جامعة حسيبة بن بوعلي – الشلف –

كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير

قسم العلوم الاقتصادية

مذكرة مقدمة ضمن متطلبات نيل شهادة الماجستير في العلوم الاقتصادية

تخصص: اقتصاد تطبيقي و احصاء

أمثلية البطالة تحت قيد أمثلية النمو الاقتصادي وفق قانون "أوكن"

– دراسة حالة الجزائر–

من إعداد الطالب:

بن مريم محمد

تحت إشراف:

د. عتو الشارف

مساعد مشرف:

د. هني محمد نبيل

لجنة المناقشة

أ.د. بلعزوز بن علي..... رئيسا

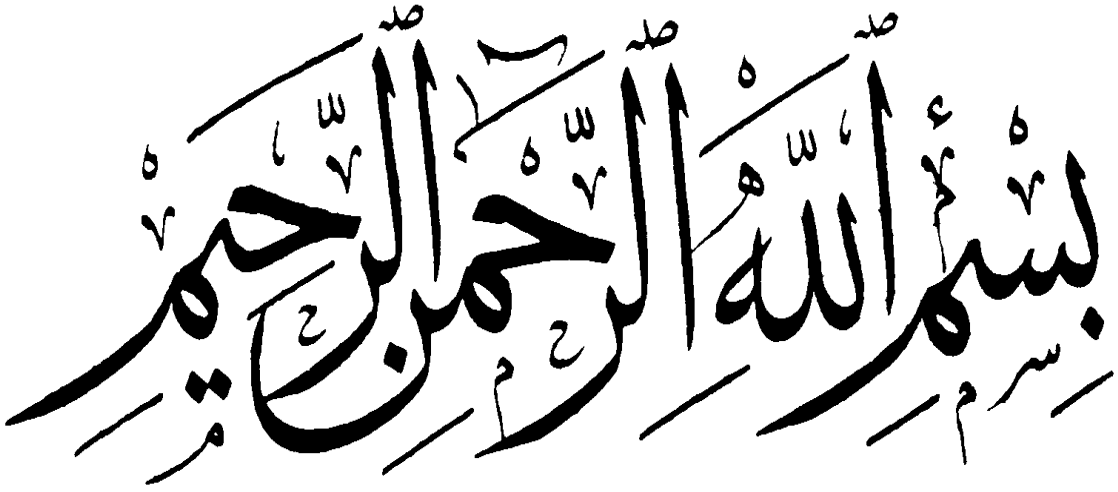
د. عتو الشارف.....مقررا

د. هني محمد نبيل ..... مقررا مساعدا

أ.د. البشير عبد الكريم.....ممتحنا

د. صواليلي صدر الدين.....ممتحنا

السنة الجامعية: 2010-2011


بسم الله الرحمن الرحيم

شكر وتقدير

قال عليه الصلاة و السلام

" من لا يشكر الناس لا يشكر الله "

فأحمد الله حمدا كثيرا طيبا مباركا فيه وأشكره على نعمه الظاهرة والباطنة، بعد أن أكرمني سبحانه وتعالى وأعانني على انجاز هذا العمل المتواضع.

كما احمده سبحانه وتعالى الذي سخر لنا عباده المخلصين فأمدونا بالتوجيه والمساعدة راجيا من اَلله العلي أن ينقلها في ميزان الحسنات، وأخص بالذكر الأستاذ المشرف الدكتور" عتو الشارف" و الأستاذ مساعد المشرف الدكتور "هني محمد نبيل" اللذان لم يبخلا عليّ بالإرشادات والتوجيهات التي كانت لي عون في تقديم هذا البحث.

فألف شكر لأساتذتي.

كما لا يفوتني تقديم مثل هذا الشكر إلى جميع أعضاء لجنة مناقشة هذا العمل.

إلى كل هؤلاء وكل من ساعدني وقدم لي النصح والإرشاد لإتمام هذا العمل، ولم تسعفن ذاكرتي لذكر أسماءهم، أتقدم بالشكر الجزيل.

الطالب: بن مر يم محمد.

إهداء

بعد الثناء على الله سبحانه وتعالى صاحب الفضل والمنّه، أهدي هذا العمل المتواضع :

*** إلى الوالدين الكريمين حفظهما الله وأطال عمرهما.**

***إلى كل الإخوة والأقارب.**

*** إلى جميع الزملاء والأصدقاء.**

*** إلى جميع أساتذتي الأفاضل.**

*** إلى كل من ساعدني في إنجاز هذا العمل المتواضع.**

الطالب:بن مر يم محمد.

العنـــــــــاوين	الصفحة
فهرس المحتوى	I
فهرس الجداول	I
فهرس الأشكال	I
مقدمة	أ
الفصل الأول : مدخل نظري لظاهرة البطالة	
تمهيد	01
1.تحليلات الكلاسيكيين والكينزيين لظاهرة البطالة(من النماذج الكلاسيكية إلى المقاربات الكينزية)	02
1.1. تحليل الكلاسيكيين لظاهرة البطالة (النظرية الكلاسيكية للتوازن الاقتصادي الكلي)	02
1.1.1.النموذج العام للتوازن الاقتصادي الكلي	02
2.1.1.الهدف الرئيسي للتوازن في سوق العمل	03
3.1.1.محدودية (خلل) النموذج الكلاسيكي	05
2.1 .تحليلات الكينزيين الأوليين للبطالة : مبدأ الطلب الفعال لتفسير البطالة	05
3.1.علاقة فيلبس ومعظلة (le dilemme) تضخم – بطالة	06
1.3.1. منحنى فيلبس الأصلي	06
2.3.1. منحنى فيلبس المطور	07
3.3.1. معدل البطالة غير المصحوب بتسارع تضخمي «NAIRU »	08
4.1. نتائج السياسات الاقتصادية الكلية	09
1.4.1. التوازن قصير الأجل و طويل الأجل	09
2.4.1. نتائج تأثير الزيادة في معدل نمو الكتلة النقدية (في الأجل القصير)	11
3.4.1. ديناميكية التضخم والبطالة	12
2.طبيعة البطالة و أسبابها في طرح النقديين و الكلاسيكيين الجدد (تحليلات الجمودات الاسمية): نقد فريدمان و لوكا «NMC »	13
1.2. شكل جديد لعرض العمل	13
2.2. نظرية (مقاربة) 'فريدمان'	14
1.2.2. التوقعات المكيفة (الموائمة)	14
2.2.2. علاقة 'فيلبس'	15

