

تقدير استجابة عرض محصول الطماطم في ليبيا خلال السنوات 1980 - 2008

خالد رمضان البيدي

قسم الاقتصاد الزراعي - كلية الزراعة - جامعة طرابلس

المستخلاص

يعتبر محصول الطماطم من محاصيل الخضروات الهمامة في ليبيا، وقد بلغ متوسط الإنتاج الكلي خلال فترة الدراسة (1980-2008) نحو 180 ألف طن، في حين بلغ متوسط الإنتاجية حوالي 16 طناً للهكتار، كما بلغ متوسط السعر المزمعي لنفس الفترة 896 ديناراً ليبيّاً للطن. يهدف البحث إلى تحليل أثر أهم العوامل المحددة لعرض الطماطم في ليبيا خلال الفترة 1980-2008، وهذه العوامل تتمثل في الكمية المعروضة من الطماطم خلال السنة السابقة، وسعر الطماطم، وسعر البطاطس والتقدم التقني، وذلك من أجل توفير المعلومات الأساسية اللازمة لوضع السياسات الإنتاجية والاستهلاكية لهذا المحصول. ولتحقيق هدف الدراسة تم استخدام نموذج الانحدار الذاتي للتأخير الموزع (ARDL) لتقدير أهم العوامل المؤثرة على عرض الطماطم في ليبيا. وقد بينت نتائج الدراسة الإحصائية لاختبار جذر الوحدة أن السلسل الزمنية للمتغيرات موضع الدراسة تعاني من خاصية عدم السكون في مستوياتها ولكنها ساكنة عند الفروق الأولى. كما أوضحت نتائج الدراسة أن هناك تكاملاً مشتركاً بين المتغيرات محل الدراسة وأنها تتجه إلى التوازن على المدى الطويل. وقد بلغت قيمة مرونة العرض السعرية في المدى القصير 0.18 و في المدى الطويل 0.27. وتشير قيمة معامل تصحيح الخطأ إلى أن الكمية المعروضة تتعدل سنوياً بما يعادل 67% للوصول إلى قيمتها التوازنية في السوق على المدى الطويل.

الكلمات الدالة: استجابة العرض، الطماطم ، التكامل المشترك، الانحدار الذاتي للتأخير الموزع.

المقدمة

الزراعة الشمسية والزراعة تحت الأغطية (الصوب الزجاجية

يعتبر محصول الطماطم من أهم محاصيل الخضروات (والبلاستيكية) وقد اتبعت ليبيا خلال سنوات الثمانينات سياسات زراعية تهدف للحد من التوسيع في زراعة هذا

الطماطم في صورته الطازجة والمصنعة، ومحصول الطماطم كغيره من المنتجات الزراعية يتسم بموسمية الإنتاج نظراً لارتباطه بالظروف الجوية والطبيعية التي لا يمكن التحكم فيها والتي تؤثر على حجم الإنتاج. ويوجد اختلاف في إنتاج عروات الطماطم المختلفة على مدار العام فيزيد المعروض والمتاح للاستهلاك في بعض الأشهر، وينخفض في أشهر

المحصول للأغراض الصناعية، حيث أقفلت مصانع التعليب المتعلقة بتصنيع معجون الطماطم رغم قصور السياسات الزراعية في الحد من التوسيع في إنتاج هذا المحصول. يعتبر محصول الطماطم من المحاصيل الغذائية الضرورية وذلك لأهميته الإنتاجية والاستهلاكية هذا بالإضافة إلى أن استهلاك معظم الخضر الأخرى يتوقف غالباً على مدى وفرة

