محاولة بناء نموذج قياسي لمعدل البطالة باستعمال تقنية نماذج تصحيح الخطأ (VECM)

فريد بختي*

الملخص :

البطالة ظاهرة من ظواهر الاقتصاد الكلي ، إضافة إلى أنها حقيقية متعددة الأشكال ، ومرتبطة ارتباطا وثيقا وبدرجة خطورة عالية بالأفراد ، حيث أن فقدان منصب عمل بالنسبة للأفراد يعني تدني مستوى الحياة عموما ، فإشكالية البطالة ونقص التشغيل هي مسألة جوهرية ليس في الجزائر فحسب بل في كل أرجاء المعمورة ، فهذه الظاهرة كانت محل اهتمام كبير لدى المجتمعات وبدرجات متفاوتة ، ذلك لما لها علاقة بالاستقرار والتماسك الاجتماعي والاقتصادي ، وعلى الرغم من التحولات التي شهدها سوق العمل تبقى مسألة البطالة إحدى الانشغالات الكبرى للساعة ، وسنحاول في هذا البحث بناء نموذج قياسي لمعدل البطالة في الجزائر.

Abstract :

The unemployment is one of the phenomena of the global economy. Besides the fact that it is a form of a multi forms truth and it is hardly bound to people; because the loss of a job for individuals, is means, generally, degradation in way of living.

The problem of the unemployment and the lack of jobs, is a major question, not only in Algeria, but all over th world. This phenomenon was the subject which worried considerably companies and in various degrees, seen that it is bound to the stability and to the social and economic cohesion. In spite of the transfers of the labor market, the question of the unemployment stays one of the current major concerns.

We will try, through this search, to the conception of a grade related model of the unemployment rate in Algeria.

مقدمة :

تعتبر البطالة من أبرز المشاكل الاقتصادية ـــ الاجتماعية التي تعاني منها مختلف

* كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير ـ جامعة آكلي محند أولحاج ـ بالبويرة
akrambakhti@yahoo.fr

المجتمعات ، وقد مست المجتمعات الغنية و لم تفلت منها المجتمعات المختلفة وسوف نحاول في هذه الدراسة بناء نموذج قياسي لمعدل البطالة باستعمال تقنية نماذج تصحيح الخطأ ، والإشكالية التي سنعالجها هي كيف يمكننا التقليل من حجم البطالة وذلك في المدى المتوسط والبعيد؟ وبحثنا هذا ينطلق من الفرضيتين التاليتين:

* معدل البطالة(TC) يتأثر بمتغيرات عديدة منها: الناتج الداخلي الخام (PIB) الكتلة النقدية (M2) التضخم (P) والمجتمع النشيط (PA).

* وجود علاقة تكامل متزامن بين معدل البطالة وباقي متغيرات الدراسة وذلك في المدى الطويل.

1 ــ طبيعة العلاقة بين المتغيرات:

حتى نتمكن من معرفة طبيعة العلاقة بين المتغيرة التابعة (TC) والمتغيرات المستقلة (M2 ، PIB ، PA ، P) نقوم بتقدير النماذج التالية:

1ــ النموذج الخطي:

$$TC = C(1) + C(2)*PA + C(3)*M2 + C(4)*P + C(5)*PIB$$

2 ــ النموذج اللوغاريتمي:

$$Log(TC) = C(1) + C(2)*Log(PA) + C(3)*Log(M2) + C(4)*Log(P) + C(5)*Log(PIB)$$

ونتائج التقدير مبينة على الترتيب للنموذجين كمايلي :

$$TC = 14.741 + 4.745*PA + 0.0026*M2 + 0.0281*P - 0.0489*PIB$$
$$(6.86) \quad (5.71) \quad (1.64) \quad (0.33) \quad (-5.02)$$
$$n=34 \quad R^2=0.65 \quad F=13.88 \quad (.) : t - statistic.$$

$$LTC = 2.904 + 3.263*LPA - 0.723*LM2 - 0.0610*LP - 0.1775*LPIB$$
$$(3.39) \quad (7.82) \quad (-4.85) \quad (-2.14) \quad (-0.89)$$
$$n=34 \quad R^2=0.79 \quad F=26.81 \quad (.) : t - statistic.$$

بالاعتماد على معنوية المعاملات (t ــ statistic) ، معامل التحديد (R^2) ، واختبار فيشر(F ــ statistic) نختار العلاقة غير الخطية بين المتغيرة التابعة والمتغيرات المستقلة.

