نسبة تصنيف صحيح إجمالية = 83% تقريباً .

1ـ المقدمة :

نتيجةً لغياب موضوع ختان الإناث عن معظم الدراسات التحليلية في اليمن ، تطرق الباحث إلى هذا الموضوع في دراسة سابقة له [المنصوب ، 2005] تناولت أثر التعليم والإعلام في تشكيل رأي السيدة اليمنية حول ختان الإناث ، وذلك بإستخدام تحليل الإنحدار Regression Analysis بعد تجميع قراءات المشاهدات من مستوى المشاهدة (السيدة) إلى مستوى عناقيد مسح 1997 حول صحة الأم والطفل . وقد ورد في الدراسة المذكورة المؤشرات التالية :

- أن 20.6% من سيدات عينة المسح يؤيدن ختان الإناث، وأن 3.9% منهن بررن تأييدهن بالمعتقد الديني كسبب وحيد.

---

* أستاذ الإحصاء المساعد بكلية التجارة والعلوم الإدارية – جامعة إب

- أن 36.7% من سيدات عينة المسح (بعد إهمال القيم غير المبينة) قد أجرين الختان لبنت واحدة على الأقل من بناتهن .
- أن 22.5% من سيدات عينة المسح، قد أُجري لهن الختان، وأن 97% من حالات الختان تمت في المنازل، ولم يتلق منهن أي رعاية طبية سوى 0.4% فقط.
- أن كل من التعليم الابتدائي للسيدة والتعليم الإعدادي للزوج، ومشاهدة السيدة للتليفزيون المحلي ،

لها تأثير معنوي على تشكيل رأي السيدة اليمنية حول ختان الإناث .

إن أهمية هذه الدراسة ، وكذلك الدراسة السابقة للباحث ، ترجع إلى غياب موضوع ختان الإناث عن معظم الدراسات التحليلية في اليمن ، وهو غياب لا يمكن تبريره باعتبار أن الختان المذكور يمس فئة صغيرة من السكان ، فهو في النهاية يُمارس ضد فئة من البشر (وإن صغر حجمها) لا تملك حق الاختيار .

وعلى ذلك يواصل الباحث دراسته لموضوع ختان الإناث في اليمن ، حيث يهدف هذا البحث إلى قياس أثر مجموعة من المتغيرات ، تشير بدرجةٍ أو بأخرى ، إلى أثر العادات والتقاليد على ممارسة السيدة اليمنية لختان إبنتها ، وذلك بإستخدام تحليل الإنحدار اللوجستي Logistic Regression Analysis تحت فرض Hypothesis ضعف أثر عامل الدين على هذه الممارسة . وهذا الفرض وُضع بناءً على ماورد سابقاً من أن 3.9% فقط من السيدات المؤيدات للختان يبررن تأييدهن بالمعتقد الديني كسبب وحيد لتأييدهن .

بالإضافة إلى هذه المقدمة ، والأجزاء الخاصة بكل من المراجع والملاحق ، تتضمن هذه الدراسة الأجزاء التالية :

- خلفية نظرية . حيث الإشارة إلى المفاضلة بين إستخدام تحليل التمييز Discriminant Analysis وبين تحليل الإنحدار اللوجستي Logistic Regression Analysis ، مع العرض السريع لإشتقاق النموذج اللوجستي ومؤشرات جودته ، وذلك تمهيداً وتبريراً لإستخدامه في الجزء التالي من الدراسة .

- المعالجة الإحصائية . حيث تعريف المتغيرات وتنفيذ الإجراءات المختلفة وصولاً إلى النموذج الأكثر قبولاً .
- نتائج وتوصيات .

2ـ خلفية نظرية :

إذا كان المتغير التابع Y إسمياً nominal ثنائي أو متعدد التقسيم (الصفات) بحيث يُعبر عن كل تقسيم برقم معين ، وإذا كان 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 نظرية وتطبيقية ، منها :

1- توفر الإفتراضات Assumptions الخاصة بالتحليل .

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] .

2- القوة التنبؤية للنموذج .

