المجلة المصرية للسكان وتنظيم الأسرة
معهد الدراسات والبحوث الإحصائيه – جامعة القاهرة
المجلد ٤٤– العدد ديسمبر ٢٠١١

محددات حدوث الطلاق فى الزواج الأول للسيدات من واقع نتائج مسح الخصوبة المصرى 1980[1]

سمية محمود السعدنى[2] سحر عبد المنعم الشنيطى[3]

مها عز الدين سيد أبو العلا[4]

ملخص:

تقدم هذه الدراسة تحديداً لأهم العوامل الديموجرافية والاقتصادية والاجتماعية الخاصة بالسيدة التى تؤثر على خطر تعرضها للطلاق فى زواجها الأول خلال النصف الأخير من القرن العشرين. وتقدم الدراسة تقديراً لتأثير كلٍ من هذه العوامل على خطر حدوث الطلاق بتطبيق نموذج دالة الأخطار لكوكس على بيانات مسح الخصوبة المصرى 1980، فى ظل وجود بيانات عن مدة الحياة الزوجية. وقد توصلت الدراسة إلى أنه كلما ارتفع عمر المرأة عند الزواج الأول وكلما ارتفع مستوى تعليمها كلما قل خطر تعرضها للطلاق. كذلك فإن السيدات المقيمات فى وجه بحرى هن أقل السيدات عرضة لحدوث الطلاق فى زواجهن الأول مقارنة بالسيدات المقيمات فى باقى مناطق مصر. كما أن السيدات المتزوجات فى الفترة 1970-1980 أكثر عرضة لحدوث الطلاق فى زواجهن عن السيدات المتزوجات قبل عام ١٩٧٠. وقد وجدت الدراسة أن العقم له تأثير كبير على زيادة خطر حدوث الطلاق فى الزواج الأول، بينما نجاح الأسرة فى إنجاب أطفال وزيادة عددهم وإنجاب الأسرة لأطفال ذكور من أهم العوامل التى تقلل من خطر التعرض للطلاق. وعلى الرغم من أن الدراسة قد وجدت علاقة موجبه لمساهمة المرأة فى سوق العمل على خطر الطلاق إلا أنه يجب أخذ تلك النتيجة بحذر حيث لا تمكن البيانات الباحثين من معرفة هل خرجت المرأة للعمل بعد تعرضها للطلاق أم كانت تعمل قبل حدوثه.

الكلمات الدالة: الطلاق، تحليل البقاء، نموذج دالة الأخطار لكوكس، مدة الحياة الزوجية.

---

[1] الدراسة مستخرجة من رسالة ماجستير بعنوان "محددات الطلاق فى مصر فى أواخر القرن العشرين"، مقدمة من الطالبة مها عز الدين سيد أبو العلا، تحت اشراف: أ.د. حسين عبد العزيز حلمى (أستاذ الإحصاء بكلية الاقتصاد والعلوم السياسية)، د.سمية محمود السعدنى (أستاذ الإحصاء المساعد بمعهد الدراسات والبحوث الإحصائية)، د.سحر عبد المنعم الشنيطى (مدرس الإحصاء بكلية الإقتصاد والعلوم السياسية)

[2] أستاذ مساعد- قسم الإحصاء الحيوى والسكانى – معهد الدراسات والبحوث الإحصائية – جامعة القاهرة.

[3] مدرس – قسم الإحصاء – كلية الاقتصاد والعلوم السياسية – جامعة القاهرة.

[4] مدرس مساعد – قسم الإحصاء الحيوى والسكانى – معهد الدراسات والبحوث الإحصائية – جامعة القاهرة.

١– مقدمة:

الزواج هو ترتيب معين لإقامة أو إجازة العلاقة الاجتماعية بين الرجل والمرأة. ومن ملامح هذه العلاقة أن تتم المشاركة بين الزوجين فى بناء أسرة جديدة (الخرابشة، 1988). ويعتبر انتهاء الزواج حالة أخرى من الحالات الزواجية، والذى يأخذ إما شكل الترمل أو الطلاق. وفى حين يرتبط الترمل بالمستوى الصحى فى المجتمع ومعدلات الوفاة، نجد أن الطلاق يرتبط ببعض العوامل الديموجرافية والاقتصادية والاجتماعية التى تؤثر على حدوثه. ويعتبر الطلاق مشكلة اجتماعية خطيرة فى أى مجتمع من المجتمعات، لما يترتب عليه من تفكك الأسرة وآثاره على الزوجين، بالإضافة إلى ما يعانيه الأبناء من جراء ذلك، والذى يسبب بدوره مشاكل اجتماعية يصعب علاجها فى كثير من الأحيان.

وعلى الرغم من انتشار الاعتقاد بأن معدلات الطلاق فى العالم العربى آخذه فى التزايد نجد أن ظاهرة الطلاق فى المجتمع العربى تواجه نقصاً شديداً فى وجود البيانات من ناحية وفى ندرة دراسات تتناول خصائص المطلقين ومحددات وأسباب الطلاق وآثاره من ناحية أخرى (El-Saadani, 2006a).

وقد أفادت العديد من الدراسات الديموجرافية والإحصائية والتى تم معظمها فى دول العالم الغربى إلى وجود علاقات بين احتمال حدوث الطلاق من جهة وبعض المحددات كعمر المرأة عند الزواج الأول، وعدد الأطفال لدى الزوجين، وعمل ودخل الزوجة، وعدد سنوات الزواج، والمستوى التعليمى لكلا الزوجين، والكثير من العوامل الأخرى التى من شأنها أن تزيد أو تقلل من احتمال حدوث الطلاق بين الزوجين. ولقد تمت حديثاً دراستين فى مصر هدفتا إلى تحديد العوامل المؤثرة على الطلاق وقياس أوزانها النسبية لبعض الدول العربية: الأولى باستخدام بيانات مسح السكان وصحة الأسرة التى وفرتها جامعة الدول العربية لدول تونس والجزائر وسوريا وموريتانيا وجيبوتى واليمن (El-Saadani, 2006a). والثانية باستخدام بيانات المسح الديموجرافى الصحى لدول مصر وتونس والجزائر والمغرب والسودان ولبنان (El-Saadani, 2006b). وأشارت هاتين الدراستين إلى مشكلة عدم توفر بيان عن مدة الحياة الزوجية لحالات الزواج التى انتهت بالطلاق. الأمر الذى يعوق القدرة على إجراء تحليلاً سليماً ومتعمقاً للعوامل المرتبطة بحدوث الطلاق. فهناك جوانب عديدة فى تحليل الطلاق وأسبابه ترتبط بمدة الحياة الزوجية. فهناك الكثير من محددات الطلاق يختلف تأثيرها باختلاف تسلسل الأحداث فى الحياة الزوجية كالمستوى الاقتصادى للأسرة والمستوى التعليمى والمهنى لكلا الزوجين (Jalovaara, 2002). كذلك فإن كثير من التساؤلات الهامة المتعلقة بالطلاق لا يمكن الإجابة عليها فى ظل غياب بيانات عن مدة الحياة الزوجية. فعلى سبيل المثال نجد أن العلاقة بين عدم وجود أطفال وحدوث الطلاق لا يمكن تفسيرها إلا فى ظل معرفة مدة الزواج (Chester, 1971).

بالإضافة إلى ماسبق فإن بيانات المسوح المقطعية والاسترجاعية (Cross-Sectional and Retrospectives Surveys) تعانى من مشكلة فقد بعض المعلومات (Right Censoring)، فبيانات المسوح تقدم لنا تجارب زواج غير مكتملة المشاهدة أو الملاحظة لأن المعلومات المتاحة تتحدد بتاريخ إجراء

المسح. فنحن نعلم عن السيدة المطلقة وقت إجراء المسح الأحداث التى مرت بها حتى تاريخه، وبالتالى نعلم متى تم الطلاق. بينما السيدة المتزوجة وقت إجراء المسح لا نعلم إذا كان زواجها سيستمر أم ينتهى بالطلاق ومتى سيحدث هذا الطلاق وهذا ما يسمى بتاريخ الزواج غير المكتمل (Incomplete Marriage History) لذا فتوافر بيان عن مدة الحياة الزوجية سيتيح لنا التعامل مع هذه المشكلة.

ولأن بيانات المسوح الديموجرافية والصحية التى تمت فى مصر لا توفر بيانات عن مدة الحياة الزوجية لحالات الزواج التى انتهت بالطلاق أو الترمل. الأمر الذى يعوق قدرة الباحثين عن تحليل خصائص ومحددات الطلاق بمصر تحليلاً سليماً. فحتى تحقق الدراسة هدفها الأساسى - وهو تحليل المحددات التى تؤثر على عدم استقرار الزواج فى ظل وجود بيانات عن مدة الحياة الزوجية لدراسة التفاعل بين تلك المحددات وبين اختلاف مراحل الحياة الزوجية، وكذلك حتى يتم معالجة مشكلة فقد البيانات (Right Censoring)، فسوف تتم الاستعانة ببيانات مسح الخصوبة المصرى الذى تم فى عام 1980 نظراً لتوفيرها لبيانات عن مدة الحياة الزوجية للسيدة المطلقة، كما توفر للسيدة المتزوجة بيانات عن المدة المنقضية من تاريخ زواجها حتى تاريخ المسح، وذلك ما لم تتناوله أى من المسوح التى تلت مسح سنة 1980.

وبذلك فتنقسم هذه الدراسة إلى قسمين أساسيين: يهدف الأول منهما إلى عرض مستويات واتجاهات الطلاق فى مصر خلال الفترة ١٩٨٠-٢٠٠٨ من واقع بيانات النشرات السنوية لإحصاءات الزواج والطلاق الصادرة عن الجهاز المركزى للتعبئة العامة والإحصاء، بينما يهدف القسم الثانى إلى التعرف على المحددات الديموجرافية والاقتصادية والاجتماعية الخاصة بالسيدة التى تؤثر على احتمال تعرضها للطلاق فى زواجها الأول فى ظل وجود بيانات عن مدد الحياة الزوجية باستخدام نموذج دالة الأخطار لكوكس، لدراسة التفاعل بين تلك المحددات وبين اختلاف مراحل الحياة الزوجية، مما يساعد على الفهم الجيد لتأثير تلك المحددات وكذلك تقدير أهميتها النسبية من واقع بيانات مسح الخصوبة المصرى 1980.

