Bull. Fac. Agric., Cairo Univ.,54 (2003):21-40.

SUPPLY RESPONSE FOR WHEAT IN EGYPT

(Received: 27.4.2002)

By
M. M. El-Batran

Department of Agricultural Economics , Faculty of Agriculture, Cairo University, Giza

ABSTRACT

Wheat is considered one of the most important cereal crops in Egypt. After the adoption of the economic reform policy, farmers became responsive to many variables in making their farm decision especially in the long run.

The main research problem is based on the assumption that farmers of wheat are positively responsive to the economic incentives. In contrast to that the governmental interventions in price policy, *i.e.*, the procurement prices and quotas system, adversely affected farmer's response. So the main objective of the present study is to test the reliability of the stated assumptions, to determine the variables most affecting the acreage response, annual and full time period response for wheat farmers.

To achieve the main objective, some distributed lag models have been applied, *i.e.*, Marc Nerlove(1958) and Robert Solow (1960) models for wheat acreage supply response in Egypt, the period from (1980-2001).

The results indicate that according to Marc Nerlove of partial adjustment model for wheat supply response functions, there is a positive response to the yield of wheat, and relative price between wheat and the competitive prices of other crops, *i.e.*, sugar cane and faba bean.

On the other hand, the results indicate that according to Robert Solow model for wheat supply response functions, there are positive responses to the yield of wheat, which reflects the role of technical change in increasing the cultivated area of wheat and relative price between wheat and the competitive prices of other crops, *i.e.*, sugar cane and faba bean. Also there is a positive response to the relative net profit between wheat and multi-cut berseem, therfore the role of agricultural extension should be emphasized to increase productivity and net return of wheat as an incentive to expand wheat area.

Key words: *supply response, supply elasticities, infinite distributed lag, Marc Nerlove, partial adjustment model, Robert Solow, Durbin's h test, Engle LM test, stepwise regression.*

إستجابة عرض القمح في مصر

محسن محمود البطران

قسم الاقتصاد الزراعي – كلية الزراعة – جامعة القاهرة– الجيزة

١. المقدمة

يعتبر القمح من محاصيل الحبوب الغذائية الإستراتيجية الهامة فى مصر، حيث يساهم بنحو ٣٣%، ١٥% من مساحة محاصيل الحبوب والمساحة المحصولية على الترتيب خلال الفترة (١٩٨٠-٢٠٠١). وتجدر الإشارة أن مصر تحتل المرتبة الرابعة بين دول العالم من حيث الجدارة الإنتاجية لمحصول القمح، حيث بلغ متوسط إنتاجية الفدان نحو ١,٩٧ طن للفدان. ونظراً لتطبيق سياسة التحرر الإقتصادى المصرى، فقد بدأت خطوات جادة نحو الإتجاه إلى سيادة آليات السوق، حيث تم إتخاذ إجراءات متعددة منها إلغاء نظم التسعير والتوريد الإجبارى للمحاصيل الزراعية وإلغاء دعم مستلزمات الإنتاج، فضلاً عن إلغاء التركيب المحصولى الإجبارى. ولذلك أدت تلك التحولات إلى ترك الحرية للمزارع فى إختيار نوعية المحاصيل التى يرغب فى زراعتها. وعلى ذلك يمكن القول بأن تلك التغيرات الإقتصادية لا شك أنها أحدثت آثاراً مباشرة على القطاع الزراعى المصرى، وبصفة خاصة إنعكاسها على القرارات الإنتاجية الزراعية لمحصول القمح متمثلة فى إستجابة مزارعى ومنتجى القمح لتلك المتغيرات.

١٠١. مشكلة الدراسة

تكمن مشكلة الدراسة فى تلك الإختلالات السعرية الزراعية التى سادت قطاع الزراعة نتيجة التدخل الحكومى فى تسعير وتسويق المحاصيل الزراعية قبل النصف الثانى من الثمانينيات من حيث أسعار التوريد ونظم التوريد الكلى أو الجزئى، والذى ترتب عليه وجود تعارض بين مصلحة المزارع ومصلحة الدولة. ولقد كان الزراع وفقاً لهذا النظام يقومون بتوريد الإنتاج للحكومة بأسعار منخفضة تحددها الدولة ويختلف معدل التوريد من محصول لآخر. ولضمان الإلتزام بالتوريد كان يتم فرض غرامات مالية على المتخلفين مع حظر نقل المحاصيل بين

المحافظات، مما أدى إلى تهرب الزراع من زراعة تلك المحاصيل والتوسع فـــى زراعة محاصيل أخرى أكثر أربحية لا تخضع للتوريد الإجبـــاري بجانـــب التهرب من توريد بعض الكميات المحددة مفضلين دفع الغرامات المالية المفروضة عليهم. و تم مع بداية عام ١٩٨٨ إلغاء التوريد الإجبارى للقمح وتركت زراعتـــة إختيارية، وبالتالى تحديد الأسعار وفقاً لتفاعل قوى العرض والطلب.

١.٢.٠ هدف الدراسة

يتمثل الهدف الرئيسي لهذه الدراسة فى تقدير دوال إستجابة عرض القمـــح فى مصر، للوقوف على أهم المتغيرات التي يمكن أن تؤثر على إستجابة مســـاحة القمح المنزرعة، بجانب تقدير درجة الإستجابة لهذه المتغيرات في المدى القصـــير والمدى الطويل، ومقدار الإستجابة السنوية لمزارعى القمح، وبالتالى التوصل إلـــى الفترة الزمنية اللازم انقضاؤها لتحقيق الإستجابة الكاملة. ثم التوصل إلي بعـــض التوصيات التى يمكن الإسترشاد بها في تحقيق الإستجابة الكاملة لدى المزارع فـــى ظل سياسة التحرر الإقتصادى.

٢. الطريقه البحثية ومصادر البيانات

إعتمدت الدراسة على إستخدام نموذج مارك نـــيرلوف (Marc Nerlove) الديناميكى بإعتباره من أشهر النماذج الإقتصادية فى تقدير دوال إستجابة العـــرض، وذلك نظراً لسهولة تقديره وإمكانية إدخال العديد من المتغيرات المستقلة فى تلـــك الدالة، ويأخذ نموذج نيرلوف الصيغة التالية:

$$Y_t^* = \alpha + \beta X_{t-1} + \mu_t \qquad (1)$$

حيث:

Y_t^* = مساحة القمح المرغوب زراعتها (Desired Acreage) فى العام الحالى(t)

X_{t-1} = المتغيرات المستقلة فى العام السابق (t-1).