ويُعبر عنها 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% في كل تقسيم ، وإجمالاً [Press & Wilson , 1978] . ويتفق الكثير من علماء الإحصاء على القول الفصل لهذا المعيار في المفاضلة بين نماذج التحليل الفئوي ، مثل Agresit (1996) و Giri (1996) و Brown (1982) .

3- فرق Mahalanobis (D^2) :

غالباً مايُؤخذ بهذا المعيار 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 $D^2 \succ 1$. إذ أن :

$$D^2 = (\bar{X}_1 - \bar{X}_2)' S_{pooled}^{-1} (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \quad (1)$$

حيث :

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

S_{pooled} : مصفوفة التباين - التغاير المشتركة .

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 :

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

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

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

حيث :

X_i : مصفوفة قيم المتغيرات المستقلة عند المشاهدة i .

$\hat{\beta}$: متجه معلمات النموذج .

ويتم تقدير متجه المعلمات بطريقة الإمكان الأعظم Maximum Likelihood للدالة :

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

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 الحسابية $\chi^2_{comp.}$:

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

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] .

3ـ المعالجة الإحصائية :

بإستخدام البيانات الخام الخاصة بالمسح اليمني 1997 حول صحة الأم والطفل ، مُثل المتغير التابع Y بإحدى القيمتين : 1 إذا كانت السيدة قد أجرت الختان لإبنتها ، والقيمة 2 أذا لم تكن السيدة قد أجرت الختان لإبنتها . أما المتغيرات المستقلة ، فيصل عددها إلى 10 متغيرات ، تعكس معظمها أثر العادات والتقاليد على ممارسة ختان الإناث . وهذه المتغيرات هي :

X1 : محل الإقامة . ويأخذ القيم : 1 للحضر ، 2 للريف .

X2 : تعليم الزوجة. ويأخذ القيم1 أمية ،2 إبتدائية ، 3 إعدادية ، 4 أعلى من الإعدادية .

X3 : قراءة السيدة لصحيفة واحدة على الأقل في الاسبوع. ويأخذ القيم: 1 نعم، 2 لا.

X4 : مشاهدة السيدة للتليفزيون المحلي . ويأخذ القيم : 1 نعم ، 2 لا .

X5 : إستماع السيدة للإذاعة المحلية . ويأخذ القيم : 1 نعم ، 2 لا .

X6 : عمر السيدة .

X7 : عمر الزوج .

X8 : تعليم الزوج . ويأخذ القيم : 1 أمي ، 2 إبتدائي ، 3 إعدادي ، 4 أعلى من الإعدادي .

X9 : إشتغال الزوج بالزراعة . ويأخذ القيم : 1 نعم ، 2 لا .

X10 : رأي الزوج في ممارسة ختان الإناث . ويأخذ القيم : 1 موافق ، 2 غير موافق ، 3 الزوجة لاتعرف .

وبذلك فإن 80% من هذه المتغيرات متغيرات وصفية ، لا يمكن الجزم بطبيعية توزعها . وليس هذا هو المبرر الوحيد لإستخدام النموذج اللوجستي ، فقد أفرز هذا النموذج نسب تصنيف أفضل مما أفرزها نموذج التمييز ، وزاد فرق Mahalanobis عن الواحد الصحيح . وهذا ماستتم الإشارة إليه لاحقاً في نهاية هذا الجزء من الدراسة .

وبإستخدام الحزمة الإحصائية الجاهزة SPSS ، تم تنفيذ الإنحدار اللوجستي ، وكان الحصول على النتائج التالية :

Dependent Variable.. Y A circumsized daughter ?

