المجلد 47 – العدد ديسمبر 2014

استخدام النماذج الديناميكية ذات التأثير العشوائى فى دراسة محددات فقد الأجنة فى مصر

سمية محمود السعدني[1] سارة عاصم محمود إبراهيم[2]

ملخص البحث:

إن الإهتمام بصحة الأم من الأهداف الإنمائية للألفية التى أعلنتها الأمم المتحدة عام 2000. ويوضح تقرير الأمم المتحدة عام 2008 أن وفيات الأمهات لا تزال على معدل غير مقبول على مستوى العالم وخصوصا فى بلاد العالم النامى. وكنتيجة للاهتمام بصحة الأم إهتم العديد من الباحثين بنواتج الحمل، الإجهاض العفوى والعمدى والمواليد الموتى، التى قد تؤثر سلبا على المرأة صحيا ونفسيا وعلى الأسرة. وقد أظهرت إحصاءات منظمة الصحة العالمية عام 2007 أن هناك سيدة تموت كل دقيقة بسبب مشاكل متعلقة بالحمل. و يعتبر الفقد العفوى للأجنة من الأحداث المؤسفة التى قد تتعرض لها السيدات خلال أعمارهن الإنجابية، فتوضح الدراسات أن حوالى ثلث السيدات تعانين من فقد أجنة خلال حياتهن الانجابية. كما تتراوح نسبة الفقد العفوى بين10% إلى 15% تقريبا من حالات الحمل، وقد تصل إلى ثلث حالات الحمل إذا تم حساب الإجهاض العفوى فى المراحل المبكرة من الحمل أو الفقد الغير متعرّف عليه. وقد أجمع معظم الباحثين على أن الفقد العفوى يتركز فى بعض الأسر دون الأخرى ، كما أجمعوا على أن الأم التى تعرضت لحالات فقد سابقة تكون أكثر عرضة لحالات فقد قادمة. وبالرغم من ذلك فقد استخدمت بعض الدراسات نموذج الانحدار اللوجستى الذى يعتمد على فرض استقلالية المشاهدات بالرغم من وجود ارتباط بين حالات الحمل التى تنتمى لنفس الأم وإمكانية تأثير كل حالة حمل على حالة الحمل التى تليها. لذا تهدف هذه الدراسة إلى تحليل محددات فقد الأجنة باستخدام نموذج(Random effect dynamic probit model) الذى يأخذ فى الاعتبار عدم استقلالية المشاهدات لوجود ارتباط بين حالات الحمل التى تنتمى لنفس الأم وإمكانية تأثير كل حالة حمل على حالة الحمل التى تليها (State Dependence)، وذلك باستخدام بيانات مسح" الخصوبة والتنقل الاجتماعى فى مصر" الذى قام به مركز البحوث الاجتماعية بالجامعة الأمريكية بالقاهرة عام 1995 نظرا لما يقدمه المسح من بيانات مفصلة عن الفقد العفوى للأجنة، ومعلومات عن كل حالة حمل، ومدة الحمل، وقد توصلت هذه الدراسة بالفعل إلى وجود فرق فى النتائج بين نموذج الانحدار اللوجستى وبين نموذج (Random effect dynamic Probit model) فيما يخص معنوية بعض المتغيرات مما يدعم عدم استخدام نموذج الانحدار اللوجستى فى حالة وجود ارتباط بين المشاهدات ، و تؤكد نتائج الدراسة على أهمية أخذ الارتباط بين المشاهدات فى الاعتبار إذا أردنا الوصول إلى تقديرات غير متحيزة لحجم تأثير المتغيرات المستقلة فى حدوث فقد الأجنة. وتؤكد الدراسة على معنوية المتغيرات: عمر الأم عن الحمل، والحمل الأول، والفترة بين الحملين، والفقد السابق، ومتغير العناصر غير المشاهدة، وأفواج الحمل، ومحل الإقامة على احتمال حدوث فقد أجنة. بينما وجدت الدراسة أن متغير رتبة الحمل، ومستوى تعليم الأم ومستوى تعليم الأب وصلة القرابة غير معنويين فى تأثيرهم على فقد الأجنة.

الكلمات الدالة: النماذج الديناميكية ذات التأثير العشوائى، العناصر غير المشاهدة، المصفوفة الانتقالية، ارتباط نواتج الحمل، عمر الأم عند الحمل، الفترة بين الحملين، ناتج الحمل السابق، الحمل الأول، رتبة الحمل، محل الإقامة.

Using Dynamic Random Effect Models in Studying Determinants of Intrauterine Fetal Loss in Egypt

Somaya M. El-Saadani [i] Sara Assem Ibrahim[ii]

Abstract:

Fetal death at any point during gestation is a traumatic event to the family. Maternal deaths reached 287000 deaths in 2010, 99% of these deaths happen in developing countries. Spontaneous fetal loss is considered one of the major causes of these deaths. This study aimed to examine the effect of direct and indirect determinants on the probability of having loss and also to investigate the effect of directly previous pregnancy outcome on the index pregnancy. The study applied Random Effect Dynamic Probit Model as a proper methodology to take into account the dependence between observations and to test for stat dependence among pregnancies (lag effect) using data of Social Mobility and Fertility Survey (SSMF 1995. Results provide evidence of a dependence between pregnancies that belong to the same mother and of the significance of the unobserved heterogeneity variable.

Results provide evidence that there is no significant effect of previous loss on the probability of loss in case of adding the pregnancy interval variable to the model because of the relationship between previous loss and the small pregnancy intervals. The following variables; maternal age (greater than 35 years), first pregnancy, pregnancy interval, previous pregnancy loss (if pregnancy interval variable is omitted from the model), pregnancy cohort, and place of residence are statistically significant. While the variables; pregnancy order, mother's level of education, father's level of education, marrying to relatives are not statistically significant.