μ_t = حد الخطأ العشوائى.

ونظراً لأن مساحة القمح المرغوب زراعتها فى العام الحالي (Y_t^*) هـــى فى الواقع متغير غير مشاهد، وبالتالى فلا يمكن فى هذه الحالة تقدير المعادلة (١)، ولذلك إفترض نيرلوف أنه عادة ما تكون المساحة الفعلية (Actual Acreage)

(Y_t) أقل من المساحة المرغوب زراعتها (Y_t^*) فى العام الحالى، وكذلك فإن التغير فى المساحة الفعلية $(Y_t - Y_{t-1})$ عادة ما يكون أقل من التغير فى المساحة المرغوبة $(Y_t^* - Y_{t-1})$ وذلك قد يكون راجع لوجود قيود تكنولوجية أو إقتصادية تحول دون تساوى الإثنين، ولقد أطلق على ذلك الإفتراض إسم نموذج التعديل الجزئى (Partial Adjustment Model) كالتالى:

$$Y_t - Y_{t-1} = \lambda(Y_t^* - Y_{t-1})$$

$$\therefore\ Y_t = \lambda\, Y_t^* + (1-\lambda)\, Y_{t-1} \qquad (2)$$

وبإحلال المعادلة (٢) داخل المعادلة (١) يتم الحصول على دالة إستجابة العرض التالية:

$$Y_t = \alpha\lambda + \beta\lambda\, X_{t-1} + (1-\lambda)\, Y_{t-1} + \mu_t^* \qquad (3)$$

حيث:

Y_t = مساحة المحصول المنزرعة الفعلية في العام الحالي (t) .

Y_{t-1} = مساحة المحصول المنزرعة الفعلية في العام السابق (t-1) .

λ = معامل التعديل (Coefficient of Adjustment) $(0 \le \lambda \le 1)$

μ_t^* = حد الخطأ العشوائى، $(\mu_t^* = \lambda\, \mu_t)$.

ويمكن توضيح حساب معاملات دالة إستجابة العرض بالمعادلة (٣)، بفرض وجود الدالة التالية:

$$Y_t = \hat{\beta}_o + \hat{\beta}_1 X_{t-1} + \hat{\beta}_2 Y_{t-1} + \mu_t^* \qquad (4)$$

وبالإستعانة بمعاملات إنحدار كل من المعادلتين (٣)، (٤) يتم حساب التحويلات التالية:

$(\lambda = 1 - \hat{\beta}_2\ ,\ \alpha = \hat{\beta}_o / \lambda\ ,\ \beta = \hat{\beta}_1 / \lambda)$. ويكون معامل الإستجابة السنوى لدى المزارع (λ)، كما أن الفترة الزمنية اللازم إنقضاؤها لتحقيق الإستجابة الكاملة تكون $(1/\lambda)$ بدءا من العام التالى للزراعة. كما يتم حساب المرونات فى كل من المدى القصير والمدى الطويل كالتالى:

- Short Run Elasticity: $SRE = \beta\lambda\, \overline{X}_{t-1} / \overline{Y}_t$ (5)
- Long Run Elasticity: $LRE = \beta\, \overline{X}_{t-1} / \overline{Y}_t$ (6)

كما إعتمدت الدراسة على نمـــوذج روبـــرت ســـولو (Robert Solow) الديناميكى عند تقدير دوال إستجابة عرض محصول القمح، حيث تكون المتغـيرات المستقلة ذات فترات تأخير لانهائية (Infinite Distributed Lag). ويأخذ ذلـــك النموذج أكثر من شكل رياضى وفقاً لطريقة وفروض التقدير. هذا ويمكن توضيـح نموذج (Solow) كالتالى:

$$Y_t = \beta \sum_{\kappa=0}^{\infty} W_\kappa X_{t-\kappa} + \mu_t \qquad (7)$$

ويتم إستخدام توزيع مثلث باسـكال (Pascal Triangle Distribution) للتعبير عن المعامل (W_κ) فى صورة عكسية أو مقلوبة بمعنى أن تـــأثير ذلـك المعامل يزداد تدريجياً حتى يصل الى أقصاه ثم يتناقص بعد ذلك، وبالتالى فإن ذلك التوزيع يكون على شكل مقلوب حرف (V)، (Inverted - V).

وباستخدام عامل التأخير (Lag Operator) يكون المعامل (W_κ) كالتالى:

$$W_i = \frac{(1-\lambda)^r}{(1-\lambda L)^r} = \binom{i+r-1}{i}(1-\lambda)^r \lambda^i = {}_{i+r-1}C_i (1-\lambda)^r \lambda^i$$
$$= \frac{(r+i-1)!}{i!(r-1)!}(1-\lambda)^r \lambda^i \qquad (8)$$

وإذا كانت دالة التوزيع المتأخر فى الشكل التالى:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \ldots + \beta_\kappa X_{t-\kappa} + \mu_t \qquad (9)$$

فطبقا لنموذج سولو (Maddala& Rao1971) للتوزيع المتأخر باستخدام توزيـــع باسكال، فإن المعادلة (٩) تأخذ الشكل التالى:

$$Y_t = \alpha + \beta(W_0 X_t + W_1 X_{t-1} + \ldots + W_\kappa X_{t-\kappa}) + \mu_t \qquad (10)$$

وعلى ذلك فإن نموذج سولو يأخذ الشكل العام التالى:

$$Y_t + \binom{r}{1}(-\lambda)^1 Y_{t-1} + \binom{r}{2}(-\lambda)^2 Y_{t-2} + \ldots + \binom{r}{r}(-\lambda)^r Y_{t-r}$$
$$= \beta(1-\lambda)^r X_{t-1} + \sum_{\kappa=0}^{r}\binom{r}{\kappa}(-\lambda)^r \mu_{t-r} \qquad (11)$$

حيث:

i = فترة التأخير $i = 0, 1, 2, 3, \ldots, \kappa$.

r = عدد صحيح موجب (Positive Integer).

λ = معامل يتم حسابه من دالة الإنحدار.