الجدول رقم 1 : تطور كل من الإنتاج والمساحة والإنتاجية والسعر لمحصول الطماطم في ليبيا خلال الفترة (1980-2008)

| السنة | الإنتاج [*] (ألفطن) | المساحة [*] (ألف هكتار) | الإنتاجية ^{**} (طن/هكتار) | سعر الطماطم ^{**} (دينار للطن) |
|---------|---------------------------------|-------------------------------------|---------------------------------------|---|
| 1980 | 225.870 | 16.600 | 13.606 | 592 |
| 1981 | 168.240 | 12.000 | 14.020 | 599 |
| 1982 | 181.800 | 13.286 | 13.683 | 630 |
| 1983 | 194.992 | 14.253 | 13.680 | 679 |
| 1984 | 194.885 | 14.246 | 13.679 | 642 |
| 1985 | 170.000 | 12.000 | 14.166 | 641 |
| 1986 | 150.000 | 10.000 | 15.000 | 652 |
| 1987 | 131.600 | 9.400 | 14.000 | 613 |
| 1988 | 135.000 | 10.000 | 13.500 | 622 |
| 1989 | 147.000 | 10.500 | 14.000 | 682 |
| 1990 | 150.000 | 11.000 | 13.636 | 710 |
| 1991 | 160.000 | 11.500 | 13.913 | 1022 |
| 1992 | 150.000 | 10.000 | 15.000 | 751 |
| 1993 | 160.000 | 11.200 | 14.285 | 551 |
| 1994 | 161.000 | 10.500 | 15.333 | 687 |
| 1995 | 162.500 | 8.130 | 19.987 | 800 |
| 1996 | 165.000 | 9.000 | 18.333 | 1425 |
| 1997 | 230.000 | 12.000 | 19.166 | 1925 |
| 1998 | 200.000 | 9.000 | 22.222 | 1180 |
| 1999 | 215.280 | 8.960 | 24.026 | 800 |
| 2000 | 225.000 | 16.500 | 13.636 | 1320 |
| 2001 | 160.000 | 8.000 | 20.000 | 1470 |
| 2002 | 190.000 | 10.000 | 19.000 | 850 |
| 2003 | 190.000 | 10.000 | 19.000 | 860 |
| 2004 | 190.000 | 10.000 | 19.000 | 970 |
| 2005 | 190.000 | 10.000 | 19.000 | 940 |
| 2006 | 160.000 | 10.000 | 16.000 | 900 |
| 2007 | 212.810 | 10.120 | 21.028 | 1090 |
| 2008 | 212.810 | 10.120 | 21.028 | 1374 |
| المتوسط | 178.751 | 10.976 | 16.640 | 895.7586 |

المصدر:

*- المنظمة الدولية للأغذية والزراعة (FAO). شبكة المعلومات الدولية : (<http://www.fao.org>).

**-نشرة أسعار المستهلك لمنتجات الزراعية والحيوانية، اللجنة الشعبية العامة للزراعة والثروة الحيوانية والبحرية، 2009.

وصانعي القرار في تحديد وإنجاز الأهداف الإنتاجية وعلى المدى الطويل في عملية التخطيط.

اعتمدت معظم الدراسات المهمة باستجابة العرض منذ ظهور أعمال (Nerlove, 1958) على الطرق التقليدية التي ذكرت أعلاه، وهذه بدون شك قد أثقلت الضوء على المحفزات الرئيسية المناسبة لزيادة المساحة والإنتاج للمحاصيل الرئيسية (سمير وفايز، 2008)، إلا أن هذه الطرق قد طبقت الطرق الإحصائية التقليدية على بيانات السلسل الزمنية من دون الأخذ بالاعتبار اختبارات جذر الوحدة ودرجة تكامل المتغيرات. لقد أثبتت الدراسات الحديثة أن العديد من السلسل الزمنية غير مستقرة وأن استخدام طريقة المربعات الصغرى على البيانات غير المستقرة يؤدي إلى انحدار زائف (Johansen, 1988)، معظم السلسل الزمنية تتوجه مع الزمن، والانحدار بين مثل هذه السلسل الزمنية يمكن أن يعطي نتائج معنوية مع قيم R^2 عالية لكنها زائفة أو عديمة المعنى (Granger and Newbold, 1974).