Key words: Dynamic random effect probit models, unobserved heterogeneity, state dependence, transition matrix, maternal age, first pregnancy, previous pregnancy loss, pregnancy interval, pregnancy order, and place of residence.

---

[1] أستاذ مساعد، قسم الاحصاء الحيوى والسكانى، معهد الدراسات والبحوث الاحصائية، جامعة القاهرة.

[2] مدرس مساعد، قسم الاحصاء الحيوى والسكانى، معهد الدراسات والبحوث الاحصائية، جامعة القاهرة..

ولم تظهر عليهم أى علامة من علامات الحياة) ووفيات الأطفال حديثى الولادة (الذين توفوا خلال الأسبوع الأول بعد الولادة) بلغت 19 لكل ألف حالة ولادة[5] . وتوفر الأمم المتحدة بيانات عن معدلات المواليد موتى ولكن لم يكن هناك بيانات كافية عن مصر. فقد توفرت بيانات عن أعداد المواليد موتى وليس المعدلات كما يتضح من جدول (1) .

جدول(1): أعداد المواليد الموتى فى جمهورية مصر العربية من السجلات الحيوية فيما بين عامى 2001 و 2005[6]

جمهورية مصر العربية	الأعوام								
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
ريف	843	903	1038	765	669	688	573	610	725
حضر	4550	3842	3567	3436	3549	3869	3895	3495	3314
المجموع	5393	4745	4605	4201	4218	4557	4468	4105	4039

المصدر:الأمم المتحدة – الكتاب الديموجرافى السنوى – 2005–2010، البيانات المتوفرة أقل من 90% من الأعداد الحقيقية.

يظهر من جدول (1) أن أعداد المواليد الموتى فى الريف يقل كثيرا عن الحضر إلى حوالى الخمس ، قد يرجع صغر الأعداد فى الريف لعدم الوعى الكافى بتسجيل مثل هذه الحالات من المواليد. كما يوضح الجدول انخفاض أعداد المواليد الموتى فيما بين عامى 2001 و 2004 ثم زيادتها مرة أخرى عامى 2005 و2006 ثم عادت للنقصان مرة أخرى فى عام 2007 وحتى عام 2009.

تقع الدراسة فى خمسة اقسام، يتناول القسم الثانى بعد المقدمة البيانات المستخدمة وتحليل وصفى لتركز الحمل بين السيدات ولمصفوفات الانتقال (للاحتمالات الشرطية) لتتابع الحمل. ويتناول القسم الثالث منهجية التحليل بينما يوضح القسم الرابع نتائج التحليل الاحصائى المتعدد لتقدير محددات فقد الأجنة. ويناقش القسم الخامس النتائج ويقدم التوصيات.

تهدف هذه الدراسة إلى تقدير تأثير محددات فقد الأجنة العفوى (الإجهاض العفوى والمواليد الموتى) وضعا فى الاعتبار عدم استقلالية المشاهدات(نواتج الحمل)، حيث أن نواتج الحمل لنفس الأم تكون مرتبطة ببعضها لارتباطها بظروف نفس الأم مما يخالف افتراض استقلالية المشاهدات.

إن معظم الدراسات السابقة التى تناولت تحديد العوامل المؤثرة فى حدوث فقد أجنة وقياس تأثيرها وطبقت طرق الانحدار المختلفة (على سبيل المثال أسلوب الانحدار اللوجستى) قد افترضت استقلالية المشاهدات، أى أن المواليد أحياء والأجنة المفقودة لأم واحدة مشاهدات مستقلة لا يوجد بينها ارتباط. بينما قد ترتبط حالات الانجاب والفقد لدى الأم الواحدة نتيجة لعدة عوامل منها: عوامل جينية، تشابه العوامل البيئية التى تتعرض لها الأم أثناء الحمل، أو لعدم تغير فى سلوك الأم أثناء الحمل. وكنتيجة لهذا الفرض الخاطىء يحدث تحيز فى قياس الأخطاء المعيارية (صغر القيمة المقدرة للأخطاء المعيارية عن القيمة الحقيقية (Underestimation) الناتجة من نموذج الانحدار اللوجستى والاختبارات الإحصائية (مثل استخدام طريقة (MLE) التى تفترض وجود استقلال فى المشاهدات) الأمر الذى قد يؤدى للوصول لنتائج خاطئة (Cai & Feng ,2005) فقد تظهر بعض المتغيرات على أنها معنوية العلاقة مع الفقد على الرغم من عدم وجود معنوية فى العلاقة.

---

[5] أن المعدلات التى حسبت تعبر عن الخمس سنوات التى سبقت المسح.

[6] : لم يتم حساب معدلات المواليد الموتى فى الكتاب الديموجرافى السنوى نظرا لعدم دقة البيانات.

ومدة الحمل ، ورتبته وتاريخ الفقد ومعلومات عن الأطفال الذين ولدوا خلال الخمس سنوات التى تسبق المسح، والرغبات الإنجابية وكذلك بيانات عن استخدام السيدة لوسائل تنظيم الأسرة. وقد بلغت عينة الدراسة 2596 سيدة متزوجة أثناء المسح وتراوح أعمارهن ما بين 18-45 عاما .

يوضح جدول (2) توزيع السيدات وفقا لعدد حالات الحمل وعدد حالات الفقد، كما يوضح النسب المئوية لحالات الحمل للأمهات اللاتى لديهن حالات الفقد بالنسبة لإجمالى حالات الحمل (9763 حالة). أن 1685 سيدة لم تتعرض من قبل لأى حالة فقد سابقة خلال حياتهن الانجابية تمثل نسبة 70% من السيدات وأن جميع حالات الفقد تركزت بين عدد 712 سيدة أى بنسبة 30% من السيدات، شاركت 24% منهن بحالة أو حالتى فقد فى حين أن حوالى 6 % من السيدات كانت لديهن ثلاث حالات فقد أو أكثر. وبلغت عدد حالات الفقد 1266 حالة تمثل حوالى 13% (12.96) من اجمالى حالات الحمل.