C = قانون التوافيق الذى يتم استخدامه: $_nC_r = n!/[r!(n-r)!]$

وعلى ذلك يمكن إعادة صياغة المعادلة (١٠) كالتالى:

$$Y_t = \alpha + \beta(1-\lambda)^r\left[X_t + r\lambda X_{t-1} + \frac{r(r+1)}{2!}\lambda^2 X_{t-2} + \ldots.\right] + \mu_t \qquad (12)$$

وبإستخدام المعادلة (٨) للحصول على قيم (w_i) فإنه:

(أ) – عندما $r = 1$: $W_i = (1-\lambda)\lambda^i$ فإن نموذج سولو يكون كالتالى:-

$$Y_t = \frac{\beta(1-\lambda)}{(1-\lambda L)} X_t + \mu_t \qquad (12\text{-}1)$$

وعندما تكون $(r=1)$ فإن نموذج سولو يعتبر حالة خاصة لنموذج نيرلوف وتتناقص معاملات الإنحدار تناقصا هندسيا (Geometric Decline) ولا تتبع توزيع باسكال.

(ب) – عندما $r = 2$: $W_i = (1-\lambda)^2(i+1)\lambda^i$ يكون نموذج سولو كالتالى:

$$Y_t = \alpha + \beta(1-\lambda)^2\left[X_t + 2\lambda X_{t-1} + 3\lambda^2 X_{t-2} + 4\lambda^3 X_{t-3} + \ldots.\right] + \mu_t \qquad (12\text{-}2)$$

وبعمل فترة تأخير للمعادلة (١٢-٢) وضربها في (-2λ) يتم الحصول على:

$$-2\lambda Y_{t-1} = -2\lambda\alpha + \beta(1-\lambda)^2 \left[-2\lambda X_{t-1} - 4\lambda^3 X_{t-2} - 6\lambda^4 X_{t-3} - \ldots.\right] - 2\lambda\mu_{t-1} \qquad (12\text{-}2\text{-}1)$$

وبعمل فترتي تأخير للمعادلة (١٢-٢) وضربها في (λ^2) يتم الحصول على:

$$\lambda^2 Y_{t-2} = \alpha\lambda^2 + \beta(1-\lambda)^2 \left[\lambda^2 X_{t-2} + 2\lambda^3 X_{t-3} + 3\lambda^4 X_{t-4} + \ldots.\right] + \lambda^2\mu_{t-2} \qquad (12\text{-}2\text{-}2)$$

وبجمع المعادلات (١٢-٢)، (١٢-٢-١)، (١٢-٢-٢) يتم الحصول على:

$$Y_t = \alpha(1-\lambda)^2 + \beta(1-\lambda)^2 X_t + 2\lambda Y_{t-1} - \lambda^2 Y_{t-2} + [\mu_t - 2\lambda\mu_{t-1} + \lambda^2\mu_{t-2}] \qquad (12\text{-}2\text{-}3)$$

ويمكن صياغة المعادلة (١٢-٢-٣) على النحو التالى:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 Y_{t-1} - \beta_3 Y_{t-2} + \mu_t^* \qquad (12\text{-}2\text{-}4)$$

ومن المعادلة (١٢-٢-٤) يكون معامل الإستجابة السنوى للمزارع $[1-\beta_2-\beta_3]$، كما أن الفترة الزمنية اللازم إنقضاؤها لتحقيق الإستجابة الكاملة للمزارع عبارة عن $[1/(1-\beta_2-\beta_3)]$ بدءا من العام التالى للزراعة.

كما يمكن حساب المرونة فى كل من المدى القصير والطويل كالتالى:

$$- SRE = \beta_1 \overline{X}_{t-1} / \overline{Y}_t \qquad (13)$$

$$- LRE = SRE / (1-\beta_2-\beta_3) \qquad (14)$$

ولقد تم الكشف عن مشكلة الإرتباط الذاتى فى دوال إستجابة العرض بإستخدام إختبار (Durbin's h Test) الذى يناسب طبيعة نماذج التوزيع المتأخر الديناميكية التى تشتمل على المتغير التابع كأحد المتغيرات المستقلة بفترة تأخير (Y_{t-1}). حيث يعتبر ذلك الإختبار بديلاً مناسباً لإختبار (Durbin-Watson) الذى لايصلح إستخدامه فى النماذج الديناميكية كالتالى:

$$h = \rho \sqrt{\frac{T}{1-T.V}}$$

حيث:

ρ =معامل الإنحدار الذاتى (Autoregressive Coefficient) $(-1<\rho<1)$

T = حجم العينة.

V = تباين الخطأ القياسي للمتغير (Y_{t-1})، $V = (\beta / t)^2$.

ويتم الكشف عن وجود الإرتباط الذاتي بإستخدام قيمة (h) المحسوبة ومقارنتها بقيمة (Z) الجدولية.

كما تم إستخدام الاختبار (Engle LM Test) للكشف عن مشكلة عدم التجانس، حيث يتم عمل إنحدار للنموذج الأصلى للحصول على حد الخطأ (μ_t)، ثم تربيعه. يلى ذلك عمل إنحدار (μ_t^2) على (μ_{t-1}^2)، للحصول على معامل التحديد (R^2). ويكون إختبار (LMh) كالتالى:

$$LMh = (T-1)R^2 \approx \chi_1^2$$

ويتم الكشف عن وجود عدم التجانس بإستخدام قيمة (LMh) المحسوبة ومقارنتها بقيمة مربع كاى الجدولية عند درجة حرية (١).

وقد تم تطبيق أسلوب الإنحدار المتدرج (StepWise Regression) لعلاج مشكلة الإزدواج الخطى بين المتغيرات المستقلة من ناحية، ومعرفة أفضل المتغيرات الإقتصادية تأثيرا على المتغير التابع (مساحة القمح) من ناحية أخرى،

وذلك مع مراعاة ضرورة وجود المتغير (Y_{t-i}) فى المعادلة باستمرار، باعتبارها متغيرات أساسية لايمكن حذفها من التقدير.

هذا وقد إعتمدت الدراسة على المراجع العلمية متمثلة في الدوريات والمجلات العلمية، بجانب الكتب والرسائل العلمية وثيقة الصلة بموضوع الدراسة. وبالنسبة لمصادر البيانات، فقد تم الإعتماد على بيانات الإدارة المركزية للإقتصاد الزراعى بوزارة الزراعة وإستصلاح الأراضى، والجهاز المركزى للتعبئة العامة والإحصاء خلال الفترة (١٩٨٠-٢٠٠١). كما تم تعديل جميع المتغيرات السعرية بالرقم القياسى العام لسعر الجملة، وذلك بإعتبار سنة الأساس (١٩٨٦=١٠٠).

