



Munich Personal RePEc Archive

# **An Econometric Study of Dynamic Models with Application on Forecasting Labor in Egypt**

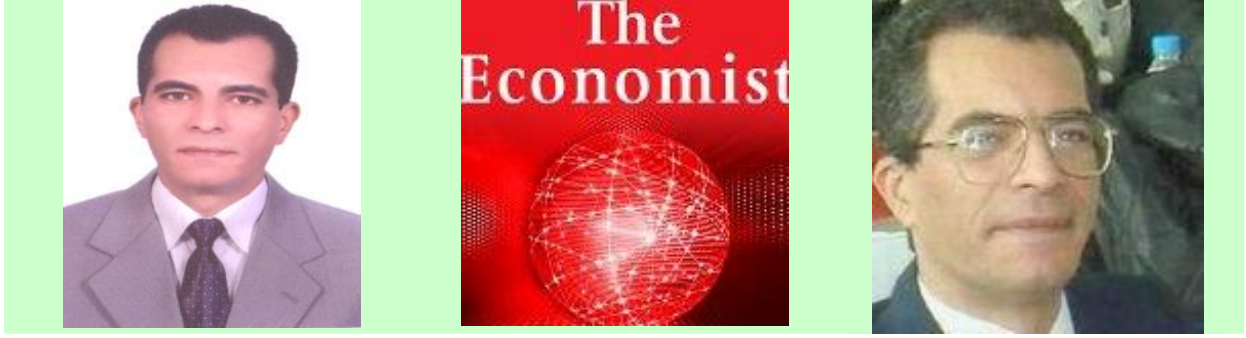
Tarek Mohamed Khaleel and Emad Abd Elmessih Shehata

Agriculture Economic Research Institute - Agricultural Research  
Center

April 2004

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/43442/>

MPRA Paper No. 43442, posted 3 January 2013 15:20 UTC



[emadstat@hotmail.com](mailto:emadstat@hotmail.com)

- موقع الباحث في شركة برنامج Stata للإقتصاد القياسى - جامعة تكساس - الولايات المتحدة:  
**Stata Corporation – College Station – Texas – USA**  
<http://www.stata.com/links/resources-for-adding-features>

<http://www.stata.com/websee.cgi?r=2&s=bds&o=w&j=a&k=Emad+Abd+Elmessih+Shehata>

- موقع الباحث في كلية بوسطن - قسم الإقتصاد - الولايات المتحدة:  
**Boston College – Department of Economics – USA**  
<http://ideas.repec.org/f/psh494.html>

- موقع الباحث في جامعة أوربيرو - السويد:  
**Swedish Business School – Orebro University – Sweden**  
<http://econpapers.repec.org/RAS/psh494.htm>

- موقع الباحث في منظمة العلوم الإجتماعية - روسيا:  
**Russian Social Sciences Association – Russia**  
<http://socionet.ru/publication.xml?h=repec:per:pers:psh494&type=person>

- موقع الباحث في منظمة Q-Sensei العلمية - ألمانيا:  
**Q-Sensei Corporation – Germany**  
<http://lambda.qsensei.com/search?q.0.tx=Emad+Abd+Elmessih+Shehata>

د. طارق محمد خليل، د. عماد عبد المسيح شحاتة

دراسة قياسية للنماذج الديناميكية مع تطبيقها على التنبؤ بالعمالة في مصر:

الجمعية الإحصائية المصرية، المؤتمر الدولي التاسع والعشرون للإحصاء وعلوم الحاسب وتطبيقاتها، ١٧-٢٢

أبريل، ٢٠٠٤ : ١٣٣-١٥٤.

**An Econometric Study of Dynamic Models with Application on Forecasting  
Labor in Egypt:**

*Egyptian Statistical Society, The 29th International Conference for Statistics  
Computer Science and its applications, 17-22 April 2004; 133-154 .*

دراسة قياسية للنماذج الديناميكية مع تطبيقها على التنبؤ بالعمالة في مصر

د. عماد عبد المسيح شحاته

باحث

معهد بحوث الإقتصاد الزراعى - مركز البحوث الزراعيه

د. طارق محمد خليل

باحث أول

#### مقدمه:

ينطلب إستقراء المستقبل ضرورة التعرف على التغيرات المحتملة فى تطور المتغيرات الإقتصادية خلال السنوات القادمة، وهذا الأمر يفيد فى رسم السياسات ووضع الخطط الإقتصادية للدولة، وهناك العديد من الطرق القياسية للتنبؤ بالمتغيرات الإقتصادية المختلفة فى المستقبل وذلك لمعرفة تحركات السلاسل الزمنية لتلك المتغيرات عبر الزمن، وإلى حد قريب ولازال يتم إستخدام أساليب التنبؤ الإستاتيكية "Static"، ومنها تحليل الإتجاه الخطى، الوسط المتحرك، والتمهيد الأسى. ولقد تم التوصل أيضاً إلى بعض أساليب التنبؤ الديناميكية "Dynamic"، حيث بدأت بإستخدام المعادلات الفردية لقياس حركة المتغير التابع والتنبؤ به فى المستقبل، وهى تعتمد بدرجة عالية على شرح سلوك ذلك المتغير، كما تم تطوير ذلك الأسلوب الديناميكي من مجرد معادلات فردية إلى تقدير نموذج متعدد المعادلات.

#### مشكلة البحث:

يؤخذ على أساليب التنبؤ الإستاتيكية أن التنبؤ بالمتغيرات الإقتصادية يكون طردياً سواء بالزيادة أو بالنقص عبر الزمن، وهذا فى الواقع غير صحيح لأن أى متغير إقتصادى يتعرض لظروف إقتصادية أو سياسية أو بيئية تجعله لا يأخذ إتجاهاً متزايداً أو متناقصاً بصورة مطردة ومستمرة، هذا بجانب أن معظم تلك الأساليب يكون صالح للتنبؤ لمدة عام واحد، كما أن نماذج التنبؤ للمعادلات الفردية تعتمد على شرح سلوك وقياس حركة المتغير والتنبؤ به فى المستقبل، ولكن فى الواقع العملى فإن المتغيرات الإقتصادية عادة ما تؤثر وتتأثر ببعضها البعض، حيث أن طبيعة العلاقات الديناميكية المترابطة بين تلك المتغيرات يصعب قياسها من خلال الإعتماد على معادلة واحدة لشرح التغيرات المؤثرة على المتغير التابع. ومن هذا المنطلق كان هناك إتجاه إلى تقدير النماذج المتعددة المعادلات، ولذلك تنحصر مشكلة البحث فى التعرف على أنواع تلك النماذج وكيفية تقديرها وإختيار أفضلها للتنبؤ بالمتغيرات الإقتصادية ومنها العمالة والأجور على المستوى الزراعى والقومى.

#### هدف البحث:

خلال السنوات الأخيرة حدث تطور ملموس فى أساليب تحليل السلاسل الزمنية الخاصة بالتنبؤ، وإنطلاقاً من المشكلة البحثية، فإن الهدف الرئيسى لتلك الدراسة يتمثل فى التنبؤ بالعمالة والأجور على مستوى القطاع الزراعى والقومى من خلال تحديد أفضل الأساليب القياسية المستخدمة فى التنبؤ.

## الطريقة البحثية ومصادر البيانات:

إعتمد البحث على الطريقة الإستقرائية فى التحليل من الناحيتين الوصفية والكمية، بإستخدام أساليب التحليل القياسى لدوال إنحدار السلاسل الزمنية الخاصة بنماذج التنبؤ الديناميكية مثل تعظيم الإحتمال اللوغارتمى "Maximum Likelihood Estimation" (MLE)<sup>(٥)</sup> لنماذج تكامل الإنحدار الذاتى-الوسط المتحرك "AutoRegressive Integrated Moving Average" (ARIMA). وأسلوب المربعات الصغرى العادية "Ordinary Least Squares" (OLS)، وأسلوب إنحدار العلاقات غير المرتبطة ظاهرياً "Seemingly Unrelated Regression" (SUR) وذلك عند تقدير نماذج متجه الإنحدار الذاتى "Vector AutoRegressive" (VAR)، وأسلوب إنحدار العلاقات غير المرتبطة ظاهرياً غير الخطية (Non Linear SUR)<sup>(٦)</sup>، عند تقدير نماذج متجه تصحيح الخطأ "Vector Error Correction Model" (VECM).

كما تم الحصول على البيانات من وزارة التخطيط خلال الفترة (١٩٧٥-٢٠٠٢).

## الإطار البحثى للدراسة:

يتناول الإطار البحثى توصيفاً لنماذج تنبؤ المعادلات الفردية والمتعدده على النحو التالى:

### (أولاً) النماذج الديناميكية الفردية "Dynamic Univariate (Single) Models":

فى عام ١٩٧٦ توصل "بوكس-جينكنز" "Box-Jenkins"<sup>(٧)</sup> لنموذج تنبؤ ديناميكى يسمى تكامل الإنحدار الذاتى-الوسط المتحرك "AutoRegressive Integrated Moving Average"، وهو يحتوى على رتب إنحدار ذاتى "Autoregressive" من الدرجة [AR(P)]، وسط متحرك "Moving Average" لحد الخطأ من الدرجة [MA(q)]، وفروق "Difference" من الدرجة (d). ويتكون تقدير نموذج [ARIMA(P, d, q)] من أربع مراحل يمكن توضيحها كالتالى:

### (١) مرحلة التوصيف "Identification Stage":

(١-١) إختبار الثبات "Stationarity": نظراً لأن معظم بيانات السلاسل الزمنية تكون غير ساكنة عبر الزمن فيمكن إتباع أحد أسلوبيين لإستبعاد أثر الزمن "de-trending" لتكون ساكنة هما:  
- أسلوب ثبات الفروق "Difference Stationary Process" (DSP):

$$Y_{it} - \rho Y_{it-1} = \Delta Y_{it} = \beta + \Delta \varepsilon_{it}; \rho = 1$$

- أسلوب ثبات الزمن "Trend Stationary Process" (TSP):  $Y_{it} = \alpha + \beta T + \varepsilon_{it}$

ويتم تطبيق "إختبار ديكي - فولر جذر الوحدة الزائد" لإختبار سكون أو ثبات المتغيرات ويطلق

عليه "Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test" كالتالى<sup>(٨)</sup>:

Dickey-Fuller (DF)	Augmented Dickey-Fuller (ADF)
(1) $\Delta Y_{it} = \rho Y_{it-1} + \varepsilon_{it}$	(1) $\Delta Y_{it} = \rho Y_{it-1} + \sum_{j=1}^K \lambda_j \Delta Y_{it-j} + \varepsilon_{it}$
(2) $\Delta Y_{it} = \alpha + \rho Y_{it-1} + \varepsilon_{it}$	(2) $\Delta Y_{it} = \alpha + \rho Y_{it-1} + \sum_{j=1}^K \lambda_j \Delta Y_{it-j} + \varepsilon_{it}$
(3) $\Delta Y_{it} = \alpha + \rho Y_{it-1} + \beta T + \varepsilon_{it}$	(3) $\Delta Y_{it} = \alpha + \rho Y_{it-1} + \sum_{j=1}^K \lambda_j \Delta Y_{it-j} + \beta T + \varepsilon_{it}$

كما يمكن إستخدام إختبار "فيلبس-بيرون" "Phillips-Perron Test"<sup>(٩)</sup> (PPT)، وهو إختبار

غير قياسى "Non Parametric Test" يعمل على علاج مشكلة الإرتباط الذاتى كالتالى:

$$PPT = \frac{\sigma_n t_1}{(\sigma_n + \sigma_1)} - \frac{\sigma_1^2 T S e_1}{2 \sigma_0 (\sigma_n + \sigma_1)}$$

حيث:  $t_1 =$  قيمة (t) المحسوبة للمتغير  $(Y_{it-1})$ .  $S e_1 =$  الخطأ القياسي للمتغير  $(Y_{it-1})$ .  
 $(\varepsilon_t' \varepsilon_t) / T = \sigma_n^2$   $(\varepsilon_t' \varepsilon_{t-1}) / T = \sigma_1^2$   $(\varepsilon_t' \varepsilon_t) / (T - K) = \sigma_0^2$   
 $T =$  حجم العينة.  $K =$  عدد معاملات الإنحدار.