جدول(2): توزيع السيدات وفقا لحالات الحمل وحالات الفقد فى مسح الخصوبة والتنقل الاجتماعى1995

	عدد حالات الفقد								
عدد حالات الحمل للسيدة	0	1	2	3	4	5	6	7	8
1	236	1	0	0	0	0	0	0	0
2	355	37	1	0	0	0	0	0	0
3	367	94	10	0	0	0	0	0	0
4	319	65	49	5	0	0	0	0	0
5	193	60	49	17	2	0	0	0	0
6	116	45	27	16	7	1	0	0	0
7	45	44	18	15	3	4	1	0	0
8	31	20	15	8	8	3	1	0	0
9	13	8	13	10	2	2	2	1	0
10	3	7	4	1	1	3	1	1	0
11	6	3	5	5	3	0	1	0	0
12	1	1	2	2	1	1	0	0	0
13	0	0	1	0	0	2	0	0	1
14	0	0	0	0	1	0	0	0	0
16	0	0	0	0	0	0	1	0	0
الإجمالى	1685	385	194	79	28	16	7	2	1
نسبة السيدات	%70.2	%16	%8	%3.2	%1.1	%0.66	%0.29	%0.08	%0.041
نسبة حالات الحمل	%59.1	%18.8	%11.6	%5.5	%2.2	%1.5	%0.71	%0.19	%0.13
نسبة الفقد		%31.2	%31.5	%19.2	%9	%6.5	%3.4	%1.1	%0.64

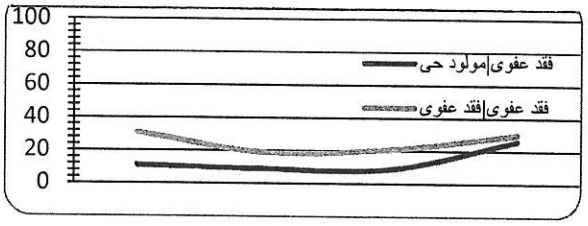
وتشكل نسبة حالات الفقد التى تمثل حالة واحدة بالنسبة للسيدة وحتى ثلاث حالات فقد حوالى 82% من إجمالى حالات الفقد و18% الباقية تمثل حالات الفقد التى تزيد عن ثلاث حالات بالنسبة للأم. وتمثل حالات الحمل للأمهات اللاتى لم تسبق لهن أى حالة فقد حوالى 59% من إجمالى حالات الحمل، وتمثل نسبة حالات الحمل للأمهات اللاتى سبق لهن الفقد مرة واحدة أو مرتين 40.4% من إجمالى حالات الحمل.

جدول(4): تقدير الاحتمالات الشرطية لمصفوفة الانتقال، لمسح الخصوبة والتنقل الاجتماعى 1995

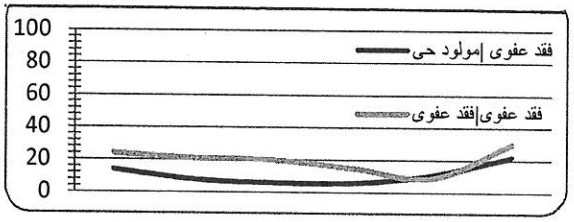
ناتج الحمل عند (t-1)	ناتج الحمل عند (t)	
	مولود حى	فقد عفوى
مولود حى	88.77	11.23
فقد عفوى	73.38	26.62

يبين شكل (1) النسب المئوية فى مصفوفة الانتقال تبعا لعمر الأم. ويوضح الشكل أن منحنى نسبة حالات الحمل التى نتج عنها فقدا عفويا وتبعها فقدا عفويا آخر يعلو منحنى نسبة حالات الحمل التى نتج عنها مولودا حيا وتبعها فقدا عفويا. ونجد أن المنحي يعلو فى الفئة العمرية التى تقل عن 20 عاما ثم ينخفض فى الفئات العمرية من 20 وحتى 35 عاما ثم يعلو مرة أخرى فى الفئات التى تبدأ من 35 عاما. تعد الفئات الأكثر خطورة على نواتج الحمل هى الفئات العمرية التى تقل عن 20 عاما والفئات العمرية التى تزيد عن 35 عاما. وفى جميع الفئات سواء التى تزيد فيها خطورة الفقد أو التى تقل فيها خطورة الفقد نجد أن RR يزيد عن 1، أى أن فرصة حدوث فقد أجنة يلى فقدا سابقا تعلو عن فرصة حدوث فقد أجنة يلى مولودا حيا حتى فى الفئات العمرية التى لا تمثل خطرا على نواتج الحمل.

شكل(1): احتمال الفقد تبعا لناتج الحمل السابق وعمر الأم، (SSMF):

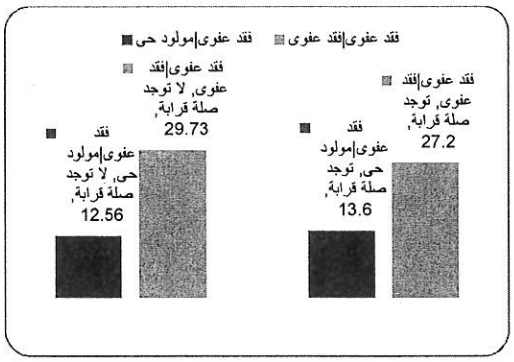


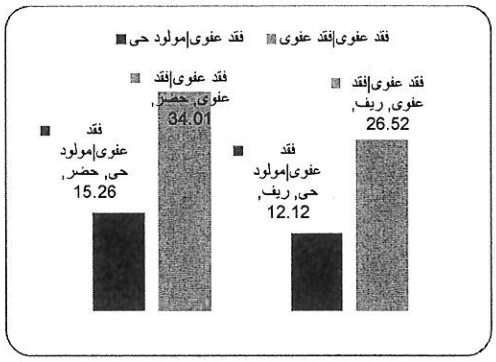
شكل (2): احتمال الفقد تبعا لناتج الحمل السابق والفترة بين الحملين، (SSMF):