٢- البيانات المُستخدمة ومنهجية الدراسة

اعتمدت الدراسة على بيانات مسح الخصوبة المصرى (1980) الذى قام به الجهاز المركزى للتعبئة العامة والإحصاء كجزء من مسح الخصوبة العالمى (Hallouda et al, 1983). وقد صممت عينة المسح بحيث تكون ممثلة لإجمالى سكان جمهورية مصر العربية، فيما عدا سكان سيناء والبدو والمواطنين غير المصريين. وأجريت المقابلات بنجاح لـ 10079 أسرة، و8788 سيدة سبق لها الزواج وعمرها من 15-49 سنة.

ويشتمل مسح الخصوبة المصرى على بيانات عن خصائص المرأة الديموجرافية والاقتصادية والاجتماعية كعدد الأطفال الذين أنجبتهم، ومكان السكن الذى تعيش فيه، وإذا كان سبق لها العمل أم لا منذ بداية زواجها الأول، ومستوى تعليمها. بالإضافة إلى تناولها لبيانات تفصيلية حول تاريخ الزواج كعمر المرأة

عند الزواج الأول ومتى تم حدوث هذا الزواج وإذا كانت منفصلة عن زوجها أو مطلقة ومتى تم حدوث هذا الانفصال أو الطلاق وعمرها عند حدوث أى منهما. وبذلك فإن المسح يحدد لكل سيدة مطلقة مدة الحياة الزوجية من بداية زواجها حتى حدوث الطلاق. كما أنه يوضح مدة الحياة الزوجية للسيدة المتزوجة من بداية زواجها حتى تاريخ المسح. الأمر الذى يفيد فى تحليل محددات الطلاق بشكل أكثر دقة.

ويوضح جدول (١) التوزيع النسبى للمتغيرات محل الدراسة التى سيتم تناولها فى التحليل. وقد تم اختيار هذه المتغيرات بناءً على بعض الدراسات السابقة التى اهتمت بدراسة مشكلة عدم استقرار الزواج فى الكثير من دول العالم وكذلك فى مصر، وحاولت استنباط المحددات والأسباب التى تؤثر على احتمال انتهاء الحياة الزوجية بالانفصال. وعلى الرغم من أن الدراسات السابقة قد أشارت إلى تأثير بعض المتغيرات الأخرى على احتمال حدوث الطلاق بين الزوجين، كالمستوى الاقتصادى للأسرة الذى يُزيد من احتمال حدوث الطلاق فيها (Jones, 1980, 1981; Fan and Lui, 2001; Andre and Lingnau, 2004)، وكذلك وجود دخل للسيدة حتى وإن كانت بدون عمل والذى يرفع من احتمال تعرضها للانفصال فى حياتها الزوجية كنتيجة لشعورها بالاستقرار (Fan and Lui, 2001; Andre and Lingnau, 2004). إلا أن البيانات المتاحة لم توفر لنا سوى دراسة هذه المتغيرات المُوضحة فى جدول (1). ونلاحظ من الجدول أن: حوالى ٦١% من سيدات العينة قد تزوجن لأول مرة قبل العمر ١٨ عاماً، ٤٢% من سيدات العينة قد تزوجن خلال الفترة 1970-1980، نسبة السيدات فى المرحلة الإعدادية فأعلى كانت ٩% فقط بين سيدات العينة، حوالى ١٦% من سيدات العينة انتهى زواجهن الأول دون إنجاب أى طفل، نسبة السيدات فى العينة من القاهرة أو الإسكندرية ومن وجه بحرى ومن وجه قبلى كانت ٢٣% و٤٥% و٣٢% على الترتيب، نسبة السيدات اللاتى سبق لهن العمل منذ تاريخ زواجهن الأول كانت ٨١% من سيدات العينة.

جدول (١): التوزيع التكرارى والتكرارى النسبى للسيدات اللاتى سبق لهن الزواج فى الفئة العمرية 15- ٤٩ عام وفقاً للمتغيرات محل الدراسة – مسح الخصوبة المصرى ١٩٨٠

المتغيرات	عدد السيدات	النسبة
أ- المتغيرات الديموجرافية		
العمر عند الزواج الأول		
أقل من ١٥	٢٠١٣	%٢٣
١٥-١٧	٣٣٦٥	%٣٨
١٨-٢٠	١٩٥٠	%٢٢
٢١ فأكثر	١٤٥٠	%١٧
الفوج الزواجى		
قبل ١٩٦٠	٢٤٥٣	%٢٨
١٩٦٠-١٩٧٠	٢٦٦٢	%٣٠
١٩٧٠-١٩٨٠	٣٦٦٣	%٤٢

تابع جدول (١): التوزيع التكرارى والتكرارى النسبى للسيدات اللاتى سبق لهن الزواج فى الفئة العمرية 15- ٤٩ عام وفقاً للمتغيرات محل الدراسة – مسح الخصوبة المصرى ١٩٨٠

المتغيرات	عدد المشاهدات	النسبة
عدد ونوع الأطفال الذين تم إنجابهم فى الزواج الأول		
لا يوجد أطفال	1372	%16
ولد فقط	608	%7
بنت فقط	530	%6
طفلين (بينهما ولد على الأقل)	858	%10
طفلين (بنتان فقط)	225	%2
٣ أطفال أو أكثر (بينهم ولد على الأقل)	5000	%57
٣ أطفال أو أكثر (بنات فقط)	185	%2
أ- المتغيرات الاقتصادية والاجتماعية		
المستوى التعليمى		
لم يسبق لها الذهاب للمدرسة	5141	%59
المرحلة الابتدائية	2803	%32
المرحلة الإعدادية فأعلى	٨٣٤	%9
محل الإقامة الحالى		
القاهرة والإسكندرية	٢٠٦٢	%٢٣
حضر وجه بحرى	١٠١٧	%١٢
ريف وجه بحرى	٢٨٦٥	%٣٣
حضر وجه قبلى	٦٢٣	%٧
ريف وجه قبلى	٢٢١١	%٢٥
العمل منذ بداية الزواج الأول		
لم تعمل	٧٠٩٢	%٨١
عملت	٢٠٦٢	%١٩

تم استخدام نموذج دالة الأخطار لكوكس (Cox's Hazards Model) لدراسة تأثير كل متغير من متغيرات الدراسة على حدث الطلاق فى ظل تثبيت تأثير المتغيرات الأخرى. وقد تم استخدام هذه المنهجية لطبيعة المتغير التابع بالدراسة والذى يتمثل بمدة الحياة الزوجية حتى حدوث الطلاق فى الزواج الأول. حيث أن نماذج دالة الأخطار تُستخدم للتحليل عندما يكون المتغير التابع هو الفترة الزمنية التى تمر حتى حدوث حدث معين (Cox, 1972). كما تم اختبار شرط التناسب (Proportionality) للتعرف على المتغيرات التى يتغير تأثيرها مع الزمن (Time-Varying Coefficients). وتم توفيق نموذج دالة الأخطار لكوكس مع تضمين متغيرات يعتمد تأثيرها على الزمن (Cox's Hazards Model with Time-Varying Coefficients).

ويفترض نموذج كوكس للأخطار المتناسبة أن العلاقة بين المتغيرات المفسرة ودالة الأخطار تأخذ الشكل التالى:

$$h(t \mid x) = h_0(t)\exp(X'\beta)$$

حيث،

t : هى الفترة الزمنية التى تمر حتى حدوث حدث معين. والتى تُمثل فى هذه الدراسة مدة الحياة الزواجية حتى حدوث الطلاق فى الزواج الأول.

$h_0(t)$: دالة الخطر الأساسى (Baseline Hazard Function) وهى دالة فى الزمن t غير سالبة وغير محدودة (Nonnegative and Infinite)، تناظر دالة الأخطار عندما تأخذ المتغيرات المفسرة القيمة صفر.

$X' = (x_1 \;\; x_2 ... x_k)$: هو متجه المتغيرات المفسرة الثابتة التأثير مع الزمن(Time-Fixed Coefficients).

$\beta' = (\beta_1 \;\; \beta_2 ... \beta_k)$: هو متجه معلمات النموذج المناظرة لمتجه المتغيرات المفسرة X.

$\exp(\beta)$: تفسر بأنها التغير النسبى فى دالة الخطر عندما تتغير X_i بوحدة واحدة.

ويتضمن النموذج المُقترح متغيرات ثابتة القيمة عبر الزمن (Time-Fixed Covariates) وتشتمل على: العمر عند الزواج الأول، والمستوى التعليمى للزوجة، ومحل الإقامة الحالى، والفوج الزواجى، والعمل منذ بداية الزواج. أما بالنسبة إلى متغير عدد الأطفال فلم يُأخذ على أنه العدد الكلى للأطفال الذين أنجبتهم السيدة خلال زواجها الأول، وإنما تم إدخاله بحيث تتغير قيمته بناءً على الفترات التى اختلف فيها عدد الأطفال للسيدة. ولذلك فيسمى هذا النوع من المتغيرات متغير مرتبط بالزمن (Time-Varying Covariate). وقد تم تكوين هذا المتغير بحيث يأخذ فى اعتباره نوع الأطفال للسيدة، حتى يتم من خلاله قياس تأثير التفضيل الذكورى فى إنجاب الأطفال على خطر التعرض للطلاق عند إنجاب عدد معين من الأطفال. وبذلك فيعتبر هذا المتغير متغير مركب لعدد ونوع الأطفال لدى السيدة*.