2 ــ تحليل أولي للمتغيرات :

المرحلة الأولى تخص دراسة خصائص السلاسل الزمنية وذلك من ناحية الإستقرارية (مركبة الاتجاه العام ، الجذر الأحادي) ، وذلك بالاعتماد على اختبارات

ديكي فولار البسيط (DF) وديكي فولار المطور (ADF) وهذا بالاعتماد على النماذج الستة التاليـــة :

$$(1): \Delta Y_t = \hat{\phi}.Y_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t$$

$$(2): \Delta Y_t = \tilde{\phi}.Y_{t-1} + \tilde{c}_1 + \tilde{\varepsilon}_t$$

$$(3): \Delta Y_t = \bar{\phi}.Y_{t-1} + \bar{c}_2 + \bar{b}.t_1 + \bar{\varepsilon}_t$$

$$(4): \Delta Y_t = \hat{\phi} Y_{t-1} + \sum_{j=2}^{P} \hat{\varphi}_j .\Delta Y_{t-j+1} + \hat{\varepsilon}_t$$

$$(5): \Delta Y_t = \tilde{c}_1 + \tilde{\phi}.Y_{t-1} + \sum_{j=2}^{P} \tilde{\varphi}_j .\Delta Y_{t-j+1} + \tilde{\varepsilon}_t$$

$$(6): \Delta Y_t = \bar{c}_2 + \bar{b}\,t + \bar{\phi}.Y_{t-1} + \sum_{j=2}^{P} \bar{\varphi}_j .\Delta Y_{t-j+1} + \bar{\varepsilon}_t$$

من خلال ملاحظتنا للـــ: (Correlogram) لمختلف السلاسل ، تظهـــر لنـــا دوال الارتباط الذاتي الجزئية (FPAC) ودوال الارتباط الذاتي البسيطة (FAC) تخرج عن مجال الثقة حتى لتأخيرات معتبرة وبالتالي هذه السلاسل غير مستقرة ولإثبات وجود جذر أحـــادي نقوم بتطبيق (DF) و(ADF) على مختلف هذه السلاســـل. في بادئ الأمر نقوم بتحديـــد درجة التأخير (P) من خلال الـــ: (Correlogram) وذلك للفروقات من الدرجة الأولى ، بالاستعانة ببرنامج (Eviews) وجدنا أن التأخيرات هـــي:

الجدول رقم (1): تحديد درجة التأخير للسلاسل.

السلسلة	درجة التأخير =P=
DLTC	1
DLM2	0
DLPIB	0
DLP	0
DLPA	0

المصدر: بناء شخصي بالاعتماد على مخرجات حزمة *Eviews*.

ونتائج هذه الاختبارات يمكن قراءتها في الجدول التالـــي:

الجدول رقم (2): نتائج اختبارات ديكي فولار البسيط (DF) وديكي فولار المطور (ADF).

	النموذج		LTC	LM2	LPIB	LP	LPA	$statistic - t$
اختبار	$t_{\hat{\phi}_1}$	1	—	9.72	3.20	1.10 —	5.77	1.95 —
	$t_{\tilde{\phi}_1}$	2	—	———	———	2.34 —	0.59 —	2.95 —

			2.04	0.045				DF
2.585	2.15	2.05	2.35	3.19	–	$t_{\tilde{c}}$		
3.55 –	2.40 –	2.40 –	——— 2.41	1.46 –	–	$t_{\tilde{\phi}_1}$	3	
2.83	2.35	0.80 –	1.79	1.46	–	$t_{\tilde{b}}$		
3.17	2.71	2.07	2.62	2.11	–	$t_{\tilde{c}}$		
1.95 –	–	–	–	–	0.33 –	$t_{\hat{\phi}_1}$	4	اختبار ADF
2.95 –	–	–	–	–	2.21 –	$t_{\tilde{\phi}_1}$	5	
2.585	–	–	–	–	2.18	$t_{\tilde{c}}$		
3.55 –	–	–	–	–	2.59 –	$t_{\tilde{\phi}_1}$	6	
2.83	–	–	–	–	1.34	$t_{\tilde{b}}$		
3.17	–	–	–	–	*2.46*	$t_{\tilde{c}}$		