3.2. التوقعات الرشيدة و"الكلاسيكيون الجدد "	15
1.3.2.العمل في التوازن قصير الأجل	15
2.3.2. المركبات النموذجية (المتوقعة) و المركبات غير المتوقعة للسياسة الاقتصادية	16
3. طبيعة البطالة و أسبابها في الطرح الكينزي المحدث (محللي الجمودات الحقيقية):« NMK »	17
1.3. علاقة الأجر الحقيقي بمستوى البطالة اللاّ إرادية	17
1.1.3. نظرية أجر الفعّالية	18
2.1.3. التحليل الرياضي للنضرية	18
2.3. آثار التخلفية (الهيستيريا) على البطالة" Effet d'Hystérèsie sur chomage"	20
4. مساهمة أهم النظريات الجزئية و الحديثة في تفسير البطالة :	22
1.4. نظريات تقسيم سوق الشغل	22
1.1.4. نظرية قوة التفاوض للداخلين(insiders) أو نظرية المتواجدين داخل المؤسسة – خارج المؤسسة	22
2.1.4. نظرية ازدواجية سوق العمل (dualisme de marchè de travail (Thèorie du	23
2.4. نظرية رأس المال البشري و علاقة 'بيفريج'	24
1.2.4. نظرية رأس المال البشري	24
2.2.4. علاقة 'بيفرج' "Bévridge "	24
3.4. نظرية العقود الضمنية 'بايلي-آزارياديس' " Baily " و"Azariadis"	26
1.3.4.الصياغة الرياضية لنظرية العقود الضمنية	26
4.4. نظرية مفاوضات الأجور	27
1.4.4. هدف المؤسسة	27
2.4.4. هدف النقابة	28
3.4.4. نتائج التفاوض الجماعي للعمل	30
4.4.4. التحليل الرياضي للنضرية	30
خلاصة الفصل الأول	33
الفصل الثاني : النمو الاقتصادي و أهم النماذج المفسرة له	
تمهيد	34
1. مفاهيم أساسية للنمو الاقتصادي	35
1.1. تعريف النمو	35

2.1. عناصر النمو الاقتصادي	35
3.1. قياس النمو الاقتصادي	36
1.3.1 .الناتج الإجمالي الحقيقي"Y"	36
2.3.1.الدخل الفردي (الناتج الفردي) "y"	37
3.3.1. المقارنة (التفرقة) بين الإنتاج الفردي و إنتاجية العمل	37
4.1. أنواع النمو الاقتصادي	38
5.1. مراحل النمو الاقتصادي	38
2. النماذج التقليدية للنمو: نموذج 'هارود' – 'دومار' "DOMAR و HARROD"	40
1.2. نموذج 'هارود'	40
1.1.2. معدل النمو الفعلي (g)	40
2.1.2. معدل النمو المضمون (g_w)	41
3.1.2. معدل النمو الطبيعي(g_n)	41
4.1.2. العلاقة بين معدلات النمو الثلاث	42
2.2. نموذج 'دومار'	42
3.2. نموذج 'هارود–دومار'	43
4.2. خلاصة نموذج 'هارود– دومار'	44
3. النماذج النيوكلاسيكية للنمو	45
1.3. نموذج 'سولو' "The Solow Growth Model "	45
1.1.3. فرضيات نموذج 'سولو'	45
2.1.3. عرض النموذج (المعادلة الديمناميكية الأساسية لنموذج 'سولو')	46
3.1.3. نتائج نموذج 'سولو'	51
2.3. نموذج 'ميد'	51
1.2.3. فرضيات النموذج	52
2.2.3. عرض النموذج	52
3.2.3. معدل النمو الحرج عند 'ميد'	54
4.2.3. نتيجة نموذج 'ميد'	55
4. النماذج الحديثة للنمو (نماذج النمو الداخلي)	56
1.4. نموذج النمو الداخلي لقطاع واحد	56

1.1.4.نموذج *"AK"*	56
2.1.4. نموذج ذو أثر الخبرة و انتشار المعرفة (نموذج "Romer" (1986))	58
3.1.4. نموذج "Barro" (1990) (الخدمات العمومية والنمو الداخلي)	61
2.4. نماذج النمو الداخلي لقطاعين	63
1.2.4. النمو الداخلي و رأس المال البشري :نموذج 'وزاوى- لوكاس' " Uzawa – Lucas" (1988)	63
2.2.4. نموذج 'روبيلو'"Rebelo"(1991)، اختلاف التكنولوجيا للإنتاج والتعليم	65
خلاصة الفصل الثاني	67
الفصل الثالث : علاقة البطالة بالنمو الاقتصادي وواقعهما في الجزائر	
تمهيد	68
1.الإطار النظري لعلاقة البطالة بالنمو الاقتصادي	69
1.1. معدل البطالة الطبيعي و العرض الإجمالي	69
2.1. درجة فعالية السياسة الاقتصادية الظرفية	71
1.2.1. الشكل البياني للتوازن العام حسب 'سار جنت' و 'والاس'	72
2.2.1. برهان 'سارجنت' و 'والاس'	72
3.1. استنتاج علاقة البطالة بالنمو الاقتصادي (قانون 'أوكن')	73
4.1.استنتاج علاقة البطالة بالنمو الاقتصادي (قانون 'أوكن')من خلال دالة الإنتاج	76
1.4.1. النموذج التطبيقي القاعدي	78
5.1. نسبية تأثير النمو الاقتصادي على البطالة	79
2. الإطار التجريبي لعلاقة البطالة بالنمو الاقتصادي (قانون 'أوكن')	81
1.2. الناتج الممكن وقانون 'أوكن'	81
1.1.2. الناتج الممكن (المحتمل ، الكامن)	81
2.1.2. الدراسة التجريبية لقانون 'اوكن '	81
2.2. بعض الدراسات التجريبية لقانون 'اوكن'	83
3. النمو الاقتصادي و البطالة في الجزائر	84
1.3. الفترة الفرعية الأولى: فترة الإصلاح الاقتصادي:1988-2000	84
1.1.3. اثر برنامج الإصلاح الاقتصادي على البطالة	85
2.3. الفترة الفرعية الثانية : برنامج دعم النمو الاقتصادي (الإنعاش الاقتصادي):2001-2009	86
1.2.3. البطالة أثناء برنامج دعم النمو الاقتصادي	88