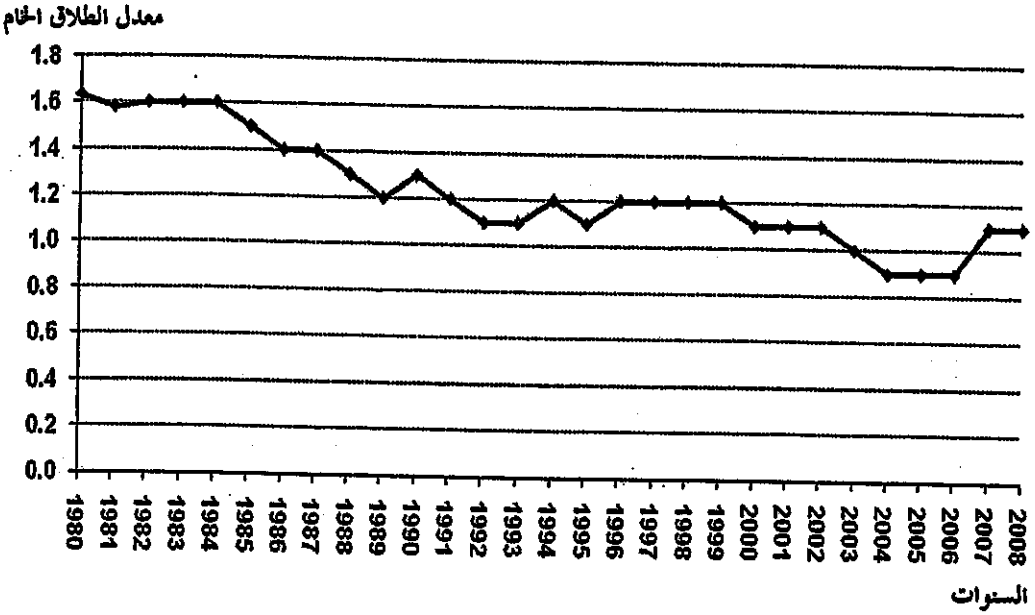
٣ – مستويات واتجاهات الطلاق فى مصر:

يوضح شكل (١) معدل الطلاق الخام (عدد حالات الطلاق لكل ١٠٠٠ من السكان) خلال الفترة من ١٩٨٠ إلى ٢٠٠٨ من واقع بيانات النشرات السنوية لإحصاءات الزواج والطلاق الصادرة عن الجهاز المركزى للتعبئة العامة والإحصاء. ويُلاحظ من الشكل أن قيمة معدل الطلاق الخام فى عام ١٩٨٠ كانت ١.٦٣ حالة طلاق لكل ألف من السكان، وخلال الثمانينات انخفض معدل الطلاق الخام من ١.٦ حالة إلى ١.٢ حالة، وقد استقر معدل الطلاق ما بين ١.١ و١.٢ حالة خلال فترة التسعينات والسنوات الأولى من القرن الواحد والعشرين (١٩٩١ – ٢٠٠٢)، ثم انخفض مرة أخرى بحيث وصل إلى حالة طلاق واحدة لكل ألف من السكان فى عام ٢٠٠٣ و٠.٩ حالة خلال الفترة من ٢٠٠٤ إلى ٢٠٠٦. وبذلك فإن البيانات

* تم بناء هذا المتغير بالشكل الذى قدمته دراسة Yi et al (٢٠٠٢).

توضح أن الاتجاه العام لمعدل الطلاق الخام يُشير إلى إنخفاض مستوى الطلاق منذ عام ١٩٨٠ حتى عام ٢٠٠٦. إلا أن البيانات توضح كذلك أن عامى ٢٠٠٧ و٢٠٠٨ شهدا ارتفاعاً فى معدل الطلاق الخام حيث ارتفع المعدل من ٠.٩ فى عام ٢٠٠٦ إلى ١.١ فى عامى ٢٠٠٧ و٢٠٠٨.

شكل (٣-١): معدل الطلاق الخام فى مصر للفترة من ١٩٨٠ إلى ٢٠٠٨



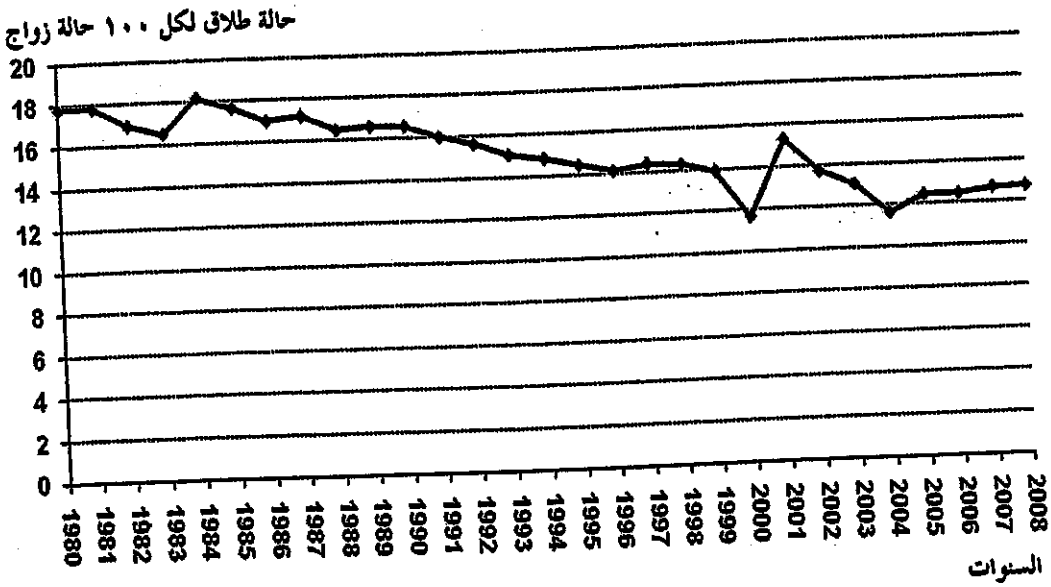
– المصدر: النشرات السنوية لإحصاءات الزواج والطلاق الصادرة عن الجهاز المركزى للتعبئة العامة والإحصاء.

وكذلك فباستخدام بيانات النشرات السنوية لإحصاءات الزواج والطلاق الصادرة عن الجهاز المركزى للتعبئة العامة والإحصاء كانت قيمة معدل الطلاق العام (عدد حالات الطلاق لكل ١٠٠٠ من السكان فى الفئة العمرية ١٥ سنة فأكثر) ٣.٥ حالة طلاق فى عام ١٩٧٦ وبلغ هذا المعدل ٢.٥ حالة فى عام ١٩٨٦ و١.٩ حالة فى عام ١٩٩٦، وانخفض فى عام ٢٠٠٦ ليبلغ ١.٣ حالة طلاق. إلا أنه مثلما أشارت النتائج إلى زيادة معدل الطلاق الخام فى عامى ٢٠٠٧ و٢٠٠٨ فقد شهدا هذان العامين ارتفاعاً فى معدل الطلاق العام أيضاً بحيث وصلت قيمة المعدل فيهما إلى ١.٥ و١.٦ حالة على الترتيب لكل ١٠٠٠ من السكان فى الفئة العمرية ١٥ سنة فأكثر.

ومن المقاييس الأخرى التى يمكن الاعتماد عليها لقياس مستوى الطلاق هو عدد حالات الطلاق المُسجلة لكل ١٠٠ حالة زواج مُسجلة تمت فى نفس العام. وقد أشار Fargues أنه فى بداية الثلاثينيات (١٩٣١- ١٩٣٦) كانت هناك ٤٩.٤ حالة طلاق لكل ١٠٠ حالة زواج (Fargues, 2003). ومن واقع بيانات النشرات السنوية لإحصاءات الزواج والطلاق الصادرة عن الجهاز المركزى للتعبئة العامة والإحصاء نجد

أن هذا المقياس قد انخفض خلال السبعينات (١٩٧١-١٩٧٩) بحيث تراوحت قيمته فى تلك الفترة ما بين ١٩ و٢٢ حالة طلاق لكل ١٠٠ حالة زواج. ويوضح الشكل (٣-٢) عدد حالات الطلاق لكل ١٠٠ حالة زواج خلال الفترة ١٩٨٠ و٢٠٠٨. ويُلاحظ من الشكل البيانى أن الاتجاه العام الظاهر لنسبة حالات الطلاق لحالات الزواج هو الانخفاض، فقد تراوح عدد حالات الطلاق ما بين ١٧ و١٨ حالة لكل ١٠٠ حالة زواج خلال فترة الثمانينات، وانخفض خلال فترة التسعينات ليصل إلى ١٤ حالة طلاق خلال النصف الثانى من التسعينات، ونلاحظ أنه بدءاً من عام ٢٠٠٥ حتى ٢٠٠٨ يوجد اتجاه نحو ارتفاع عدد حالات الطلاق إلا أنه ارتفاع طفيف.

شكل (2): عدد حالات الطلاق لكل ١٠٠ حالة زواج فى مصر للفترة من ١٩٨٠ إلى ٢٠٠٨



– المصدر: النشرات السنوية لإحصاءات الزواج والطلاق الصادرة عن الجهاز المركزى للتعبئة العامة والإحصاء.

٤- محددات الطلاق فى مصر من واقع بيانات مسح الخصوبة المصرى ١٩٨٠

يتناول هذا القسم تقدير تأثير المتغيرات الديموجرافية والاقتصادية والاجتماعية السابق ذكرها فى جدول (١) على انتهاء الزواج الأول بالطلاق من خلال بناء واختبار نموذج دالة الأخطار لكوكس (Cox's Hazards Model). بحيث يتم تقدير التأثير الصافى لكل متغير على حده فى ظل وجود باقى المتغيرات محل الدراسة فى النموذج. وقد تم ذلك على مرحلتين: حيث تم بناء نموذج دالة الأخطار المتناسبة لكوكس (Cox's Proportional Hazards Model) بافتراض ثبات تأثير المتغيرات عبر الزمن. أى يعتمد

هذا النموذج على افتراض أن المتغيرات المُتضمنة به لا يتغير تأثيرها باختلاف مدة الحياة الزوجية خلال الزواج الأول، بمعنى أن اختلاف قيمة المتغير تُزيد أو تُنقص من خطر حدوث الطلاق بشكل ثابت طوال مدة الحياة الزوجية. ثم تم اختبار فرض التناسب (Proportionality Assumption) للتعرف على ما إذا كان هناك متغيرات يتغير تأثيرها مع الزمن أم لا. وهى ما يطلق عليها متغيرات يعتمد تأثيرها على الزمن (Time-Varying Coefficients). وبوجود هذه المتغيرات يتم بناء نموذج أخر وهو نموذج الأخطار لكوكس مع تضمين متغيرات يعتمد تأثيرها على الزمن (Cox's Hazards Model with Time-Varying Coefficients) بحيث يأخذ فى الاعتبار هذه المتغيرات التى يختلف تأثيرها خلال مدد الحياة الزوجية المختلفة.