يوضح شكل (2) مصفوفة الانتقال تعبا للفترة بين الحملين. ويبين أن منحنى نسبة حالات الحمل التى نتج عنها فقدا عفويا وتبعها فقدا عفويا آخر يعلو منحنى نسبة حالات الحمل التى انتهت بمواليد أحياء وتبعها فقدا عفويا لجميع الفترات ما عدا للفترة أربع سنوات. وتزداد فرصة حدوث فقد أجنة فى الفترات البينية القصيرة أقل من عام أو الفترات البينية الطويلة خمسة أعوام سواء سبق هذا الفقد مولودا حيا أم فقد أجنة. مما يجعل الفجوة بين المنحنيين أقل ما يمكن وتتسع الفجوة فى حالة الفترات البينية 1- 3 سنوات. فيبين الشكل أن فرصة حدوث فقد أجنة فى حالات الحمل التى سبقها فقد حوالى مرتين ونصف إلى ثلاث مرات فرصة حدوث فقد لحالات الحمل التى سبقها مولود حى فى الفترات البينية عام إلى ثلاثة أعوام وتقل إلى مرة ونصف وذلك فى حالة وجود فترة بينية 5 أعوام أو أكثر أو الفترة التى تقل عن عام، حيث تقترب RR من 1 فى حالة الفترة البينية 4 أعوام والفترة البينية التى تزيد عن خمسة أعوام وذلك لارتفاع خطر الفقد فى هذه الفئات مما يجعل P0 وP1 مرتفعتين ويقتربا من بعضهما.

شكل (6): احتمال الفقد تبعا لناتج الحمل السابق ومحل الإقامة (SSMF): شكل(7): احتمال الفقد تبعا لناتج الحمل السابق صلة القرابة (SSMF):

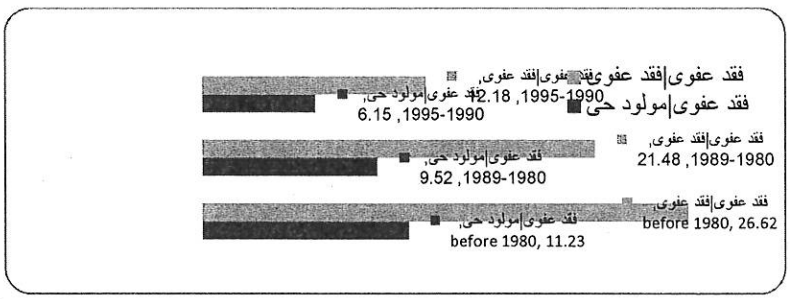




يوضح شكل(6) أن نسبة حالات الحمل التى نتج عنها فقد عفوى وتبعها فقد عفوي آخر تزداد فى الحضر عن الريف كما أن نسبة حالات الحمل التى انتهت بمواليد أحياء وتبعها فقد عفوي تزداد أيضا فى الحضر عن الريف. قد يرجع ذلك للجوء نسبة من السيدات فى الحضر أعلى من النسبة بين السيدات فى الريف للفقد العمدى فى حالة فشل وسائل تنظيم الأسرة كوسيلة للحد من الإنجاب أو لنقص الإدلاء بحالات فقد الأجنة بين سيدات الريف مقارنة بسيدات الحضر.

يصف الشكل(7) مصفوفة الانتقال تبعا لصلة القرابة بين الأم والأب. تؤكد البيانات على أن نسب حالات الحمل التى نتج عنها فقد عفوي ثم تبعها فقد عفوي آخر أعلى من نسب حالات الحمل التى انتهت بمواليد أحياء وتبعها فقد عفوي. وتكون فرصة حدوث الفقد فى حالات الحمل التى سبقها فقد عفوى مرتين فرصة حدوث فقد فى الحالات التى سبقها مولود حى فى حالة وجود صلة قرابة بينما تقترب من ثلاثة مرات فى حالة عدم وجود صلة قرابة (RR=2.7) .

شكل (8):مصفوفة الانتقال تبعا لناتج الحمل السابق و أفواج المواليد(SSMF):



يبين شكل (8) مصفوفة الانتقال تبعا لأفواج الأجنة. فيوضح أن نسب الفقد سواء التى تلت فقدا سابقا أو التى تلت مولودا حيا تزداد فى الأفواج الأقدم عن الأحدث. كما يظهر أن فرصة حدوث الفقد فى حالة وجود فقد سابق تبلغ مرتين فرصة حدوث فقد فى حالة وجود مولود حى سابق وذلك لفوج الأجنة الأحدث (1990-1995) وترتفع إلى مرتين ونصف فرصة فى للأفواج قبل 1980.

العامل الأول: y_{it-1} ، ويمثل تأثير فقد الحمل السابق(t-1) فى الأسرة i على فقد الحمل الحالى(t)، (State dependence or lag effect). إن شمول هذا النموذج لتأثير الحمل السابق على الحمل الذى يليه يعنى أن البيانات مرتبة وفقا للزمن. ودخول عنصر الزمن فى هذا النموذج هو السبب فى ديناميكيتة (Dynamic Model).

العامل الثانى: α_i ، ويمثل العناصر المشتركة بين الأجنة الخاصة بنفس الأم، (عوامل بيئية، جينية،إلخ.)، وهى عوامل غير ملموسة (Unobserved heterogeneity) وإدخالها فى النموذج يمكننا من التحكم فى الارتباط بين مشاهدات الأسرة الواحدة الناتج عن الصفات المشتركة داخل نفس الأسرة وقياس هذه العوامل، وفى هذه الحالة تعتبر الأجنة لنفس الأم مستقلة مرة أخرى مما يتيح استخدام طريقة الإمكان الأكبر Maximum Likelihood Estimates (MLE) فى تقدير المعلمات.