-2 Log Likelihood	3153.833	
Goodness of Fit	3975.226	

	Chi-Square	df	Significance
Model Chi-Square	1869.396	10	.0000
Improvement	1869.396	10	.0000

Classification Table for Y

Observed		Predicted Yes Y	Predicted No N	Percent Correct
Yes	Y	1034	369	73.70%
No	N	274	2143	88.66%
			Overall	83.17%

Variables in the Equation

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
X1	-.0892	.1182	.5699	1	.4503	.0000	.9146
X10	1.7961	.0566	1008.430	1	.0000	.4476	6.0262
X2	.2513	.0845	8.8390	1	.0029	.0369	1.2857
X3	-.1488	.1861	.6393	1	.4240	.0000	.8618
X4	-.6967	.1106	39.7098	1	.0000	-.0866	.4982
X5	-.8443	.1027	67.5924	1	.0000	-.1143	.4299
X6	-.0037	.0094	.1579	1	.6911	.0000	.9963
X7	-.0009	.0071	.0162	1	.8986	.0000	.9991
X8	.2301	.0462	24.8032	1	.0000	.0674	1.2587
X9	-.5249	.1071	24.0396	1	.0000	-.0662	.5916
Constant	.1392	.5980	.0542	1	.8160		

والتي فيها :

1- دالة لوغاريتم الإمكان Log Likelihood -2 تتكون من قيمتين : الأولى 3153.833 وهو الجزء الذي يرجع إلى ثابت النموذج . والثانية 1869.396 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 $\chi^2_{comp.} = 3975.226$.

3- التحسن في χ^2 (الواردة في النتائج بـ Improvement Chi-Square) الذي يصل إلى 1869.396 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- حقق النموذج نسب تصنيف جيدة ، سواءً في مجموعة السيدات الخاتنات لبناتهن (73.70% أو في مجموعة السيدات غيرالخاتنات لبناتهن (88.66%) ، ووصلت النسبة إلى 83.17% لمجوعتي السيدات معاً .

5- إتجاه العلاقة بين المتغير التابع وكل متغير مستقل ، جاءت كما هو متوقع . وهذا ماتشير إليه إشارات معلمات النموذج .

كل ذلك يشكل المؤشرات الإيجابية في النموذج الموفق ، إلا أن الملاحظة التي يجب التوقف عندها قليلاً هي أن أربعة من المتغيرات المستقلة جاءت بتأثير غير معنوي ، هذه المتغيرات هي: محل الإقامة X1 ، قراءة السيدة لصحيفة X3 ، عمر السيدة X6 ، عمر الزوج X7 . ولا يمكن الجزم مقدماً بعدم تأثير هذه المتغيرات الأربعة ، بل يمكن ترجيح سبب ذلك بالإزدواج الخطي ، خاصةً مع الإعتبارات التالية :

أ- معاملات إرتباط الرتب (معاملات Spearman) تشير إلى أقوى إرتباط بين هذه المتغيرات ثنائياً . ففي ملحق (1- أ) يصل هذا المعامل إلى 0.61- بين X2 و X3 ، ويزيد على 0.8 بين X6 و X7 .

ب- معاملات إرتباط الرتب ، بين المتغير التابع وبين كل من هذه المتغيرات الأربعة ، لاتختلف كثيراً عن نظيراتها الخاصة ببقية المتغيرات ذات التأثير المعنوي . (ملحق 1- ب)

ج- عند توفيق النماذج الخاصة بـ Y وكل متغير من هذه المتغيرات الأربعة ، كل على حدة ، جاء تأثير كل منها معنوياً (ملحق 2) .

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

هـ- نسبة الرجحان Odds-Ratios (العمود Exp (B) في النتائج السابقة) تشير إلى إنخفاضها لمتغيرات معنوية التأثير مقارنةً بنظيراتها الخاصة بمتغيرات ذات تأثير غير معنوي .

وبناءً على هذه المؤشرات والإعتبارات ، تم مواجهة الإزدواج الخطي بالأساليب التالية :

1- إضافة متغيرات التفاعل .

حيث تم إضافة المتغيرين : X32=(X2)(X3) و X67=(X6)(X7) وذلك بسبب عدم إنخفاض القيم المطلقة لمعاملات إرتباط الرتب عن 0.6 (ملحق 1- أ) . ورُفضت نتائج النموذج الموفق (الورادة في ملحق 3) لسببين :

- بقاء التأثير غير المعنوي لكل من X1 و X3 . بالإضافة إلى ظهور متغير آخر بتأثير غير معنوي ، هو X2 .
- جاء تأثير كل من X3 و X6 و X7 بإتجاه غير متوقع (طردي) .