خلاصة الفصل الثالث	91
الفصل الرابع: الدراسة القياسية لعلاقة 'أوكن' في الجزائر	
تمهيد	92
1. تحديد علاقة 'أوكن'	93
1.1. الخصائص الإحصائية لعلاقة 'أوكن'	93
2.1. تقدير علاقة الانحدار الديناميكية	94
1.2.1. دراسة استقرارية السلسلتين $\log Y_t$ و $\log U_t$	94
2.2.1. اختبار العلاقة السببية لـ Granger	109
3.2.1. اختبار التكامل المتزامن بين المتغيرتين	111
4.2.1.تحديد عدد التأخرات (P)	112
5.2.1. نتائج التقدير	114
3.1. تشخيص النموذج المقدر	116
1.3.1. اختبار عدم ارتباط البواقي	116
2.3.1. اختبار مضاعف' لاغرانج ' للارتباط التسلسلي بين البواقي :	116
3.3.1. اختبار تجانس التباين (اختبار 'وايت' "wite"):	117
4.3.1. اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي :	117
5.3.1. تحليل دالة الارتباط الذاتي للبواقي	118
6.3.1. اختبار الارتباط بين المتغيرات المفسرة: اختبار "Klein "	119
7.3.1. اختبار مدى ملائمة تحديد أو تصميم النموذج المقدر من حيث الشكل الدالي لهذا النموذج (RESET)	119
8.3.1. اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات النموذج :	120
9.3.1. اختبار الأداء التنبؤي للنموذج المقدر:	121
4.1. التحليل الاقتصادي لنتائج التقدير	122
2. تحديد علاقة 'أوكن' المطورة من طرف 'غوردن'"Gordon "	123
1.2. التقدير على أساس علاقة 'غوردن' البسيطة	123
1.1.2. إيجاد الاتجاه العام لكل من معدل البطالة و الناتج المحلي الإجمالي	123
2.1.2. دراسة استقرارية السلسلتين Y_t^c و U_t^c	129
3.1.2. اختبار التكامل المتزامن بين المتغيرتين Y_t^c و U_t^c	130

130	4.1.2. تقدير النموذج البسيط
131	2.2. التقدير على أساس نموذج "أوكن" المطور من طرف "غوردن" الديناميكي: (le modèle de "okun " augmenté)
132	1.2.2. تحديد التأخر الزمني P
132	2.2.2. تقدير النموذج
133	3.2.2. تشخيص النموذج المقدر
138	3.2. التحليل الاقتصادي لنتائج التقدير
140	**3. التفسير الاقتصادي للنتائج**
143	خلاصة الفصل الرابع
144	**الخاتمة**
151	**المراجع**
156	**الملاحق**

الرقم	عنوان الجدول	الصفحة
(1.3)	تغير معدلات النمو و انخفاض نسب البطالة في دول G7.	79
(2.3)	تطور متوسط معدل البطالة ومتوسط معدل النمو الاقتصادي.	87
(3.3)	تطور بعض المؤشرات الاقتصادية الكلية خلال السنتين 2000 و 2009.	87
(4.3)	نتائج اختبار الارتباط التقاطعي بين معدل النمو الاقتصادي و معدل البطالة في الجزائر خلال الفترة 1988-2009 .	90
(1.4)	معايير (SC) ، (AIC) و (HQ) للنموذج الثالث حسب قيم p .	97
(2.4)	اختبارADF لاستقرارية السلسلة $DD\log Y_t$.	104
(3.4)	اختبارADF لاستقرارية السلسلة $DDD\log Y_t$.	104
(4.4)	نتائج اختبار"Phillips" و" Perron" للسلسلة $DDD\ \log Y_t$.	105
(5.4)	نتائج اختبار $KPSS$ للسلسلة $DDD\log Y_t$.	106
(6.4)	اختبارADF لاستقرارية السلسلة $\log U_t$.	108
(7.4)	نتائج اختبار "Phillips" و" Perron" للسلسلة $DD\log U_t$.	108
(8.4)	نتائج اختبار $KPSS$ للسلسلة $DD\log U_t$.	109
(9.4)	قيم المعايير عند التأخيرات المختلفة .	114
(10.4)	تطور البطالة و الناتج المحلي الحقيقي و اتجاههما العام خلال الفترة 1988-2009 .	128
(11.4)	نتائج اختبار ADF على السلسلة Y_t^c .	129
(12.4)	نتائج اختبار ADF على السلسلة U_t^c .	130
(13.4)	تحديد عدد التأخيرات بالاعتماد على كل من معيار AIC وSC و HQ .	132