ويعرض جدول (٢) نتائج كلٍ من النموذجين، حيث يختص نموذج ١ بعرض تقدير تأثير المتغيرات محل الدراسة على خطر التعرض للطلاق بافتراض تأثيرها الثابت خلال مدة الحياة الزوجية، بينما يختص نموذج ٢ بعرض تقدير تأثير تلك المتغيرات بعد اختبار فرض التناسب (Proportionality Assumption) القائل بأن تأثير المتغيرات ثابت مع الزمن (أى خلال مدة الحياة الزوجية). وباختبار فرض التناسب وجد أنه مُحقق لجميع المتغيرات فيما عدا فئات متغير العمر عند الزواج الأول. أى أن تأثير الفئات العمرية على احتمال حدوث الطلاق يختلف باختلاف مدد الحياة الزوجية بالشهر، وهذا ما يعنى أن متغير العمر عند الزواج الأول يتغير تأثيره بمرور الزمن (Time-Varying Coefficient). ولذلك فسوف يضم نموذج ٢ نتائج التأثير الزمنى لفئات متغير العمر عند الزواج الأول.

وتشير نتائج جدول (2) إلى معنوية النموذجين بشكلٍ عام وفقاً لاختبار نسبة الإمكان (Likelihood Ratio Test). كذلك فجميع المتغيرات المُتضمنة بالنموذجين معنوية سواءً فى جميع فئاتها أو فى بعضٍ منها. كما نلاحظ تقارب معاملات ومعنويات جميع المتغيرات – خلاف فئات متغير العمر عند الزواج الأول – بشكل كبير بين النموذجين.

جدول (2): محددات الطلاق للزيجات التى تمت قبل عام ١٩٨٠:نسب الخطر الناتجة من نموذجى الأخطار لكوكس (Cox's Hazards Model) وفقاً لبعض المتغيرات الديموجرافية والاقتصادية والاجتماعية محل الدراسة

المتغيرات	نسبة الخطر (Hazard Ratio)	
	نموذج ١	نموذج ٢
العمر عند الزواج الأول	الفئة المرجعية (أقل من ١٥)	
١٥- ١٧	***٠.٧٤٨٣	***٠.٥٦٥١
١٨-٢٠	***٠.٥١٥٢	***٠.٣٥١٧
٢١ فأكثر	***٠.٦٠٦٠	***٠.٤١٨٨
الفوج الزواجى	الفئة المرجعية (قبل ١٩٧٠)	
١٩٧٠-١٩٨٠	**١.٢٥٠٨	**١.٢٩٦٠
عدد ونوع الأطفال الذين تم إنجابهم	الفئة المرجعية (صفر)	
ولد فقط	***٠.٣٢٠١	***٠.٣٢٤٦
بنت فقط	***٠.٤٨٥٩	***٠.٤٩٠٦
طفلين (ولد أو ولدان)	***٠.٢٢٨٣	***٠.٢٢٩٢
طفلين (بنتان)	***٠.٢٦٩٨	***٠.٢٧٠٨
٣ أطفال أو أكثر (ولد أو أكثر)	***٠.٠٧٩٥	***٠.٠٨٠٤
٣ أطفال أو أكثر (بنات فقط)	***٠.١٦٢٥	***٠.١٦٤٨
مستوى التعليم	الفئة المرجعية (أقل من الإعدادية)	
إعدادى فأكثر	*٠.٤٨٣٣	**٠.٤٨٦٤
محل الإقامة الحالى	الفئة المرجعية (القاهرة والإسكندرية)	
حضر وجه بحرى	*٠.٧٤٠٦	*٠.٧٤٥٥
ريف وجه بحرى	***٠.٦٩٧٧	***٠.٦٩٨٢
حضر وجه قبلى	٠.٨٨٢٧	٠.٨٧٩١
ريف وجه قبلى	١.٠٢٧٤	١.٠٢١٦
سبق لها العمل منذ بداية الزواج الأول	الفئة المرجعية (لم تعمل)	
عملت	#١.١٨٤٨	#١.١٧٥٤
التأثير الزمنى		نسبة الخطر (Hazard Ratio)
العمر عند الزواج الأول (١٥-١٧)		***١.٠٠٥٤
العمر عند الزواج الأول (١٨-٢٠)		***١.٠٠٧٣
العمر عند الزواج الأول (٢١ فأكثر)		**١.٠٠٧٤
likelihood ratio - χ^2	$\chi^2_{(16)}$ = ٣٩٠.٧٦	$\chi^2_{(19)}$ = ٤١٢.٣٧
P-value	0.000	0.000

ملاحظات: ١- المتغيرات المتضمنة فى الجزء الثانى من نموذج 2 يتغير تأثيرها بشكل مستمر مع تغير الزمن، وهذه المتغيرات يتغير تأثيرها كلما زادت مدة الحياة الزوجية بشهر واحد فقط.

٢- # P<0.1، * P<0.05، ** P<0.01، *** P<0.001.

فيما يتعلق بمتغير العمر عند الزواج الأول، أوضحت نتائج نموذج ١ و٢ بجدول (2) أن الزواج فى أعمار مبكرة يؤثر بشكل معنوى على انتهاء الحياة الزوجية بالطلاق، وذلك فى ظل ثبات باقى المتغيرات الأخرى. حيث أشارت نتائج نموذج ١ إلى أن السيدة المتزوجة عند العمر ١٥-١٧ سنة يقل خطر تعرضها

للطلاق بنسبة ٢٥% مقارنةً بالسيدة المتزوجة عند عمر أقل من ١٥ سنة. كذلك فإن زيادة عمر المرأة عند الزواج الأول إلى العمر ١٨-٢٠ أو العمر ٢١ فأكثر يؤدى إلى انخفاض خطر تعرضها للطلاق بنسبة ٥٠% و٣٩% على الترتيب مقارنةً بالسيدة المتزوجة عند العمر أقل من ١٥ سنة. ونلاحظ مما سبق أن زيادة عمر المرأة عند الزواج الأول تُخفض من خطر تعرضها للطلاق. إلا أن هذا الانخفاض فى خطر الطلاق لا يكون مضطرد بشكل مستمر وإنما تأخذ العلاقة شكل منحنى، حيث يعود خطر التعرض للطلاق للزيادة عندما تصل السيدة لـــ ٢١ سنة فأكثر، فنجد أن خطر التعرض للطلاق للسيدة المتزوجة فى الفئة العمرية ٢١ عام فأكثر يزيد عنه للسيدة المتزوجة فى الفئة العمرية ١٨-٢٠ سنة. وقد اتفق ذلك مع نتائج Goldman (١٩٨١) والذى قام ببناء جداول الحياة بالاستعانة ببيانات مسح الخصوبة العالمى الذى تم فى كولومبيا عام ١٩٧٦ وفى بيرو عام ١٩٧٧-١٩٧٨ ووجد أن احتمال الانفصال من الزواج الأول يقل بارتفاع العمر عند الزواج الأول إلا أنه يزيد مرة أخرى للسيدات المتزوجات بعد العمر ٢٥ عند بعض مدد الحياة الزوجية. وقد أرجع Goldman ذلك إلى أن زيادة عمر المرأة عند الزواج الأول عن حد معين يجعلها أكثر استقلالية واعتماداً على النفس، بالشكل الذى قد يصعب معه تأقلمها مع حياة جديدة نظراً لتطلعها لدور فعال فى اتخاذ القرارات الخاصة بشئون وقضايا الأسرة والحصول على علاقة متساوية مع الزوج، الأمر الذى قد يؤدى إلى زيادة احتمال التعرض للطلاق. إلا أنه من الهام أن ننوه أنه بإجراء اختبار لمعنوية الفروق بين فئات متغير العمر عند الزواج الأول، وجد أن الفرق بين فئة العمر عند الزواج الأول ١٨-٢٠ لا تختلف بشكل معنوى عن فئة ٢١ فأكثر. وبذلك فنظراً لعدم معنوية الفرق البسيط فى خطر التعرض للطلاق بين السيدات المتزوجات فى العمر ١٨-٢٠ سنة والسيدات المتزوجات فى عمر ٢١ سنة فأكثر، فإن هذه النتيجة تتفق مع نتائج الدراسات السابقة فى أنه كلما زاد العمر عند الزواج الأول كلما زاد خطر التعرض للطلاق (Chester, 1972b; Cherlin, 1977; McCarthy and Menken, 1979; Jones, 1980, 1981, 1997; Nawar, 1988; Martin and Bumpass, 1989; Hassan, 1990; El-Saadani, 2006a,b). وقد أرجع Jones (1981) السبب فى ذلك إلى أن ارتفاع العمر عند الزواج الأول يجعل الأفراد أكثر قدرةً ونضجاً على اختيار الشريك المناسب وعلى اتخاذ قرار الزواج بشكل سليم، وهذا كله من شأنه أن يساعد على نجاح الزواج واستقراره. هذا بالإضافة إلى أن زيادة العمر عند الزواج يرتبط ببعض المتغيرات الأخرى التى تساعد على استقرار الحيـــاة الزوجية كالمستـــوى التعليمى (Jones, 1981) والاجتماعى (Chester, 1972b; Gibson, 1974). وحتى مع تثبيت المستوى التعليمى ومحل الإقامة ووجود أطفال قبل الزواج أشار Martin and Bumpass (1989) إلى أن تأثير العمر عند الزواج الأول لازال يؤثر بشكل كبير على احتمال حدوث الانفصال (الطلاق).