٣. النتائج والمناقشة

تم تقدير دوال إستجابة العرض لمحصول القمح فى مصر خلال الفترة (١٩٨٠-٢٠٠١)، وذلك بإستخدام نموذجى نيرلوف وسولو. ولقد إفترضت الدراسة أن إستجابة مساحة محصول القمح فى العام الحالى تتأثر ببعض المتغيرات بفترة تأخير عام واحد متمثلة فى: السعر المزرعى للقمح، صافى عائد فدان القمح، والإنتاجية الفدانية القمحية. وكذلك تأثرها بكل من الأسعار النسبية وصافى العائد النسبى للمحاصيل المنافسة لزراعة القمح. ولقد تمثلت تلك المحاصيل فى كل من: القطن، قصب السكر، البرسيم المستديم، والفول البلدى. وذلك بإعتبارها من أهم المحاصيل المنافسة للقمح. هذا بجانب المساحة المنزرعة بالقمح بفترة تأخير عام واحد وفقا لنموذج نيرلوف، وفترتي تأخير وفقا لنموذج سولو.

أجريت بعض المحاولات للوصول إلى أقوى المتغيرات تأثيرا على إستجابة المزارع للتوسع فى زراعة القمح، حيث تضمنت إدخال المتغيرات فى صورة مطلقة لكل من صافى العائد والإنتاجية الفدانية كما هو وارد بالمعادلة (١). كما تم إدخال متغيرات الأسعار النسبية المنافسة للقمح كما موضح بالمعادلة (٢). ثم تناولت الدراسة أثر متغيرات صافى العائد النسبى بين القمح وأهم المحاصيل المنافسة كما هو وارد بالمعادلة (٣). وأخيرا تم إدماج جميع المتغيرات فى نموذج واحد كما هو وارد بالمعادلة (٤). ولقد تم إستخدام أسلوب الإنحدار الخطى المتدرج للتغلب على مشاكل الإزدواج الخطى بين المتغيرات المستقلة من ناحية، مع إستبعاد المتغيرات غير المعنوية إحصائيا وتلك المخالفة للمنطق الإقتصادى من الناحية الأخرى. وذلك فى كل من نموذجى مارك نيرلوف الوارد بجدول (١)، ونموذج روبرت سولو الوارد بجدول (٢). وتوضح نتائج التقدير الواردة بالجدولين (١)، (٢) عدم وجود مشاكل قياسية متعلقة بالإرتباط الذاتى أو عدم التجانس،

ولذلك إعتمدت الدراسة على أسلوب المربعات الصغرى العادية (OLS). ولقد أسفر التحليل القياسى لدوال إستجابة عرض محصول القمح عن النتائج التالية:

١٠٣٠دوال إستجابة عرض القمح المقدرة وفقا لنموذج مارك نيرلوف:

تشير النتائج الواردة بجدول (١) إلى دوال إستجابة عرض القمح بإستخدام نموذج نيرلوف، حيث توضح المعادلة (١) الواردة بالجدول المذكور إستجابة مزارعى القمح لصافى العائد الفدانى للقمح والإنتاجية الفدانية للقمح فى العام السابق. ويوضح معامل التحديد المعدل أن نحو ٩٤% من التغيرات الحادثة فى مساحة القمح ترجع إلى التغير فى هذين المتغيرين وباقى التغيرات تعزى إلى عوامل أخرى غير مقيسة بالدالة.

وقد تبين أن زيادة صافى العائد الفدانى بجنيه واحد يترتب عليه زيادة المساحة المنزرعة قمحا بمقدار ٠,٧٩ ألف فدان مع إفتراض ثبات العامل الآخر عند مستوى معين. كما بلغت المرونة فى كل من المدى القصير والطويل نحو ٠,١٠، ٠,٣٧ على الترتيب. ويوضح هذا أن تغيرا بنسبة ١% فى صافى عائد فدان القمح يؤدى إلى زيادة المساحة المنزرعة بنسبة ٠,١٠%، ٠,٣٧% على الترتيب.

كما توضح النتائج أن زيادة الإنتاجية الفدانية للقمح بطن واحد يترتب عليه زيادة المساحة المنزرعة قمحا بمقدار ٢٥٦,٦ ألف فدان وذلك مع إفتراض ثبات العامل الآخر عند مستوى معين. ولقد بلغت المرونة فى كل من المدى القصير والطويل نحو ٠,٢٨، ١,٠٤. وهذا يوضح أن تغيرا بنسبة ١% فى الإنتاجية الفدانية للقمح يؤدى إلى زيادة المساحة المنزرعة بنسبة ٠,٢٨%، ١,٠٤% على الترتيب.

وقد بلغ معامل الإستجابة السنوى والفترة الزمنية اللازمة لتحقيق الإستجابة الكاملة لدى مزارعى القمح نحو ٠,٢٧، ٢,٧٠ سنة بدءا من العام التالى للزراعة.

وتوضح المعادلة (٢) الواردة بجدول (١) إستجابة مزارعى القمح للنسبة السعرية بين القمح وكل من قصب السكر والفول البلدى فى العام السابق. ويوضح معامل التحديد المعدل أن نحو ٨٥% من التغيرات الحادثة فى مساحة القمح ترجع إلى التغير فى المتغيرات الداخلة فى تلك المعادلة وباقى التغيرات تعزى إلى عوامل أخرى غير مقيسة بالدالة.

ولقد تبين أن زيادة النسبة السعرية بين القمح وقصب السكر بمقدار وحدة واحدة تؤدى إلى زيادة المساحة المنزرعة قمحا بمقدار ٧٥,٧ ألف فدان، وقدرت المرونة فى كل من المدى القصير والمدى الطويل بنحو ٠,٢٧، ٠,٦١ على الترتيب. وهذا يوضح أن تغيرا بنسبة ١% فى النسبة السعرية بين القمح وقصب السكر يؤدى إلى زيادة المساحة المنزرعة بنسبة ٠,٢٧%، ٠,٦١% على الترتيب، مع إفتراض ثبات العوامل الأخرى المقيسة فى الدالة عند مستوى معين.

كما إتضح أيضا أن زيادة النسبة السعرية بين القمح والفول البلدى بمقدار وحدة واحدة تؤدى إلى زيادة المساحة المنزرعة بالقمح بنحو ٦٦٤,٣ ألف فدان، ولقد قدرت المرونة فى كل من المدى القصير والمدى الطويل بنحو ٠,١٨، ٠,٤١ على الترتيب. وهذا يوضح أن تغيرا بنسبة ١% فى النسبة السعرية بين القمح والفول البلدى يؤدى إلى زيادة المساحة المنزرعة بنسبة ٠,١٨%، ٠,٤١% على الترتيب، مع إفتراض ثبات العوامل الأخرى المقيسة فى الدالة عند مستوى معين.