الرقم	عنوان الشكل	الصفحة
(1.1)	تحديد البطالة الإرادية عند الكلاسيك.	04
(2.1)	منحنى 'فيليبس' الأصلي.	06
(3.1)	التوازن في الأجلين القصير و الطويل.	10
(4.1)	حركية البطالة و التضخم.	12
(5.1)	الشكل البياني لشرط 'سولو'.	19
(6.1)	آلية التوازن عند الكينزيين المجددين.	20
(7.1)	علاقة التضخم بالبطالة على آثار التخلفية	21
(8.1)	منحنى 'بيفرج'.	25
(9.1)	منحنيات السواء للنقابات	28
(10.1)	منحى العرض المشترك للعمل.	29
(11.1)	سوق العمل في وجود النقابة.	30
(1.2)	مراحل النمو الاقتصادي حسب'روستو' .	38
(2.2)	التوازن في نموذج 'سولو'.	48
(3.2)	الديناميكية الانتقالية في نموذج 'سولو'.	50
(4 .2)	نموذج النمو المتوازن لدى 'ميد'.	55
(5.2)	النمو في نموذج " ***AK*** " .	57
(1.3)	الشكل البياني للتوازن العام حسب 'سارجنت' و 'والاس'.	72
(2.3)	استنتاج قانون 'أوكن'.	74
(3.3)	منحنى 'أوكن'.	82
(4.3)	منحنى تطور لوغاريتم معدل البطالة و الناتج خلال الفترة.	88
(5.3)	تطور معدل نمو الـ ***PIB*** و البطالة خلال فترة الدراسة.	89
(6.3)	اختبار الارتباط التقاطعي بين معدل النمو الاقتصادي ومعدل البطالة في الجزائر خلال الفترة 1988-2009 .	89
(1.4)	دالة الارتباط الذاتي للسلسة $\log Y_t$.	95
(2.4)	منهجية مبسطة لاختبارات الجذر الأحادي.	96

(3.4)	تقدير النموذج (6.4) لاختبار ***ADF*** للسلسلة $\log Y_t$.	97
(4.4)	تقدير النموذج الثاني (5.4) لاختبار **ADF** للسلسلة $\log Y_t$.	98
(5.4)	تقدير النموذج الأول **(4.4)** لاختبار ***ADF*** للسلسلة $\log Y_t$.	99
(6.4)	التمثيل البياني للسلسلة $D\log Y_t$.	100
(7.4)	تقدير النموذج الثالث (9.4) لاختبار ***ADF*** للسلسلة $D\log Y_t$.	101
(8.4)	تقدير النموذج الثاني (8.4) لاختبار ***ADF*** للسلسلة $D\log Y_t$.	102
(9.4)	تقدير النموذج (7.4) لاختبار ***ADF*** للسلسلة $D\log Y_t$.	102
(10.4)	التمثيل البياني للسلسلة $DD\log Y_t$.	103
(11.4)	التمثيل البياني للسلسلة $DDD\log Y_t$.	104
(12.4)	دالة الارتباط الذاتي للسلسلة $\log U_t$.	107
(13.4)	نتائج اختبار 'غرانجر'.	110
(14.4)	نتائج تقدير النموذج **(14.4)**.	115
(15.4)	نتائج اختبار***BG*** .	116
(16.4)	نتائج اختبار**"wite"** .	117
(17.4)	نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي.	117
(18.4)	دالة الارتباط الخطي للبواقي.	118
(19.4)	نتائج اختبار***RESET*** .	120
(20.4)	الأشكال البيانية لإحصائية كل من ***CUSUMSQ*** و ***CUSUM***	121
(21.4)	القيم الفعلية و المقدرة لمعدلات نمو البطالة.	121
(22.4)	تطور لوغاريتم الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي الفعلي عبر الزمن.	124
(23.4)	نتائج تقدير طريقة الاتجاه العام الخطي للسلسلة y_t .	125
(24.4)	تطور الناتج المحلي الإجمالي الفعلي واتجاهه العام (الممكن) عبر الزمن.	125
(25.4)	تطور لوغاريتم معدل البطالة الفعلي عبر الزمن.	126
(26.4)	نتائج تقدير طريقة الاتجاه العام المجزئ لـ u .	127
(27.4)	تطور معدل البطالة الفعلي واتجاهه العام (الطبيعي) عبر الزمن.	127
(28.4)	نتائج تقدير علاقة 'غوردن' البسيطة.	130
(29.4)	تطور الفارق بين معدل البطالة و اتجاهه العام U_t^c و الفارق في كل من الناتج المحلي الإجمالي و	131

	اتجاهه العام Y_t^c .	
(30.4)	نتائج تقدير علاقة 'غوردن' الديناميكية.	133
(31.4)	نتائج اختبار***BG*** .	134
(32.4)	نتائج اختبار***ARCH*** .	135
(33.4)	نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي.	135
(34.4)	نتائج دالة الارتباط الذاتي للبواقي.	136
(35.4)	نتائج اختبار***RESET*** .	137
(36.4)	الأشكال البيانية لإحصائية كل من ***CUSUMSQ*** و***CUSUM*** لاستقرار معاملات النموذج المختار.	138
(37.4)	القيم الفعلية و المقدرة لفجوة البطالة.	138
(38.4)	تطور معدل نمو الـ***PIB*** و البطالة خلال فترة الدراسة.	140

تعد البطالة من أهم المشاكل التي تعاني منها مختلف اقتصاديات دول العالم في القرن العشرين، إذ أن هناك ما يقارب ربع مليار عاطل عن العملموزّعين على مختلف أنحاء العالم[1]، ويبدو أن البطالة قد دخلت مرحلة جديدة تختلفتماماً عن بطالة العالم ما بعد الحرب العالمية الثانية، ففي حالة البلدان الصناعية المتقدمة كانت البطالة تعتبر جزءاً من الدورة الاقتصادية، بمعنى أنها تزيد مع ظهور مرحلة الركود وتنقص أثناء مرحلة الانتعاش. أما الآن فقد أصبحت البطالة، ومنذ ما يزيد عن ربع قرن مشكلة هيكلية، فبالرغم منتحقّق الانتعاش والنمو الاقتصادي تتفاقم البطالة سنة بعد أخرى.