وقد سبق أن ذكرنا أن متغير العمر عند الزواج الأول كان المتغير الوحيد من المتغيرات محل الدراسة الذى ثبت أنه يتغير تأثيره خلال مدة الحياة الزوجية، وعند إدخاله فى النموذج كمتغير يتغير تأثيره خلال الزمن أشارت نتائج نموذج ٢ إلى أن زواج المرأة عند عمر ١٥-١٧ عام يقلل بشكل معنوى من خطر تعرضها

للطلاق بنسبة ٤٣.٤٩% مقارنة بالسيدة المتزوجة عند عمر أقل من ١٥ عام. إلا أن هذا الخطر يزيد كلما زادت مدة الحياة الزوجية. فعلى سبيل المثال عند مرور شهر من مدة الحياة الزوجية فهذا يعنى أن خطر التعرض للطلاق للسيدة المتزوجة فى سن ١٥- ١٧ عام = (٠.٥٦٥١ * ١.٠٠٥٤) = ٠.٥٦٨٢. أى أن زواج المرأة عند ١٥-١٧ عام وبعد مرور شهر واحد من الزواج الأول يقلل بشكل معنوى من خطر تعرضها للطلاق بنسبة ٤٣.٨١% مقارنة بالسيدة المتزوجة عند عمر أقل من ١٥ عام. وكذلك عند مرور السنة الأولى من الزواج الأول (١٢ شهر) نجد أن خطر التعرض للطلاق للسيدة المتزوجة فى سن ١٥- ١٧ عام = (٠.٥٦٥١ * (١.٠٠٥٤)^{١٢}) = ٠.٦٠٢٨. أى أنه بعد مرور سنة من الزواج الأول يقل خطر التعرض للطلاق للسيدة المتزوجة عند ١٥-١٧ عام بشكل معنوى عن السيدة المتزوجة عند عمر أقل من ١٥ سنة بنسبة ٣٩.٧٢%. وهكذا، بحيث أنه بعد مرور الخمس سنوات الأولى من الزواج الأول يكون خطر التعرض للطلاق للسيدة المتزوجة فى سن ١٥-١٧ عام = (٠.٥٦٥١ * (١.٠٠٥٤)^{٦٠}) = ٠.٧٨٠٧ أى أن خطر تعرضها للطلاق يقل بنسبة ٢١.٩٣% مقارنةً بالسيدة المتزوجة عند عمر أقل من ١٥ عام. وهذا يعنى أنه بزيادة مدة الحياة الزوجية يزيد خطر التعرض للطلاق للسيدة المتزوجة عند العمر ١٥-١٧ مقارنة بالسيدة المتزوجة عند العمر أقل من ١٥ عام أى أنه بمرور الحياة الزوجية تقل الفجوة فى خطر التعرض للطلاق بين السيدات المتزوجات أقل من ١٥ عام أو ١٥-١٧ عام.

وتُطبق نفس المعادلة على فئات العمر الأخرى المُتغيرة التأثير مع الزمن. فنجد أن السيدة المتزوجة عند عمر ١٨-٢٠ يقل خطر تعرضها للطلاق بنسبة ٦٤.٨٣%. مقارنة بالسيدات المتزوجات عند العمر أقل من ١٥ وذلك عند بداية الزواج الأول. وتنخفض هذه النسبة بزيادة مدة الحياة الزوجية. فبعد مرور السنة أو الخمس سنوات الأولى من الزواج الأول نجد أن زواج السيدة فى عمر ١٨-٢٠ يقلل من خطر تعرضها للطلاق بشكل معنوى بنسبة ٦١.٦٢% و٤٥.٥٩% على الترتيب بالمقارنة بالسيدة المتزوجة عند عمر أقل من ١٥ عام. وكذلك فإن زواج السيدة عند عمر ٢١ عام فأكثر يقلل بشكل معنوى من خطر تعرض السيدة للطلاق بنسبة ٥٨.١٢% مقارنة بالسيدات المتزوجات عند العمر أقل من ١٥ سنة عند بداية الزواج الأول، ويزيد هذا الخطر بزيادة مدة الحياة الزوجية.

أما عن متغير **الفوج الزواجي**، فعند بناء نموذج دالة الأخطار بحيث تكون السيدات المتزوجات فى الفترة أقل من عام ١٩٦٠ هن الفئة المرجعية وجد أنه لا يوجد فرق معنوى فى خطر التعرض للطلاق بين السيدات المتزوجات قبل عام ١٩٦٠ والمتزوجات خلال الفترة ١٩٦٠-١٩٧٠. ولذلك فقد تم ضم السيدات المتزوجات قبل عام ١٩٦٠ والمتزوجات خلال الفترة ١٩٦٠-١٩٧٠ معاً بحيث تكون الفئة المرجعية هى

السيدات المتزوجات قبل عام ١٩٧٠. وقد أظهرت نتائج نموذج ١و٢ أن زواج السيدة فى العشر سنوات السابقة للمسح من شأنه أن يزيد من خطر تعرضها للطلاق بنسبة ٢٥% و30% على الترتيب مقارنةً بالسيدات المتزوجات قبل المسح بأكثر من عشر سنوات.

ونلاحظ أن متغير الفوج الزواجى يستلزم بشكل كبير دراسته فى ظل تثبيت أثر المتغيرات الأخرى، وذلك نظراً لأنه من ناحية نجد أن تقدم الفوج الزواجى يرتبط بزيادة التقدم الحضارى والصناعى والذى يرتبط بشكلٍ ما بزيادة معـــدلات الانفصال بين الزوجين (Trend and South, 1989). ومن ناحية أخرى نجد أن تقدم الفوج الزواجى يعنى انخفاض نسبة الزواج المبكر وانخفاض نسبة الأميات فى المجتمع، الأمر الذى يساعد على انخفاض احتمال حدوث الطلاق فى الأفواج الزواجية الحديثة.

وفيما يتعلق بمتغير عدد ونوع الأطفال الذين تم إنجابهم خلال الزواج الأول، نجد أن نتائج النموذجين قد أكدت على أن الخصوبة تؤثر بشكل كبير على خطر حدوث الطلاق فى الزواج الأول، حيث:

أ- أوضحت نتائج النموذج أن عدم إنجاب الأطفال يزيد من خطر التعرض للطلاق فى الزواج الأول. فنجد أن إنجاب السيدة للطفل الأول يُخفض بشكل كبير من خطر تعرضها للطلاق، فعند إنجاب السيدة لطفل ذكر يقل خطر تعرضها للطلاق بنسبة ٦٨%. كذلك فإن إنجابها لطفلة أنثى يقلل من خطر تعرضها للطلاق بنسبة ٥١%، وذلك بمقارنة كلٍ منهما بالسيدات اللاتى لم ينجبن أى طفل. ويتفق ذلك مع الدراسات السابقة والتى أشارت إلى أن عدم إنجاب الأطفال يشكل تهديداً قوياً لاستمرار الزواج الأول، حيث أن مجرد إنجاب الطفل الأول يقلل من خطر التعرض للطلاق بشكل ملحوظ (Smith, 1981; El-Saadani, 2006a,b).

ب- اتفقت نتائج النموذج مع الدراسات السابقة التى أشارت إلى وجود علاقة عكسية بين عدد الأطفال وبين خطر التعرض للطلاق، بحيث أنه كلما زاد عدد الأطفال الذى أنجبتهم السيدة خلال زواجها الأول كلما قل خطر تعرضها للطلاق (Chester, 1972a,b; Cherlin, 1977; Smith, 1981; Morgan, 1986; Aghajanian, 1986; Platte, 1988; Hassan, 1990; Fan and Lui, 2001; Andre and Lingnau, 2004; El-Saadani, 2006a,b). ويظهر ذلك من خلال نتائج النموذج التى تشير إلى أن إنجاب السيدة لطفلين يقلل من خطر التعرض للطلاق بنسبة ٧٧% إذا كان هذان الطفلان من بينهما طفل ذكر على الأقل، و٧٣% إذا أنجبت السيدة طفلتين، وذلك بمقارنةً كلٍ منهما بالسيدة التى لم تنجب أى طفل. وكذلك فعند إنجاب السيدة لثلاثة أطفال فأكثر فإن خطر تعرضها للطلاق يقل بنسبة ٩٢% إذا كان من بين هؤلاء الأطفال طفل ذكر

واحد على الأقل، و٨٤% إذا كانوا إناث فقط، وذلك بمقارنة كلٍ منهما بالسيدة التى لم تنجب أى طفل. ويتضح مما سبق أن زيادة عدد الأطفال لدى السيدة تقلل من خطر تعرضها للطلاق.

ج– أوضحت نتائج النموذج تأثير عدم إنجاب الذكور على خطر التعرض للطلاق للسيدة، حيث اتفقت النتائج مع الدراسات السابقة فى أن عدم إنجاب السيدة للذكور يزيد من خطر تعرضها للطلاق مقارنةً بالسيدات اللاتى أنجبن إناث فقط (Yi et al, 2002; Hassan,1990; Platte,1988). وبالفعل نجد أنه إذا أنجبت السيدة الطفل الأول ذكر يقل خطر تعرضها للطلاق بنسبة ٦٨% بينما يقل خطر تعرضها للطلاق بنسبة ٥١% فقط إذا أنجبت الطفل الأول أنثى، وذلك بمقارنة كلٍ من السيدتين بالسيدة التى لم تنجب أى طفل. وبمقارنة معنوية الفروق فى خطر التعرض بين السيدات اللاتى أنجبن طفل ذكر والسيدات اللاتى أنجبن طفلة أنثى وجد أن الفرق معنوى بين الفئتين وهذا يعنى أن نوع الطفل الأول يؤثر على خطر حدوث الطلاق فى الزواج الأول حيث يقل خطر التعرض للطلاق بشكل معنوى إحصائياً للسيدة إذا أنجبت طفل ذكر عنه إذا أنجبت طفلة أنثى. كذلك فبالنظر إلى باقى فئات متغير عدد ونوع الأطفال نلاحظ أن وجود طفل ذكر واحد على الأقل لدى السيدة يقلل من خطر تعرضها للطلاق مقارنةً بالسيدة التى أنجبت نفس العدد من الأطفال و لم تنجب أى طفل ذكر.