- فرض العدم ( $H_0: Non Stationary$ ): عدم ثبات المتغيرات.

- الفرض البديل ( $H_A: Stationary$ ): ثبات المتغيرات كالتالي:

DF & ADF	Eq.	$H_0: Non Stationary$	Test
No Constant - No Trend	1	$\rho = 0$	$Z = T\rho$ ; $\tau$ -test
Constant - No Trend	2	$\alpha = \rho = 0$	F - test
Constant - Trend	3	$\rho = \beta = 0$	F - test
Constant - Trend	3	$\alpha = \rho = \beta = 0$	F - test

ويتم مقارنة إختبارات ( $F - \tau$ ) المحسوبة بنظيرتها الجدولية وفقاً لجدول خاصة<sup>(٧)</sup> بإختبار

(DF). ويتميز إختبار (ADF-Test) عن إختبار (DF-Test)، بأن إضافة المتغير التابع بفترات تأخير مختلفة كأحد المتغيرات المستقلة ( $\Delta Y_{it-j}$ ) يعمل على علاج مشكلة الارتباط الذاتي.

(٢-١) تحديد طول فترة التأخير "Lag Length": يمكن إستخدام معايير إختيار نموذج المعادلة الواحدة "Model Selection Criteria" لتحديد فترة التأخير المناسبة للنموذج. ولتحديد أفضل النماذج يتم إختيار أقل قيمة لأى من المعايير التالية من بين الرتب المختلفة لكل نموذج كالتالى:

- 1- Log Likelihood Function:  $LLF = -(T/2) \ln(2\pi \sigma_j^2) - (T/2)$
- 2- Akaike Information Criterion:  $AIC = \sigma_j^2 \exp^{(2K/T)}$
- 3- Log Akaike Information Criterion:  $LAIC = \ln \sigma_j^2 + (2K/T)$
- 4- Akaike Final Prediction Error:  $FPE = \sigma_j^2 [(T+K)/(T-K)]$
- 5- Log Schwarz Criterion:  $LSC = \ln \sigma_j^2 + (K \ln T/T)$
- 6- Schwarz Criterion:  $SC = \sigma_j^2 T^{(K/T)}$
- 7- Hannan-Quinn Criterion:  $HQ = \sigma_j^2 \ln(T^{(2K/T)})$
- 8- Rice Criterion:  $Rice = \sigma_j^2 [1 - (2K/T)]^{-1}$
- 9- Shibata Criterion:  $Shibata = \sigma_j^2 [(T+2K)/T]$
- 10- Craven-Wahba Generalized Cross Validation:  $GCV = \sigma_j^2 [1 - (K/T)]^{-2}$

(٢) مرحلة التقدير "Estimation Stage":

فيما يلي توضيحاً لطرق تقدير نموذج (ARIMA):

(٢-١) الإنحدار الذاتى "AutoRegressive": حيث يتم إعتبار أن المتغير التابع  $(Y_{it})$  دالة لنفس قيم هذا المتغير بفترات تأخير مختلفة  $(Y_{it-p})$  وذلك كمتغيرات مستقلة، ويشترط فى تقدير نموذج (AR) أن يكون مجموع معاملات إنحدار  $[AR(p)]$  أقل من الواحد الصحيح:  $(\sum_{p=1}^k \beta_p < 1)$ .

ويطلق على ذلك شرط الثبات "Stationarity Condition" كالتالي:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2 Y_{it-2} + \dots + \beta_p Y_{it-p} + \varepsilon_{it} \quad (1-1)$$

(٢-٢) **الوسط المتحرك "Moving Average"**: حيث يتم إعتبار أن المتغير التابع ( $Y_{it}$ ) دالة لحد الخطأ العشوائي بفترات تأخير مختلفة ( $\varepsilon_{it-q}$ ) وذلك كمتغيرات مستقلة، ويشترط في تقدير نموذج (MA) أن يكون مجموع معاملات إحدار  $[MA(q)]$  أقل من الواحد الصحيح:  $(\sum_{q=1}^k \theta_q < 1)$ ،

ويطلق على ذلك شرط الإنعكاس "Invertibility Condition" كالتالي:

$$Y_{it} = \varepsilon_{it} + \theta_1 \varepsilon_{it-1} + \theta_2 \varepsilon_{it-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{it-q} \quad (1-2)$$

(٣-٢) **الإحدار الذاتي-الوسط المتحرك "AutoRegressive Moving Average"**: يعتمد هذا الأسلوب على تكوين نموذج مختلط من رتب الإحدار الذاتي ورتب الوسط المتحرك، من خلال دمج المعادلتين (١-١)، (٢-١)، في معادلة واحدة، للحصول على نموذج (ARMA) كالتالي:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2 Y_{it-2} + \dots + \beta_p Y_{it-p} + \varepsilon_{it} + \theta_1 \varepsilon_{it-1} + \theta_2 \varepsilon_{it-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{it-q} \quad (1-3)$$

(٤-٢) **تكامل الإحدار الذاتي-الوسط المتحرك "AutoRegressive Integrated Moving Average"**

يمكن عمل فروق ( $\Delta$ ) لمتغيرات النموذج (٣-١) تسمى التكامل "Integration"، حيث يتم إعتبار أن فرق المتغير التابع ( $\Delta Y_{it}$ ) دالة لفرق المتغير التابع بفترات تأخير ( $\Delta Y_{it-p}$ ) وحد الخطأ للنموذج بفترات تأخير ( $\varepsilon_{it-q}$ ) كمتغيرات مستقلة للحصول على نموذج (ARIMA) التالي:

$$\Delta Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_{it-1} + \beta_2 \Delta Y_{it-2} + \dots + \beta_p \Delta Y_{it-p} + \varepsilon_{it} + \theta_1 \varepsilon_{it-1} + \theta_2 \varepsilon_{it-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{it-q} \quad (1-4)$$

وتعبر ( $\Delta$ ) عن فرق الدرجة الأولى  $[\Delta Y_{it} = Y_{it} - Y_{it-1}]$ ، كما يكون الفرق من الدرجة الثانية

$$\cdot [\Delta^2 Y_{it} = (Y_{it} - Y_{it-1}) - (Y_{it-1} - Y_{it-2}) = Y_{it} - 2Y_{it-1} + Y_{it-2}] \text{ كالتالي:}$$

(٥-٢) **تكامل الإحدار الذاتي-الوسط المتحرك-المتغيرات المستقلة (ARIMAX)**:

يعتبر ذلك النموذج أعلى درجات صور نماذج (ARIMA)، حيث يأخذ في الإعتبار إدخال

متغيرات مستقلة "Explanatory Variables" أخرى بفترات تأخير كالتالي:

$$\Delta Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_{it-1} + \beta_2 \Delta Y_{it-2} + \dots + \beta_p \Delta Y_{it-p} + \varepsilon_{it} + \theta_1 \varepsilon_{it-1} + \theta_2 \varepsilon_{it-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{it-q} + \Phi_J \Delta X_{it-1} \quad (1-5)$$

(٣) **مرحلة التشخيص "Diagnostic Stage"**: حيث يتم في هذه المرحلة تشخيص النموذج بالكشف عن المشاكل القياسية ومعالجتها في حال وجودها وذلك قبل إجراء مرحلة التنبؤ.

(٤) **مرحلة التنبؤ "Forecasting Stage"**: وهي الهدف الأساسي من تقدير نموذج التنبؤ وفقاً لأسلوب "بوكس-جينكنز" (ARIMA)، ويمكن القول بأن أسلوب حساب التنبؤ يتوقف على طريقة التقدير، نظراً لأن كل طريقة لها الأسس الخاصة بها في حساب التنبؤ للمتغير موضع التقدير.

(ثانياً) **النماذج الديناميكية المتعددة "Dynamic Multivariate (System) Models"**:

في الواقع يمكن القول أن نماذج (ARIMA) هي أساساً معادلات فردية تعتمد بدرجة عالية على شرح سلوك المتغير والتنبؤ به. ولكن في الواقع العملي فإن المتغيرات الإقتصادية عادة ما تؤثر وتتأثر ببعضها البعض، نظراً لطبيعة العلاقات المترابطة بينها والتي يصعب قياسها من خلال تقدير معادلة واحدة تشرح التغيرات الحادثة في المتغير موضع التنبؤ، ومن هذا المنطلق كان هناك إتجاه إلى تقدير

نماذج المعادلات المتعددة في التنبؤ، ويمكن حصر أنواع تلك النماذج كالتالي:

مراحل تقدير نماذج التنبؤ متعددة المعادلات:

تتكون مراحل تقدير نماذج التنبؤ متعددة المعادلات من المراحل الأربع التالية:

(1) مرحلة التوصيف "Identification Stage":

(1-1) إختبارات الثبات "Stationarity Tests": يتم إختبار ثبات متغيرات كل معادلة باستخدام إختبار "إنجل-جرانجر" "Engle-Granger Test"<sup>(A)</sup> للتكامل المشترك "Cointegration"، وذلك بعمل إنحدار كل متغير تابع على المتغيرات الأخرى بالنموذج كالتالي:

$$\begin{cases} (1) Y_{1t} = \beta_0 + \sum_{i=2}^M \beta_i Y_{it} + \varepsilon_t \\ (2) Y_{1t} = \beta_0 + \beta_1 T + \sum_{i=2}^M \beta_i Y_{it} + \varepsilon_t \end{cases}$$

حيث يتم الحصول على حد الخطأ ( $\varepsilon_t$ ) للمعادلة (1) أو (2)، ثم تقدير دالة الإنحدار التالية:

$$\Delta \varepsilon_t = \alpha \varepsilon_{t-1} + \sum_{j=1}^K \gamma_j \Delta \varepsilon_{t-j} + v_t$$

- فرض العدم [ $H_0: \alpha = 0$  (Non Cointegration)]: عدم ثبات متغيرات النموذج.

- الفرض البديل [ $H_A: \alpha \neq 0$  (Cointegration)]: ثبات متغيرات النموذج.

ويوضح فرض العدم عدم تكامل أو عدم ثبات المتغير. وعندما يكون معامل التحديد أكبر من قيمة إختبار (DW) المحسوبة ( $R^2 > DW$ ) فهذا مؤشراً لوجود تكامل "Cointegration"، ويتم مقارنة قيمة إختبار ( $\tau$ ) المحسوبة بنظيرتها الجدولية وفقاً لجدول خاصة<sup>(15)</sup>.

(1-2) تحديد طول فترة التأخير (Lag Length): يتم تحديد فترة التأخير المناسبة لدرجة الإنحدار الذاتي (AR) والوسط المتحرك لحد الخطأ (MA) بمعايير إختبار النموذج، حيث يتم التقدير بأكثر من فترة تأخير مختلفة ويكون إختيار أفضل النماذج وفقاً لأقل قيمة لأحد المعايير التالية<sup>(16)</sup>:

$$1- \text{Log Likelihood Function: } LLF = -(MT/2)[1 + \ln(2\pi)] - [\ln|\Sigma_J|(T/2)]$$

$$2- \text{Log Akaike Information Criterion: } LAIC = \ln|\Sigma_J| + (2M^2J/T)$$

$$3- \text{Akaike Final Prediction Error: } FPE = |\Sigma_J| + [(T+J)/(T-J)]^{M^2}$$

$$4- \text{Log Schwarz Criterion: } LSC = \ln|\Sigma_J| + (\ln TM^2J/T)$$

$$5- \text{Hannan-Quinn Criterion: } HQ = \ln|\Sigma_J| + [(2M^2J/T) \ln \ln(T)]$$

حيث:  $J$  = عدد فترات التأخير.  $M$  = عدد معادلات النموذج.  $T$  = حجم العينة.