أما في البلدان النامية تتفاقم البطالة بشكل عام مع استمرار فشل جهود السياسات التنموية وتفاقم الديون الخارجية وتطبيق برامج صارمة للإصلاح الاقتصادي. وزاد من خطورة الأمر، أن هناكفقراً شديداً في الفكر الاقتصاديالراهن لفهم مشكلة البطالة وسبل الخروج منها، بلو هناك تيارا فكريا ينتشر بقوة الآن ينادي بأن البطالة أضحت مشكلة تخص الدول التي فشلت في التكيف مع ظروف المنافسة والعولمة.

إن علاج أزمة البطالة في البلاد النامية هي عملية صعبةومعقّدة في آن واحد، و الصعوبة تكمن في الجذور العميقة التي أحدثت هذه الأزمة والمتمثّلة في: التخلف الاقتصادي، ضعف موقع البلاد النامية في الاقتصاد العالمي وفشل جهود السياسات التنموية.

الاقتصاد الجزائري كغيره من اقتصاديات الدول النامية عرف منذ الاستقلال تغيرات عديدة ساهمت بشكل كبير في تغيير المفاهيم و الاستراتيجيات، وبالتالي تغيير القرارات و الأنظمة. حيث قامت الجزائر بتبني الخيار الاشتراكي كمنهج للتنمية الاقتصادية ركزت فيه على القطاع الصناعي بغرض إحداث تنمية شاملة، وقد تطلّب هذا النموذج للتنمية المبني على نظرية الصناعات المصنعة استثمارات ضخمة امتصت عددا لا بأس به من اليد العاملة إذ بلغت نسبة البطالة حوالي 13.28 %سنة[2] 1983، و هذا ما دفع الدولة خلال هذه الفترة إلى توجيه سياستها المالية نحو هذا المجال بالرفع من إنفاقها الاستثماري، معتمدة في تمويل ذلك على المداخيل البترولية التي مثلت أهم مصدر للتمويل آنذاك. غير أن الأزمة البترولية لسنة 1986 كان لها الوقع الكبير في الاقتصاد الجزائري، حيث كشفت عن هشاشة نظام التراكم في القطاع الصناعي العمومي. و رغم الإصلاحات المنتهجة آنذاك و التي اهتمت فقط بإعادة الهيكلة التنظيمية للمؤسسات العمومية مصحوبة بتطهير مالي لهذه الأخيرة غير أنها لم تمس علاقات التشغيل. وعليه تقهقرت الحالة العامة للتشغيل نتيجة غياب الاستثمارات الجديدة من قبل المؤسسات الاقتصادية العمومية و الخاصة في ظل تطبيق السياسة العامة و أهداف برنامج الإصلاح الاقتصادي المطبق سنة 1988 ، ومنه أصبحت هذه

[1] قيمة مقدرة من طرف المكتب الدولي للعمل (BIT) ، الموقع:
http://www.insee.fr/fr/methodes/defualt.asp ?page=définitions/chomage-au-sens-du-bit,html. Date de consultation:01/03/2010.

[2] الديوان الوطني للإحصائيات.

المؤسسات بصورة مزمنة غير منتجة و مضخمة بالعمل وبذلك وصلت معدلات البطالة إلى مستويات مرتفعة حيث بلغت نسبة 29.3 % سنة 1999.

عودة ارتفاع أسعار المحروقات منذ سنة 2000 أعطى دفعا جديدا للسياسة المالية، حيث ساهمت بشكل ملحوظ في تحسين بعض المؤشرات الاقتصادية الكلية، لعل من أهمها ارتفاع نسب النمو الاقتصادي وانخفاض نسبة البطالة في الجزائر إلى أكثر من النصف خاصة خلال الفترة 2001-2009، إذ سجلت الأرقام الرسمية لسنة 2009 نسبة 10.2% مقابل 29.5 % سنة 2000[3].

أولاً . أهمية البحث :

تتمثل أهمية هذا البحث في محاولة التحكم في ظاهرة البطالة في الاقتصاد الجزائري من خلال فهم كيفية التأثير عليها، وذلك بمعرفة أثر المتغيرات الاقتصادية الكلية كالنمو، الاستثمار، معدل الأجور و نسبة التضخم على البطالة. و بما أن العوامل السابقة تتداخل فيما بينها و ترتبط كلها بالتغيرات الحاصلة في البنية الاقتصادية، فإن تحليل التغير ينطلق أساسا من ربط البطالة بالتغير الحاصل في قدرات الاقتصاد على التغير، أي مع النمو الاقتصادي باعتباره أهم مقياس للتغيير الاقتصادي الكمي. و عليه فالأهمية الأساسية تتمثل في اكتشاف مرونة البطالة بالنسبة للناتج الحقيقي لاختبار أثر النمو الاقتصادي على البطالة.

ثانياً . أهداف البحث:

الهدف الرئيس لهذا البحث يتمثل في قياس أثر النمو الاقتصادي على البطالة في الأجلين القصير والطويل في الاقتصاد الجزائري خلال فترة الدراسة، كما نرمي من خلال هذه الدراسة إلى تحقيق جملة من الأهداف أهمها :

- إبراز الأساس النظري و التحليلي لظاهرة البطالة و النمو الاقتصادي و إسقاط ذلك على واقع الجزائر.
- معرفة اتجاه السببية بين ظاهرتي البطالة و النمو الاقتصادي في الجزائر.
- محاولة تطبيق علاقةأو' كن'المعيارية و المتطورة التي تبرز العلاقة بين البطالة و النمو الاقتصادي على الجزائر.
- استخلاص بعض الاقتراحات التي نراها مناسبة لمعالجة هذه الظاهرة.

ثالثاً ا. مبررات اختيار البحث :

إن اختيارنا لهذا الموضوع لم يكن اختيار اعتباطي و إنما يندرج ضمن الإشكالية العامة المطروحة على الاقتصاديين الجزائريين و على أصحاب القرار فيما يتعلق بالسياسة الاقتصادية الكفيلة لنقل الاقتصاد الجزائري إلى اقتصاد السوق بالشكل الذي يحقق الاستعمال الأحسن للموارد و بأقل الأضرار الاجتماعية الممكنة.