ولقد بلغ معامل الإستجابة السنوى وكذلك الفترة الزمنية اللازمة لتحقيق الإستجابة الكاملة لدى مزارعى القمح نحو ٠,٤٤، ٢,٢٧ سنة بدءا من العام التالى للزراعة.

وتشير معادلة (٣) بجدول (١) إلى إستجابة مزارعى القمح لنسبة صافى العائد الفدانى بين القمح والبرسيم المستديم فى العام السابق، حيث يوضح معامل التحديد المعدل أن نحو ٩٣% من التغيرات الحادثة فى مساحة القمح ترجع إلى التغير فى المتغيرات الداخلة فى تلك المعادلة وباقى التغيرات تعزى إلى عوامل أخرى غير مقيسة بالدالة.

ولقد تبين أن زيادة نسبة صافى العائد الفدانى بين القمح والبرسيم المستديم بمقدار وحدة واحدة تؤدى إلى زيادة المساحة المنزرعة قمحا بمقدار ٢٠٢ ألف فدان. ولقد بلغت المرونة فى كل من المدى القصير والمدى الطويل نحو ٠,٠٨، ٠,٦٧ على الترتيب، وذلك مع إفتراض ثبات العوامل الأخرى المقيسة فى الدالة عند مستوى معين. و يوضح هذا أن تغيرا بنسبة ١% فى نسبة صافى العائد الفدانى بين القمح والبرسيم المستديم يؤدى إلى زيادة المساحة المنزرعة بنسبة ٠,٠٨%، ٠.٦٧% على الترتيب، وذلك مع إفتراض ثبات العوامل الأخرى المقيسة فى الدالة عند مستوى معين.

وقد بلغ معامل الإستجابة السنوى والفترة الزمنية اللازمه لتحقيق الإستجابة الكاملة لدى مزارعى القمح نحو ٠,١٢، ٨,٣٣ سنة بدءا من العام التالى للزراعة.

وأخيراً توضح المعادلة (٤) الواردة بجدول (١) إلى إستجابة مزارعى القمح للإنتاجية الفدانية للقمح والنسبة السعرية بين القمح والفول البلدى فى العام السابق، حيث يوضح معامل التحديد المعدل أن نحو ٩٥% من التغيرات الحادثة فى مساحة القمح ترجع إلى التغير فى المتغيرات الداخلة فى تلك المعادلة وباقى التغيرات تعزى إلى عوامل أخرى غير مقيسة بالدالة.

جدول (١): تقدير دوال إستجابة عرض القمح فى مصر خلال الفترة (١٩٨٠-٢٠٠١) بإستخدام نموذج مارك نيرلوف.

رقم المعادلة	دوال إستجابة العرض	R^2	$\overline{R}^2$	F Test	h Test	LMh Test
١	ص ق ت = -١٧٧,٥ + ٠,٧٩ س ا ت-١ + ٢٥٦,٦ س ع ت-١ + ٠,٧٣ ص ق ت-١ (١,٤) (٢,٠)* (١,٩)* (٦,١)** [٠,١٠] [٠,٢٨]	٠,٩٥	٠,٩٤	(١٣٠)**	- ٠,٢٦	٠,٤٠
٢	ص ق ت = ١,٤٦ + ٧٥,٧ س ع ت-١ + ٦٦٤,٣ س ع ت-١ + ٠,٥٦ ص ق ت-١ (٠,٠١) (٣,١)** (٢,٣)* (٩,٨)** [٠,٢٧] [٠,١٨]	٠,٨٧	٠,٨٥	(٤٠)**	- ١,٣٧	٠,١٠
٣	ص ق ت = -٦٩,١ + ٢٠٢ س ع ت-١ + ٠,٨٨ ص ق ت-١ (-٠,٦) (٢,٧)* (١٧,٢)** [٠,٠٨]	٠,٩٤	٠,٩٣	(١٤٨)**	- ٠,٩٩	٠,٠١
٤	ص ق ت = -٣٧٣,٢ + ٢٨٥,١ س ع ت-١ + ٨٧٩,١ س ع ت-١ + ٠,٦٧ ص ق ت-١ (٢,٧)* (٢,٤)* (٣,٣)** (٦,١)** [٠,٣١] [٠,٢٤]	٠,٩٦	٠,٩٥	(١٤٦)**	- ١,٢٥	٠,١٣

حيث: ص ق ت = المساحة التقديرية المنزرعة بالقمح (ألف فدان) فى العام الحالى (t). - ص ق ت-١ = المساحة المنزرعة بالقمح (ألف فدان) فى العام السابق (t-1).

س ا ت-١ = صافى عائد فدان القمح بالجنية فى العام السابق (t-1). - س ع ت-١ = إنتاجية فدان القمح بالطن فى العام السابق (t-1).

س ع ت-١ = السعر النسبى (قمح / قصب السكر) فى العام السابق (t-1). - س ع ت-١ = السعر النسبى (قمح / فول بلدى) فى العام السابق (t-1).

س ع ت-١ = صافى العائد الفدانى النسبى (قمح/برسيم مستديم) فى العام السابق (t-1). - الأرقام بين قوسين ( ) وأسفل معاملات الإنحدار تشير إلى قيمة (t) المحسوبة

- الأرقام بين قوسين [ ] تشير إلى مرونات المدى القصير - (*) ، (**) تشير إلى معنوية معاملات الإنحدار أو النموذج عند مستوى ٠,٠٥، ٠,٠١ على الترتيب

المصدر : جمعت وحسبت من المصادر (١)، (٢)، (٥)، (٦) ، (٧).

وقد تبين أن زيادة إنتاجية فدان القمح بمقدار طن واحد تؤدى لزيادة المساحة المنزرعة قمحا بمقدار ٢٨٥,١ ألف فدان. وقدرت المرونة فى المدى القصير والمدى الطويل بنحو ٠,٣١، ٠,٩٤ على الترتيب. وهذا يوضح أن تغيرا بنسبة ١% فى الإنتاجية الفادية للقمح يؤدى إلى زيادة المساحة المنزرعة بنسبة ٠,٣١%، ٠,٩٤% على الترتيب، مع إفتراض ثبات العوامل الأخرى المقيسة بالدالة عند مستوى معين.