2- إستبعاد المتغيرات المرتبطة بقوة (كلها أو بعضها) .

وتشير الملاحق ، من ملحق (4- أ) إلى (ملحق 4- هـ) إلى رفض نتائج هذا الإجراء ، بسبب بقاء التأثير غير المعنوي لبعض المتغيرات الأربعة ، أو ظهور تأثير غير معنوي لمتغيرات اخرى ، أو إتجاه التأثير غير المتوقع للمتغيرات .

3- إستخدام التدريج في توفيق النموذج .

نتيجة لحساسية الإحصاء 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 ملحق (5) حيث تأكد عدم التأثير المعنوي للمتغيرات الأربعة بسبب الإزدواج الخطي ، وحيث تحققت المؤشرات الدالة على قبول النموذج ، وهي :

- معنوية تأثير معلماته فرادى ومجتمعات بدون تناقض .

- النسب الجيدة للتصنيف الصحيح . حيث وصلت إلى حوالى 74% في مجموعة الخاتنات بناتهن، وإلى حوالي 88% في مجموعة غير الخاتنات، وإلى 83% للمجموعتين.
- اتجاه تأثير المتغيرات المستقلة المتوقع .

ومن ثم فإن النموذج الخاص بالتصنيف يكون :

يمكن وضع السيدة اليمنية في مجموعة السيدات الخاتنات لبناتهن إذا كان

$$\frac{\exp(\mathbf{X}_i'\hat{\beta})}{1+\exp(\mathbf{X}_i'\hat{\beta})} \prec \frac{1}{2} \qquad (8)$$

ويمكن وضعها في مجموعة غير الخاتنات لبناتهن في غير ذلك

حيث :

$$\mathbf{X}' = [1 \ X2 \ X4 \ X5 \ X8 \ X9 \ X10]$$

$$\hat{\beta}' = [-0.5183 \quad 0.2998 \quad -0.7346 \quad -0.8518 \quad 0.2478 \quad -0.5014 \quad 1.7998]$$

X2 : تعليم الزوجة . ويأخذ القيم : 1 أمية ، 2 إبتدائية ، 3 إعدادية ، 4 أعلى من الإعدادية .

X4 : مشاهدة السيدة للتليفزيون المحلي . ويأخذ القيم : 1 نعم ، 2 لا .

X5 : إستماع السيدة للإذاعة المحلية . ويأخذ القيم : 1 نعم ، 2 لا .

X8 : تعليم الزوج . ويأخذ القيم : 1 أمي ، 2 إبتدائي ، 3 إعدادي ، 4 أعلى من الإعدادي .

X9 : إشتغال الزوج بالزراعة . ويأخذ القيم : 1 نعم ، 2 لا .

X10 : رأي الزوج في ممارسة ختان الإناث . ويأخذ القيم : 1 موافق ، 2 غير موافق ، 3 الزوجة لاتعرف .

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 .

يُذكر أيضاً أن النموذج المتوصل إليه (علاقة 8) أفرز نسب تصنيف صحيح أفضل مما أفرزها تحليل التمييز ، مما يؤيد استخدام النموذج اللوجستي ، ويمكن مقارنة نسب النموذج الواردة سابقاً بنسب نموذج التمييز الواردة في ملحق (6) . كما يرد في ملحق (6) أن $D^2 > 1$ مما يدعم الأخذ بالنموذج اللوجستي .