Date: 03/21/05 Time: 15:00
Sample: 1970 2003
Included observations: 32

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.074	-0.074	0.1926	0.661
		2	-0.437	-0.445	7.1330	0.028
		3	-0.212	-0.366	8.8228	0.032
		4	0.059	-0.344	8.9587	0.062
		5	0.329	-0.020	13.326	0.021
		6	0.072	-0.020	13.541	0.035
		7	-0.221	-0.057	15.663	0.028
		8	-0.087	0.038	16.005	0.042
		9	0.074	0.058	16.262	0.062
		10	0.036	-0.062	16.325	0.091

المصدر: بناء شخصي بالاعتماد على مخرجات حزمة *Eviews*.

يظهر لنا من خلال الجدول أعلاه أن كل السلاسل غير مستقرة وذلك لوجود جذر أحادي أي ($\phi = 1$) في كل النمـــاذج. وبعد إجراء الفروقات من الدرجة الأولى على مختلف السلاسل ، وتحديد درجة التأخير أيضا ، وبتطبيق اختبارات (ADF) أصبحت كـــل السلاســـل مستقرة ، وحتى نتمكن من فهم إستراتيجية تطبيق اختبارات (ADF) ، نقـــوم بتطبيقهـــا علـــى السلسلـــة DLTC(حيث : DLTC الفرق من الدرجة الأولى للوغاريتم معدل البطالة):

أولا نقوم بتحديد درجة تأخير هذه السلسلة وذلك من خلال : (Correlogram of D (DLTC ، وبالضبط من دالة الارتباط الذاتي الجزئيـــة.

ADF Test Statistic	-5.023759	1% Critical Value*	-4.2826
		5% Critical Value	-3.5614
		10% Critical Value	-3.2138

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DLTC)
Method: Least Squares
Date: 03/15/05 Time: 17:28
Sample(adjusted): 1973 2003
Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLTC(-1)	-1.083952	0.215765	-5.023759	0.0000
D(DLTC(-1))	0.461731	0.175766	2.626970	0.0140
C	-0.037184	0.059946	-0.620290	0.5403
@TREND(1970)	0.001974	0.003002	0.657562	0.5164

من خلال هذا الشكل يتبين لنا أن أعظم تأخير ممكن هو(P=4) ، لكن بعد إجراء الاختبارات على التأخيرات من: (P=2) إلى (P=4) عند مستوى معنوية 5 % ، استنتجنا أن هذه التأخيرات ليس لها دلالة إحصائية ، أما التأخير (P=1) له دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5 % وهذا ما يبينه الشكل التالي:

R-squared	0.487138	Mean dependent var	-0.006806
Adjusted R-squared	0.430154	S.D. dependent var	0.194223
S.E. of regression	0.146616	Akaike info criterion	-0.882092
Sum squared resid	0.580395	Schwarz criterion	-0.697061
Log likelihood	17.67242	F-statistic	8.548594
Durbin-Watson stat	1.907559	Prob(F-statistic)	0.000374

نتائج تقدير النموذج (6) هي كما يلي:

$$D(DLTC)_t = -1.08(DLTC)_{t-1} - 0.46D(DLTC)_{t-1} + 0.0019t - 0.019$$
$$n = 31 \quad (-5.02) \quad (2.62) \quad (0.65) \quad (-0.62)$$
$$R^2 = 48.71\% \quad (.): t\text{-statistic}$$

اختبار وجود مركبة الاتجاه العام (b):

$$H_0 : b = 0 / H_1 : b \neq 0$$

$$t_{calculé} = \frac{\hat{b}}{\delta_{\hat{b}}} = \frac{0.0019}{0.0030} = 0.65 < t_{tabulé} = 2.83$$

ومنه نقبل فرضية العدم ، (أي فرضية سيرورة TS مرفوضة) وذلك عند مستوى معنوية 5% .