كما إتضح أيضا أن زيادة النسبة السعرية بين القمح والفول البلدى بمقدار وحدة واحدة تؤدى إلى زيادة المساحة المنزرعة بالقمح بنحو ٨٧٩,١ ألف فدان. ولقد قدرت المرونة فى كل من المدى القصير والمدى الطويل بنحو ٠,٢٤، ٠,٧٣ على الترتيب. وهذا يوضح أن تغيرا بنسبة ١% فى النسبة السعرية بين القمح والفول البلدى يؤدى إلى زيادة المساحة المنزرعة بنسبة ٠,٢٤%، ٠,٧٣% على الترتيب. وذلك مع إفتراض ثبات العوامل الأخرى المقيسة فى الدالة عند مستوى معين.

لقد بلغ معامل الإستجابة السنوى وكذلك الفترة الزمنية اللازمة لتحقيق الإستجابة الكاملة لدى مزارعى القمح نحو ٠,٣٣، ٣,٠٣ سنة بدءا من العام التالى للزراعة.

ويتضح من خلال تحليل دوال إستجابة العرض لمحصول القمح طبقا لنموذج نيرلوف، أن الإنتاجية الفدانيه للقمح تعتبر من أكثر المتغيرات تأثيرا على إستجابة المزارع للتوسع فى زراعة القمح، كما تبين أيضا إستجابة مزارعى القمح للأسعار النسبية بين القمح وكل من قصب السكر والفول البلدى.

٣ ٠ ٢ ٠دوال إستجابة عرض القمح المقدرة وفقا لنموذج روبرت سولو:

توضح المعادلة (١) الواردة بالجدول (٢) إلى إستجابة مزارعى القمح لصافى العائد الفدانى للقمح فى العام السابق بإستخدام نموذج روبرت سولو، حيث يشير معامل التحديد المعدل إلى أن ٩٣% من التغيرات الحادثة فى مساحة القمح ترجع إلى المتغيرات الداخلة فى تلك المعادلة بينما يعزى الباقى إلى عوامل أخرى غير مقيسة بالدالة.

ولقد تبين أن زيادة صافى العائد الفدانى بمقدار جنيه واحد يترتب عليه زيادة المساحة المنزرعة قمحا بمقدار ١,٢٦ ألف فدان، كما بلغت المرونة فى كل من المدى القصير والمدى الطويل نحو ٠,١٦، ١,١٤ على التوالي. و يوضح هذا أن تغيرا بنسبة ١% فى صافى عائد فدان القمح يؤدى إلى زيادة المساحة المنزرعة بنسبة ٠,١٦%، ١,١٤% على التوالي، وذلك مع إفتراض ثبات العوامل الأخرى المقيسة فى الدالة عند مستوى معين.

كما بلغ معامل الإستجابة السنوى وكذلك الفترة الزمنية اللازمة لتحقيق الإستجابة الكاملة لدى مزارعى القمح نحو ٠,١٤، ٧,١٤ سنة بدءا من العام التالى للزراعة.

وتوضح المعادلة (٢) الواردة بجدول (٢) إستجابة مزارعى القمح للنسبة السعرية بين القمح والفول البلدى فى العام السابق. ويوضح معامل التحديد المعدل أن نحو ٩٤% من التغيرات الحادثة فى مساحة القمح ترجع إلى التغير فى المتغيرات الداخلة فى تلك المعادلة. و تعزي باقى التغيرات إلى عوامل أخرى غير مقيسة بالدالة.

ولقد إتضح أن زيادة النسبة السعرية بين القمح والفول البلدى بمقدار وحدة واحدة تؤدى إلى زيادة المساحة المنزرعة بالقمح بنحو ١١١٨,٢ ألف فدان. ولقد بلغت المرونة فى كل من المدى القصير والمدى الطويل نحو ٠,٣٠، ١,٥٨ على الترتيب. ويوضح هذا أن تغيرا بنسبة ١% فى النسبة السعرية بين القمح والفول البلدى يؤدى إلى زيادة المساحة المنزرعة بنسبة ٠,٣٠%، ١,٥٨% على الترتيب، وذلك مع إفتراض ثبات العوامل الأخرى المقيسة فى الدالة عند مستوى معين.

وقد بلغ معامل الإستجابة السنوى وكذلك الفترة الزمنية اللازمة لتحقيق الإستجابة الكاملة لدى مزارعى القمح نحو ٠,١٩، ٥,٢٦ سنة بدءا من العام التالى للزراعة.

وتشير المعادلة (٣) الواردة بجدول (١) إلى إستجابة مزارعى القمح لنسبة صافى العائد الفدانى للقمح إلى البرسيم المستديم فى العام السابق. حيث يوضح معامل التحديد المعدل أن نحو ٩٣% من التغيرات الحادثة فى مساحة القمح ترجع إلى التغير فى المتغيرات الداخلة فى تلك المعادلة. وتعزي باقى التغيرات تعزى إلى عوامل أخرى غير مقيسة بالدالة.

ولقد تبين أن زيادة نسبة صافى العائد الفدانى بين القمح والبرسيم المستديم بمقدار وحدة واحدة تؤدى إلى زيادة المساحة المنزرعة قمحا بمقدار ٢٥٧,٣ ألف فدان. وبلغت المرونة فى كل من المدى القصير والمدى الطويل نحو ٠,١٠، ٠,٥٠ على الترتيبوالي. و يوضح هذا أن تغيرا بنسبة ١% فى نسبة صافى العائد الفدانى بين القمح والبرسيم المستديم يؤدى إلى زيادة المساحة المنزرعة بنسبة ٠,١٠%، ٠,٥٠% على التوالي، وذلك مع إفتراض ثبات العوامل الأخرى المقيسة فى الدالة عند مستوى معين.

جدول (٢): تقدير دوال إستجابة عرض القمح فى مصر خلال الفترة (١٩٨٠-٢٠٠١) بإستخدام نموذج روبرت سولو.