4. نتائج وتوصيات :

وفقاً للنموذج المتوصل إليه (علاقة 8) والخطوات السابقة على توفيقه ، فإن رأي الزوج في ممارسة ختان الإناث جاء في مقدمة العوامل المؤثرة على ممارسة هذا الختان ، تلاه عاملان بمستوى متقارب من التأثير المتوسط ، هما مشاهدة السيدة للتليفزيون المحلي واستماعها إلى الإذاعة المحلية . تلى ذلك بقية العوامل (بتأثير أقل) هي اشتغال الزوج بالزراعة ثم كل من تعليم الزوجة وتعليم الزوج . وقد أدى الإزدواج الخطي إلى غياب التأثير المعنوي لعوامل أربعة ، هي : محل الإقامة ، قراءة السيدة لصحيفة في الاسبوع ، عمر السيدة ، عمر الزوج . إن التأثير المعنوي لإشتغال الزوج بالزراعة إنما يعكس تاثير عوامل اخرى ، مثل محل الإقامة والتعليم ، ودرجة التمسك بعادات المجتمعات المحلية . وعلى ذلك فإن أهم توصية يمكن الخروج بها من هذه الدراسة تتعلق بالإعلام .

وإذا كان تأثير وسائل الإعلام المحلية ، على تشكيل رأي السيدة اليمنية حول ختان الإناث ، قد انحصر تأثيرها في تأثير التليفزيون المحلي [المنصوب ، 2005] إلا أن تأثير هذه الوسائل ، على ممارسة السيدة اليمنية لهذا الختان ، قد زاد ليشمل تأثير الإذاعة المحلية أيضاً . ورغم الغياب البين لموضوع ختان الإناث عن موضوعات وسائل الإعلام المحلية ، إلا أن تأثيرها المعنوي على ممارسة الختان قد يرجع إلى تأثير الإعلام في السلوك المجتمعي بصورة عامة . ومن

ثم فإن تضمين وسائل الإعلام للرسالة التي تناقش موضوع ختان الإناث ، كمضاعفاته وشرعيته ، من الممكن جداً أن يحدث تغييراً كبيراً تجاه ممارسته ، خاصةً مع مراعاة :

1- أن يكون الخطاب موجهاً إلى الزوج بدرجة أكبر .

2- أن تأثير عامل الدين ، على تشكيل رأي السيدة اليمنية حول ختان الإناث ، ضعيف .

3- أن يكون التركيز على الإذاعة ، وذلك لإعتبارين : أولهما أن الإذاعة أكثر وصولاً إلى السكان في الريف . وثانيهما أن الإذاعة أكثر مناسبةً لنسبة الأمية العالية . حيث وصلت هذه النسبة - وفقاً لتقرير مسح 1997 - إلى حوالى 65% وتزيد عند السيدات إلىأكثر من 95% [Central Statistical Organization , 1998] .

ولأهمية هذا الموضوع ، لايجد الباحث مانعاً من تكرار توصية وردت في دراسته السابقة [المنصوب ، 2005] وهي : ربما يكون الإلزام بإجراء ختان الإناث في المراكز الصحية أو المستشفيات ، أو على أيدي مختصين ، أفضل من منعه وفقاً لقرار وزير الصحة العامة رقم (1 /3) لسنة 2001م . وذلك مراعاةً للإعتبارات التالية :

أ- أن هذا الختان هو سلوك مجتمعي لا يكون من المتوقع تغييره بمجرد إصدار قرار .

ب- أن إجراء الختان في المراكز الصحية أو المستشفيات ، أو على أيدي المختصين ، يمكن أن يخفف الكثير من مضاعفاته وآثاره . خاصةً وأن 97% من السيدات اللاتي أُجري لهن الختان ، ووفقاً للبيانات الخام الخاصة بمسح 1997 ، أفدن بأن الختان تم في المنزل وأن 0.4% فقط منهن تلقين رعاية طبية .

ج- عند حضور أحد الوالدين إلى المركز أو إلى المستشفى لإجراء الختان لطفلة ، يكون الأمر أسهل في إسداء نصيحة سريعة بعدم الختان . أو يمكن إعطائه كُتيب توعية ، يتناول الختان بصورة شاملة ومبسطة ، مثل آثاره وموقف الدين منه . على أن لايتم الختان في نفس اليوم ، وذلك لإعطاء وقت كاف لقراءة الكتيب . مثل هذا الإجراء قد يفيد في تغيير رأي البعض في ختان الإناث .