فنحن عندما نريد أن نبحث في الآلية التي تحكم سوق العمل على المستوى الكلي في الجزائر هو أساسا البحث فيما إذا كانت السياسة الاقتصادية المتبعة خلال فترة الإصلاحات ثم فترة سياسة الإنعاش الاقتصادي تتوافق مع هذه

[3] الديوان الوطني للإحصائيات (انظر الملحق رقم (2)) .

الآلية أم على العكس تزيد من اختلالها و تفاقم حدتها مما ينعكس سلبا في الأخير على مستوى التشغيل.على الأقل ما يلاحظ، أنه خلال الفترة (2001-2009)، الزيادة في الناتج المحلي الحقيقي، تقابلها انخفاض في معدل البطالة وهو ما نص علية قانون 'أوكن'، على عكس الفترة السابقة (1988-2000) أين كانت عموما العلاقة طردية بين المتغيرتين لا شك أن هذه الملاحظة، كفيلة لوحدها لأن تثير الفضول لمعرفة حقيقة وطبيعة هذه العلاقة.

رابعاً . إشكالية البحث:

من خلال ما سبق تتبلور لدينا مشكلة الدراسة والتي تظهر من خلال التساؤل التالي: "**ما مدى الترابط الفعلي الحقيقي بين نسب النمو الاقتصادي و انخفاض نسب البطالة، أي هل توجد بالفعل علاقة بين النمو و البطالة حسب مفهوم قانون "Okun" 'أوكن' بالنسبة للوضع الجزائري ؟** "

من خلال دراستنا لهذا من الموضوع، وفي ظل التساؤل الرئيسي نسعى للإجابة على مجموعة من التساؤلات الفرعية التي تندرج ضمن محتويات الدراسة، وتتمثل في:

- في ماذا يتميز طرح الكلاسيكيين المحدثين عن طرح الكينزيين المحدثين، في تفسير البطالة ؟
- هل هناك فرق بين النظريات التقليدية و الحديثة المفسرة للنمو الاقتصادي ؟
- كيف يمكن استنتاج قانون 'أوكن' نظريا ؟
- ما مدى قيام القياس الاقتصادي في تقييم علاقةأو' كن' على حالة الجزائر ؟
- هل العلاقة المباشرة بين زيادة النمو و انخفاض البطالة الملاحظ خاصة خلال الفترة من 2001 إلى 2009 تعني أنها تؤكد قانون 'أوكن' على حالة الجزائر ؟
- ما هو معدل النمو الاقتصادي المفترض الذي يؤدي إلى تخفيض البطالة إلى أدنى مستوى في الجزائر ؟

خامساً . حدود البحث:

سوف نعمل على إسقاط الدراسة على الاقتصاد الجزائري ذلك خلال الفترة الممتدة من 1988 إلى 2009. وذلك لانّ هذه الفترة تتميز بتنوع السياسات الاقتصادية الكلية التي طبقتها الحكومة الجزائرية من أجل استعادة التوازنات الكلية ودفع عجلة التنمية الاقتصادية، حيث تميزت فترة التسعينات بمحاولة انتقال الاقتصاد الجزائري إلى اقتصاد السوق وتبني السياسات الاقتصادية ذات الطابع الحر، وتمثلت هذه السياسات بما توصي به مؤسسات النقد والمالية الدولية، تليها مرحلة ثانية بداية من 2001 والتي تمثلت في سياسة اقتصادية ذات طابع إنفاقي عمومي (سياسة الإنعاش الاقتصادي).

سادساً . فرضيات البحث:

من أجل الإجابة على التساؤل الرئيسي وبالتالي على التساؤلات الفرعية، قمنا بوضع مجموعة من الفرضيات والتي سوف نعمل على اختبارها من خلال دراستنا، وتتمثل هذه الفرضيات فيما يلي:

- يرجع رواد المدرسة النقدية و رواد المدرسة الكلاسيكية الجديدة "NMC"، سبب تزامن الزيادة في وتيرة التضخم و وتيرة البطالة مع نهاية سنوات الستينات من القرن التاسع عشر، إلى التوقعات التكييفية (المدرسة النقدية) أو التوقعات الرشيدة (المدرسة الكلاسيكية الجديدة).
- اقتصرت النظريات التقليدية في تفسير النمو على الأجل القصير، عكس النظريات الحديثة التي ركزت على مصادر النمو طويل الأجل.
- يمكن الحصول على العلاقة العكسية بين معدلات النمو الاقتصادي و البطالة نظريا، من خلال دالة الإنتاج الكلية.
- العلاقة السببية المباشرة بين تغير النمو و البطالة (قانونأو' كن') لا يمكن تأكيدها إلا من خلال الاستعانة بأدوات القياس الاقتصادي و المتمثلة أساسا في اختبار 'غرانجر' و اختبار التكامل المتزامن بين المتغيرتين و الذي يبين أن العلاقة هي علاقة سببية و ليس علاقة ارتباط .
- تؤكد النظرية الكينزية أن تطبيق سياسة اقتصادية توسعية عن طريق زيادة الإنفاق الحكومي ستعمل على زيادة الطلب الذي يؤدي إلى زيادة الإنتاج الموازي لهذا الطلب مما يؤدي إلى زيادة التشغيل، وعليه سوف تؤدي هذه السياسة إلى انخفاض معدل البطالة.
- إن معدل النمو الذي يحقق مستوى البطالة الطبيعي ضعيف لان هناك زيادات نسبية في معدل النمو الاقتصادي على عكس معدل البطالة الذي شهد انخفاضات مهمة خاصة في السنوات الأخيرة .