$\Sigma_J$  = مصفوفة تباين - تغاير حدود خطأ النموذج "Variance - Covariance Matrix".

$$\Sigma_J = (\mu_t' \mu_t) / T = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \mathbf{L} & \sigma_{1M} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \mathbf{L} & \sigma_{2M} \\ \mathbf{M} & \mathbf{M} & \mathbf{O} & \mathbf{M} \\ \sigma_{M1} & \sigma_{M2} & \mathbf{L} & \sigma_{MM} \end{bmatrix}_{(M \times M)} ; \sigma_{ij}^2 = \varepsilon_{it}' \varepsilon_{jt} / T, i = j = 1, 2, \dots, M$$

$|\Sigma_J|$  = محدد مصفوفة تباين تغاير خطأ النموذج.

(1-3) إختبار السببية "Causality Test": بفرض وجود نموذج مكون من معادلتين ومتغيرين

( $Y_{1t}, Y_{2t}$ ) فيتم تطبيق إختبار سببية جرانجر "Granger Causality Test" كالتالي<sup>(17)</sup>:



$$\left. \begin{aligned} Y_{1t} &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^L \alpha_i Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^L \beta_i Y_{2t-i} + \varepsilon_{1t} \\ Y_{2t} &= \beta_0 + \sum_{j=1}^L \alpha_j Y_{1t-j} + \sum_{j=1}^L \beta_j Y_{2t-j} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \right\}$$

وإختبار السببية يوضح أى من المتغيرين يسبب حدوث تغير فى الآخر، فمثلاً لإختبار أن  $(Y_{2t})$  تسبب  $(Y_{1t})$ ، فإنه يتم إتباع الخطوات التالية:

١- تقدير معادلة  $(Y_{1t})$  بدون وجود  $(Y_{2t})$  وهى الصورة المقيدة "Restricted" كالتالى:

$$Y_{1t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^L \alpha_i Y_{1t-i} + v_{1t}$$

٢- تقدير المعادلة السابقة مرة أخرى فى وجود  $(Y_{2t-j})$  بعدد فترات تأخير  $(J)$  وهى الصورة غير المقيدة "Unrestricted" كالتالى:

$$Y_{1t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^L \alpha_i Y_{1t-i} + \sum_{j=1}^L \beta_j Y_{2t-j} + v_{2t}$$

٣- حساب قيمة إختبار  $(F\text{-test})$  كالتالى:

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_u) / J}{SSE_u / (T - K)} \sim F_{[J, (T-K)]}$$

حيث:  $SSE_r, SSE_u$  = مجموع مربعات خطأ الصورة المقيدة  $(r)$  وغير المقيدة  $(u)$  على الترتيب.

٤- إختبار الفروض الإحصائية التالية:

- فرض العدم  $(H_0: \beta_j = 0)$ : لا تسبب  $(Y_{1t})$  ولذا يتم خروج  $(Y_{2t-j})$  من

معادلة الخطوة رقم (٢)، ويكون  $(Y_{1t})$  متغير خارجى "Exogenous"<sup>(٩)</sup>.

- الفرض البديل  $(H_A: \beta_j \neq 0)$ : تسبب  $(Y_{1t})$  ولذا يتم دخول  $(Y_{2t-j})$  فى

معادلة الخطوة رقم (٢)، ويكون  $(Y_{1t})$  متغير داخلى "Endogenous".

(٤-١) تحديد أسلوب التقدير: تتوجد عدة فروض إحصائية يجب التحقق منها تتعلق بتقدير نموذج

متعدد المعادلات  $(M)$  للحصول على أفضل تقديرات خطية غير متحيزة (BLUE) وهى كالتالى:

$$Y_{it} = Z_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, M \quad , \quad t = 1, 2, \dots, T$$

١- متوسط حد خطأ كل معادلة بالنموذج يساوى صفر:  $\bar{E}(\varepsilon_{it}) = 0$

٢- ثبات تباين حد خطأ كل معادلة بالنموذج عبر الزمن، ويمكن وجود إختلاف بين تباين أى معادلة

عن تباين معادلة أخرى أى عدم ثبات تباين حد الخطأ بين المعادلات "Across Equations":

$$\bar{E}[E_t E_t'] = \Phi = \sigma^2 \Psi = \text{var}(\varepsilon_{ij}) = \bar{E}(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_i^2 I_T = \sigma_{ij} I_T ; i = j = 1, 2, \dots, M$$

٣- إستقلال حد الخطأ العشوائى عن المتغيرات المستقلة الخارجية بالنموذج:  $\text{Cov}(\varepsilon_t, X_{It}) = 0$

٤- عدم وجود إرتباط ذاتى فى حد خطأ أى معادلة بالنموذج بين مختلف الفترات الزمنية لنفس المعادلة

وأيضاً عدم وجود إرتباط بين حدى خطأ أى معادلتين عند فترتين زمنيتين مختلفتين

"Intertemporal Correlation":  $\text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) = \bar{E}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) = 0; t \neq s, i \neq j$

٥- يمكن حدوث إرتباط بين حدى خطأ أى معادلتين مختلفتين بالنموذج عند نفس الفترة الزمنية،

"Contemporaneous Correlation":  $\text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = \bar{E}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = \sigma_{ij} I_T; t = s, i \neq j$

ويستخدم أسلوب (OLS) فى تقدير نماذج (VAR) عند وجود نفس المتغيرات المستقلة فى كل

معادلة، وعدم وجود إرتباط بين حدى خطأ أى معادلتين مختلفتين بالنموذج عند نفس الفترة الزمنية، حيث

تكون معاملات الإنحدار مماثلة لأسلوب (SUR). ولكن تكون المعاملات متحيزة "Biased" وغير متسقة "Inconsistent"، ولذلك يفضل استخدام أسلوب (SUR) عند إختلاف المتغيرات المستقلة في كل معادلة، وجود ارتباط بين حدى خطأ أى معادلتين مختلفتين داخل النموذج عند نفس الفترة الزمنية، وجود متغيرات سببية، خارجية، وأنية تؤثر وتتأثر ببعضها البعض فى آن واحد.

ويمكن تطبيق إختبارات (LM - LR - Wald)، الخاصة بإختبار قطر مصفوفة تباين - تغاير الخطأ "Diagonal Variance-Covariance Matrix of Error"، وذلك لتحديد أسلوب التقدير المناسب فى نماذج (VAR) سواء أسلوب (OLS) أو أسلوب (SUR) كالتالى:

$$\text{Lagrange Multiplier Test : } LM = T \sum_{i=2}^M \sum_{j=1}^{i-1} \left[ \frac{\sigma_{ij}^2}{\sigma_{ii} \sigma_{jj}} \right] \sim \chi_{M(M-1)/2}^2$$

$$\text{Likelihood Ratio Test: } LR = -T \left[ \sum_{i=1}^M \ln \sigma_{ii}^2 - \ln |\Sigma| \right] \sim \chi_{M(M-1)/2}^2$$

$$\text{Wald Test: } W_{ald} = -T \left[ \ln (1 - R_S^2) \right] \sim \chi_{(K)}^2$$

حيث:  $k =$  عدد معاملات إنحدار النموذج بدون الحد الثابت.

$T =$  حجم العينة.  $M =$  عدد معادلات النموذج.  $\sigma_{ii}^2 =$  تباين خطأ كل معادلة.

$$R_S^2 = 1 - \left( \frac{|\mu_t' \mu_t|}{|\tilde{Y}_t' \tilde{Y}_t|} \right) = \text{معامل تحديد النموذج}$$

$\tilde{Y}_t =$  مصفوفة إنحرافات متغيرات داخلية عن متوسطها الحسابى ذات أبعاد  $(T \times M)$ .

$$\tilde{Y}_t = [(Y_{1t} - \bar{Y}_1) : (Y_{2t} - \bar{Y}_2) : \mathbf{L} : (Y_{Mt} - \bar{Y}_M)]$$

$[\varepsilon_{1t} : \varepsilon_{2t} : \mathbf{L} : \varepsilon_{Mt}] = \mu_t$  مصفوفة حدود الخطأ العشوائى للنموذج  $(M)$  ذات أبعاد  $(T \times M)$ .

$$\mu_t = [Y_{1t} - Z_{1t} \beta_1] : [Y_{2t} - Z_{2t} \beta_2] : \mathbf{L} : [Y_{Mt} - Z_{Mt} \beta_M]$$

- فرض العدم  $[H_0 : \sigma_{ij} = \sigma_{ji} = 0 ; i \neq j]$ : تطبيق أسلوب (OLS)، وذلك لأن عناصر مصفوفة "Var-Cov" غير القطرية (التغاير) "off Diagonal Covariance Matrix" تساوى صفر.

- الفرض البديل  $[H_A : \sigma_{ij} \neq \sigma_{ji} ; i \neq j]$ : تطبيق أسلوب (SUR).

## (٢) مرحلة التقدير "Estimation Stage":

فيما يلى توضيحاً لطرق تقدير النماذج متعددة المعادلات:

### (١-٢) نموذج متجة الإنحدار الذاتى (VAR) - "Vector Autoregressive":

يحتوى نموذج (VAR)<sup>(١٢٠٤)</sup> على فترات تأخير إنحدار ذاتى من الدرجة  $[AR(p)]$ ، وعند تقدير

النموذج بأسلوب المربعات الصغرى العادية (OLS)، فإن المتغير التابع لكل معادلة  $(Y_{it})$  يكون دالة

لنفس المتغير التابع بفترات تأخير  $(Y_{it-p})$ ، وباقى متغيرات النموذج الأخرى بفترات تأخير. كما يمكن

إجراء إنحدار متجة المتغير التابع  $(Y_t)$  على نفس متجة المتغير التابع للنموذج بفترات تأخير مختلفة

$(Y_{t-p})$  كمتغيرات مستقلة وفقاً لأسلوب (SUR)، حيث يكون متجة المتغير التابع

$(Y_t = [Y_{1t} : Y_{2t} : \mathbf{L} : Y_{Mt}]')$  ذو أبعاد  $(MT \times 1)$  دالة لنفس متجة المتغير التابع بفترات تأخير

مختلفة  $(Y_{t-p})$  كمتغيرات مستقلة كالتالى:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + E_t$$

ويمكن صياغة ذلك النموذج على هيئة متجه "Vector" ومصفوفة "Matrix" كالتالي:

$$Y_t = \begin{bmatrix} Y_{1t} \\ M \\ Y_{Mt} \end{bmatrix} Y_{t-p} = \begin{bmatrix} Y_{1t-1} & L & Y_{1t-p} \\ M & O & M \\ Y_{Mt-1} & L & Y_{Mt-p} \end{bmatrix} \beta_p = \begin{bmatrix} [\beta_{11} & L & \beta_{1p}]' \\ M & O & M \\ [\beta_{M1} & L & \beta_{Mp}]' \end{bmatrix} E_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ M \\ \varepsilon_{Mt} \end{bmatrix}$$

(MT × 1)                      (MT × K)                      (K × 1)                      (MT × 1)

وتمثل (M) عدد معادلات النموذج، (T) حجم العينة. وبفرض وجود متغيرين (Y<sub>1t</sub>, Y<sub>2t</sub>) فإنه