اختبار وجود الجذر الأحادي :

$$H_0 : \phi_1 = 0 / H_1 : \phi_1 < 0$$

$$t_{\phi_1} = \frac{-1.083}{0.215} = -5.02 < t_{tabulé} = -3.56$$

ومنه نقبل H_1 أي عدم وجود جذر أحادي وذلك عند مستوى معنويـــة 5 %

$$D(DLTC)_t = -1.05(DLTC)_{t-1} - 0.44D(DLTC)_{t-1} - 0.0017$$
$$n = 31 \quad (-5.04) \quad (2.59) \quad (-0.068)$$
$$(.) : t - statistic$$

.

وفي مرحلة ثانية نقوم بتقدير النموذج الخامـــس:

نقوم باختبار مركبة الدورات الاقتصاديـــة (الحد الثابت):

شكل الاختبار هـــو: $H_0 : c = 0 / H_1 : c \neq 0$

ومنه نقبل الفرضية H_0 وذلك عند مستوى معنوية 5% ، أما نتيجة اختبار الجـــذر الأحادي هي: $t_{\phi_1} = -5.04 < -2.95$ ، ومنه نقبل الفرضية البديلة (H_1) وذلك بمعنويـــة.

نتائج تقدير النموذج الرابـــع :

$$t_{calculé} = \frac{\hat{c}}{\delta_{\hat{c}}} = -0.068 < t_{tabulé} = 2.585$$

$$D(DLTC)_t = -1.05(DLTC)_{t-1} - 0.44D(DLTC)_{t-1}$$
$$n = 31 \quad (-5.13) \quad (2.64)$$
$$(.) : t - statistic$$

نتيجة اختبار الجذر الأحادي هي: $t_{\phi_1} = -5.13 < -1.95$.

ومنـــه : لا يوجد جذر أحادي في هذا النموذج ، ومنه السلسلة *DLTC* مستقـــرة ، أي

$$D(DLTC)_t = \phi_1 (DLTC)_t + \varphi_1 D(DLTC)_{t-1} + \mu_{1t}$$

وبتطبيق نفس الإستراتيجية على بقية السلاسل تحصلنا علـــى:

$$LM2 \rightarrow I(1) \Rightarrow (DLM2)_t = \phi_2 (DLM2)_{t-1} + c_1 + \mu_{2t}$$
$$LPIB \rightarrow I(1) \Rightarrow (DLPIB)_t = \phi_3 (DLPIB)_{t-1} + c_2 + \mu_{3t}$$
$$LP \rightarrow I(1) \Rightarrow (DLP)_t = \phi_4 (DLP)_{t-1} + \mu_{4t}$$
$$LPA \rightarrow I(1) \Rightarrow (DLPA)_t = \phi_5 (DLPA)_{t-1} + c_3 + \mu_{5t}$$

3 ــ اختبار علاقة التكامل المتزامن وتقدير نماذج تصحيح الخطــأ:

بعد دراستنا لمجموعة السلاسل وذلك من ناحية الاستقرارية وجدنا أن هــذه السلاسل مستقرة بعد إجراء الفروقات من الدرجة الأولى ، كما أن هذه المــتغيرات تخضع لمركبة اتجاه عام ذات نمط عشوائي ، من خلال هذا الطرح فإن إمكانية وجود مسار مشترك بين هذه المتغيرات في المدى الطويل ممكن ، وللتأكد من هــذا ســنقوم باختبار جوهنســون (Johansen).

حسب النتائج التي تحصلنا عليها مسبقا (أي اختبارات (DF) و(ADF) ، وجدنا أن كل السلاسل لا تحتوي على مركبة الاتجاه العام ، بينما الحد الثابت موجــود في بعضها ، هذا الاختلاف في نوعية السلاسل الزمنية يــؤدي إلى اخــتلاف وتعــدد اختبارات جوهنسون ، وفي ظل المعطيات والنتائج السابقة سنركز علــى الفرضــيتين التاليتيــن:

ــ **الفرضية الأولى:** غياب مركبة الاتجاه في (VAR) وغياب الثابت ومركبــة الاتجاه في علاقة التكامل المتزامــن (CE).

ــ **الفرضية الثانية:** غياب مركبة الاتجاه في (VAR) ووجود الثابت مع غيــاب مركبة الاتجاه في علاقة التكامل المتزامــن (CE).