وبالنسبة إلى متغير **المستوى التعليمى للمرأة**، فقد أكدت نتائج النموذجين على نتائج الدراسات السابقة التى أشارت إلى دور تعليم الإناث كعامل مؤثر فى استقرار الأسر. فكلما ارتفع المستوى التعليمى للمرأة كلما انخفض احتمال تعرضها للطلاق (Cherlin, 1977; Jones, 1980; Goldman, 1981; Martin and Bumpass, 1989; Hassan, 1990; Raymo et al, 2004; El-Saadani, 2006a,b). حيث أن تعليم المرأة يجعلها أكثر نضجاً من المرأة غير المتعلمة وكلما زاد مستوى تعليمها كلما كانت أكثر قدرة على مواجهة مشكلاتها الزوجية وأكثر كفاءة فى تربية أطفالها والتعامل مع زوجها (Martin and Bumpass,1989). وقد أظهرت نتائج النموذج أن وجود السيدة فى مرحلة التعليم الإعدادى أو أكثر من شأنه أن يقلل خطر تعرضها للطلاق بنسبة حوالى ٥٢% مقارنة بالسيدة ذات المستوى التعليمى الأقل من المرحلة الإعدادية[٦].

[٦] عند بناء النموذج بحيث تكون السيدة غير المتعلمة هى الفئة المرجعية أتضح عدم وجود فرق معنوى فى خطر التعرض للطلاق بين أي من السيدة غير المتعلمة والسيدة فى مرحلة التعليم الابتدائى. ولذلك فقد تم ضم فئة السيدات فى مرحلة التعليم الابتدائى مع السيدات غير المتعلمات لتكون الفئة المرجعية هى السيدة ذات المستوى التعليمى الأقل من مرحلة التعليم الإعدادى.

وبالنظر إلى متغير محل الإقامة الحالى، فلم تتفق الدراسات التى تناولت بالتحليل العلاقة بين محل الإقامة واحتمال حدوث الطلاق على شكل معين للعلاقة بين المتغيرين. فمنهم من أشار إلى زيادة معدلات الطلاق فى المناطق الريفية مقارنة بالمناطق الحضرية كدراسة (Jones, 1980) لدولة ماليزيا. ومنهم من وجد أن السيدات اللاتى تسكن فى المناطق الحضرية أكثر عرضة للطلاق من السيدات ساكنات المناطق الريفية كدراسة (Goldman, 1981) فى كولومبيا وبنما وبيرو، وكذلك دراسة (Lee et al, 1994) فى دولة تايوان.

وقد أوضحت نتائج النموذجين أنه بمقارنة السيدات المقيمات فى حضر وريف الوجه البحرى والقبلى بالسيدات المقيمات فى محافظتى القاهرة والإسكندرية، وجد أنه لا توجد فروق معنوية فى خطر التعرض للطلاق بين سيدات الوجه القبلى (حضر وريف) وبين سيدات محافظتى القاهرة والإسكندرية. بينما وجد أن إقامة السيدة فى الوجه البحرى (حضر وريف) تقلل من خطر تعرضها للطلاق بشكل معنوى، حيث يقل خطر التعرض للطلاق بنسبة حوالى ٢٦% للسيدة المقيمة فى حضر الوجه البحرى وبنسبة حوالى ٣٠% للسيدة المقيمة فى ريف الوجه البحرى مقارنةً بالسيدة المقيمة فى محافظتى القاهرة والإسكندرية. إلا أن الفرق فى احتمال التعرض للطلاق بين حضر وريف الوجه البحرى لم يكن ذو دلالة معنوية إحصائياً.

وأما عن متغير عمل المرأة منذ بداية الزواج، فتوضح نتائج النموذجين أن المرأة التى سبق لها العمل منذ بداية زواجها الأول يزيد خطر تعرضها للطلاق بنسبة حوالى ١٨% عن المرأة التى لم يسبق لها العمل منذ بداية الزواج. ويتفق ذلك مع الأدبيات السابقة التى أشارت إلى أن زيادة فرص العمل بالنسبة لها ومشاركتها فى قوة العمل يعتبر من المحددات الهامة التى تسمح للمرأة وقد تشجعها على اتخاذ قرار الانفصال بشكل سريع. فقد أشار Aghajanian (1986) وKirkpatrick (1972) وAndre and Lingnau (2004) أن العمل بالنسبة للمرأة يعطيها درجة عالية من الاكتفاء الذاتى من خلال حصولها على مصدر مستقل للدخل حتى وإن كان قليل، حيث أن المرأة غير العاملة قد تتحمل وتستمر فى زواج لا ترضى عنه نتيجة لخوفها من المصير الذى سوف تواجهه إذا انفصلت عن زوجها الذى ينفق عليها، بينما تكون المرأة العاملة أقل احتمالاً من الاستمرار فى زواج غير راضية عنه. وكـذلك رأى Aghajanian (1986) وAndre and Lingnau (2004) أن المرأة العاملة تكون أكثر احتمالاً للجدال والتشاجر مع زوجها نتيجة لتطلعها إلى دور فعال فى اتخاذ القرارات الخاصة بشئون وقضايا الأسرة والحصول على علاقة متساوية مع الزوج، وهذا لا يتسق مع أفكار واعتقادات كثير من الرجال وخاصة فى المجتمعات العربية ولهذا فإن الأسر التى تعمل فيها الزوجة تكون أكثـر احتمـالاً لحدوث الطلاق بها. وكذلك أشار Hassan (1990) إلى أن الزوجة التى تعمل تنفق وقتاً وجهـداً خـارج البيت مثلها مثل الزوج وتعود إلى بيتها لتجد نفسها محملة بكل أعباء المنزل والأولاد وقد ينتج عن ذلك إهمال

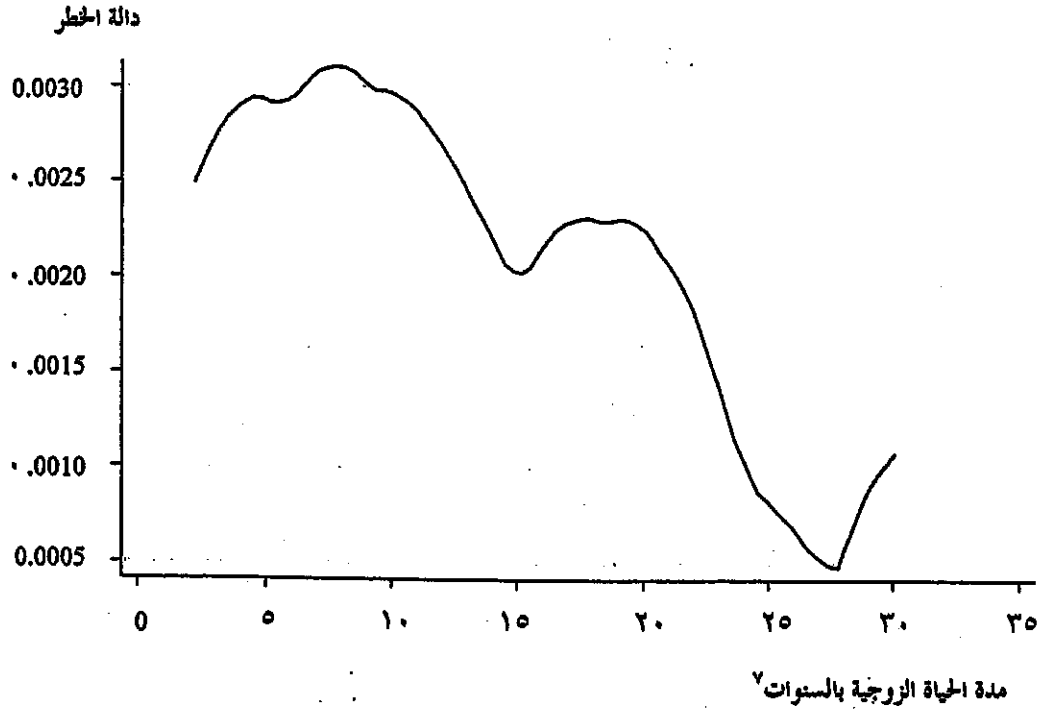
الزوجة لبيتها أو أبنائها أو زوجها أو حتى نفسها وهذا ما قد يدفع الرجل أحياناً إلى الانفصال عن هذه المرأة على الرغم من أنه قد يكون هو من جعلها تعمل للمساهمة براتبها فى أعباء الحياة الزوجية.

ومن الجدير بالذكر هنا أن البيانات المُتاحة توفر بيانات عن ما إذا كانت المرأة تعمل قبل الزواج أم لا، أو إذا ما كان قد سبق لها العمل منذ تاريخ الزواج الأول أم لا، أو إذا ما كانت تعمل حالياً أم لا. وكل المتغيرات السابقة المتاحة لا تساعدنا على تحليل تأثير عمل المرأة على احتمال حدوث الطلاق بشكل دقيق. فبالنسبة لمتغير عمل المرأة قبل الزواج فنعتقد أنه لا يشكل تأثيراً على احتمال حدوث الطلاق. كما لم تشر أى من الدراسات السابقة إلى وجود تأثير لمثل هذا المتغير على احتمال الطلاق. أما بالنسبة إلى متغيرى عمل المرأة منذ بدء الزواج الأول، وعمل المرأة الحالى فكلاهما يفيد بأن السيدة المتزوجة وقت إجراء المسح قد سبق لها العمل منذ تاريخ الزواج الأول. بينما للسيدة المطلقة فلا يمكن معرفة إذا كانت السيدة قد بدأت فى العمل قبل طلاقها أم بعده. وبذلك لا يمكن معرفة إذا كان عملها هو سبب لحدوث الطلاق أم نتيجة. وقد كان من المفيد توافر بيان عن تاريخ بدء العمل للمرأة الأمر الذى يمكن معه التعرف على تأثير عملها على احتمال حدوث طلاقها بشكل دقيق. ولذلك فإن المتغير المُتناول فى النموذج لا يدرس بشكل جيد مدى تأثير عمل المرأة على حدوث الطلاق نظراً لاحتمالية عملها بعد حدوث الطلاق فى حياتها الزوجية الأمر الذى قد يجعل عمل المرأة نتيجة لحدوث الطلاق وليس سبباً. وقد يكون ذلك هو السبب فى أن هذا المتغير لم يحقق معنوية بشكل كبير (معنوى عند مستوى معنوية ١%).