يمكن توضيح صياغة نموذج متجه الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى [VAR(1)] كالتالي:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + E_t$$

$$\left. \begin{aligned} Y_{1t} &= \beta_{10} + \beta_{11} Y_{1t-1} + \beta_{12} Y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \\ Y_{2t} &= \beta_{20} + \beta_{21} Y_{1t-1} + \beta_{22} Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \right\} \quad (2-1)$$

كما يمكن أيضاً أن يأخذ نموذج المعادلة (٢-١) الشكل التالي ويتم الحصول على نفس النتائج:

$$\left. \begin{aligned} \Delta Y_{1t} &= \beta_{10} + (\beta_{11} - 1) Y_{1t-1} + \beta_{12} Y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta Y_{2t} &= \beta_{20} + (\beta_{21} - 1) Y_{2t-1} + \beta_{22} Y_{1t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \right\} \quad (2-1-1)$$

ويتم التنبؤ بمعالم نموذج متجه الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى [VAR(1)] كالتالي:

$$Q Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + E_t$$

$$\hat{Y}_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 Y_t$$

$$\hat{Y}_{t+2} = \beta_0 + \beta_1 Y_{t+1}$$

$$\hat{Y}_{t+h} = \beta_0 + \beta_1 Y_{t+h-1}$$

ويمكن صياغة النموذج من الدرجة الأولى عند وجود متغيرات خارجية [VARX(1)] كالتالي:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \Phi_j X_{jt-i} + E_t, \quad i = 0, 1, 2, K \quad (2-1-2)$$

كما يمكن صياغة نموذج متجه الانحدار الذاتي من الدرجة الثانية [VAR(2)] كالتالي:

$$\left. \begin{aligned} Y_{1t} &= \beta_{10} + \beta_{11} Y_{1t-1} + \beta_{12} Y_{1t-2} + \beta_{13} Y_{2t-1} + \beta_{14} Y_{2t-2} + \varepsilon_{1t} \\ Y_{2t} &= \beta_{20} + \beta_{21} Y_{1t-1} + \beta_{22} Y_{1t-2} + \beta_{23} Y_{2t-1} + \beta_{24} Y_{2t-2} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \right\} \quad (2-2)$$

ويمكن صياغة النموذج من الدرجة الثانية عند وجود متغيرات خارجية [VARX(2)] كالتالي:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \Phi_j X_{jt-i} + E_t, \quad i = 0, 1, 2, K \quad (2-2-1)$$

### (٢-٢) نموذج الفترة الحالية SSM - "State Space Model":

يمكن صياغة نموذج الفترة الحالية من الدرجة الأولى [SSM(1)] كالتالي<sup>(١٣)</sup>:

$$\left. \begin{aligned} Y_{1t} &= \beta_{10} - \beta_{10} \rho_1 + \rho_1 Y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} \\ Y_{2t} &= \beta_{20} - \beta_{20} \rho_2 + \rho_2 Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \right\} \quad (2-3)$$

كما يمكن صياغة نموذج الفترة الحالية من الدرجة الثانية [SSM(2)] كالتالي:

$$\left. \begin{aligned} Y_{1t} &= \beta_{10} - \beta_{10}\rho_{11} - \beta_{10}\rho_{12} + \rho_{11} Y_{1t-1} + \rho_{12} Y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \\ Y_{2t} &= \beta_{20} - \beta_{20}\rho_{21} - \beta_{20}\rho_{22} + \rho_{21} Y_{1t-1} + \rho_{22} Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \right\} \quad (2-4)$$

(٣-٢) نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM) "Vector Error Correction Model":

يأخذ نموذج متجه تصحيح الخطأ عدة صور رياضية مختلفة وفقاً للحالات التالية:

- AR: AutoRegressive.                      - EC: Error Correction.
- CE: Cointegration Equation.        - NT: No Trend.        - LT: Linear Trend.

(١-٣-٢) إنحدار ذاتي [AR(1)] - دالة التكامل [CE(0)]:

(1) No Constant - No Trend - AR(1) - CE(0) - (NT):

$$\left. \begin{aligned} \Delta Y_{1t} &= \beta_{11} \Delta Y_{1t-1} + \beta_{12} \Delta Y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta Y_{2t} &= \beta_{21} \Delta Y_{1t-1} + \beta_{22} \Delta Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \right\} \quad (2-5)$$

(2) Constant - No Trend - AR(1) - CE(0) - (LT):

$$\left. \begin{aligned} \Delta Y_{1t} &= \beta_{10} + \beta_{11} \Delta Y_{1t-1} + \beta_{12} \Delta Y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta Y_{2t} &= \beta_{20} + \beta_{21} \Delta Y_{1t-1} + \beta_{22} \Delta Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \right\} \quad (2-6)$$

(٢-٣-٢) إنحدار ذاتي [AR(0)] - دالة التكامل [CE(1)]:

(1) No Constant - No Trend - AR(0) - CE(1) - (NT):

$$\left. \begin{aligned} \Delta Y_{1t} &= \alpha_{10} (Y_{1t-1} + \beta_{11} Y_{2t-1}) + \varepsilon_{1t} \\ \Delta Y_{2t} &= \alpha_{20} (Y_{1t-1} + \beta_{11} Y_{2t-1}) + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \right\} \quad (2-7)$$

(2) Constant - No Trend - AR(0) - CE(1) - (NT):

$$\left. \begin{aligned} \Delta Y_{1t} &= \alpha_{10} (Y_{1t-1} + \beta_{10} + \beta_{11} Y_{2t-1}) + \varepsilon_{1t} \\ \Delta Y_{2t} &= \alpha_{20} (Y_{1t-1} + \beta_{10} + \beta_{11} Y_{2t-1}) + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \right\} \quad (2-8)$$

(3) Constant - No Trend - AR(0) - CE(1) - (LT):

$$\left. \begin{aligned} \Delta Y_{1t} &= \alpha_{10} (Y_{1t-1} + \beta_{10} + \beta_{11} Y_{2t-1}) + \theta_{10} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta Y_{2t} &= \alpha_{20} (Y_{1t-1} + \beta_{10} + \beta_{11} Y_{2t-1}) + \theta_{20} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \right\} \quad (2-9)$$

(4) Constant - Trend - AR(0) - CE(1) - (LT):

$$\left. \begin{aligned} \Delta Y_{1t} &= \alpha_{10} (Y_{1t-1} + \beta_{10} + \beta_{11} Y_{2t-1} + \beta_{12} T_t) + \theta_{10} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta Y_{2t} &= \alpha_{20} (Y_{1t-1} + \beta_{10} + \beta_{11} Y_{2t-1} + \beta_{12} T_t) + \theta_{20} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \right\} \quad (2-10)$$

(٣-٣-٢) إنحدار ذاتي [AR(1)] - دالة التكامل [CE(1)]:

(1) No Constant - No Trend - AR(1) - CE(1) - (NT):

$$\left. \begin{aligned} \Delta Y_{1t} &= \alpha_{10} (Y_{1t-1} + \beta_{11} Y_{2t-1}) + \lambda_{11} \Delta Y_{1t-1} + \lambda_{12} \Delta Y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta Y_{2t} &= \alpha_{20} (Y_{1t-1} + \beta_{11} Y_{2t-1}) + \lambda_{21} \Delta Y_{1t-1} + \lambda_{22} \Delta Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \right\} \quad (2-11)$$

(2) Constant - No Trend - AR(1) - CE(1) - (NT):

$$\left. \begin{aligned} \Delta Y_{1t} &= \alpha_{10} (Y_{1t-1} + \beta_{10} + \beta_{11} Y_{2t-1}) + \lambda_{11} \Delta Y_{1t-1} + \lambda_{12} \Delta Y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta Y_{2t} &= \alpha_{20} (Y_{1t-1} + \beta_{10} + \beta_{11} Y_{2t-1}) + \lambda_{21} \Delta Y_{1t-1} + \lambda_{22} \Delta Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \right\} \quad (2-12)$$

(3) Constant - No Trend - AR(1) - CE(1) - (LT):

$$\left. \begin{aligned} \Delta Y_{1t} &= \alpha_{10}(Y_{1t-1} + \beta_{10} + \beta_{11} Y_{2t-1}) + \lambda_{11} \Delta Y_{1t-1} + \lambda_{12} \Delta Y_{2t-1} + \theta_{10} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta Y_{2t} &= \alpha_{20}(Y_{1t-1} + \beta_{10} + \beta_{11} Y_{2t-1}) + \lambda_{21} \Delta Y_{1t-1} + \lambda_{22} \Delta Y_{2t-1} + \theta_{20} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \right\} (2-13)$$

**(4) Constant - Trend - AR(1) - CE(1) - (LT):**

$$\left. \begin{aligned} \Delta Y_{1t} &= \alpha_{10}(Y_{1t-1} + \beta_{10} + \beta_{11} Y_{2t-1} + \beta_{12} T_t) + \lambda_{11} \Delta Y_{1t-1} + \lambda_{12} \Delta Y_{2t-1} + \theta_{10} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta Y_{2t} &= \alpha_{20}(Y_{1t-1} + \beta_{10} + \beta_{11} Y_{2t-1} + \beta_{12} T_t) + \lambda_{21} \Delta Y_{1t-1} + \lambda_{22} \Delta Y_{2t-1} + \theta_{20} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \right\} (2-14)$$

**(٣) مرحلة التشخيص "Diagnostic Stage":** يتم الكشف عن المشاكل القياسية ومعالجتها عند وجودها قبل إجراء مرحلة التنبؤ مثل الارتباط الذاتي، ولقد تم استخدام إختبار "بروش-جودفري" "Breusch-Godfrey Test" (١٠٠٤)، الذي يعتمد على تقدير النموذج الأصلي بأسلوب (OLS) للحصول على حد الخطأ  $(\varepsilon_t)$ ، ثم تقدير دالة الإنحدار التالية لحساب معامل التحديد  $(R_p^2)$ :

$$\varepsilon_t = \alpha + \sum_{n=0}^M \tilde{\beta}_n X_{t-n} + \sum_{r=1}^L \tilde{\lambda}_r Y_{t-r} + \sum_{i=1}^p \tilde{\rho}_i \varepsilon_{t-i} + v_t ; t = 1, 2, K, T$$

حيث:  $(p)$  تمثل عدد فترات تأخير المتغير  $(\varepsilon_{t-p})$ ، ويتم حساب قيمة إختبار (LMBG) كالتالي:  $[LM_{BG} = TR_p^2 \sim \chi^2_{(p)}]$ . فإذا كان الإختبار غير معنوي إحصائياً فهذا يوضح عدم وجود ارتباط ذاتي، بينما إذا كان معنوي إحصائياً فهذا يدل على وجود ارتباط ذاتي.

وعند تطبيق ذلك الإختبار على متغيرات العمالة الزراعية والقومية وأجر العامل الزراعي والقومي للكشف عن الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى، بلغت قيمة إختبار (LMBG) نحو ٢٦,٦٩، ٢٥,٤٤، ٢٥,٤٨ لكل منهم على الترتيب، مما يوضح وجود مشكلة ارتباط ذاتي في تلك المتغيرات. وجدير بالذكر أن أساليب نماذج التنبؤ (ARIMA - VAR - VECM)، تأخذ في إعتبارها معالجة تلك المشكلة من خلال تحديد رتبة الإنحدار الذاتي  $[AR(p)]$ .

**(٤) مرحلة التنبؤ "Forecasting Stage":** وهي المرحلة الأخيرة والهدف الأساسي من التقدير.

**مناقشة النتائج:**

قامت الدراسة بتقدير نماذج التنبؤ الديناميكية سواء كانت معادلات فردية أو متعددة لكل من عدد العمال بالمليون عامل وأجر العامل السنوي بالجنيه على مستوى القطاع الزراعي والقومي في مصر خلال الفترة (١٩٧٥-٢٠٠٢)، والتنبؤ بها خلال الفترة (٢٠٠٣-٢٠١٢). وفيما يلي مناقشة للنتائج التي أمكن الحصول عليها.