3 ــ 1 ــ المرحلة الأولــى: تحديد درجة تأخير المســار VAR: بالاستعانة ببرنامج Eviews تحصلنا على النتائج التاليــة:

الجدول رقم (3): تحديد درجة تأخير المســار VAR.

التأخير	Akaike	Schwarz	Log likelihood
2	6.99 -	4.67 -	158.36
3	7.63 -	4.13 -	189.58

المصدر: بناء شخصي بالاعتماد على مخرجات حزمة *Eviews*.

بالاعتماد على المعــايير (Akaike ، Schwarz ، Log ــ likelihood) وجــدنا أن التأخير المقبول هو: P=3 (أدنى قيمة لأحد المعيارين الأولين وأعظم قيمة بالنسبة للمعيار الثالث).

3 ــ 2 ــ المرحلة الثانيــة : اختبار جوهنســون: وجدنا في المرحلة الســابقة أن التأخير المقبول للمسار VAR هو: P=3 ، ومنه سنجري الاختبار على نموذج VAR(3) ، و ذلك بالاعتماد على الفرضيتين السابقتين.

أ ــ غياب مركبة الاتجاه في (VAR) وغياب الثابت ومركبة الاتجاه في علاقة التكامل المتزامــن (CE).

Date: 03/21/05 Time: 18:00
Sample: 1970 2003
Included observations: 30
Test assumption: No deterministic trend in the data
Series: LTC LPA LM2 LP LPIB
Lags interval: 1 to 3

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.854378	141.8341	76.07	84.45	None **
0.818088	84.03181	53.12	60.16	At most 1 **
0.396947	32.90479	34.91	41.07	At most 2
0.284434	17.73231	19.96	24.60	At most 3
0.226164	7.691878	9.24	12.97	At most 4

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

حسب الجدول أعلاه إن نتائج الاختبار في ظل الفرضيات التالية هـــي:

في الفرضيتين (a) و(b) نقبل الفرضية البديلة(أي H_1) وذلك مهمـــا كـــان مستوى المعنوية (1 % أو 5 %) لأن إحصائية جوهنسون أكبر من القيمة الحرجـــة لها.

أما في ظل الفرضية (c) نقبل الفرضية (H_0) أي ($rang\Pi = r = 2$) وذلك لأن إحصائية جوهنسون أقل من القيمة الحرجة عند مســـتوى معنويـــة $\alpha = 5\%$ ، (إحصائية جوهنسون:23.14<24.31 القيمة الحرجـــة).

ومنه عدد معادلات التكامل المتزامن هو اثنيـــن (2).

ب ــ غياب مركبة الاتجاه في (VAR) و وجود الثابت مع غياب مركبـــة الاتجـــاه في علاقـــة التكامـــل المتزامـــن (CE):

بنفس الطريقة السابقة وحسب الجدول أعلاه إن عدد علاقات التكامل المتزامن هـــو2 .

3 ــ 3 ــ المرحلة الثالثـــــة: تقدير نماذج تصحيح الخطـــأ واختبـــار صلاحيـــــة (VECM). يكتب نموذج تصحيح الخطأ في شكله VAR للمتغيرات المســـتعملة وهـــي: لوغاريتم معدل البطالة (LTC) ، لوغاريتم الكتلة النقدية (LM2) ، لوغاريتم الناتج الداخلي الخام (LPIB) ، لوغاريتم المجتمع النشيط (LPA) ، لوغاريتم التضخم (LP).

Date: 04/05/05 Time: 14:07
Sample: 1970 2003
Included observations: 30
Test assumption: No deterministic trend in the data
Series: LTC LPA LM2 LP LPIB
Lags interval: 1 to 3

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.843973	101.2430	59.46	66.52	None **
0.525484	45.51129	39.89	45.58	At most 1 *
0.360989	23.14749	24.31	29.75	At most 2
0.234557	9.712503	12.53	16.31	At most 3
0.054886	1.693481	3.84	6.51	At most 4

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

$$\Delta LX_t = \alpha Lce_{t-1} + \sum_{j=1}^{3} \varphi_j LX_{t-j} + e_t$$

أين Lce_{t-1} : البواقي المقدرة لعلاقة التكامل المتزامن. وسوف نتناول تقدير واختبار صلاحية كل نموذج على حده .