ويشير الشكلين (3) و(4) إلى منحنى الخطر الأساسى الناتج من نموذج ١و٢ على الترتيب. ويوضح هذا المنحنى خطر الطلاق الذى تواجهه السيدة خلال زواجها الأول فى ظل استخدام القيم المرجعية لكل المتغيرات المُتضمنة فى كل نموذج. ويتضح من خلال الشكل (3) أن خطر حدوث الطلاق يزداد خلال سنوات الزواج الأولى حتى يصل إلى قمته عند السنة الثامنة من الزواج ثم يبدأ بعد ذلك فى الانخفاض بشكلٍ عام. إلا أننا نلاحظ من الرسم أن هذا الخطر يرتفع مرة أخرى وإن كان بشكل بسيط خلال الفترة من السنة السابعة عشر حتى السنة العشرين من الزواج. ثم يعود لينخفض مرة أخرى حتى العام الثامن والعشرين من الزواج تقريباً. وبعد ذلك يبدأ خطر الطلاق فى الزيادة مرة أخرى بشكل مستمر. وتتفق هذه النتيجة مع العديد من الأدبيات السابقة التى أشارت إلى أن معظم حالات الطلاق تتم فى الفترة الأولى من الزواج. وهذا قد يرجع إلى أن الاختلافات بين الزوجين تكون أشد حده فى بداية الحياة الزوجية مما يزيد من رغبة أى منهما للاتجاه نحو الطلاق (Jone,1997). هذا بالإضافة إلى أنه فى الفترات الأولى من الزواج قد لا يكون لدى الزوجين أطفال، الأمر الذى يزيد من خطر تعرضهم للطلاق نظراً لارتباط وجود أطفال بزيادة احتمال الاستمرار فى

الزواج (El-Sadaani, 2006a). أما فيما يتعلق بارتفاع دالة الخطر بعد العام الثامن والعشرين من الزواج فيرجع ذلك إلى أنه على الرغم من أن عدد حالات الطلاق تكون قليلة جداً إلا أنه نظراً لانخفاض عدد السيدات فى العينة المستمرات فى الزواج حتى مدة حياة زوجية أكثر من ٢٨ عام، فإنه عند حدوث حالة طلاق واحد فإن ذلك يزيد من خطر التعرض للطلاق بشكل كبير. وبالفعل نجد طبقاً لبيانات العينة، وبافتراض أن حالات الطلاق تُسجل ترتيبياً وفقاً لمدة الحياة الزوجية، فإنه عند العام الثامن والعشرين تحدث حالة الطلاق قبل الأخيرة و يكون عدد السيدات فى العينة المستمرات فى الزواج ٥٥٥ سيدة. وعند بداية العام الثانى والثلاثين تحدث أخر حالة طلاق بين سيدات العينة وفى تلك الفترة يكون عدد السيدات المستمرات فى الزواج ١٥٧ سيدة فقط. وهذا بالطبع يؤدى إلى حدوث قفزة كبيرة فى دالة البقاء السُلمية (Survival Step Function) ينتج عنها ارتفاع ملحوظ فى دالة الخطر كما هو ظاهر بالشكل.

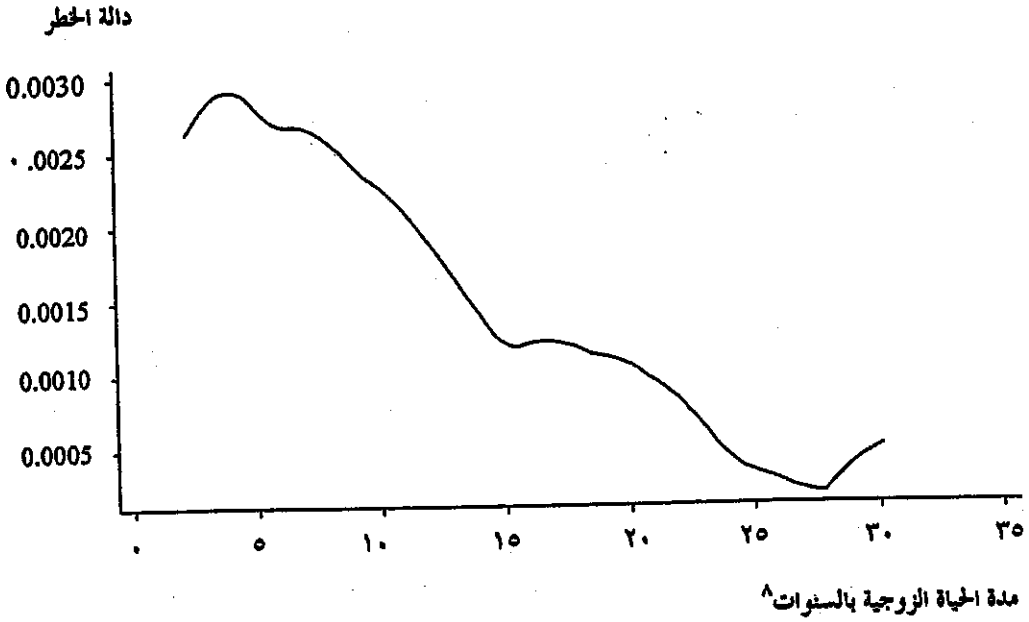
شكل (3): منحنى الخطر الأساسى (Baseline Hazard) لحدوث الطلاق عند مدد الحياة الزوجية المختلفة لنموذج الأخطار المتناسبة لكوكس (نموذج ١)



[٧] يوضح الشكل التغير الذى يحدث فى دالة الخطر الأساسى بالشهور، ونظراً لأنه خلال الدراسة قد تم التعرض لمدد حياة زوجية تصل إلى أكثر من ٣٦٠ شهر أى أكثر من ٣٠ سنة فقد تم تمثيل المحور الأفقى بالسنوات، بحيث أن الأرقام ٥، ١٠، ...، ٣٥ ترمز إلى عدد سنوات مدة الحياة الزوجية وليس الشهور.

بينما نلاحظ من الشكل (4) أن خطر حدوث الطلاق يزداد خلال الأربع سنوات الأولى من الزواج ليصل إلى أعلى قيمة له عند السنة الرابعة ثم يقل مرة أخرى إلا أنه يرتفع بشكل بسيط عند السنة السابعة من الزواج الأول. ويتناقص الخطر الذى يواجه السيدات بشكل عام حتى السنة الرابعة عشر ثم يرتفع مرة أخرى بشكل بسيط أيضاً ليعود لينخفض حتى السنة السابعة والعشرين تقريباً ليزيد هذا الاحتمال مرة أخرى ويستمر فى الزيادة حتى السنة الثلاثين من الزواج الأول. وبصفة عامة يمكن تفسير المنحنى بأن أكثر السنوات الزوجية التى تتعرض فيها السيدة إلى الطلاق هى الأربع سنوات الأولى. وبعد ذلك يأخذ احتمال تعرضها للطلاق فى الانخفاض بشكل مستمر مع وجود ارتفاع فى خطر التعرض للطلاق خلال السنوات الأخيرة فى الحياة الزوجية يرجع لحدوث قفزة فى الدالة السُلمية كما سبقت الإشارة.

شكل (٤): منحنى الخطر الأساسى (Baseline Hazard) لحدوث الطلاق عند مدد الحياة الزوجية المختلفة لنموذج الأخطار لكوكس مع تضمين متغيرات تعتمد على الزمن (نموذج ٢)



[٨] يوضح الشكل التغير الذى يحدث فى دالة الخطر الأساسى بالشهور، ونظراً لأنه خلال الدراسة قد تم التعرض لمدد حياة زوجية تصل إلى أكثر من ٣٦٠ شهر أى أكثر من ٣٠ سنة فقد تم تمثيل المحور الأفقى بالسنوات، بحيث أن الأرقام ٥، ١٠، ...، ٣٥ ترمز إلى عدد سنوات مدة الحياة الزوجية وليس الشهور.

٥– الخلاصة والتوصيات:

أظهرت بيانات الإحصاءات الحيوية الصادرة فى النشرات السنوية لإحصاءات الزواج والطلاق عن الجهاز المركزى للتعبئة العامة والإحصاء وجود اتجاه عام نحو انخفاض مستويات الطلاق فى مصر منذ عام ١٩٨٠ وحتى عام ٢٠٠٦ مع وجود ارتفاع طفيف فى هذا المستوى شهده عامى ٢٠٠٧ و٢٠٠٨. وقد أشارت بيانات هذه الدراسة إلى ارتباط خطر تعرض السيدة للطلاق فى زواجها الأول ببعض العوامل الديموجرافية والاقتصادية والاجتماعية الخاصة بالسيدة والتى من شأنها أن تؤثر بالسلب أو بالإيجاب على انتهاء حياتها الزوجية بالطلاق. فقد أظهرت الدراسة أنه كلما زاد عمر المرأة عند الزواج الأول كلما كانت السيدة أقل عرضة لخطر حدوث الطلاق فى زواجها الأول بشكل معنوى. كذلك فإن انتقال السيدة إلى مرحلة التعليم الإعدادى فأكثر يقلل من خطر تعرضها للطلاق خلال زواجها الأول بشكل معنوى. ومن الملاحظ أن عمر المرأة عند الزواج الأول وتعليمها يعتبران قاسمان مشتركان فى جميع الدراسات الديموجرافية التى تناولت العوامل التى تؤثر فى الوفيات والخصوبة والصحة الإنجابية وصحة الأطفال. حيث أن رفعهما يؤدى إلى تحسن جميع المؤشرات المرتبطة بالصحة الإنجابية وصحة الأطفال وصحة أفراد الأسرة بصفة عامة، وكذلك تحسن وضع ومكانة المرأة وانخفاض العنف الموجه لها أو لأبنائها. بالإضافة إلى ما أشارت عليه نتائجنا فى تأثيرها على انخفاض احتمال حدوث الطلاق فى الحياة الزوجية.