يمكن التعبير عن دالة العرض لمحصول الطماطم في ليبيا بالصيغة التالية:

$$Qs_i = f(Pi_t, Pj_t, T_i)$$

حيث Qs_i هي الكمية المعروضة من محصول الطماطم و Pi_t السعر المزري لمحصول الطماطم و Pj_t السعر المزري لمحصول البطاطس (محصول منافس على المورد) و T_i التغير التقني ويعبر عنه بمتغير الزمن. وسوف يستخدم في هذا التقدير منهج الانحدار الذاتي للتأخر الموزع Regressive Distributed Lag Modeling Approach

(ARDL) في دراسة علاقات التكامل المشترك الذي طوره Pesaran and Pesaran, 1997, Pesaran et al.,)

وتحمّل هذه الطريقة بتقدير متزامن للمعاملات قصيرة المدى وطويلة المدى. ويعود السبب في تفضيل هذا النموذج على غيره من نماذج التكامل المشترك المعروفة، مثل طريقة (Johansen, 1988) أو اختبار الخطوتين الذي وضعه (Engle and Granger, 1987) إلى مشكلة عدم التأكيد التي عادة ما تظهر بشأن خصائص السلسل الزمنية، ودرجة استقرارها، الأمر الذي يتطلب استخدام طريقة

أخرى وبصفة خاصة ما بين العروض. ويعتبر محصول الطماطم مصدرا هاما وغنيا بالفيتامينات والأملاح المعدنية ويستعمل في الغذاء اليومي إما طازجاً أو مطبوحاً أو مجففاً أو معلباً.

بلغ متوسط الإنتاج الكلي لمحصول الطماطم خلال فترة الدراسة نحو 180 ألف طن، وقدرت الرقعة المزروعة بمتوسط سنوي بلغ حوالي 11 ألف هكتار، في حين بلغ متوسط الإنتاجية حوالي 16 طناً للهكتار، كما بلغ متوسط السعر المزري لنفس الفترة 896 ديناراً ليبيّاً للطن كما هو مبين في الجدول (1).

تهدف الدراسة إلى تقدير استجابة عرض الطماطم في ليبيا عن طريق استخدام بعض الطرق الاقتصادية القياسية وذلك بهدف معرفة العلاقة بين الكمية المعروضة من الطماطم والعوامل المؤثرة عليها، كذلك سوف يتم تقدير مروّنات العرض السعرية للطماطم. حيث تقيّد دراسة دوال العرض في معرفة أهم محددات العرض لمحصول الطماطم وبالتالي يمكن تحديد أكثر هذه العوامل تأثيراً على إنتاج الطماطم.

اعتمدت الدراسة على بيانات سنوية تم الحصول عليها من خلال البيانات المنشورة من سجلات وزارة الزراعة والثروة الحيوانية والبحرية (نشرة أسعار المستهلك للمنتجات الزراعية والحيوانية، 2009). (المنظمة الدولية للأغذية والزراعة FAO)، وذلك باستخدام شبكة المعلومات الدولية: (<http://www.fao.org>).

المواد وطرائق البحث

وفقاً لنموذج (Nerlove and Bachman, 1960) فإن بحوث استجابة العرض هي من أجل تعزيز فهم آلية السعر، وإلى جانب سعر السلعة نفسها وأسعار السلع البديلة فإن هناك العديد من العوامل غير السعرية مثل المناخ والري والتكنولوجيا التي تؤثر على العرض من سلعة ما. إن معرفة استجابة العرض تساعد كثيراً في القرارات الحقلية من خلال تخصيص الموارد في الاتجاه الصحيح وتساعد المخططين

**الجدول 2. اختبار جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية
باستخدام اختبار (ADF)**

| النتيجة | الفروقات الأولى | المستوى | المتغير |
|---|-----------------|---------|-------------|
| I(1) | -7.335 | -2.837 | الاقتاج |
| I(1) | -6.555 | -1.321 | سعر الطماطم |
| I(1) | -6.452 | -1.599 | سعر البطاطس |
| القيم الحرجة لاختبار ديكى فوللر للمستويات تساوى 2.971 | | | - |
| ولتفرroc تساوى 2.976 | | | |

البطاطس ومتغير الزمن، ويتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد كالتالي:

$$\Delta \ln Qs_t = b_0 + \sum_{t=0}^n b_1 \Delta \ln Qs_{t-1} + \sum_{t=0}^n b_2 \Delta \ln P_{t-1} \\ + \sum_{t=1}^n b_3 \Delta \ln P_{t-1} + \sum_{t=1}^n b_4 \Delta \ln T_{t-1} + b_5 \ln Qs_{t-1} + \\ b_6 \ln P_{t-1} + b_7 \ln P_{t-1} + b_8 \ln T_{t-1} + U_t$$