**نتائج تنبؤ النماذج الديناميكية الفردية:**

**العمالة الزراعية:** يوضح جدول (١) إختبارات "ديكي-فولر" (DFT)، وإختبار "فيلبس-بيرون" (PPT) لجذر الوحدة الخاص بثبات أو سكون العمالة الزراعية، حيث توضح المحاولة (١) أن سلسلة العمالة الزراعية تعتبر ساكنة في حالة وجود وعدم وجود الحد الثابت، بينما تبين عدم سكون السلسلة في حالة وجود الحد الثابت والزمن، كما يوضح إختبار (ADFT) سكون السلسلة في حالة عدم وجود الحد الثابت كما بالمحاولة (٢). وعند أخذ الفروق من الدرجة الأولى كما بالمحاولة (٣) تبين سكون متغير العمالة الزراعية وفقاً لإختبار (DFT) في الثلاث حالات بينما أوضح إختبار (ADFT) عدم سكون السلسلة

عند إستبعاد الحد الثابت من التقدير كما هو موضح بالمحاولة (٤)، وعلى الجانب الآخر يوضح إختبار "فيلبس-بيرون" (PPT) سكون السلسلة في حالتى عدم أخذ الفروق وايضا أخذ الفروق من الدرجة الأولى [D(1)]، وذلك بإفتراض وجود إنحدار ذاتى من الدرجة الأولى [AR(1)]. ومن هذا المنطلق فإنه يفضل عند التنبؤ بالعمالة الزراعية أن يتم أخذ الفروق من الدرجة الأولى حتى يتم تسكين السلسلة الزمنية الخاصة بالعمالة الزراعية، وتوضح معايير إختيار النموذج لتحديد رتب وفترات تأخير كل من الإنحدار الذاتى والوسط المتحرك للبيانات، من أجل الحصول على أفضل نموذج للتنبؤ، أن نموذج [ARIMA(1,1,0)] للمحاولة (٣)، يعتبر افضل نماذج التنبؤ بالعمالة الزراعية لأن معيارى (LAIC- LSC) كانا أقل ما يمكن، حيث بلغ ذلك المعياران نحو -٣,١٩، -٣,١٠ على الترتيب.

وتوضح نتائج التنبؤ بالعمالة الزراعية الوارده بجدول (٢) أن العدد الفعلى لعمال القطاع الزراعى خلال متوسط الفترة الأولى (١٩٩٨-٢٠٠٢) بلغ نحو ٥,٠٥٩ مليون عامل، من المتوقع أن يصل خلال متوسط الفترة الثانية (٢٠٠٣-٢٠٠٧) إلى نحو ٥,٢٨١ مليون عامل، ويزيادة قدرها ٠,٢٢٢ مليون عامل تمثل نحو ٤,٣٩% مقارنة بالفترة الأولى، كما أنه من المتوقع أن يصل خلال متوسط الفترة الثالثة (٢٠٠٨-٢٠١٢) إلى نحو ٥,٤٧٨ مليون عامل، ويزيادة مقدارها ٠,١٩٧ مليون عامل تمثل نحو ٣,٧٣% مقارنة بالفترة الثانية، وقد يرجع سبب التوقع بزيادة عدد عمال قطاع الزراعة إلى زيادة إستصلاح وإستزراع الأراضى الجديدة وزيادة المساحة المنزرعة والمحصولية بصفة خاصة. ويلاحظ أيضاً أنه على الرغم من التوقع بزيادة العمالة الزراعية فى المستقبل، إلا أنها سوف تكون زيادة متناقصة، ويمكن أن يرجع السبب فى ذلك إلى إنخفاض مساحة المحاصيل المنزرعة كثيفة الإستخدام لعنصر العمل البشرى، الإلتجاه إلى إستخدام أساليب تكنولوجية كثيفة رأس المال وقليلة العمالة، وأيضاً إفتقار العمالة المتاحة إلى المهارات والتدريب التى يتطلبها سوق العمل، مع إستمرار حالة الكساد التى تواجه الإقتصاد المصرى، وزيادة الإعتدال على قطاع الخدمات بدلاً من قطاع الزراعة. وبالنظر إلى الأهميه النسبيه للعماله الزراعيه، تبين أنها ساهمت بنحو ٢٨,٥٢% من حجم العمالة القوميہ الفعليه خلال الفتره الأولى، ولكن من المتوقع أن تلك المساهمة خلال فترتى التنبؤ سوف تتخفف بنحو ٢٧,٢٦%، ٢٦,٠١% على الترتيب، وقد يكون ذلك أحد مؤشرات التنمية الإقتصادية من حيث إنخفاض نسبة مساهمة عمالة قطاعات المواد الخام والأولية ومنها الزراعة.

**أجر العامل الزراعى:** يوضح جدول (١) إختبارى "ديكى-فولر" (DFT)، (ADFT) الخاص بسكون متغير أجر العامل الزراعى، حيث تبين من المحاولتين (٥)، (٦) سكون ذلك المتغير فى حالة عدم وجود الحد الثابت. وعند أخذ الفروق من الدرجة الأولى كما بالمحاولتين (٧)، (٨) تبين سكون ذلك المتغير فى حالة وجود الحد الثابت وأيضاً وجود الحد الثابت والزمن معاً وفقاً لإختبارى (DFT)،

جدول (١): معايير إختبار أفضل نماذج (ARIMA) للتنبؤ بالعمالة الزراعية والقومية في مصر.

Eq.	ARIMA Model			Unit Root Tests				Model Selection Criteria		
	P	D	Q	Dickey-Fuller Test & Augmented Dickey-Fuller			Phillips Perron Test	R <sup>2</sup>	LAIC	LSC
				DFT(1)	DFT(2)	DFT(3)				
<b>(١) العمالة الزراعية</b>										
1	1	0	0	4.37**	2.96***	-1.87	3.04*	0.985	-3.46	-3.36
2	1	0	1	(2.73**)	(2.40)	(-2.60)	-	0.986	-3.39	-3.24
(3)	1	1	0	-2.42***	-3.66*	-5.74**	-3.57*	0.060	-3.19	-3.10
4	1	1	1	(-1.35)	(-3.60*)	(-4.88**)	-	0.460	-3.67	-3.53
<b>(٢) أجر العامل الزراعى</b>										
5	1	0	0	6.43**	1.60	-1.04	1.29	0.992	10.08	10.17
6	1	0	1	(2.15*)	(0.73)	(-1.63)	-	0.994	9.08	10.12
7	1	1	0	-1.35	-2.99*	-3.19***	-3.05*	0.194	9.98	10.08
(8)	1	1	1	(-1.14)	(-3.23*)	(-3.40*)	-	0.313	9.90	10.04
<b>(٣) العمالة القومية</b>										
9	1	0	0	6.12**	1.17	-1.57	1.55	0.989	0.476	0.572
10	1	0	1	(5.29**)	(1.56)	(-1.17)	-	0.988	0.550	0.693
(11)	1	1	0	-2.94**	-6.27**	-6.82**	-6.27**	0.060	0.502	0.599
12	1	1	1	(-1.41)	(-3.64*)	(-4.29**)	-	0.061	0.578	0.724
<b>(٤) أجر العامل القومى</b>										
(13)	1	0	0	10.98**	3.57*	-1.14	4.80**	0.997	12.09	12.19
14	1	0	1	(1.99*)	(2.05)	(-1.25)	-	0.996	12.57	12.71
15	1	1	0	-0.79	-2.34	-3.97**	-2.17	0.463	12.22	12.32
16	1	1	1	(-0.01)	(-1.64)	(-2.50)	-	0.607	12.98	12.38

- قيم إختبار [DFT(1)] الجدولية: (0.10 = -1.62 ; 0.05 = -1.95 ; 0.01 = -2.65).

- قيم إختبار [DFT(2)] الجدولية: (0.10 = -2.63 ; 0.05 = -2.98 ; 0.01 = -3.70).

- قيم إختبار [DFT(3)] الجدولية: (0.10 = -3.13 ; 0.05 = -3.41 ; 0.01 = -3.96).

- قيم إختبار [PPT] الجدولية: (0.10 = -2.63 ; 0.05 = -2.98 ; 0.01 = -3.70).

- قيم الإختبارات بين قوسين ( ) تشير إلى إختبار Augmented Dickey-Fuller Test (ADFT).

- (\*), (\*\*), (\*\*\*) تشير إلى المعنوية عند مستوى ٠,١٠, ٠,٠١, ٠,٠٠٥ على الترتيب.

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات مرجع (٢) بإستخدام برنامج "EViews3".

(ADFT)، وعلى الجانب الآخر يوضح إختبار "فيلبس-بيرون" (PPT) سكون السلسلة فى حالة أخذ فروق من الدرجة الأولى [D(1)]، مع إفتراض وجود إنحدار ذاتى من الدرجة الأولى [AR(1)]. ومن هذا المنطلق فإنه يفضل عند التنبؤ بأجر العامل الزراعى أن يتم أخذ الفروق من الدرجة الأولى حتى يتم تسكين السلسلة الزمنية، وتوضح معايير إختبار النموذج لتحديد رتب وفترات تأخير كل من

جدول (٢): نتائج تنبؤ أفضل النماذج الديناميكية الفردية (ARIMA) لكل من عدد العمال وأجر العامل على المستوى الزراعي والقومي في مصر خلال الفترة (٢٠٠٣-٢٠١٢).

Year	عدد العمال (مليون عامل)			أجر العامل (جنية / السنة)		إجمالي أجور العمال (مليون جنية)		
	زراعى	قومى	%	زراعى	قومى	زراعى	قومى	%
1998	4.904	16.874	29.06	1197	5056	5870.1	85314.9	6.88
1999	4.985	17.419	28.62	1264	5490	6301.0	95630.3	6.59
2000	5.069	17.984	28.19	1278	5710	6478.2	102688.6	6.31
2001	5.119	17.950	28.52	1340	6142	6859.5	110248.9	6.22
2002	5.219	18.487	28.23	1428	6432	7452.7	118908.4	6.27
Mean	5.059	17.743	28.52	1301.4	5766.0	6592.3	102558.2	6.45
2003	5.201	18.695	27.82	1449.1	7046.6	7536.8	131736.2	5.72
2004	5.241	19.039	27.53	1503.2	7536.8	7878.3	143493.1	5.49
2005	5.281	19.376	27.26	1555.3	8054.2	8213.5	156058.2	5.26
2006	5.320	19.714	26.99	1608.3	8600.3	8556.2	169546.3	5.05
2007	5.360	20.052	26.73	1660.9	9176.7	8902.4	184011.2	4.84
Mean	5.281	19.375	27.26	1555.4	8082.9	8217.4	156969.0	5.27
2008	5.399	20.391	26.48	1713.6	9785.1	9251.7	199528.0	4.64
2009	5.439	20.729	26.24	1766.3	10427.2	9606.9	216145.4	4.44
2010	5.478	21.067	26.00	1819.0	11104.9	9964.5	233946.9	4.26
2011	5.518	21.405	25.78	1871.7	11820.2	10328.0	253011.4	4.08
2012	5.557	21.743	25.56	1924.5	12575.2	10694.4	273422.6	3.91
Mean	5.478	21.067	26.01	1819.0	11142.5	9969.1	235210.9	4.27

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات مرجع (٢) بإستخدام برنامج "EViews3".