النموذج الأول: (في ظل الفرضية الأولى).

من خلال نتائج تقدير هذا النموذج ، لاحظنا أن معاملات علاقتي التكامل المتزامن لها مدلولية إحصائية وذلك عند مستوى معنوية ($\alpha = 10\%$) (القيمة الحرجة هي: 1.74) ، ماعدا معامل لوغاريتم الناتج الداخلي الخام في التأخير الأول ((LPIB(-1)) في المعادلة الأولى ، أما فيما يخص معاملات نموذج تصحيح الخطأ فإن أغلبية هذه المعاملات ليس لها دلالة إحصائية ، ماعدا في معادلة الفرق للوغاريتم التضخم ((D(LP)) حيث نجد معامل البواقي المقدرة لعلاقة التكامل المتزامن للمعادلة الثانية (Coint Eq2) له دلالة إحصائية ، وكذلك في معادلة الفرق للوغاريتم الناتج الداخلي الخام ((D(LPIB)) نجد معاملات: متغيرة الفرق للوغاريتم معدل البطالة في التأخير الأول ((D(LTC(-1)) ، متغيرة الفرق للوغاريتم المجتمع النشيط في التأخير الثالث (D(LPA(-3)) ومتغيرة الفرق للوغاريتم الكتلة النقدية في التأخيرين الأول ((D(LM2(-1)) والثالث ((D(LM2(-3)) لهم دلالة إحصائية عند مستوى معنوية ($\alpha = 10\%$).

وبالاعتماد أيضا على نتائج التقدير نلاحظ أن المعادلة الأولى مفسرة بنسبة: 56.09 % ، أما المعادلة الثانية مفسرة بنسبة 69.90 % ، بينما تصل هذه النسبة إلى: 75.88 % ، 52.44 % ، 87.09 % في المعادلة الثالثة والرابعة والخامسة على التوالي.

أما فيما يخص اختبار فيشر (Fisher):

القيمة النظرية: ($F_{(k,n-k-1)} = 1.86$) عند مستوى معنوية ($\alpha = 10\%$) ، والتي هي أقل من القيمة المحسوبة بالنسبة للمعادلة الثالثة والخامسة (2.55 ، 5.48 على التوالي) ، ومنه هاتين المعادلتين مقبولتين ، أما بالنسبة للمعادلات الباقية فإن قيمة فيشر النظرية أكبر من القيمة المحسوبة (1.03 ، 1.82 ، 0.89 على الترتيب) ، ومنه لا نقبل هذه المعادلات.

النموذج الثاني: (في ظل الفرضية الثانية). بالاعتماد على نتائج التقدير وفي ظل الفرضية الثانية نلاحظ أن مدلولية معاملات علاقة التكامل المتزامن بالنسبة لاختبار ستيودنت وعند مستوى معنوية ($\alpha = 10\%$) (القيمة الحرجة لـ : (t) هي: 1.74) أنها كلها أكبر من هذه القيمة وبالتالي نقبل الفرضية البديلة (H_1) والتي تعني عدم انعدام معاملات علاقة التكامل المتزامن ، أما فيما يخص معاملات نموذج تصحيح الخطأ سوف نتناولها في كل معادلة على حدى:

المعادلة الأولى ــ معادلة الفرق للوغاريتم معدل البطالة.

إن معامل البواقي المقدرة لعلاقة التكامل المتزامن للمعادلة الثانية (Eq2 Coint) يختلف عن الصفر بمعنوية ، أما بالنسبة لبقية المعاملات فإننا نقبل الفرضية البديلة (H_1) وهذا لمعاملات المتغيرات التالية: متغيرة الفرق للوغاريتم الكتلة النقدية في التأخير الأول ((D(LM2(-1)) ، ومتغيرة الفرق للوغاريتم التضخم في التأخير الأول ((D(LP(-1)) ، متغيرة الفرق للناتج الداخلي الخام في التأخيرين الثاني ((D(LPIB(-2)) والثالث (D(LPIB(-3))).