سابعاً . المنهج المستخدم في البحث:

وفق طابع الدراسة التي نقوم بها، فإنّنا سوف نعتمد على منهجين، هما:

1. **المنهج الاستنباطي:** والذي سوف نستخدمه في المعالجة النظرية للدراسة، سواء تعلق الأمر بالنظريات المعالجة للبطالة، النمو الاقتصادي، أو تعلق الأمر بالدراسة التاريخية لتطور الاقتصاد الوطني، وذلك بالاعتماد على أداة التوصيف.
2. **المنهج الاستقرائي:** و ذلك من خلال تحليل المعطيات الإحصائية للاقتصاد الوطني، وكذا تحليل نتائج الدراسة القياسية، وذلك من خلال الاعتماد على أداة الإحصاء من خلال الرسوم البيانية، أو بالاعتماد على أداة القياس الاقتصادي من خلال المعادلات الرياضية التي سوف نستخدمها لنمذجة الاقتصاد الوطني.

ثامناً . الدراسات السابقة :

انطلاقا من عدة دراسات ، تمكنا من وضع المحاور الكبرى لدراستنا، والتي نشير إليها كما يلي :

- الدراسة التي أعدها 'د.البشير عبد الكريم' تحت عنوان **محددات البطالة في الجزائر** لنيل شهادة الدكتوراه. حيث حاول فيها الباحث تقدير كل من علاقتي 'فيليبس' و'أكن' باعتبار أن التضخم و النمو الاقتصادي محددان أساسيان للبطالة في الجزائر أين قام الباحث باستخراج علاقة بديلة لعلاقةأو' كن' الأصلية بالاستعانة بدالة الإنتاج ووصل إلى أن معدل النمو الاقتصادي اللازم للاستخدام الكامل لليد العاملة لسنة2000 (معدل البطالة المعدوم) هو 138% .

- دراسة 'لد.بوصافي كمال'، **حدود البطالة الظرفية و البطالة البنيوية في الجزائر خلال المرحلة الانتقالية،** للحصول على شهادة الدكتوراه،أين قام الباحث بوصف البطالة بالاعتماد على المقاربة الإحصائية للتمييز بين البطالة الهيكلية(اتجاهها العام) و البطالة الظرفية (دورتها)،و بالاعتماد على المقاربة الاقتصادية من خلال ربطها بأهم المتغيرات الاقتصادية كالنمو الاقتصادي أين وجد أن تغيرا طفيفا في الناتج المحلي، يؤدي إلى تغير حاد و في نفس الاتجاه في معدل البطالة خلال الفترة (1990-2001)، بمعنى عندما يزيد الإنتاج يزيد معدل البطالة أيضا، يرجع تفسير الحالة التي تصبح فيها العلاقة طردية بين النمو الاقتصادي و البطالة إلى صدمات العرض الظرفية التي قد تؤثر على الإنتاج دون البطالة أو تؤثر عليهما معا في نفس الاتجاه،و التي أشارا إليها 'سارجنت' و 'والاس' في تحليلهما النظري.

- مذكرة ماستير في العلوم الاقتصادية ،تخصص: تحليل اقتصادي، جامعة باريس، فرنسا،سنة 2008 لـ

-André MAKUTUBU، **VERIFICATION EMPIRIQUE DE LA LOI D'OKUN : « Cas de la RD Congo entre 1960-2007 »**

– توصل فيها الطالب إلى أن القيمة المقدرة لمعاملأو' كن' (مرونة البطالة بالنسبة للناتج) في الأجل الطويل بلغ -2.1%، وقد تم الحصول على هذه النتيجة من خلال استخدام نموذج المتجه الهيكلي للانحدار الذاتي " The Structural Vector Autoregressive Model"، (SVAR) و أشارت نتائج هذه الدراسة إلى أن الزيادة في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة 1% تؤدي إلى تخفيض البطالة بنسبة 2.1% في الأجل الطويل.

- دراسة لـ : أ. مختاري فيصل، المركز الجامعي مصطفى اسطنبولي معسكر سنة 2005،تتعلق **بالعلاقة بين البطالة و النمو الاقتصادي و آثارها على السياسات الاقتصادية** ،قام بتقدير علاقة 'أوكن' الأصلية أين توصل إلى أن معدل النمو الاقتصادي الذي يثبت معدل البطلة هو 5.4% .

- دراسة لـ:

DURAND.J, HUCHET-BOURDON. **« La loi d'Okun comme indicateur de dispersion des pays européens : peut-on parler de convergence des structures ? »** ; Communication , in Journées de l'Association françaises de sciences économiques ; Lille 26-27 mai 2003.

تم تقدير كل من علاقة 'أوكن' و 'غوردن' الديناميكية على أهم دول الاتحاد الأوربي لتقدير مرونة البطالة بالنسبة لنمو الناتج في الأجل الطويل، تشير هذه الدراسة إلى أن مرونات البطالة ارتفعت (انخفضت) في منتصف التسعينيات بالمقارنة بأواخر السبعينيات في ألمانيا وهولندا (فرنسا و السويد) كما أشارت نتائج هذه الدراسة إلى أن القيمة المقدرة لمرونات البطالة (معامل 'أوكن') لكل من ايطاليا و اليونان كانت موجبة خلال الفترة 1990-2001.

- دراسة لمجدي الشوربجي، بعنوان أثر النمو الاقتصادي علي العمالة في الاقتصاد المصري ، جامعة مصر للعلوم والتكنولوجيا –مصر، استهدفت هذه الدراسة قياس أثر النمو الاقتصادي علي العمالة في الأجلين القصير والطويل في الاقتصاد المصري خلال الفترة 1982- 2005 ،ولتحقيق هذا الهدف تم تطبيق نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد من خلال استخدام منهج اختبار الحدود للتكامل المشترك The Bounds Testing Approach to Cointegration و نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة The Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach وتتلخص أهم نتائج هذه الدراسة في الآتي:1) وجود أثر موجب معنوي ضئيل للنمو الاقتصادي علي العمالة في الأجلين القصير والطويل 2) وجود أثر سالب (موجب) ومعنوي لإجمالي تكوين رأس المال الحقيقي علي العمالة في الأجل الطويل (الأجل القصير)، 3) وجود أثر موجب ومعنوي (موجب ولكنه غير معنوي) للصادرات السلعية الإجمالية في الأجل الطويل (الأجل القصير).