وتتحدد رتبة التأخر باستخدام معيار شوارتز-بيز. وجميع المتغيرات باللوغاريمات الطبيعية في نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد. ويتم اختبار(0) ($H_0: b_5 = b_6 = b_7 = b_8 = 0$) مقابل الفرض البديل بوجود تكامل مشترك بين مستوى متغيرات النموذج المقدرة مع القيم الجدولية التي اقترحها Pesaran et al., (2001) وليس قيم (F) الاعتيادية، وهي عبارة عن قيمتين جدوليتين، قيمة تمثل الحد الأعلى في حالة كون متغيرات النموذج متكاملة من الدرجة الأولى (1)ا وقيمة تمثل الحد الأدنى في حالة التكامل من الدرجة الصفر (0)ا فإذا تجاوزت قيمة (F) المحسوبة قيمة (F) الجدولية للحد الأعلى فإنه يمكن رفض فرض عدم القائل بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، وقبول الفرض البديل بوجود تكامل مشترك بينها دون الحاجة لمعرفة رتبة التكامل، أما إذا كانت أقل من الحد الأدنى فإنه لا يمكن رفض فرضية عدم، وفي حالة وقوع قيمة (F) بين الحدين فإنه لا يمكن اتخاذ قرار حاسم (Inconclusive)، وبالتالي فإنه لا بد من فحص خواص السلاسل الزمنية لمعرفة درجة التكامل قبل اتخاذ القرار. العبدلي (2007)

عند استخدام طريقة التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود وبمقارنة اختبار (F) المحسوبة مع نطاق القيم الجدولية لـ Pesaran نلاحظ أن قيمة (F) المحسوبة تساوي

(ARDL) باعتبارها الخيار الأفضل، لأن هذا الاختبار لا يتطلب أن تكون السلاسل الزمنية متكاملة من نفس الدرجة. والتطبيق العملي لطريقة (ARDL) يتضمن ثلاث خطوات: تحديد رتبة التكامل للمتغيرات محل الدراسة باستخدام اختبارات جذر الوحدة، واختبار وجود علاقة تكاملية وحيدة باستخدام طريقة اختبار الحدود، وأخيراً تقدير (ARDL) للحصول على معاملات المدى القصير والطويل.

النتائج والمناقشة

اختبارات جذر الوحدة (Unit Root Tests)

يهدف اختبار جذر الوحدة إلى فحص خواص السلاسل الزمنية لجميع المتغيرات بالنموذج خلال فترة الدراسة، والتأكد من مدى سكونها وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حدة. ولاختبار سكون السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج فإن ذلك يتطلب إجراء اختبار جذر الوحدة، وبالرغم من تعدد اختبارات جذر الوحدة، فإنه سوف يتم استخدام اختبار ديكى-فوللر الموسع (ADF) Augmented Dickey Fuller. ويتم تحديد رتبة المتغيرات قبل إجراء اختبار التكامل المشترك وذلك للتأكد من أن المتغيرات محل الدراسة رتبتها ليست أكبر من الواحد الصحيح (Abbott et al., 2000).

اختبار ديكى فوللر الموسع تم تطبيقه والنتائج المتحصل عليها في الجدول (2) تشير إلى أن جميع المتغيرات محل الدراسة هي سلاسل زمنية غير ساكنة عند المستوى ولكنها ساكنة عند الفروق الأولى، وكل متغير على حدة يعتبر متكاملًا من الدرجة الأولى.