درجتى الإنحدار الذاتى والوسط المتحرك لبيانات أجر العامل الزراعى من أجل الحصول على أفضل نموذج تنبؤ، أن نموذج [ARIMA(1,1,1)] للمحاولة (٨)، يعتبر افضل نماذج التنبؤ بأجر العامل الزراعى لأن معيارى (LAIC-LSC) أقل ما يمكن وقد بلغا نحو ٩,٩٠، ١٠,٠٤ على الترتيب. وتوضح نتائج التنبؤ بأجر العامل الزراعى الواردة بجدول (٢) أن أجر العامل السنوى الفعلى بالجنيه خلال متوسط الفترة الأولى (١٩٩٨-٢٠٠٢) بلغ نحو ١٣٠١,٤ جنيه، من المتوقع أن يصل خلال متوسط الفترة (٢٠٠٣-٢٠٠٧) إلى نحو ١٥٥٥,٤ جنيه، وبزيادة قدرها ٢٥٤ جنيه تمثل نحو ١٩,٥٢% مقارنة بالفترة الأولى، ومن المتوقع أن يصل خلال متوسط الفترة الثالثة (٢٠٠٨-٢٠١٢) إلى نحو ١٨١٩ جنيه وبزيادة مقدارها ٢٦٣,٣ جنيه تمثل نحو ١٦,٩٥% مقارنة بالفترة الثانية.

العمالة القومية: يوضح جدول (١) إختبارى "ديكى-فولر" (DFT)، (ADFT) لجذر الوحدة الخاص بسكون العمالة القومية، حيث تبين من المحاولتين (٩)، (١٠) أن سلسلة العمالة القومية تعتبر ساكنة فقط فى حالة عدم وجود الحد الثابت، وعند أخذ الفروق من الدرجة الأولى كما بالمحاولتين (١١)، (١٢) تبين سكون متغير العمالة القومية وفقاً لإختبار (DFT) فى الثلاث حالات بينما أوضح إختبار (ADFT)



عدم سكون السلسلة عند إستبعاد الحد الثابت من التقدير، وعلى الجانب الآخر يوضح إختبار "فيلبس-بيرون" (PPT) سكون السلسلة فى حالة أخذ الفروق من الدرجة الأولى  $[D(1)]$ ، وذلك بإفتراض وجود إنحدار ذاتى من الدرجة الأولى  $[AR(1)]$ . ومن هذا المنطلق فإنه يفضل عند التنبؤ بالعمالة القومية أن يتم أخذ الفروق من الدرجة الأولى حتى يتم تسكين السلسلة الزمنية، وتوضح معايير إختيار النموذج لتحديد رتب وفترات تأخير كل من الإنحدار الذاتى والوسط المتحرك للبيانات للحصول على أفضل نموذج تنبؤ أن نموذج  $[ARIMA(1,1,0)]$  للمحاولة (11)، يعتبر افضل نماذج التنبؤ بالعمالة القومية لأن معيارى (LAIC-LSC) كانا أقل ما يمكن، حيث بلغ ذلك المعياران نحو ٠,٥٩٩، ٠,٥٠٢ على الترتيب.

وتوضح نتائج التنبؤ بالعمالة القومية الوارده بجدول (٢) أن عدد العمال الفعلى فى مصر خلال متوسط الفترة الأولى (١٩٩٨-٢٠٠٢) بلغ نحو ١٧,٧٤٣ مليون عامل، من المتوقع أن يصل خلال متوسط الفترة الثانية (٢٠٠٣-٢٠٠٧) إلى نحو ١٩,٣٧٥ مليون عامل، وازيادة مقدارها ١,٦٣٢ مليون عامل تمثل نحو ٩,٢٠% مقارنة بالفترة الأولى، كما أنه من المتوقع أن يصل خلال متوسط الفترة الثالثة (٢٠٠٨-٢٠١٢) إلى نحو ٢١,٠٦٧ مليون عامل، وازيادة مقدارها ١,٦٩٢ مليون عامل تمثل نحو ٨,٧٣% مقارنة بالفترة الثانية، وهذا قد يعطى مؤشراً أنه من المتوقع زيادة العمالة القومية فى المستقبل بصوره مضطرده. ولعل ذلك قد يكون راجعاً إلى زيادة عدد السكان فى المدى الطويل، وإرتفاع المستوى التعليمى، والتوسع فى مشروعات البنية الأساسية القومية.

**أجر العامل القومى:** يوضح جدول (١) إختبار "ديكى-فولر" (DFT)، حيث توضح المحاولة (١٣) سكون ذلك المتغير فى حالة وجود وعدم وجود الحد الثابت. بينما يوضح إختبار (ADFT) سكون السلسلة عند إستبعاد الحد الثابت من التقدير، وعند أخذ الفروق من الدرجة الأولى كما بالمحاولتين (١٥)، (١٦) تبين سكون متغير أجر العامل القومى فى حالة وجود الحد الثابت والزمن معاً وفقاً لإختبار (DFT). وعلى الجانب الآخر يوضح إختبار "فيلبس-بيرون" (PPT) سكون السلسلة فى حالة عدم أخذ فروق من الدرجة الأولى  $[D(1)]$ ، وذلك بإفتراض وجود إنحدار ذاتى من الدرجة الأولى  $[AR(1)]$ . ومن هذا المنطلق فإنه يفضل عند التنبؤ بأجر العامل الزراعى أن لا يتم أخذ الفروق نظراً لأن السلسلة الزمنية ساكنة بطبيعة الحال، وتوضح معايير إختيار النموذج لتحديد رتب وفترات تأخير كل من الإنحدار الذاتى والوسط المتحرك لبيانات أجر العامل على المستوى القومى للحصول على أفضل نموذج تنبؤ أن نموذج  $[ARIMA(1,0,0)]$  للمحاولة (١٣)، يعتبر افضل نماذج التنبؤ بأجر العامل القومى لأن معيارى (LAIC-LSC) أقل ما يمكن، حيث بلغ ذلك المعياران نحو ١٢,٠٩، ١٢,١٩ على الترتيب.

وتوضح نتائج التنبؤ بأجر العامل على المستوى القومى الوارده بجدول (٢) أن أجر العامل السنوى الفعلى بالجنيه خلال متوسط الفترة الأولى (١٩٩٨-٢٠٠٢) بلغ نحو ٥٧٦٦ جنية، من المتوقع أن يصل خلال متوسط الفترة الثانية (٢٠٠٣-٢٠٠٧) إلى نحو ٨٠٨٢,٩ جنية، وازيادة قدرها ٢٣١٦,٩ جنية تمثل نحو ٤٠,١٨% مقارنة بالفترة الأولى، ومن المتوقع أن يصل خلال متوسط الفترة الثالثة (٢٠٠٨-٢٠١٢) إلى نحو ١١١٤٢,٥ جنية بزيادة مقدارها ٣٠٥٩,٦ جنية تمثل نحو ٣٧,٨٥% مقارنة بالفترة الثانية. ويلاحظ بصفة عامة أن إجمالى الأجور الزراعية والقومية سوف تزداد فى المستقبل، وبالنظر إلى

الأهمية النسبية لأجور عمال القطاع الزراعي يتبين أنها ساهمت بنحو ٦,٤٥% من إجمالي الأجور القومية خلال الفترة الأولى، ولكن من المنتظر أن تتخفف الأهمية النسبية لأجور عمال قطاع الزراعة خلال الفترة الثانية والثالثة من فترات التنبؤ بنحو ٥,٢٧%، ٤,٢٧% على الترتيب.

#### نتائج تنبؤ النماذج الديناميكية متعددة المعادلات:

يتناول الجزء التالي التنبؤ بعدد العمال على مستوى القطاع الزراعي (La) والقومي (L)، باستخدام نماذج التنبؤ الديناميكية متعددة المعادلات والتي تأخذ في إعتبارها أثر العوامل الأخرى على مستقبل العمالة الزراعية والقومية، والتي من المفترض أن يكون لها تأثير عليها وتتمثل في أجر العامل (W)، الإستثمارات (Inv)، والنتائج المحلي (GDP) على المستوى الزراعي والقومي، ولقد تم تمييز متغيرات القطاع الزراعي بالرمز (a)، وفيما يلي أهم النتائج التي أمكن التوصل إليها.

يوضح جدول (٣) إختبارات "جرانجر" للسببية بهدف تحديد عدد المعادلات المستخدمة في التنبؤ، فبالنسبة للعمالة الزراعية، فقد تبين أن العمالة القومية، أجر العامل الزراعي، والنتائج المحلي الزراعي تسبب تغير حجم العمالة الزراعية ولذلك تم إعتبارها متغيرات داخلية، بينما تبين أن الإستثمارات الزراعية لا تسبب تغير حجم العمالة الزراعية ولذلك تم إعتبارها متغير خارجي. ومن هذا المنطلق تم تقدير أربع معادلات ذات أربع متغيرات داخلية هي: العمالة الزراعية، العمالة القومية، أجر العامل الزراعي، والنتائج المحلي الزراعي، بينما تم إدخال متغير خارجي واحد هو الإستثمارات الزراعية، عند التنبؤ بالعمالة الزراعية. أما بالنسبة للعمالة القومية فقد تبين أن أجر العامل على المستوى القومي له تأثير ويسبب تغير حجم العمالة القومية ويتم إعتباره متغير داخلي، بينما تبين أن العمالة الزراعية، الناتج المحلي الإجمالي، والإستثمارات القومية لا تسبب تغير حجم العمالة القومية ولذلك يتم إعتبارها متغيرات خارجية. ومن هذا المنطلق فعند التنبؤ بالعمالة القومية، تم تقدير معادلتين ذات متغيرين داخليين هما: العمالة القومية وأجر العامل القومي، بينما تم إدخال ثلاث متغيرات خارجية هي: العمالة الزراعية، الناتج المحلي الإجمالي، والإستثمارات القومية.

كما يوضح جدول (٣) أيضاً إختبارات "إنجل-جرانجر" للتكامل المشترك، بهدف التأكد من ثبات وسكون متغيرات نموذج التنبؤ بالعمالة الزراعية، حيث توضح قيم إختبارات [CI(1)] الخاصة بوجود الحد الثابت، وإختبارات [CI(2)] الخاصة بوجود الحد الثابت والزمن معاً في النموذج عدم تكامل نموذج التنبؤ بالعمالة الزراعية، الأمر الذي يوضح عدم سكون متغيرات ذلك النموذج معاً، حيث تبين أن قيم تلك الإختبارات غير معنوية إحصائياً. أما بالنسبة لسكون نموذج التنبؤ بالعمالة القومية، فقد تبين أن متغيرات ذلك النموذج غير ساكنة عند وجود الحد الثابت، وذلك وفقاً لإختبارات [CI(1)]، أما عند تطبيق إختبار [CI(2)] الخاص بوجود الحد الثابت والزمن معاً، فقد تبين سكون

جدول (٣): إختبارات السببية والتكامل المشترك للتنبؤ بالعمالة الزراعية والقومية في مصر.

عمالة زراعية	Granger Causality Test	Engle-Granger Cointegration Test		عمالة قومية	Granger Causality Test	Engle-Granger Cointegration Test	
		CT(1)	CT(2)			L	CT(1)
La	F-Test	CT(1)	CT(2)	L	F-Test	CT(1)	CT(2)
L	4.26*	-2.84	-2.82	La	0.44	-3.37	-2.57
Wa	7.75**	-2.08	-2.16	W	3.87***	-3.24	-4.15*
GDPa	4.60*	-2.31	-2.59	GDP	1.23	-2.69	-4.57**
Inva	0.32	-1.46	-2.86	Inv	0.76	-2.40	-3.90*

- قيم إختبار [CI(1)] الجدولية: (0.10 = -3.04 ; 0.05 = -3.34 ; 0.01 = -3.90).

- قيم إختبار [CI(2)] الجدولية: (0.10 = -3.50 ; 0.05 = -3.78 ; 0.01 = -4.32).

- (\*), (\*\*), (\*\*\*) تشير إلى المعنوية عند مستوى ٠,١٠, ٠,٠١, ٠,٠٠٥ على الترتيب.