العامل الثالث: x_{it} ويشمل المتغيرات المستقلة التى تبين من الدراسات السابقة أن لها التأثير على الفقد العفوى للأجنة .

نفترض فى النموذج ثبات الارتباط بين عناصر الأخطاء المركبة ε_{it} (Composite Errors).

$$\rho = Corr(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) = \frac{\sigma_\alpha{}^2}{\sigma_\alpha{}^2 + \sigma_u{}^2}$$

$$t, s = 1,\ldots, T;\ t \neq s \qquad (5)$$

كما تفترض نماذج التأثير العشوائى التقليدية (Standard Uncorrelated Random Effect Models) الاستقلالية بين المتغيرات المستقلة (x'_{it}) ومتغير التأثير الشخصى لنفس الأم (α_i). ولكن هذا الفرض صعب تطبيقه عمليا وبالتالى فقد قدم كل من Mundlak (1978) و Chamberlain (1984) طريقتين بديلتين.

أولا: طريقة (Mundlak) وقد اقترح فيها وجود علاقة خطية بين متغير التأثير الشخصى ومتوسطات المتغيرات المستقلة التى تتغير عبر الزمن (Time Varying Covariates)

$$\alpha_i = \delta_0 + \overline{x}_{it}\,\delta' + e_i \qquad (6)$$

حيث $e_i \sim N(0, \sigma^2_e)$ ومستقلة عن u_{it} و x_{it} وبالتالى يمكن كتابة النموذج (4) بالطريقة التالية:

$$y_{it} = 1 \ \text{if}\ [x'_{it}\beta + \gamma\, y_{it-1} + \overline{x}_{it}\,\delta' + e_i + u_{it} > 0] \qquad i=1,\ldots, N;\ t=2,\ldots\ldots T_i \qquad (7)$$

ثانيا : طريقة (chamberlain): وقد افترض فيها وجود علاقة خطية بين متغير التأثير الشخصى وكل المتغيرات المستقلة وتأخذ الشكل التالى:

$$\alpha_i = x'_i\, a + \xi_i \qquad (8)$$

حيث أن: $\xi_i \sim IID(0,\sigma^2)$ ومستقلة عن u_{it} و x_{it}

وفى هذه الحالة يأخذ المتغير التابع القيمة واحد فى حالة أن:

$$y_{it} = 1 \ \text{if}\ [x'_{it}\beta + x'_i\, a + \gamma\, y_{it-1} + \xi_i + u_{it} > 0] \qquad (9)$$

$$Y_{i1}^{*} = z'_{i1}\pi + \Theta\,\alpha_i + u_{i1} \quad (i=1,\ldots,N) \quad \text{and } j=1 \qquad (10)$$

حيث أن zi هو متجه العوامل المستقلة

و ui1 مستقلة عن i وتوزيعهما هو ui1 ~ N(0,1) و(i ~ N(0, 2 .

وبالتالى يكون التوزيع الشرطى للنموذج :

$$P[y_{i1}, y_{i2}, \ldots., y_t|x_i, z_{i1}, \alpha_i] = \Phi\{(z'_{i1}\pi + \Theta\,\alpha_i)(2\,y_{i1} - 1)\} \cdot \Pi^{T}_{t=2}\Phi\{[(x'_{ij}\beta + \gamma\,y_{it-1} + \alpha_i)(2\,y_{i1} - 1)]\} \qquad (11)$$

Φ الدالة التراكمية للتوزيع الطبيعى. وتكون دالة الإمكان الأكبر هى :

$$L_i = \Pi_i \int_{\alpha} [\ \Phi\{(z'_{i1}\pi + \Theta\,\alpha_i)(2\,y_{i1} - 1)\} \cdot \Pi^{T}_{t=2}\Phi\{[(x'_{it}\beta + \gamma\,y_{it-1} + \alpha_i)(2\,y_{i1} - 1)]\}]\,dg(\alpha) \qquad (12)$$

حيث أن: ( )g هى دالة كثافة الاحتمال للعوامل غير الملموسة. وتكمن مشكلة هذه الطريقة فى صعوبة التكامل السابق الذى يؤدى إلى تقدير المعلمات باستخدام لوغاريتم الدالة السابقة (Giarda,2010).

طريقة مقدر الإمكان الأكبر الشرطى (CML) Conditional Maximum Likelihood :

اقترح (Wooldridge) فى عام 2005 وهى الطريقة التى تم استخدامها فى هذه الدراسة حيث تبنى هذه الطريقة على أنه بدلا من وضع معادلة للحالة الأولى مشروطا على العوامل غير الملموسة والمتغيرات المستقلة فإنه أوجد معادلة للعوامل غير الملموسة مشروطة على الحالة الأولى ومتوسط المتغيرات المستقلة المتغيرة عبرالزمن وهذه المعادلة هى:

$$\alpha_i = \alpha_0 + \alpha_1\,y_{i1} + \bar{x}_{it}\,\delta' + e_i \qquad (13)$$

وبالتعويض فى المعادلة (7) تكون معادلة النموذج كالتالى:

$$y_{it} = 1 \text{ if } [x_{it}\beta' + \gamma\,y_{it-1} + \alpha_0 + \alpha_1\,y_{i1} + \bar{x}_{it}\,\delta' + e_i + u_{it} > 0\ ] \qquad (14)$$