لاختبار مدى تحقق التكامل المشترك بين المتغيرات في إطار نموذج (ARDL) فإن (Pesaran et al., 2001) يقدم منهجية حديثة لاختبار مدى تتحقق العلاقة التوازنية بين المتغيرات في ظل نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد وتعرف هذه الطريقة بطريقة اختبار الحدود (Bounds Testing Approach)، وللحقيق مما إذا كان هناك تكامل مشترك واحد وفرید بين متغيرات النموذج فإننا سوف نقوم باختبار انحدار متغير الكمية المعروضة على سعر الطماطم وسعر

إلى عرض غير مرن وكذلك المرونة في المدى الطويل. واستناداً إلى نتائج هذه الدراسة يمكن أن نستنتج أن تقديرات استجابة عرض محصول الطماطم الموجبة للكمية المنتجة للتغيير في سعره يعكس إمكانية زيادة إنتاج هذا المحصول من خلال رفع أسعاره، ولكن لا بد من الأخذ بنظر الاعتبار العلاقات السعرية التبادلية (من خلال المروونات التقطاعية) عند وضع سياسات سعرية من أجل اتخاذ قرارات دقيقة وذات تأثير فعال في تحقيق الهدف.

تشير الاختبارات التشخيصية إلى أن النموذج قد تجاوز كافة الاختبارات مثل خلو النموذج من الارتباط الذاتي باستخدام (LM) وكذلك تحقق شرط التوزيع الطبيعي للباقي باستخدام (LM) (Jarque-Bera). كما يشير إحصاء اختبار التباين باستخدام (ARCH test). كما يشير إحصاء اختبار (Ramsey RESET) إلى عدم ظهور مشكلة خطأ التوصيف للنموذج.

عند تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM) تحصلنا على النتائج التالية:

$$DLQ_{st} = 1.93 + 0.19DLP_{t-1} - 0.06DLP_t - 0.03DLT_t - 0.67 ECM_{t-1} \\ (-0.490) \quad (-1.907) \quad (-0.748) \quad (2.438)$$

يشير اختبار نموذج تصحيح الخطأ لدالة استجابة العرض لمحصول الطماطم إلى أن معامل تصحيح الخطأ يحمل إشارة سالبة ومعنى إحصائي. وهي تشير إلى أن الكمية المعروضة تتعدل سنوياً بما يعادل 67% أي إن الكمية المعروضة تستغرق أقل من سنتين للوصول إلى قيمتها التوازنية في السوق في المدى الطويل.

وللتتأكد من استقرار النموذج فإن الخطوة التالية بعد تقدير نموذج تصحيح الخطأ تمثل في اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات المدى القصير والطويل. ولتحقيق ذلك سوف يتم استخدام اختبار المجموع التراكمي لمربعات الباقي التراجمية (Brown et al., 1975) Cumulative Sum of (CUSUMSQ) Squares of Recursive Residuals.

يتحقق الاستقرار الهيكلي لمعاملات المقدرة للنموذج إذا وقع الشكل البياني لإحصاء (CUSUMSQ) داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%. ومن ثم تكون هذه المعاملات

4.989 حيث تجاوزت الحد الأعلى للقيم الجدولية عند مستوى معنوية 5% مما يعني رفض فرضية عدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج وقبول الفرض البديل بوجود تكامل مشترك.

عند استخدام منهج الانحدار الذاتي للتأخر الموزع (ARDL) لاستجابة عرض الطماطم في ليبيا تحصلنا على النتائج التالية:

$$LQ_{st} = 1.93 + 0.33LQ_{st-1} + 0.19LP_{t-1} - 0.06LP_t - 0.03LT_t \\ (2.438) \quad (1.832) \quad (1.907) \quad (-0.748) \quad (-0.490)$$

$$\text{Adjusted } R^2 = 50.7$$

$$F\text{-stat} = 5.179$$

الاختبارات التشخيصية

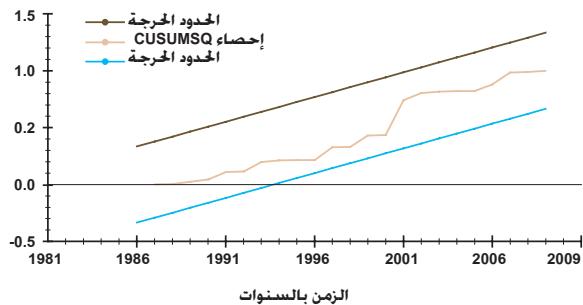
$$0.789 [0.674] = \text{Jarque-Bera} \\ = \text{Breusch-Godfrey (LM)} \\ 0.718[1.302]$$