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات مرجع (٢) بإستخدام برنامج "EViews3".

متغيرات أجر العامل على المستوى القومى، الناتج المحلى الإجمالى، والإستثمارات القومية، وذلك لمعنوية ذلك الإختبار إحصائياً.

ويوضح جدول (٤) معايير وإختبارات أفضل نماذج (VAR) للتنبؤ بالعمالة الزراعية، حيث تبين أنه يجب تقدير نموذج متجه الإنحدار الذاتى من الدرجة الثانية [VAR(2)]، لأن معيار (LLF) فى النموذج الثانى بلغ -٢٣٩,٢٠ وهو أقل من نظيره بالنموذج الأول الذى بلغ -٢٨٤,٩٦. وقد بلغ معيار (LAIC) لهذا النموذج نحو ٢٢,٧٦. كما تبين معنوية إختبارى (LM-LR Tests)، الأمر الذى يوضح ضرورة إستخدام أسلوب (SUR) بدلاً من (OLS). أما بالنسبة لمعايير وإختبارات أفضل نماذج (VAR) للتنبؤ بالعمالة القومية، فيوضح جدول (٤) أيضاً أنه يفضل تقدير نموذج متجه الإنحدار الذاتى من الدرجة الأولى [VAR(1)]، وذلك لأن معيار (LLF) فى النموذج الأول قد بلغ نحو -١٤٦,١٦، وهو أقل من نظيره فى النموذج الثانى الذى بلغ نحو -١٥٤,٢٨، وقد بلغ معيار (LAIC) أدناه لهذا النموذج بنحو ١١,٨٧. كما تبين أيضاً عدم معنوية إختبارى (LM-LR Tests)، الأمر الذى يوضح ضرورة إستخدام أسلوب (OLS).

هذا وقد قامت الدراسة بجانب تحديد أفضل أساليب التنبؤ لنماذج (VAR) من حيث تحديد طول فترة التأخير أو تحديد أساليب التقدير سواء كان بأسلوب (OLS) أو (SUR)، إلى الإعتماد على معايير إختيار النموذج فى تحديد أفضل نماذج (VAR) أو (VECM) بصفة عامة للتنبؤ.

ويوضح جدول (٥) معايير إختيار أفضل النماذج متعددة المعادلات للتنبؤ بالعمالة الزراعية والقومية فى مصر، ومنها يتبين أن نموذج (VECM) الوارد بالمعادلة (٢-١٤) يناسب التنبؤ بالعمالة الزراعية، وقد بلغ معيار (LLF) أدنى حد له أمام هذه المعادلة بنحو -٢٤٩,٠٤، كما بلغ معيار (LAIC) نحو ٢١,٣٩ وهو أيضاً أقل قيمه مقارنة بباقى المعادلات الأخرى. كما تبين أن

جدول (٤): معايير وإختبارات أفضل نماذج (VAR) للتنبؤ بالعمالة الزراعية والقومية في مصر .

VAR Model	Model Selection Criteria				Diagonal Covariance Tests	
	R <sup>2</sup> s	LLF	ln Σ	LAIC	LM	LR
<b>عمالة زراعية</b>						
(2-1) SUR	0.999	-284.96	9.76	23.23	17.64**	26.58**
(2-2) SUR	1.000	-239.20	7.05	22.76	20.96**	44.05**
<b>عمالة قومية</b>						
(2-1) OLS	0.999	-146.16	5.75	11.87	0.920	0.936
(2-2) OLS	0.999	-154.28	5.57	12.01	0.844	0.858

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات مرجع (٢) بإستخدام برنامج "Eviews3 - SHAZAM8".

جدول (٥): معايير إختيار أفضل النماذج المتعددة للتنبؤ بالعمالة الزراعية والقومية في مصر .

Model	LLF	LAIC	Model	LLF	LAIC
<b>عمالة زراعية</b>					
2-1	-284.96	23.23	2-8	-302.17	23.05
2-2	-239.20	22.76	2-9	-295.81	22.80
2-3	-356.56	23.58	2-10	-293.80	22.73
2-4	-323.15	22.15	2-11	-268.97	22.54
2-5	-290.71	23.59	2-12	-259.68	21.90
2-6	-283.08	23.32	2-13	-252.06	21.54
2-7	-302.31	22.99	2-14	-249.04	21.39
<b>عمالة قومية</b>					
(2-1)	-146.16	11.87	2-8	-159.06	12.15
(2-2)	-154.28	12.01	2-9	-156.94	12.07
2-3	-167.99	12.45	2-10	-156.81	12.13
2-4	-158.58	12.72	2-11	-151.55	12.27
2-5	-156.05	12.31	2-12	-150.51	12.27
2-6	-152.96	12.23	2-13	-147.45	12.11
2-7	-163.17	12.38	2-14	-146.92	12.15

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات مرجع (٢) بإستخدام برنامج "EViews3".

نموذج (VAR) الوارد بالمعادلة (٢-١) يناسب التنبؤ بالعمالة القومية، حيث بلغ معيار (LAIC) أدناه لهذا النموذج بنحو ١١,٨٧ وهو أيضا أقل قيمة مقارنة بباقي النماذج الأخرى.

ويلاحظ من خلال نتائج التنبؤ الواردة بجدول (٦) للنماذج المتعددة (VAR-VECM)، ومقارنتها بتلك النتائج الواردة بجدول (٢) للنماذج الفردية ذات المعادلة الواحدة (ARIMA)، إرتفاع أعداد وأجور العمال على مستوى القطاع الزراعي والقومي موضع التنبؤ، للنماذج الديناميكية متعددة المعادلات، ولعل ذلك راجع إلى إدخال متغيرات أخرى في التقدير تعكس الواقع الفعلي، فضلاً عن

جدول (٦): نتائج تنبؤ أفضل النماذج الديناميكية متعددة المعادلات (VAR-VECM) لعدد العمال وأجر العامل على المستوى الزراعي والقومي في مصر خلال الفترة (٢٠٠٣-٢٠١٢).

Year	عدد العمال (مليون عامل)			أجر العامل (جنية / السنة)		إجمالي أجور العمال (مليون جنية)		
	زراعي	قومي	%	زراعي	قومي	زراعي	قومي	%
1998	4.904	16.874	29.06	1197	5056	5870.1	85314.9	6.88
1999	4.985	17.419	28.62	1264	5490	6301.0	95630.3	6.59
2000	5.069	17.984	28.19	1278	5710	6478.2	102688.6	6.31
2001	5.119	17.950	28.52	1340	6142	6859.5	110248.9	6.22
2002	5.219	18.487	28.23	1428	6432	7452.7	118908.4	6.27
Mean	5.059	17.743	28.52	1301.4	5766.0	6592.3	102558.2	6.45
2003	5.247	19.202	27.33	1458.4	6880.5	7652.2	132119.4	5.79
2004	5.305	19.818	26.77	1522.0	7305.5	8074.2	144780.4	5.58
2005	5.359	20.448	26.21	1584.8	7757.1	8492.9	158617.2	5.35
2006	5.414	21.099	25.66	1646.7	8232.8	8915.2	173703.8	5.13
2007	5.467	21.776	25.11	1707.8	8731.6	9336.5	190139.3	4.91
Mean	5.358	20.469	26.21	1583.9	7781.5	8494.2	159872.0	5.35
2008	5.520	22.482	24.55	1768.5	9253.7	9762.1	208041.7	4.69
2009	5.572	23.218	24.00	1828.7	9799.4	10189.5	227522.5	4.48
2010	5.624	23.986	23.45	1888.6	10369.8	10621.5	248730.0	4.27
2011	5.676	24.788	22.90	1948.2	10965.6	11058.0	271815.3	4.07
2012	5.728	25.626	22.35	2007.7	11588.0	11500.1	296954.1	3.87
Mean	5.624	24.020	23.45	1888.3	10395.3	10626.2	250612.7	4.28

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات مرجع (٢) باستخدام برنامج "EViews3".

إختلاف أسلوب التقدير نفسه. وفيما يلي نتائج تنبؤ النماذج الديناميكية متعددة المعادلات: **العمالة الزراعية**: يعتبر نموذج (VECM) الوارد بالمعادلة (٢-١٤) أفضل نماذج التنبؤ بالعمالة الزراعية، حيث توضح النتائج الواردة بجدول (٦) أن عدد عمال القطاع الزراعي من المتوقع أن يصل خلال متوسط الفترة (٢٠٠٣-٢٠٠٧) إلى نحو ٥,٣٥٨ مليون عامل، وبزيادة مقدارها ٠,٢٩٩ مليون عامل تمثل نحو ٥,٩١% مقارنة بالفترة الأولى، كما أنه من المتوقع أن يصل خلال متوسط الفترة (٢٠٠٨-٢٠١٢) إلى نحو ٥,٦٢٤ مليون عامل، وبزيادة مقدارها ٠,٢٦٦ مليون عامل تمثل نحو ٤,٩٦% مقارنة بالفترة الثانية. ويمكن القول أنه على الرغم من التوقع بزيادة العمالة الزراعية في المستقبل، إلا أنها سوف تكون زيادة متناقصة وهي بذلك تتفق مع نتائج تنبؤ نموذج (ARIMA)، فمن خلال النظر إلى الأهمية النسبية للعمالة الزراعية، يتبين أنها ساهمت بنحو ٢٨,٥٢% من حجم العمالة القومية الفعلية خلال الفترة الأولى (١٩٩٨-٢٠٠٢)، ولكن من المتوقع أن تلك المساهمة للعمالة الزراعية خلال فترتي التنبؤ سوف تنخفض إلى نحو ٢٦,٢١%، ٢٣,٤٥% على الترتيب.

**أجر العامل الزراعي**: توضح نتائج التنبؤ بأجر العامل الزراعي الواردة بجدول (٦) أن أجر العامل السنوي

من المتوقع أن يصل خلال متوسط الفترة الثانية (٢٠٠٣-٢٠٠٧) إلى نحو ١٥٨٣,٩ جنيه، وازيادة قدرها ٢٨٢,٥ جنيه تمثل نحو ٢١,٧١% مقارنة بالفترة الأولى، كما أنه من المتوقع أن يصل خلال متوسط الفترة الثالثة (٢٠٠٨-٢٠١٢) إلى نحو ١٨٨٨,٣ جنيه وازيادة مقدارها ٣٠٤,٤ جنيه تمثل نحو ١٩,٢٢% مقارنة بالفترة الثانية.

**العمالة القومية:** يعتبر نموذج (VAR) الوارد المعادلة (٢-١) أفضل نماذج التنبؤ بالعمالة القومية، حيث توضح النتائج الواردة بجدول (٦) أن عدد العمال في مصر من المتوقع أن يصل خلال متوسط الفترة الثانية (٢٠٠٣-٢٠٠٧) إلى نحو ٢٠,٤٦٩ مليون عامل، وازيادة مقدارها ٢,٧٢٦ مليون عامل تمثل نحو ١٥,٣٦ مقارنة بالفترة الأولى، كما أنه من المتوقع أن يصل خلال متوسط الفترة الثالثة (٢٠٠٨-٢٠١٢) إلى نحو ٢٤,٠٢٠ مليون عامل، وازيادة مقدارها ٣,٥٥١ مليون عامل تمثل نحو ١٧,٣٥% مقارنة بالفترة الثانية، وهذا يؤكد أيضاً على التوقع بزيادة العمالة القومية في المستقبل.