ولقد قام Stewart عام (2007) بعمل بحث للمقارنة بين الطريقتين الأخيرتين وقد وصل إلى أن كلاهما يوصلانا إلى نتائج متشابهة فى النهاية. وفى عام(2009) قام Arulampalam و Stewart بعمل اختبار(Monte Carlo) لمعرفة أداء الطرق السابقة وقد توصلت الدراسة إلى أن عندما تكون T 6 و N 800 فإن التحيز يكون صغيرا نسبيا فى هذه الطرق ويزداد التحيز فى حالة العينات الصغيرة ولا تتميز إحدى الطرقيتن على الأخرى فى هذه الحالة. أما فى دراسة Akay عام (2009) فقد توصل إلى أن طريقة(Wooldridge) هى الأفضل فى حالة أن المدد الزمنية أكثر من خمس مدد أما المدد الزمنية القصيرة تكون طريقة (Heckman) هى الأفضل، وفى حالة المدد الزمنية من 10-15 تعطى الطريقتان نتائج متشابهة (Wooldridge,2005). وتعتبر طريقة (Wooldrige) هى الأبسط عند حل معادلة الامكان الأكبر كما أنها يسهل تطبيقها على الحزم الإحصائية التقليدية مثل (Limdep, Stata) وقد تم اختيار طريقة Wooldrige فى هذه الدراسة لسهولة تطبيقها فى الحزمة الاحصائية المستخدمة فى التحليل.

عملية الولادة عبر الزمن10، والمتغير الذى يعبر عن التأثير العشوائى أو العناصر غير المشاهدة التى تعبر عن وجود ارتباط بين المشاهدات لنفس الأم.

ولقد تم تقدير نموذجين، جدول (5)، يقيس النموذج الأول تأثير التحكم فى الفترة بين الحملين بإضافتها إلى النموذج ويقدم النموذج الثانى تقديرا لمحددات فقد الأجنة وتقدير تأثير الفقد السابق دون إضافة متغير الفترة بين الحملين. وقد أظهر النموذج الأول معنوية جميع المتغيرات ماعدا متغيرات ناتج الحمل السابق ورتبة الحمل وتعليم الأم وتعليم الأب وصلة القرابة بين الزوجين.

تؤكد النتائج على أن العناصر غير المشاهدة (Unobserved Heterogeneity) لها دور فعال فى التأثير على الفقد ، حيث أن تباين هذا المتغير لا يساوى صفر. كما أنه تم رفض الفرض العدمى القائل بأن (Rho)=صفر (وذلك باستخدام (Likelihood Ratio Test) مما يؤكد على افتراضنا أنه بالفعل يوجد ارتباط بين مشاهدات الأم الواحدة التى لا يجب أن تغفل حيث أن هناك عناصر غير مشاهدة تخص كل أم تكون مسئولة مع المتغيرات المستقلة الأخرى عن احتمال الفقد. ويفسر متغير العناصر غير المشاهدة 14% من التباين الذى يحدث فى المتغير التابع.

من النتائج الهامة للنموذج الديناميكى هى امكانية دراسة تأثير ناتج الحمل الأول. فعند إدخال متغير حالة الفقد السابقة مباشرة على حالة الحمل محل الدراسة كان من اللازم إدخال متغير ناتج حالة الحمل الأولى كمتغير مستقل(Initial Condition Problem). وقد أكد النموذج على معنوية ناتج حالة الحمل الأولى وعلى وجود تأثير موجب بينها وبين احتمال فقد الجنين. أى أن احتمال فقد الحمل يرتفع إذا كانت رتبته هى الحمل الأول كما يؤكد على وجود ارتباط بينه وبين العناصر غير المشاهدة المؤثرة فى النموذج وبالتالى لا يمكن افتراض استقلاليتها (Exogeneity assumption).

هذا بينما لم تتمكن (El-Saadani, 2000) من دراسة ناتج حالة الحمل الأولى كمتغير مستقل فى النموذج اللوجستى وانما درست تأثير الحمل الأول على احتمال فقد الأجنة من خلال مقارنتة بالفترة بين الحملين عندما تكون أقل من عام، وأوضحت أن احتمال فقد الحمل الأول يكون أقل إذا قورن باحتمال فقد الأجنة إذا كانت الفترة بينهما أقل من عام.

كما تؤكد النتائج على الدور المعنوى لعمر الأم عند الحمل حيث يرتفع خطر فقدان الحمل لأمهات فى العمر 35 عام فأكثر مقارنة بالفئة المرجعية وهو معنوى احصائيا عند مستوى معنوية 0.05%. ومن النتائج الهام أيضا ان يؤكد النموذج على عدم معنوية رتبة الحمل على احتمال فقد الأجنة.

أوضح النموذج معنوية الفترة بين الحملين فيما عدا الفترة التى تزيد عن ثلاث سنوات وقد تبين من خلال إشارة المعامل أن الفترة التى تقل عن عام تؤثر سلبا على ناتج الحمل فى حين أن الفترة ما بين عامين إلى ثلاثة أعوام تقلل من فرصة حدوث الفقد عن الفئة المرجعية. هذا بينما اظهرت النتائج عدم معنوية متغير الفقد السابق .

---

[10]كما يمكن ان يكون مؤشرا ايضا على حدوث تطور فى جمع البيانات ودقة الابلاغ. فإذا كانت الأفواج المتقدمة أقل عرضة للفقد فإن إتاحة البيانات فى الأفواج الحديثة تدعم هذه النتيجة.