وقد أظهرت بيانات الدراسة أيضاً أن إقامة السيدة فى الوجه البحرى (حضر أو ريف) تقلل من خطر تعرضها للطلاق بشكل معنوى بالمقارنة بالسيدات المقيمات فى المحافظات الحضرية. بينما لم يكن هناك فرق معنوى بين السيدات المقيمات فى المحافظات الحضرية والسيدات المقيمات فى الوجه القبلى (حضر أو ريف) فى التأثير على خطر التعرض للطلاق خلال الزواج الأول. كذلك فقد وجدنا أن السيدة المتزوجة خلال الفترة ١٩٧٠-١٩٨٠ أكثر عرضة لخطر التعرض للطلاق بشكل معنوى عن السيدات المتزوجات قبل عام ١٩٧٠.

وقد كانت من أكثر النتائج معنوية فى النموذج النتائج المتعلقة بالأطفال الذين أنجبتهم السيدة حيث أشارت الدراسة إلى أن عدم إنجاب السيدة يؤثر بشكل معنوى على خطر تعرضها للطلاق. فبمجرد إنجاب طفل واحد فقط يقل خطر تعرض السيدة للطلاق خلال زواجها الأول بشكل كبير. وكلما زاد عدد الأطفال لدى السيدة كلما قل خطر تعرضها للطلاق بشكل معنوى. كذلك أوضحت الدراسة وجود تأثير للتفضيل الذكورى بين الأطفال ظهر فى انخفاض خطر التعرض للطلاق للسيدة التى تنجب طفل واحد ذكر على الأقل بين أطفالها مقارنة بالسيدة التى لديها نفس العدد من الأطفال ولكنها لم تنجب إلا فتيات. ولذلك فنحن

نوصى بتطوير ونشر برامج توعية (فى المناطق الريفية على الأخص) للحد من عدم المساواة بين الذكور والإناث والحد من تفضيل الذكور عن الإناث.

وقد أشارت نتائج الدراسة كذلك إلى أن زيادة خطر التعرض للطلاق للسيدة التى سبق لها العمل منذ بداية زواجها الأول تكون أكثر عرضة لحدوث الطلاق فى زواجها الأول مقارنة بالسيدة التى لم يسبق لها العمل منذ بداية الزواج، وإن كان لابد من أخذ هذه النتيجة بحذر حيث أن البيانات المتاحة لا توفر لنا معرفة تاريخ بداية عمل المرأة بالتحديد، الأمر الذى لا يمكن معه معرفة إذا كان العمل هو السبب فى تعرضها للطلاق أم أنه كان نتيجة لحدوث الطلاق فى زواجها. ويدفع بنا ذلك إلى التوصية بالاهتمام بتوفير بيانات تساعد على متابعة ودراسة أسباب ومحددات ظاهرة الطلاق فى مصر فى الوقت الحالى، والتى تُمكن من دراسة التفاعل بين تلك المحددات وبين اختلاف مراحل الحياة الزوجية. وحتى يتمكن الدارسون من بحث هذه الظاهرة بشكل سليم. ومن أهم البيانات الواجب توافره نطرح التالى: مدة الحياة الزوجية، خصائص الزوج التعليمية والاقتصادية والاجتماعية وتفضيلاته الإنجابية، الفروق بين الزوجين من حيث العمر والتعليم والمستوى الاجتماعى والاقتصادى، ترتيبات الحياة الزوجية (مثل الإقامة فى ظل الأسرة الممتدة)، عمل المرأة أثناء الحياة الزوجية، وطبيعة مهنتها، وعدد ساعات العمل، وكذلك الدخل الناتج من هذا العمل، وحجم الفجوة بين دخلها ودخل الزوج، مستوى تمكين المرأة. فنحن نلاحظ أن معظم التوصيات التى تنادى بها الكثير من الدراسات الحالية تحث على خروج المرأة ومساهمتها فى العمل وماله من دور فى زيادة تمكين المرأة. وقد يدعو هذا إلى دراسة تأثير عمل المرأة بشكل دقيق على احتمال حدوث الطلاق وهل تمكين المرأة له دور فى مزيد من استقرار الأسر أم عدم استقرارها.

شكر وتقدير

يتوجه الباحثون بالشكر والتقدير إلى **الأستاذ الدكتور/ حسين عبد العزيز حلمى** أستاذ الإحصاء بقسم الإحصاء – كلية الاقتصاد والعلوم السياسية على ما قدمه سيادته من علم غزير وتوجيهات وملاحظات سديدة كان لها الأثر الواضح فى إتمام هذه الدراسة.

المراجع:

– المراجع العربية:

– الخرابشة، عبد الحميد (١٩٨٨) *اتجاهات الزواج والطلاق وآثارها على الخصوبة فى الأردن ١٩٧٥-١٩٨٥*، رسالة ماجستير غير منشورة، قسم الإحصاء الحيوى والسكان، معهد الدراسات والبحوث الإحصائية، جامعة القاهرة.

– المراجع الأجنبية:

- Aghajanian, A. (1986), "Some Notes in Divorce of Iran", Journal of Marriage and Family, 48, 749-755.

- Andre, B. H. J. and Lingnau, A. (2004), "Who Makes The First Step? Determinants of Divorce Initiative" paper presented at the third Conference of the European Research Network on Divorce 2004, Cologne, Germany.

- Cherlin, A. (1977), "The Effect of Children on Marital Dissolution", Demography, 14,265-272.

- Chester, R. (1971), "The Duration of Marriage to Divorce", British Journal of Sociology, 22, 172-182.

- Chester, R. (1972a), "Is There A Relationship Between Childlessness and Marriage Breakdown?", Journal of Biosocial Science,4, 443-454.

- Chester, R. (1972b), "Current Incidence and Trends in Marital Breakdown", Postgraduate Medical Journal, 48, 529-543.

- Cox, D. R. (1972), "Regression Models and Life-Tables", Journal of The Royal Statistical Society, Series B, 34, 187-220.

- El-Saadani, S. (2006a), "Marriage Instability in Some Arab States", Paper presented at the Regional Conference on Family Health and Population, Organized by the League of Arab States, Cairo, Egypt, May 13-16.

- El-Saadani, S. (2006b), "Divorce in the Arab Region: Current Levels, Trends, and Features", Paper presented at the European Population Conference, Liverpool, UK, June 21-24.

- Fan, C. S. and Lui, H. K. (2001), "How Does the Change of Marriage Quality Affect Divorce Decisions" www.econometricsociety.org/meetings/am01/content/presented/papers/fan.pdf, Accessed July 28, 2007.

- Fargues, P. (2003), "Terminating Marriage", The New Arab Family, Cairo Papers in Social Demography, The American university in Cairo Press, 24, 247-275.

- Gibson, C. (1974), "The Association between Divorce and Social Class in England and Wales", The British Journal of Sociology, 25, 79-93.

- Goldman, N. (1981), "Dissolution of First unions in Colombia, Panama, and Peru", Demography, 18, 659-679.

- Hassan, A. F. M. (1990) "Marriage Stability and its Impact on Fertility in Egypt, 1984" Cairo Demographic Center Monographs, 20, 175-215.

- Hallouda, A.M., Amin, S.Z., and Farid. S., eds. (1983), The Egyptian Fertility Survey. 4 vols. Cairo, Egypt: Central Agency for Public Mobilization and Statistics.

- Jalovaara, M. (2002), "Socioeconomic Differentials in Divorce Risk by Duration of Marriage", Demographic Research, 7, 537-564.

- Jones, G. W. (1980), "Trends in Marriage and Divorce in Peninsular Malaysia", Population Studies, 34, 279-292.

- Jones, G. W. (1981), "Malay Marriage and Divorce in Peninsular Malaysia: three decades of change", Population and Development Review, 7, 255-278.

- Jones, G. W. (1997), "Modernization and Divorce: Contrasting trends in Islamic Southeast Asia and the West", Population and Development Review, 23, 95-114.

- Kirkpatrick, C. (1972), "Disorganization and Dissolution", International Encyclopedia of the social sciences, 11and 12, 313-321.

- Lee, G. W., Thornton, A., and Lin, H. S. (1994), "Trends in Marital Dissolution ", Social Change and the Family in Taiwan, The University of Chicago Press, 245-263.

- Martin, T. C. and Bumpass, L. L. (1989), "Recent Trends in Marital Disruption", Demography, 26, 37-51.

- McCarthy, J. and Menken, J. (1979), "Marriage, Remarriage, Marital Disruption and Age at First Birth", Family Planning Perspectives, 11, 21-23+27-30.

- Morgan, S. P. (1986) "On Identifying Determinants of a Divorce in a Divorcing Population: Comments on Rankin and Maneker", Journal of Marriage and Family, 48, 673-675.

- Nawar, L. (1988), "Status of Women and Selected Nuptiality Patterns in Egypt" Cairo Demographic Center Monographs, 18, 179-210.

- Platte, E. (1988), "Divorce Trends and Patterns in China: past and present", Pacific Affairs, 61, 428-445.

- Raymo, J. M., Iwasawa, M., and Bumpass, L. (2004), "Marital Dissolution in Japan: Recent Trends and Patterns", Demographic Research, 11, 395-420.

- Smith, D. P. (1981), "Illustrative Analysis: Marriage Dissolution and Remarriage in Sri Lanka and Thailand", Scientific Reports, 17.1-33.

- Trent, K. and South, S. J. (1989), "Structural Determinants of the Divorce Rate: A Cross-Societal Analysis, Journal of Marriage and Family, 51, 391-404.

- Yi, Z., Schultz, T. P., Deming, W., and Danan, G. (2002), "Association of Divorce with Socio-Demographic Covariates in China, 1955-1985", Demographic Research, 7, 407-432.