المعادلة الثانية ــ معادلة الفرق لـ LPA: بالنسبة لمعاملي بواقي علاقتي التكامل المتزامن فإننا نرفض الفرضية (H_0) وذلك بمعنوية ، كما نقبل الفرضية (H_0) وذلك لمعاملات المتغيرات التالية: متغيرة الفرق للوغاريتم معدل البطالة في جميع تأخيراتها ، وكذلك (D(LPA)) في كل التأخيرات ، (D(LM2)) ماعدا في التأخير الأول ، (D(LP)) في جميع التأخيرات و(D(LPIB)) في التأخير الثالث.

المعادلة الثالثة ــ معادلة الفرق لـ LM2: نقبل الفرضية البديلة (H_1) لاختبار ستيودنت بالنسبة لـ : معامل البواقي لعلاقة التكامل المتزامن بالنسبة للمعادلة الأولى (Coint Eq1) ، وكذا معامل متغيرة الفرق للوغاريتم التضخم في التأخير الأول ((D(LP(-1)).

المعادلة الرابعة: معادلة الفرق للوغاريتم التضخم: لا يوجد أي معامل له دلالة إحصائية ، وهذا راجع أساسا إلى مؤشر الأسعار ، لأن حساب المؤشر الحالي يعتمد على دراسة سلة الاستهلاك لسنة 1989 دون الأخذ بعين الاعتبار التغيرات العميقة التي شهدتها بنية الاستهلاك منذ ذلك الحين ، لذا يجب اختيار مؤشر حقيقي يعبر فعلا عن المستوى المعيشي والاستهلاكي للمجتمع الجزائري كما أنه لو كان التأخير المستعمل في النموذج هو (P=2) يكون في هذه المعادلة معاملات لها دلالة إحصائية لأن التأخير (P=3) حسن النموذج ككل لكن بالنسبة لهذه المعادلة العكس.

المعادلة الخامسة: معادلة الفرق لـ LPIB:

نقبل الفرضية (H_1) لـ : بواقي علاقة التكامل المتزامن الأولى (Coint Eq1) و((D(LTC(-1)) ، ((D(LPA(-3)) ، (D(LM2)) في التأخير الأول والثالث ، وكذا معامل متغيرة الفرق للوغاريتم الناتج الداخلي الخام في التأخير الثاني.

أما فيما يخص اختبار فيشر (Fisher):

القيمة الحرجة هي 1.864 وهي أقل من جميع القيم المحسوبة لاختبار فيشر ماعدا في المعادلة الرابعة (1.868 ، 3.42 ، 2.76 ، 0.73 ، 6.61على التوالي) ، وبالتالي نقبل الفرضية (

H_1) والتي تعني قبول المعادلات السابقة ، ماعدا في المعادلة الرابعة وهي معادلة الفرق للوغاريتم التضخم والسبب يرجع عموما إلى نقص الدقة في المعطيات ، إضافة لما سبق ذكره في شرح المعادلة الرابعـــة.

كما أن نسبة تفسير المتغيرات للمعادلات السابقة هي على التـــوالي: 69.69% ، 80.81 % ، 77.27 % ، 47.36 % ، 89.06 % ، وهي نسب مقبولة عمومـــا.

إن بعض المعاملات لنموذج «V» ليست لها دلالة إحصائية ، وهذا ممكن ولا يؤثر على درجة قابلية النموذج ككل.

وأخيرا البواقي الناتجة عن تقدير كل معادلة عبارة عن شوشرة بيضاء (Bruit Blanc) ، وهذا ما تثبته إحصائية Q(Q-statistique) لـــ: Ljung-Box:

* **المعادلـــة الأولى:** $Q(12) = 16.19(\alpha = 0.841)$: ومنه نقبل فرضية العدم ، أي الباقي عبارة عن شوشرة بيضاء.

* **المعادلة الثانية:** $Q(12) = 6.829(\alpha = 0.869)$: ومنه نقبل فرضية العـــدم ، أي الباقي عبارة عن شوشرة بيضاء.

* **المعادلة الثالثة:** $Q(12) = 10.368(\alpha = 0.584)$: ومنه نرفض الفرضية البديلة ، أي الباقي عبارة عن شوشرة بيضاء.

* **المعادلة الرابعة:** $Q(12) = 9.861(\alpha = 0.628)$: ومنه نقبل فرضية العدم ، أي الباقي عبارة عن شوشرة بيضاء.