جدول(5) :محددات فقد الأجنة فى مصر: نتائج نموذج (Random Effect dynamic Probit Model)، مسح الخصوبة والتنقل الاجتماعى

المتغيرات	قيم المتغيرات	النموذج الأول	النموذج الثانى
عمر الأم عند الحمل	- 30	0.009	0.034
	35 أو أكثر	0.66*	0.571**
الفترة بين الحملين	أقل من 12 شهر	0.27**	
	- 2	-0.17**	
	+3	-0.02	
رتبة الحمل			
	2-1		
	+7		
ناتج الحمل السابق	فقد	0.12	0.253**
ناتج الحمل الأول	فقد	0.11**	0.310**
أفواج الأجنة	-1980	-0.12*	-0.124*
	1995-1990	-0.03	-0.035
تعليم الأم	ثانوى و أقل		
	جامعى أو أكثر		
محل الإقامة	الحضر	0.19**	0.130**
تعليم الأب	ثانوى و أقل		
	جامعى أو أكثر		
صلة القرابة بين الأب والأم	يوجد صلة قرابة		
الثابت		-1.55**	-1.380**
sigma_u		0.41	0.412
Rho		0.14	0.145

*α= 0.05 ، **α= 0.01

الفئات المرجعية: عمر الأم : أقل من 30 عاما الفترة بين الحملين: عام-عامين حالة الحمل السابقة: مولود حى رتبة الحمل:3-6 محل الإقامة: الريف التعليم:أمي صلة القرابة : لايوجد صلة قرابة أفواج الأجنة: قبل عام 1980 حالة الحمل الأولى: مولود حى .

يعرض جدول (6) متوسط التأثير الحدى (Average Marginal Effect) المحسوب للنموذجين. حيث نحسب التأثير الحدى لكل مشاهدة ثم نأخذ متوسطهم بين جميع السيدات وجميع حالات الحمل، وكانت من الفروض الهامة للنموذج استقلال المتغيرات المستقلة عن نوعى الخطأ والذى يصعب تحقيقه فى جميع المتغيرات(Strictly Exogenous).

تم استخدام طريقة (Mundlak Approach) الذى افترض وجود علاقة خطية بين متغير العناصر غير المشاهدة ومتوسط المتغيرات التى تتغير مع الزمن (Time Varying Covariates)، لحل مشكلة فرض استقلالية المتغيرات المستقلة عن الخطأ.

الخلاصة:

هدف الباحثتان إلى دراسة وتقدير محددات فقد الأجنة فى مصر ومعالجة الخطأ الذى وقعت فيه معظم دراسات فقد الأجنة وهو افتراض استقلال الأجنة للأم الواحدة. إن معظم الدراسات السابقة قد افترضت استقلالية المشاهدات و أن نتيجة حمل معين ليس لها علاقة بنتيجة حمل آخر، مع أن من الممكن أن يكون لدينا عددا من نواتج الحمل المرتبطة بنفس الأم مما يخالف افتراض استقلالية المشاهدات. وكنتيجة لهذا الفرض الخاطىء فقد يحدث تحيزا فى قياس الأخطاء المعيارية ، والاختبارات الإحصائية ، وبالتالى قد يكون لدينا نتائج تعطى معنوية خاطئة لبعض المتغيرات.

وقد قام الباحثتان بتطبيق النموذج الديناميكى ذو التأثير العشوائى(Random Effect Dynamic Probit Model) على بيانات فقد الأجنة العفوى متضمنا (الإجهاض العفوى والمواليد الموتى) وضعا فى الاعتبار عدم استقلالية المشاهدات التى وفرها مسح الخصوبة والحراك الاجتماعى عام 1995.

أظهرت الدراسة وجود ارتباط بين نتائج الحمل للأم الواحدة مما يعنى وجود صفات تخص الأم قد تؤثر بالسلب أو الإيجاب على نتائج حملها، وقد أوضحت هذه النتائج معنوية هذه الصفات غير الملموسة (Unobserved Heterogeneity) و التى يصعب قياسها.

أوضحت الدراسة معنوية عمر الأم فقط عندما يزيد عن 35 عاما مما اتفق مع الدراسات السابقة على أن احتمال فقد الأجنة يزيد بزيادة عمر الأم حتى فى الترتيب الأول للحمل، ويصل إلى أعلى معدلاته فى أواخر عمر الثلاثينات أو أكثر بغض النظر عن الخبرات السابقة للفقد ، مما يعنى أن عمر الأم يلعب دورا مستقلا فى التأثير على احتمال الفقد عن تأثير ترتيب الحمل وعن خبرات الفقد السابقة(Andersen et al.,2000; Omariba et al.,2008).

وتؤكد الدراسة على معنوية ناتج حالة الحمل الأولى وعلى وجود تأثير موجب بينها وبين احتمال فقد الجنين، أى أن احتمال فقد الحمل يرتفع إذا كانت رتبته هى الحمل الأول. كما أوضحت أيضا الدراسة معنوية الفترة بين الحملين حيث أن الفترة التى تقل عن عام تؤثر سلبا على ناتج الحمل والفترة التى تزيد عن عامين تؤثر بالإيجاب على نواتج الحمل أقرت معظم الدراسات السابقة أن الفترات القصيرة التى تفصل بين حملين (أقل من 12 شهرا) وكذلك الفترات الكبيرة التى قد تزيد عن 3 سنوات قد تؤثر سلبا على الحمل والتى تؤدى إلى زيادة معدلات الإجهاض العفوى والمواليد الموتى على حد سواء على الرغم من أن الفترات القصيرة قد تكون نتيجة لحدوث الفقد وليس سببا له فقد تكون ناتجة عن تتابع حالات الحمل التى لم ينتج عنها مولود حى فتلجأ الأم إلى الحمل بسرعة محاولة لتعويض الفقد (Omran and Standly,1981; Casterline,1989b; El-Saadani, 1998; El-Saadani, 2000)

أظهرت بيانات الدراسة عند تطبيق النموذج الديناميكى ذو التأثير العشوائى أن وجود حالات فقد سابقة ليس لها تأثيرا معنويا على احتمال الفقد فى حالة ادراج الفترة بين الحملين فى النموذج. بينما يوضح النموذج أنه فى حالة عدم ادراج الفترة بين الحملين فإن وجود فقد سابق على الحمل الحالى يزيد من احتمال الفقد. الأمر الذى يؤكد على وجود ارتباط بين المتغيرين ووجود علاقة ذو اتجاهين: وجود فقد سابق يقلل الفترة بين الحملين وصغر الفترة بين الحملين قد يزيد من

المراجع :

المراجع باللغة العربية

- السعدنى، سمية و شوقى، نهلة، (2008)، "محددات فقد الأجنة فى مصر"، ورقة قدمت للمؤتمر الثالث والأربعون للإحصاء وعلوم الحاسب وبحوث العمليات، معهد الدراسات والبحوث الإحصائية، جامعة القاهرة، 22-25 ديسمبر 2008.
- عاصم، سارة ، 2013، "استخدام النماذج الديناميكية ذات التأثير العشوائى فى دراسة محددات فقد الأجنة فى مصر" رسالة ماجستير، كلية الاقتصاد والعلوم السياسية، جامعة القاهرة (رسالة غير منشورة).