**أجر العامل القومي:** يوضح جدول (٦) أن أجر العامل على المستوى القومي من المتوقع أن يصل خلال متوسط الفترة الثانية (٢٠٠٣-٢٠٠٧) إلى نحو ٧٧٨١,٥ جنيه، وازيادة قدرها ٢٠١٥,٥ جنيه تمثل نحو ٣٤,٩٥% مقارنة بالفترة الأولى، كما أنه من المتوقع أن يصل خلال متوسط الفترة الثالثة (٢٠٠٨-٢٠١٢) إلى نحو ١٠٣٩٥,٣ جنيه بزيادة مقدارها ٢٦١٣,٨ جنيه تمثل نحو ٣٣,٥٩% مقارنة بالفترة الثانية، ولعل إرتفاع الأجور يعمل على زيادة الإستهلاك، وهذا بدوره يعمل على زيادة الإنتاج من خلال زيادة إنتاجية العامل، ومن ثم يؤدي إلى زيادة الطلب العمالة. ويمكن القول أن تكثيف وتنشيط دور الإستثمارات، ولاسيما الزراعية من خلال التوسع في إقامة المشروعات الزراعية، وضرورة التركيز على المشروعات التي تستوعب عمالة بشرية كثيفة، وأيضاً التوسع في إستصلاح وإستزراع الأراضي الجديدة، يعتبر السبيل لإيجاد فرص عمل زراعية منتجة.

وبالنظر إلى الأهمية النسبية لمساهمة أجور عمال القطاع الزراعي، يتبين أنها ساهمت بنحو ٦,٤٥% من إجمالي الأجور القومية خلال الفترة الأولى وهي تمثل البيانات الفعلية، ولكن من المنتظر أن تتخفف تلك الأهمية النسبية لأجور عمال قطاع الزراعة من إجمالي الأجور القومية خلال الفترة الثانية والفترة الثالثة من فترات التنبؤ بنحو ٥,٣٥%، ٤,٢٨% على الترتيب.

وأخيراً يمكن للدراسة في ضوء التوقع بزيادة حجم العمالة الزراعية ولكن بمعدل متناقص، وأيضاً إنخفاض مساهمتها في حجم العمالة القومية وضع بعض التوصيات المتعلقة بالنهوض بتشغيل العمالة الزراعية وزيادة الطلب على عنصر العمل البشري اللازم لمواجهة مشكلة البطالة كالتالي:

- ١- زراعة المحاصيل وتطبيق الأساليب التكنولوجية ذات الإستخدام الكثيف لعنصر العمل.
- ٢- التوسع في إستصلاح وإستزراع الأراضي الجديدة والمشروعات القومية العملاقة.
- ٣- الإستثمار في مشروعات زراعية كثيفة إستخدام الأيدي العاملة.
- ٤- صرف أجور تتناسب مع إنتاجية العامل ومستوى الأداء لزيادة كفاءة عنصر العمل.

## الملخص

هناك العديد من الطرق القياسية للتنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية المختلفة في المستقبل وذلك لمعرفة تحركات السلاسل الزمنية لتلك المتغيرات عبر الزمن، ولقد تم التوصل إلى بعض أساليب التنبؤ الديناميكية التي بدأت باستخدام المعادلات الفردية لقياس حركة المتغير التابع والتنبؤ به في المستقبل، وهي تعتمد بدرجة عالية على شرح سلوك ذلك المتغير، كما تم تطوير ذلك الأسلوب الديناميكي من مجرد معادلات فردية إلى تقدير نموذج متعدد المعادلات، يأخذ في إعتباره العلاقات الديناميكية المشتركة بين المتغيرات الاقتصادية المختلفة والتي عادة ما تؤثر وتتأثر ببعضها البعض.

ولذلك إنطوت المشكلة البحثية في التعرف على أنواع تلك النماذج وكيفية تقديرها واختيار أفضلها للتنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية ومنها العمالة والأجور على المستوى الزراعي والقومي. ولقد تمثل الهدف الرئيسي لتلك الدراسة في تحديد أفضل أساليب نماذج المعادلات الفردية والمتعددة في التنبؤ بالعمالة والأجور على مستوى القطاع الزراعي والقومي.

هذا وقد إعتد البحث على استخدام أساليب دوال إنحدار السلاسل الزمنية الديناميكية الفردية والمتعددة، كما تم الحصول على البيانات من وزارة التخطيط خلال الفترة (١٩٧٥-٢٠٠٢).

وبالنسبة للإطار البحثي، فقد تناول توصيفاً نظرياً ورياضياً لنماذج تنبؤ المعادلات الديناميكية الفردية الخاصة بنماذج تكامل الإنحدار الذاتي-الوسط المتحرك، والنماذج الديناميكية المتعددة، ومنها نموذج منجدة الإنحدار الذاتي، نموذج الفترة الحالية، ونموذج منجدة تصحيح الخطأ، وذلك من خلال إلقاء الضوء على أربع مراحل تمثلت في مرحلة التوصيف والتي تتضمن إختبارات الثبات وتحديد طول فترة التأخير، ثم مرحلة التقدير، مرحلة التشخيص، وأخيراً مرحلة التنبؤ.

وقد قامت الدراسة بتقدير نماذج التنبؤ الديناميكية سواء كانت معادلات فردية أو متعددة لكل من عدد العمال بالمليون عامل وأجر العامل السنوي بالجنيه على مستوى القطاع الزراعي والقومي في مصر خلال الفترة (١٩٧٥-٢٠٠٢)، والتنبؤ بها خلال الفترة (٢٠٠٣-٢٠١٢).

وقد أوضحت نتائج التنبؤ بالعمالة الزراعية أنه على الرغم من التوقع بزيادة العمالة الزراعية في المستقبل، إلا أنها سوف تكون زيادة متناقصة، كما تبين أنه من المتوقع إنخفاض المساهمة النسبية للعمالة الزراعية للعمالة القومية خلال فترتي التنبؤ. كما أوضحت النتائج أنه من المتوقع زيادة العمالة القومية في المستقبل بصورة مضطربة. وقد لوحظ بصفة عامة أن إجمالي الأجور الزراعية والقومية سوف تزداد في المستقبل، وبالنظر إلى الأهمية النسبية لأجور عمال القطاع الزراعي تبين أنها من المنتظر أن تنخفض خلال فترات التنبؤ.

وأخيراً أمكن للدراسة وضع بعض التوصيات المتعلقة بزراعة المحاصيل وتطبيق الأساليب التكنولوجية والإستثمار في المشروعات كثيفة الإستخدام لعنصر العمل، التوسع في إستصلاح وإستزراع الأراضى الجديدة والمشروعات القومية، مع صرف الأجور التي تتناسب مع إنتاجية العامل ومستوى الأداء لزيادة كفاءة عنصر العمل.

## المراجع

- (١) عماد عبد المسيح شحاتة كفاءة عنصر العمل البشري في القطاع الزراعي المصري "رسالة دكتوراه، قسم الإقتصاد الزراعي، كلية الزراعة، جامعة القاهرة، ٢٠٠٢.
- (٢) وزارة التخطيط "خطة التنمية الإقتصادية والإجتماعية" أعداد متفرقة.
- (3) Box, George, Gwilym M. Jenkins, & Gregory C. Reinsel "Time Series Analysis: Forecasting and Control" 3<sup>rd</sup> ed, Prentice-Hall Inc., New Jersey, USA, 1994.
- (4) Breusch, Trevor "Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models" *Aust. Econ. Papers*, Vol. 17, 1978; 334-355.
- (5) Cochrane, D. & Orcutt G. "Application of Least Squares Regressions to Relationships Containing Autocorrelated Error Terms" *J. Am. Stat. Assoc.*, Vol. 44, No. 1, 1944; 32-61.
- (6) David M. Lilien, et al "EViews -User's Reference Manual Version 3" McGraw-Hill Book Company Inc., New York, USA, 1998.
- (7) Dickey, David & Wayne A. Fuller "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root" *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, July, 1981; 1057-1072.
- (8) Engle, R. & Granger C. "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing" *Econometrica*, Vol. 55, 1987; 251-276.
- (9) Engle, Robert, David Hendry & Richard J. "Exogeneity" *Econometrica*, Vol. 51, 1983; 277-304.
- (10) Godfrey, L. "Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations when the Regressors Include lagged Dependent Variables" *Econometrica*, Vol., 46, 1978; 1303-1310.
- (11) Granger, C. "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods" *Econometrica*, Vol. 37, July, 1969; 424-438.
- (12) Guilkey, David & Peter Schmidt "Estimation of Seemingly Unrelated Regressions with Vector Autoregressive Errors" *J. Am. Stat. Assoc.*, Vol. 68, Sept., 1973; 642-647.
- (13) Hamilton, J. "State Space Models" in *Chap.50 of Handbook of Econometrics*, Vol. 4, North-Holland Publishing Company, Amsterdam, Netherlands, 1994.
- (14) Hendry, Daved "Maximum Likelihood Estimation of Systems of Simultaneous Regression Equations with Errors Generated by a Vector Autoregressive Process" *Inter. Econ. Rev.*, Vol. 12, 1971; 257-272.
- (15) Johansen, Soren "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models" *Econometrica*, Vol.59, 1991; 1551-1580.
- (16) Lutkepohl, H. "Comparison of Criteria for Estimating the Order of a Vector Autoregressive Process" *J. Time Series Analysis*, Vol.6, 1985; 35-52.
- (17) Phillips, P. & Perron P. "Testing for a Unit Root in Time Series Regression" *Biometrika*, Vol. 75, 1988; 335-346.
- (18) SAS Institute, Inc. "Statistical Analysis System: SAS-User's Reference Manual Version 8.10" Cary, NC: SAS Institute, Inc., 2000.
- (19) White, Kenneth "SHAZAM Econometric Computer Program-User's Reference Manual Version 8" McGraw-Hill Book Company Inc., New York, USA, 1997.
- (20) Zellner, Arnold "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Test for Aggregation Bias" *J. Am. Stat. Assoc.*, Vol. 57, June, 1962; 348-368.



## **An Econometric Study of Dynamic Models with Application on Forecasting Labor in Egypt**

**Dr. Tarek Mohamed Khaleel**  
**Senior Researcher**

**Dr. Emad Abd Elmessih Shehata**  
**Researcher**

**Agriculture Economic Research Institute**  
**Agricultural Research Center**

### **Summary**

**T**here are many econometric methods for forecasting by different economic variables in the future. recently, the procedures of dynamic forecasting either for univariate or multivariate models were available for estimation on the software packages, i.e., EVIEWS, SAS, and SHAZAM.

The research problem of the study, concerned with the different types of such dynamic models, with respect to, estimation, choosing the best fit model for forecasting by the economic variables, i.e., labor and wages on the agricultural and national level. So the objective study, is to concentration and determination the best forecasting model among univariate and multivariate dynamic time series models.

The time series data on the agricultural and national level were collected from the ministry of planning during the period (1975-2002).

The methodology framework discussed the theoretical and mathematical approach for the dynamic univariate models, i.e., autoregressive integrated moving average (ARIMA), and multivariate models, i.e., vector autoregressive (VAR), vector error correction model (VECM), and state space model (SSM).

The dynamic models contain four stages that have, identification, i.e., stationarity and cointegration tests, model selection criteria for determination the lag length, causality test, and choosing the techniques of estimation, also estimation stage, diagnostic stage for model accuracy, and forecasting stage.

The study estimated the dynamic models by maximum likelihood estimation (MLE) for (ARIMA) models, and by seemingly unrelated regression for (VAR) and (VECM) models, during the period (1975-2002), and forecasting by labor and wage through the period (2003-2012).

The estimation and forecasting results, indicated that the agricultural labor will increase at decreasing rate, also the relative share of agricultural labor and the total agricultural wages will decrease during the period subject to forecasting. The national labor will increase at increasing rate.

Finally the study recommended by cultivation crops, adoption technology, and encouragement the investment in projects that have intensive labor, the expanding in reclamation and cultivation new lands and national projects, also increasing wages that reflect the labor productivity and performance level for increasing the efficiency of labor input.