* **المعادلة الخامسة:** $Q(12) = 7.248(\alpha = 0.841)$: ومنه نرفض الفرضية البديلة ، أي الباقي عبارة عن شوشرة بيضاء.

خلاصـــة:

من خلال مقارنة النموذجين السابقين ، وذلك في ظل الفرضـــيات الموضـــوعة (حسب اختبارات DF ADF ، وجوهنسون) ، يتبين لنا أن النموذج الثاني هو الأحســـن ، وذلك بالاعتماد على المعايير الإحصائية ، إذ أنه توصلنا بعد عملية التقدير والتفسير (سواء في معادلة المدى القصير أو المدى البعيد) ، أن الحد الثابت موجود في النموذج ، أي لـــه دلالة إحصائية. وهذا الأخير المعنى الاقتصادي له وجود معدل بطالة لا مفر منه والـــذي يصطلح عليه في النظرية الاقتصادية «معدل البطالة الطبيعي». وبالرغم من أهميـــة التقنيـــة المستعملة (VECM) إلا أنها تبقى رهينة مصداقية المعطيات ، إذ أنها تعتمد في تفسير الظاهرة محل البحث على مجموعة من المتغيرات ، وهي الظاهرة المدروسة نفسها وســـلوك بـــاقي المتغيرات في الزمن الماضـــي.

يمكننا القول أن تقليل معدل البطالة من خلال العوامل التي تؤثر فيه ليس بالشيء السهل وهذا نظرا لتشابك المتغيرات التي تؤثر فيه ، إلا أن النتائج المتوصل إليها يمكن اعتبارها صحيحة على العموم وذلك بالنظر إلى الاختبارات الإحصائية حيث تجدر الإشارة أن تقنية نماذج تصحيح الخطأ هي جد حديثة ، ومازالت محل بحث وتطوير وانتقاد ، إلا أن ميزتها الأساسية وعلى عكس التقنيات الأخرى لم تهمل فرضية استقرار السلاسل الزمنية وهذه نقطة مهمة في الدراسة القياسية.

قائمة المراجع :

1ـ نعمة الله أحمد رمضان ، د/ عايد عفاف عبد العزيز ، د/ إيمان عطية ناصر: «مبادئ الاقتصاد الكلي» ، الدار الجامعية ، 2004.

2 ـ نعمة الله نجيب إبراهيم: «نظرية اقتصاد العمل» ، مؤسسة شباب الجامعة ، الإسكندرية ، 2002.
نعمة الله نجيب إبراهيم: «مقدمة في مبادئ الاقتصاد القياسي» ، مؤسسة شباب الجامعة ، مصر ، 2002.

3 ـ عطية عبد القادر محمد عبد القادر: «الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق» ، منشورات الدار الجامعية ، مصر ، 2000 . موقع الديوان الوطني للإحصائيات (www.ons.dz).

4 — Bernard Bernier. Yves Simon :Initiation à la macro économie , 8ème édition, DUNOD, 2001.

5 – Jack Johnston, John Dinardo:Méthodes économétriques , 4eme edition, ECONOMICA, 1999.

6 — Sandrine Lardic, Valérie Mignon : Econométrie des série temporelles macroéconomiques et financières , ECONOMICA, 2002.

7 — Gregory N. Mankiw :Macro économie, traduction de la 4ème édition américaine par Jean — Houard : 2ème édition, DE BOECK UNIVERSITE. 2001.

8 – Jean – Loins Brillet :Modélisation économétrique , éd ECONOMICA, 1994.

9 – Régis Bourbonnais :Econométrie , 3eme éd, DUNOD, Paris, 2000.

10 – Arnaud Rys, Nicolas VaneecklooEconométrie , NATHAN, Paris, 1998.

11 — Régis Bourbonnais , Michel Terraza :Analyse des séries temporelles en économie , 1ere édition, PRESSES UNIVERSITAIRES DE FRANCE, 1998.

12 — George Bresson Alain Pirotte :Econométrie des séries temporelles , 1ere édition, PRESSES UNIVERSITAIRES DE FRANCE, 1995.

13 — Bernard et Nadine Legendre : Nouvelle méthode d'estimation mensuelle du chômage au sens de BIT, INSEE, France, 1996.