د- العمل على تخفيف الآثار العضوية والنفسية على الطفلة ، وذلك إذا تم الختان وفقاً لقواعد الجراحة الطبية .

5 ـ المراجع :

1- المنصوب ؛ عبدالحكيم عبدالرحمن (2005) " رأي السيدة اليمنية حول ختان الإناث في ضوء مستوى التعليم والتعرض لوسائل الإعلام " مجلة الباحث الجامعي ، العدد التاسع ، جامعة إب . الصفحات 155 - 174 .

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

3- **Brown;** C. C. **(1982)** " On a Goodness Fit Test for the Logistic model Based on Score Statistics " Communications in Statistics , 11 , PP. 1087-1105 .

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

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

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

7- **Hauck ;** W. W. & **Donner ;** A. **(1977)** " Wald's Test as Applied to Hypotheses in Logistic Analysis "Journal of the American Statistical Association , 72 , PP 851-853 .

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

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

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

11- **Press;** J. & **Wilson;** S. **(1978)** "Choosing Between Logistic Regression and Discriminant Analysis" Journal of the American Statistical Association , Vol. 73 , No. 364 , PP. 699-705.

6ـ الملاحق :

ملحق رقم **1**- أ : معاملات ارتباط الرتب (معاملات **Spearman**) بين المتغيرات المستقلة

```
- - - SPEARMAN CORRELATION COEFFICIENTS - - -

X10          -.1113
           N( 5439)
           Sig .000

X2           -.3440      .0825
           N( 5439)   N( 5439)
           Sig .000   Sig .000
```

X3	.3325	-.0559	-.6122			
	N(5439)	N(5439)	N(5439)			
	Sig .000	Sig .000	Sig .000			
X4	.5142	-.1259	-.2707	.2897		
	N(5439)	N(5439)	N(5439)	N(5439)		
	Sig .000	Sig .000	Sig .000	Sig .000		
X5	.1519	-.0722	-.1815	.1866	.2790	
	N(5439)	N(5439)	N(5439)	N(5439)	N(5439)	
	Sig .000	Sig .000	Sig .000	Sig .000	Sig .000	
X6	-.0334	-.0562	-.2329	.1605	.0178	.0994
	N(5439)	N(5439)	N(5439)	N(5439)	N(5439)	N(5439)
	Sig .014	Sig .000	Sig .000	Sig .000	Sig .190	Sig .000
X7	-.0331	-.0644	-.2214	.1394	.0032	.0833
	N(5017)	N(5017)	N(5017)	N(5017)	N(5017)	N(5017)
	Sig .019	Sig .000	Sig .000	Sig .000	Sig .821	Sig .000
X8	-.2680	.0358	.4348	-.3620	-.2436	-.1219
	N(5439)	N(5439)	N(5439)	N(5439)	N(5439)	N(5439)
	Sig .000	Sig .008	Sig .000	Sig .000	Sig .000	Sig .000
X9	-.2561	-.0912	.1663	-.1429	-.1749	-.0647
	N(5439)	N(5439)	N(5439)	N(5439)	N(5439)	N(5439)
	Sig .000	Sig .000	Sig .000	Sig .000	Sig .000	Sig .000
	X1	X10	X2	X3	X4	X5

X7	.8540		
	N(5017)		
	Sig .000		
X8	-.3940	-.4519	
	N(5439)	N(5017)	
	Sig .000	Sig .000	
X9	-.1032	-.0727	.2343
	N(5439)	N(5017)	N(5439)
	Sig .000	Sig .000	Sig .000
	X6	X7	X8

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

ملحق رقم 1- ب : معاملات ارتباط الرتب بين المتغيرالتابع وبين كل متغير مستقل

X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10
-.1786	.1794	-.1570	-.2365	-.2124	-.0757	-.0620	.1555	-.0045	.5506

ملحق رقم 2 : نماذج الإنحدار اللوجستي بإستخدام المتغيرات المستقلة المرتبطة بقوة (كل على حدة)