رقم المعادلة	دوال إستجابة العرض	R^2	$\overline{R}^2$	F Test	h Test	LMh Test
١	ص ت = -١٦٧,٣ + ١,٢٦ س ا ت-١ + ٠,٧٣ ص ت-١ + ٠,١٣ ص ت-٢ (١,١٢) (٢,٥٦)* (٣,٢٣)** (١,٠١) [٠,١٦]	٠,٩٤	٠,٩٣	(٩٤)**	-٠,٠١	٠,٢٢
٢	ص ت = ٣٤٧,٤ + ١١١٨,٢ س ه ت-١ + ٠,٦٩ ص ت-١ + ٠,١٢ ص ت-٢ (-٢,١)* (٣,٥)** (٣,٤)** (١,٢) [٠,٣٠]	٠,٩٥	٠,٩٤	(١١٦)**	١,٣٢-	٠,٤٥
٣	ص ت = -١٣٢,٩ + ٢٥٧,٣ س م ت-١ + ٠,٧١ ص ت-١ + ٠,٠٩ ص ت-٢ (-١.١) (٣,١)** (٣.٣)** (١,٣)** [٠,١٠]	٠,٩٤	٠,٩٣	(١٠٣)**	١,١١-	٠,٠١
٤	ص ت = -٤٠٨,٣ + ٢٦٥,٩ س ح ت-١ + ٩٧٠,٩ س ه ت-١ + ٠,٥٥ ص ت-١ + ٠,١٤ ص ت-٢ (-٢,٧)* (٢.٢)* (٣.٣)** (٣,٨)** (٠,٨) [٠,٢٩] [٠,٢٧]	٠,٩٦	٠,٩٥	(١٠٧)**	١,٢٨-	٠,٣٠

حيث: ص ت = المساحة التقديرية المنزرعة بالقمح (ألف فدان) فى العام الحالى (t). - ص ت-١ = المساحة المنزرعة بالقمح (ألف فدان) فى العام السابق (t-1)

ص ت-٢ = المساحة المنزرعة بالقمح (ألف فدان) فى العام قبل السابق (t-2). - س ا ت-١ = صافى عائد فدان القمح بالجنية فى العام السابق (t-1).

س ه ت-١ = إنتاجية فدان القمح بالطن فى العام السابق (t-1). - س م ت-١ = السعر النسبى (قمح / فول بلدى) فى العام السابق (t-1).

س م ت-١ = صافى العائد الفدانى النسبى (قمح/برسيم مستديم) فى العام السابق (t-1). - الأرقام بين قوسين [ ] تشير إلى مرونات المدى القصير.

- الأرقام بين قوسين () وأسفل معاملات الإنحدار تشير إلى (t) المحسوبة - (*) ، (**) تشير إلى المعنوية عند مستوى ٠,٠٥ ، ٠,٠١ على الترتيب.

المصدر : جمعت وحسبت من المصادر (١)، (٢)، (٥)، (٦) ، (٧).

ولقد بلغ معامل الإستجابة السنوى وكذلك الفترة الزمنية اللازم إنقضاؤهـــا لتحقيق الإستجابة الكاملة لدى مزارعى القمح نحو ٠,٢٠، ٥ سنوات بدءا من العام التالى للزراعة.

وأخيرا تشير المعادلة (٤) الواردة بجدول (١) إلى إستجابة مزارعى القمـح للإنتاجية الفدانية للقمح والنسبة السعرية بين القمح والفول البلدى فى العام الســابق. حيث يوضح معامل التحديد المعدل أن نحو ٩٥% من التغيرات الحادثة فى مساحة القمح ترجع إلى المتغيرات الداخلة فى تلك . وتعزي باقى التغيرات إلى عوامـــل أخرى غير مقيسة بالدالة.

ولقد تبين أن زيادة الإنتاجية الفدانية للقمح بمقدار طن واحد تؤدى إلى زيادة المساحة المنزرعة قمحا بمقدار ٢٦٥,٩ ألف فدان، وقدرت المرونة فى كـل مـن المدى القصير والمدى الطويل بنحو ٠.٢٩، ٠,٩٤ على الترتيب. و يوضح هـــذا أن تغيرا بنسبة ١% فى الإنتاجية الفادية للقمح يؤدى إلى زيادة المساحة المنزرعـة بنسبة ٠,٢٩%، ٠,٩٤% على الترتيب، وذلك مع إفتراض ثبات العوامل الأخـرى المقيسة فى الدالة عند مستوى معين.

كما إتضح أيضا أن زيادة النسبة السعرية بين القمح والفول البلدى بمقـدار وحدة واحدة تؤدى إلى زيادة المساحة المنزرعة بالقمح بنحو ٩٧٠,٩ ألف فـــدان، ولقد قدرت المرونة فى كل من المدى القصير والمدى الطويل بنحـو ٠,٢٧، ٠,٨٧ والفول البلدى يؤدى إلى زيادة المساحة المنزرعة بنسبة ٠,٢٧%، ٠,٨٧% علـى الترتيب، وذلك مع إفتراض ثبات العوامل الأخرى المقيسة فى الدالة عند مســتوى معين.

ولقد بلغ معامل الإستجابة السنوى وكذلك الفترة الزمنية اللازمـــة لتحقيـق الإستجابة الكاملة لدى مزارعى القمح نحو ٠,٣١، ٣,٢٣ سنة بدءا من العام التـالي للزراعة.

وعلى ذلك توضح دوال إستجابة العرض لمحصول القمح طبقـــا لنمـــوذج سولو، أن للإنتاجية تأثير على إستجابة المزارع للتوسع فى زراعة القمح. كما تبين أيضا إستجابة مزارعى القمح للأسعار النسبية بين القمح وكل من قصـــب الســكر والفول البلدى. وكذلك صافى العائد الفدانى النسبى بين القمح والبرسيم المستديم.

وتجدر الإشارة إلى أن إستجابة مزارعى القمح للإنتاجية الفدانية القمحيـــة تعتبر إنعكاسا للتقدم التكنولوجى فى زراعة القمح من حيث السياسات المتبعة مـــن قبل الدولة فى إستنباط ونشر الأصناف عالية الإنتاجية وإحلالها محـــل الأصنـــاف التقليدية منخفضة الإنتاجية. وكذلك القيام بالحملات القوميـــة والإرشـــادية لتعليـم الزراع أفضل وسائل الزراعة المتقدمة.

وعلى الجانب الأخر فإن إستجابة مزارعى القمح للأسعار والعوائد النسبية قد تعكس مدى فاعلية أثر سياسات التحرر الإقتصادى من حيث ترك الحرية للمزارع فى المفاضلة بين نوعية المحاصيل الزراعية التى يرغب فى زراعتها وفقا للسعر وصافى العائد النسبى بين كل محصول وأخر.

لذلك توصى الدراسة بضرورة تفعيل دور الإرشاد الزراعى والحملات القومية للنهوض بإنتاجية محصول القمح، وذلك بالعمل على تشجيع الزراع على تبنى أصناف قمحية عالية الإنتاجية، والسير قدما فى توفير المعلومات والإرشادات الزراعية المتعلقة بالإنتاج والتسويق لضمان حصول المزارع على سعر مزرعى مناسب يحفزه على التوسع فى زراعة القمح.