$$0.435[0.306] = (\text{ARCH test}) \\ [0.357]0.358 = \text{Ramsey RESET}$$

توضح المعادلة تقديرات استجابة الكمية المعروضة من الطماطم باستخدام طريقة الانحدار الذاتي الموزع، والتي أعطت نتائج معاملات الانحدار، ونتائج الاختبارات الإحصائية والمروونات في المدى القصير والطويل والقيمة بين الأقواس هي قيمة اختبار (T). وتوضح معادلة العرض أن 50% من التغير الحاصل في لوغاريتم المتغير التابع نتيجة التغير في لوغاريتمات المتغيرات المستقلة التي تضمنها النموذج، وقد ثبتت معنوية النموذج ككل باختبار (F) عند مستوى معنوية 5% مقارنة مع القيم الجدولية المناظرة لها. وتفيد النتائج أيضاً بأن معاملات الانحدار للكمية المعروضة في السنة السابقة والسعر الحالي للطماطم معنوية إحصائياً عند مستوى الثقة 5%， وتطابق إشارات وقيم معاملات الانحدار مع النظرية الاقتصادية، وتشير المرونة إلى وجود علاقة إيجابية بين الكمية المعروضة وسعر الطماطم، وقد بلغت مرونة العرض السعرية في المدى القصير 0.18 وفي المدى الطويل 0.27. وتدل المرونة في المدى الطويل على أنها أعلى من مثيلتها في المدى القصير. كما تشير المرونة في المدى القصير

المراجع

1. العبدلي، عابد. 2007. محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المترافق وتصحيح الخطأ. مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الإسلامي، جامعة الأزهر، العدد 32: 1-56.
2. جراد سمير ومنصور فايز. 2008. تحليل استجابة العرض لمجموعات غذائية مختارة في سوريا. ورقة عمل رقم 36 المركز الوطني للسياسات الزراعية، وزارة الزراعة والإصلاح الزراعي سوريا.
3. نشرة أسعار المستهلك للمنتجات الزراعية والحيوانية، اللجنة الشعبية العامة للزراعة والثروة الحيوانية والبحرية. 2009.
4. Abbott A., Darnell A.C. and. Evans L. 2000. The Influence of Exchange Rate Variability on UK Exports. Applied Economic Letters. 8: 47-49.
5. Brown R.L., Durbin J. and Evans J.M. 1975. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time, Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 37: 149-192.
6. Engle, R., and Granger, C. 1987. Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55: 251–276.
7. Granger C.W.J. and Newbold, P. 1974. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics* 2: 111-120.
8. Johansen S. 1988. Statistical analysis of cointegrating vectors, *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12: 231–254
9. Nerlove M. and Bachman K.L. 1960. The Analysis of changes in agricultural supply: Problems and Approaches. *J. Farm Econ.*, 3: 531-554.
10. Nerlove M. 1958. The Dynamics of Supply: Estimation of Farmers' Response to Price. 1st Ed. John Hopkins University Press, Baltimore.
11. Pesaran M.H. and Pesaran, B. 1997. Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis, United Kingdom: Oxford University Press.
12. Pesaran M.H., Shin Y. and Smith R.J. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.



الشكل 1. اختبار الاستقرار (CUSUMSQ)

غير مستقرة إذا انتقل الشكل البياني لإحصاء الاختبار المذكور خارج الحدود الحرجة عند هذا المستوى.

يتضح من الشكل (1) أن المعاملات المقدرة للتنموذج المستخدم مستقرة هيكلياً عبر الفترة محل الدراسة، حيث وقع الشكل البياني لإحصاء الاختبار المذكور لهذا التنموذج داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%.

على ضوء النتائج التي توصلت إليها الدراسة، يمكن التوصية بالتخفيط لسياسات سعرية مسبقة مناسبة واتخاذ إجراءات فعلية لحماية المنتجين من عدم استقرار الأسعار بهدف زيادة المساحات ومن ثم زيادة الإنتاج، وضرورة توفير قاعدة بيانات مناسبة حول الأسعار المتوقعة والعرض الخاص بهذه السلعة.