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

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
X1	-.7913	.0698	128.5484	1	.0000	-.1531	.4533
Constant	1.8423	.1208	232.4188	1	.0000		

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

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
X3	-1.1092	.1145	93.8312	1	.0000	-.1304	.3298
Constant	2.6369	.2211	142.1771	1	.0000		

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

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
X6	-.0192	.0040	22.6688	1	.0000	-.0619	.9810
Constant	1.1848	.1384	73.2942	1	.0000		

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

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
X7	-.0127	.0031	16.9615	1	.0000	-.0546	.9873
Constant	1.0559	.1293	66.6622	1	.0000		

ملحق رقم 3 : نموذج الإنحدار اللوجستي بإضافة متغيري التفاعل

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
X1	-.0932	.1187	.6168	1	.4322	.0000	.9110
X10	1.7965	.0566	1006.549	1	.0000	.4472	6.0282
X2	.3677	.2715	1.8339	1	.1757	.0000	1.4444
X3	.0020	.3635	.0000	1	.9955	.0000	1.0020
X4	-.6986	.1108	39.7680	1	.0000	-.0867	.4973
X5	-.8474	.1030	67.7280	1	.0000	-.1144	.4285
X6	.0495	.0228	4.6947	1	.0303	.0232	1.0507
X7	.0465	.0197	5.5652	1	.0183	.0266	1.0476
X8	.2436	.0465	27.3989	1	.0000	.0711	1.2758
X9	-.5610	.1080	26.9669	1	.0000	-.0705	.5706
X32	-.0738	.1667	.1961	1	.6579	.0000	.9288
X67	-.0014	.0005	6.6340	1	.0100	-.0304	.9986
Constant	-1.8402	1.0395	3.1340	1	.0767		

ملحق رقم 4- أ : نموذج الإنحدار اللوجستي بإستبعاد جميع المتغيرات المستقلة المرتبطة بقوة (X2 , X3 , X6 , X7)

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
X1	-.0114	.1055	.0118	1	.9136	.0000	.9886
X10	1.6630	.0522	1013.520	1	.0000	.4329	5.2749
X4	-.6618	.1022	41.9280	1	.0000	-.0860	.5159
X5	-.8935	.0966	85.5687	1	.0000	-.1244	.4092
X8	.3008	.0384	61.2159	1	.0000	.1047	1.3509
X9	-.1118	.0956	1.3681	1	.2421	.0000	.8942
Constant	-.7547	.3337	5.1163	1	.0237		

ملحق رقم 4- ب : نموذج الإنحدار اللوجستي بإستبعاد المتغيرين X3 , X7

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
X1	.0642	.1088	.3481	1	.5552	.0000	1.0663
X10	1.6578	.0523	1005.184	1	.0000	.4311	5.2479
X4	-.6708	.1029	42.5383	1	.0000	-.0867	.5113
X5	-.8604	.0971	78.4717	1	.0000	-.1190	.4230
X8	.2217	.0425	27.2154	1	.0000	.0684	1.2481
X9	-.1317	.0960	1.8825	1	.1700	.0000	.8766
X2	.2967	.0700	17.9871	1	.0000	.0544	1.3455
X6	-.0079	.0056	2.0042	1	.1569	-.0009	.9921

Constant	-.8381	.4328	3.7493	1	.0528		

ملحق رقم 4- ج : نموذج الانحدار اللوجستي باستبعاد المتغيرين X3 , X6

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
X1	-.0960	.1175	.6672	1	.4140	.0000	.9085
X10	1.7970	.0566	1009.437	1	.0000	.4478	6.0316
X4	-.7041	.1102	40.8055	1	.0000	-.0879	.4946
X5	-.8492	.1025	68.5716	1	.0000	-.1151	.4278
X8	.2344	.0459	26.0393	1	.0000	.0692	1.2642
X9	-.5239	.1070	23.9663	1	.0000	-.0661	.5922
X2	.2868	.0735	15.2361	1	.0001	.0513	1.3321
X7	-.0031	.0045	.4562	1	.4994	.0000	.9969
Constant	-.2038	.4579	.1981	1	.6563		