المراجع باللغة الأجنبية

Andersen, A. et al. (2000) Maternal age and fetal loss. *British Medical Journal*. 320(7251). P.1708-1712.

Arulampalam, Wiji & Bhalotra, Sonia (2006) Sibling death clustering in India : state dependence versus unobserved heterogeneity. *J.R.statist.Soc.A*. 169(4). P.829-848.

Arulampalam, Wiji & Stewart, Mark B. (2007) *Simplified implementation of the*

*Heckman Estimator of the dynamic probit model and a comparison with alternative estimator.*Getmany:Bonn,IZA. Discussion Paper No. 3039.

Cai, Yong & Feng, Wang (2005) Famine, social disruption, and involuntary fetal loss, evidence from chinese survey data. *Demography*. 42(2). P.301-322.

Casterline, John B. (1989b) Maternal age, gravidity, and pregnancy spacing effects on spontaneous fetal mortality. *Social Biology*. 36(3-4). P.186-212.

El-Saadani, S. (1998) *Infertility, Pregnancy Loss and their Precipitating Factors*, The Population Council Regional Office for West Asia and North Africa, Final Report.

El-Saadani, S. (2000) High fertility doesn't cause spontaneous intrauterine fetal loss : the determinants of spontaneous fetal loss in Egypt. *Social Biology*. 47(3-4). P. 218-242.

Giarda,Elena (2010) *Persistency of Financial Distress Amongst Italian Households: Evidence From Dynamic Probit Models*. Doctoral Thesis. Italy: University of Bologna.

Heckman, J. J. (1981) Heterogeneity and state dependence. In: S. Rose (ed.). *Studies in Labor Markets*.Chicago: Chicago Press.

Hughes, P.M., Turton, P., and Evans, C.D.H. (1999) Stillbirth as risk factor for depression & anxiety in the subsequent pregnancy: cohort study. *British Medical Journal. 318, 1721-1724.*

Hyslop, Dean & Chay, Kenneth Y. (2000) *Identification and estimation of dynamic binary response panel data models: Empirical evidence using alternative approaches*.California: University of California, Berkeley. Center for Labor Economics .Working Paper Series.

James, William H. *(1963)* Notes towards an epidemiology of spontaneous abortion. *AM.J.Hum.Genet. 15(3). P.223-240.*

Lawn, Joy E., Santon, Ynthia, Rahman, Hafiz, Wilczynska-Kentende, Katarzyna, and Hill, Kenneth (2006), "Stillbirth Rates, Delivering Estimates in 190 Countries", *The Lancet*, 367, 1487-1494.

جدول(أ) احتمالات الفقد العفوى تبعا لناتج الحمل السابق وتبعا لمحددات الفقد، SSMF

Chi square test of independence	95% C.I. of RR	مسح الخصوبة والتنقل			المتغيرات وتقسيماتها	
		RR	P_1	P_0		
0.0000	3.323-2.026	2.8**	0.31	0.11	20>	عمر الأم
0.0000	2.354-1.602	2.1**	0.19	0.09	-20	
0.0563	2.784-0.999	2.3	0.21	0.09	-30	
0.7087	2.058-0.347	1.1	0.30	0.26	+35	
0.003	1.563-1.110	1.5**	0.25	0.16	1>	الفترة بين
0.0000	2.910-1.812	2.6**	0.21	0.08	-1	
0.0013	3.537-1.488	3.3**	0.20	0.06	-2	
0.7849	3.340-0.407	2.5	0.15	0.06	-3	
0.8516	5.819-0.119	0.8	0.09	0.11	-4	
0.8529	5.946-0.228	1.3	0.30	0.22	+5	
0.0000	2.796-1.590	2.3**	0.20	0.08	2	رتبة الحمل
0.0000	2.751-1.917	2.3**	0.27	0.11	6-3	
0.0000	3.379-1.674	2.3**	0.34	0.14	+7	
0.0000	3.112-2.243	2.7**	0.28	0.10	أمية	تعليم الأم
0.0000	2.554-1.756	2.1**	0.26	0.12	ثانوى و أقل	
0.1888	2.595-0.837	1.2	0.19	0.15	جامعى أو أكثر	
0.0000	3.681-2.464	3**	0.28	0.10	أمي	تعليم الأب
0.0000	2.402-1.734	2.2**	0.26	0.11	ثانوى و أقل	
0.0004	3.058-1.402	1.8**	0.23	0.12	جامعى أو أكثر	
0.0000	2.282-1.610	1.9**	0.27	0.13	الحضر	محل الإقامة
0.0000	3.227-2.315	2.7**	0.26	0.09	الريف	
0.0000	3.473-2.267	2.4**	0.26	0.11	قبل عام 19980	أفواج الأجنة
0.0000	2.459-1.709	2.2**	0.21	0.09	1990-1980	
0.4993	1.349-0.5439	0.8	0.13	0.16	1995-1990	
0.0000	2.641-1.896	2.2**	0.25	0.11	لا توجد صلة قرابة	صلة القرابة
0.0000	2.956-2.081	2**	0.27	0.13	توجد صلة قرابة	

P_0= p(loss(t) |livebirth(t-1))

P_1= p(loss(t) |loss(t-1))

$RR= P_1 / P_0$