٤٠ الموجز

يعتبر القمح من محاصيل الحبوب الإستراتيجية الهامة فى مصر، نظرا لمساهمته بنحو ٣٣%، ١٥% من مساحة محاصيل الحبوب والمساحة المحصولية على التوالي خلال الفترة (١٩٨٠-٢٠٠١). ومع تطبيق سياسة التحرر الإقتصادى تم إتخاذ عدة خطوات وإجراءات لتفعيل آليات السوق منها إلغاء نظم التسعير والتوريد الإجبارى للمحاصيل الزراعية وإلغاء دعم مستلزمات الإنتاج، وإلغاء التركيب المحصولى الإجبارى، ولقد أحدثت تلك المتغيرات آثارا مباشرة على القطاع الزراعى المصرى، وبصفة خاصة على القرارات الإنتاجية الزراعية لمحصول القمح متمثلة فى إستجابة مزارعى ومنتجى القمح لتلك المتغيرات. وتكمن مشكلة الدراسة فى تلك الإختلالات السعرية الزراعية التى سادت قطاع الزراعة نتيجة التدخل الحكومى فى تسعير وتسويق المحاصيل الزراعية خلال فترة ما قبل النصف الثانى من الثمانينيات. ولذلك فإن الهدف الرئيسي من تلك الدراسة تمثل فى تقدير دوال إستجابة عرض القمح فى مصر، للوقوف على أهم المتغيرات التي يمكن أن تؤثر على إستجابة مساحة القمح المنزرعة، بجانب تقدير درجة الإستجابة لتلك المتغيرات في المدى القصير والمدى الطويل، ومقدار الإستجابة السنوية لمزارعى القمح، وبالتالى التوصل إلى الفترة الزمنية اللازم انقضاؤها لتحقيق الإستجابة الكاملة. ولقد تم تقدير دوال إستجابة العرض وفقا لنماذج التوزيع المتأخر التى تعكس إستجابة المزارع لمختلف المتغيرات الإقتصادية بفترة تأخير عام واحد وفقا لنموذج مارك نيرلوف، وفترتي تأخير وفقا لنموذج روبرت سولو.

ولقد أوضحت نتائج تقدير دوال إستجابة عرض القمح فى مصر بإستخدام نموذج نيرلوف للتعديل الجزئى خلال الفترة (١٩٨٠-٢٠٠١)، أن الإنتاجية الفدانيه للقمح تعتبر من أكثر المتغيرات تأثيرا على إستجابة المزارع للتوسع فى زراعة القمح. كما تبين أيضا إستجابة مزارعى القمح للأسعار النسبية بين القمح وكل من قصب السكر والفول البلدى. كما أوضحت نتائج تقدير دوال إستجابة العرض لمحصول القمح طبقا لنموذج سولو، أن الإنتاجية الفدانيه للقمح تعتبر من أفضل المتغيرات تأثيرا على إستجابة المزارع للتوسع فى زراعة القمح. كما تبين أيضا إستجابة مزارعى القمح للأسعار النسبية بين القمح وكل من قصب السكر والفول البلدى. وكذلك صافى العائد الفدانى النسبى بين القمح والبرسيم المستديم.

ولعل إستجابة مزارعى القمح للإنتاجية الفدانية القمحية تعتبر إنعكاسا للتقدم التكنولوجى فى زراعة القمح من حيث السياسات المتبعة فى إستنباط ونشر الأصناف عالية الإنتاجية وإحلالها محل الأصناف التقليدية منخفضة الإنتاجية. وكذلك القيام بالحملات القومية والإرشادية لتعليم الزراع أفضل وسائل الزراعة المتقدمة. وعلى الجانب الأخر فإن إستجابة مزارعى القمح للأسعار والعوائد النسبية قد تعكس فاعلية أثر سياسة التحرر الإقتصادى من حيث ترك الحرية للمزارع فى المفاضلة بين نوعية المحاصيل الزراعية التى يرغب فى زراعتها وفقا للسعر والعوائد الصافية النسبية بين المحاصيل موضوع المفاضلة .

ولذلك توصى الدراسة بضرورة تفعيل دور الإرشاد الزراعى والحملات القومية للنهوض بإنتاجية محصول القمح، وذلك بالعمل على تشجيع الزراع على تبنى أصناف قمحية عالية الإنتاجية، وتوفير قاعدة معلومات فى مجالى إنتاج وتسويق المحصول لضمان حصول المزارع على سعر مزرعى مناسب يحفزه على التوسع فى زراعة القمح.

٥. المراجع

١- الجهاز المركزى للتعبئة العامة والإحصاء "الكتاب الإحصائى السنوى"، أعداد متفرقة.

٢- الجهاز المركزى للتعبئة العامة والإحصاء "نشرة الأرقام القياسية"، أعداد متفرقة.

٣- سعد زكى نصار (دكتور) "السياسة السعرية الزراعية فى إطـــار سياســات الإصلاح الإقتصادى فى مصر"، الندوة القومية للسياسات الزراعيـــة فـــي جمهورية مصر العربية، وزارة الزراعة، ١٩٩٢.
٤- وزارة الزراعة وإستصلاح الأراضى، الإدارة المركزية للإقتصاد الزراعـــى "نشرة الإقتصاد الزراعى"، أعداد متفرقة.
٥- وزارة الزراعة وإستصلاح الأراضى، الإدارة المركزية للإقتصاد الزراعـــى "سجلات قسم الإحصاء"، بيانات غير منشورة.
٦- وزارة الزراعة وإستصلاح الأراضى، الإدارة المركزية للإقتصاد الزراعـــى "سجلات قسم التكاليف"، بيانات غير منشورة.
٧- وزارة الزراعة وإستصلاح الأراضى، الإدارة المركزية للإقتصاد الزراعـــى "نشرة الإقتصاد الزراعى"، أعداد متفرقة.

REFERENCES

1- Durbin, James (1970). "Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression When Some of the Regressors are Lagged Dependent Variables", Econometrica, Vol. 38, No.2, 410-421.
2- Engle, Robert (1982)."Autoregressive Conditional Heteroscedasticity With Estimates of Variance of United Kingdom Inflation" Econometrica, Vol. 50, No. 4,; 987-1007.
3- Maddala, G. S. & Rao, A. S. (1971). "Maximum Likelihood Estimation of Solow's and Jorgenson's Distributed Lag Models", Rev. Econ. Stat., Vol. 53, No. 1, 80-88.
4- Nerlove, Marc (1958)."The Dynamics of Supply: Estimation of Farmers' Response to Price", The John Hopkins Univ. Press, Baltimore, USA,
5- Solow, Robert (1960). "On a Family of Lag Distribution" Econometrica, Vol. 28, No. 2, 393-406.