ملحق رقم 4- د : نموذج الانحدار اللوجستي باستبعاد المتغيرين X2 , X7

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
X1	.0234	.1083	.0468	1	.8288	.0000	1.0237
X10	1.6590	.0522	1008.214	1	.0000	.4318	5.2540
X4	-.6508	.1027	40.1828	1	.0000	-.0841	.5216
X5	-.8655	.0971	79.4948	1	.0000	-.1198	.4208
X8	.2507	.0417	36.0732	1	.0000	.0795	1.2850
X9	-.1304	.0961	1.8402	1	.1749	.0000	.8777
X3	-.4118	.1507	7.4621	1	.0063	-.0318	.6625
X6	-.0086	.0056	2.3664	1	.1240	-.0082	.9915
Constant	.3207	.4798	.4468	1	.5039		

ملحق رقم 4- هـ : نموذج الإنحدار اللوجستي بإستبعاد المتغيرين X2 , X6

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
X1	-.1327	.1169	1.2878	1	.2564	.0000	.8757
X10	1.7999	.0565	1013.063	1	.0000	.4486	6.0488
X4	-.6828	.1100	38.4980	1	.0000	-.0852	.5052
X5	-.8537	.1025	69.3600	1	.0000	-.1158	.4258
X8	.2596	.0452	32.9288	1	.0000	.0785	1.2964
X9	-.5248	.1072	23.9727	1	.0000	-.0661	.5917
X3	-.4353	.1598	7.4228	1	.0064	-.0329	.6471
X7	-.0036	.0045	.6308	1	.4271	.0000	.9964
Constant	.9855	.5139	3.6775	1	.0552		

ملحق رقم 5 : خلاصة نتائج الانحدار اللوجستي التدريجي

Dependent Variable.. Y A circumsized daughter ?

-2 Log Likelihood	3155.669
Goodness of Fit	3981.916

	Chi-Square	df	Significance
Model Chi-Square	1867.560	6	.0000
Improvement	18.325	1	.0000

Classification Table for Y

		Predicted Yes Y	No N	Percent Correct
Observed				
Yes	Y	1035	368	73.77%
No	N	284	2133	88.25%
			Overall	82.93%

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

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
X10	1.7998	.0565	1015.111	1	.0000	.4491	6.0485
X2	.2998	.0721	17.2662	1	.0000	.0551	1.3496
X4	-.7346	.0989	55.2118	1	.0000	-.1029	.4797
X5	-.8518	.1025	69.0937	1	.0000	-.1156	.4266
X8	.2478	.0431	33.1022	1	.0000	.0787	1.2812
X9	-.5014	.1044	23.0642	1	.0000	-.0648	.6057
Constant	-.5183	.3241	2.5572	1	.1098		

---------- Model if Term Removed ----------

Term Removed	Log Likelihood	-2 Log LR	df	Significance of Log LR
X10	-2299.049	1442.428	1	.0000
X2	-1586.997	18.325	1	.0000
X4	-1605.867	56.065	1	.0000
X5	-1613.659	71.648	1	.0000
X8	-1594.766	33.862	1	.0000
X9	-1589.573	23.476	1	.0000

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

Residual Chi Square 1.826 with 4 df Sig = .7677

Variable	Score	df	Sig	R
X1	.5399	1	.4625	.0000
X3	.7850	1	.3756	.0000
X6	.4965	1	.4811	.0000
X7	.3293	1	.5661	.0000

No more variables can be deleted or added.

ملحق رقم 6 : نسب التصنيف المقدرة بنموذج التمييز

- - - - - - - - - D I S C R I M I N A N T A N A L Y S I S - - - - - - - - -

On groups defined by Y A circumsized daughter ?

Classification results -

Actual Group		No. of Cases	Predicted Group Membership 1	2
Group Yes	1	1403	906 64.6%	497 35.4%
Group No	2	2417	426 17.6%	1991 82.4%

Percent of "grouped" cases correctly classified: 75.84%

Mahalanobis' distance = 1.61577