تاسعاً . تقسيمات الدراسة:

يتطلب بنا الأمر للقيام بهذه الدراسة تقسيمها إلى أربع فصول، وهي كالتالي:

الفصل الأول: يتناول هذا الفصل الجانب النظري للبطالة من خلال عرض مجمل الأدبيات الاقتصادية التي عالجت موضوع البطالة و محدداتها. والتي تنقسم إلى نظريات كلية وجزئية (الاقتصاد الكلي النموذجي للبطالة و الاقتصاد الجزئي للبطالة) مع عدم اقتصارنا على النظريات التقليدية المفسرة لمشكلة البطالة، بل حاولنا التعرض لمختلف النظريات الحديثة لكلا المدرستين، مدرسة الكلاسيكيونالمحدثّين و مدرسة الكينزيون المحدّ ثين .

الفصل الثاني: من خلال هذا الفصل سوف نحاول التطرق إلى النمو الاقتصادي من خلال التعرض لمفهومه عناصره ومقاييسه، بعد ذلك نتطرق إلى الجانب النظري وأهم النظريات المفسرة لهذه المتغيرة الاقتصادية.

الفصل الثالث: من خلال هذا الفصل نحاول التطرق لعلاقة البطالة بالنمو الاقتصادي نظريا و تجريبيا ثم معرفة واقعهما في الاقتصاد الجزائري و عليه يتناول هدا الفصل ثلاث عناصر هامة :الإطار النظري لعلاقة البطالة بالنمو الاقتصادي، بعهدها الإطار التجريبي للعلاقة بدءا بعلاقةأو' كن' و في الأخير محاولة وصف لتطور المتغيرتين قيد الدراسة في الاقتصاد الجزائري خلال فترة الدراسة.

الفصل الرابع: نتطرق إلى الجانب القياسي والذي من خلاله سوف نعمل على نمذجة كل من علاقة 'أوكن' الأصلية و المطورة من طرف 'غوردن' في الأجلين القصير و الطويل لهدف معرفة أثر النمو الاقتصادي ممثل بنمو الناتج المحلي الحقيقي على البطالة لاستنتاج مرونة البطالة بالنسبة للناتج في الأجلين القصير و الطويل.

تمهيد:

تعتبر البطالة من أهم الظواهر الاقتصادية التي جلبت انتباه علماء الاقتصاد مند سنوات بعيدة حيث كانت في مثابة تحد أساسي لمختلف المجتمعات؛ أصبحت هذه الظاهرة اليوم محل اهتمام رجال السياسة، رجال الاقتصاد و المجتمع ككل، خصوصا في العشرية الأخيرة، لما لها من آثار سلبية، اقتصادية، اجتماعية و سياسية.وتعرف البطالة بأنها"توقف العامل عن العمل مع قدرته عليه لسبب خارج عن إرادته ولا سلطان له عليه"[1] كما يعرّفه المكتب الدولي للعمل(BIT) كما يلي "البطالة تشمل كافة الأشخاص الذين هم في سن العمل و راغبين فيه ،وقادرين عليه وباحثين عنه و لكنهم لا يجدونه ،وذلك خلال فترة مرجعية"[2].

حاولت عدة تحاليل و نظريات إعطاء تفسير للبطالة أو لأسباب حدوثها و ظهورها، بدءا بالتحاليل التقليدية ووصولا إلى التحاليل أو الأفكار الحديثة التي ظهرت في نهاية الثمانينات و بداية التسعينات من القرن الحالي، وعموما يمكن دمجها ضمن منظورين رئيسيين هما: النظريات الكلية المفسرة للبطالة، الهدف من هذا العنصر تقديم تحاليل للاقتصاد الكلي للبطالة، من هذا المنظور يكون من الأهمية استخراج الأعمال النموذجية المطبقة على البطالة، المبنية على قاعدة نموذجية كينزية مقدمة في العنصر الأول، إذ أن هذه النماذج كانت مستعملة منذ عدة عقود من طرف عدة معاهد من أجل تقدير و تنبؤ نتائج السياسات الاقتصادية على البطالة، أما العنصر الثاني يعرض الاتجاهات المعاكسة الناقدة المؤيدة لجذور الجمودات الإسمية (les rigidités nominales)، العنصر الثالث خصص لمعالجة الجمودات الحقيقية(les rigidités réelles)، أما أخيرا من طرف العنصر الرابع يعرض النظريات و الأفكار الجزئية و الحديثة لظاهرة البطالة.

---

[1] رمزي ز كي، **الاقتصاد السياسي للبطالة، "تحليل لأخطر مشكلات الرأسمالية المعاصرة"**، عالم المعرفة، الكويت، 1998 ، ص 15.

[2] (BIT) Bureau International de Travail , **définition du chômage**. Référence déjà cité,(texte choisie).

1.تحليلات الكلاسيكيين و الكينزيين لظاهرة البطالة (من النماذج الكلاسيكية إلى المقاربات الكينزية):

في النماذج الكلاسيكية أين الأجر يضمن دائما التوازن بين العرض و الطلب على العمل، تعتبر نقطة البداية في التحليل الاقتصاد الكلي الكلاسيكي وهي المرجع لكل التطورات اللاّحقة، غير أن هذه النظرية لا توافق – في الأجل القصير– على أية تأثير للسياسات الهادفة على مستوى المتغيرات الحقيقية، وهي غير قادرة على شرح البطالة اللاإرادية القصورات حر ّ كت عدة نظريات تعاقبية لتمثيل وظائف سوق العمل.

وفقا للمقاربة الكينزية، يكون الأجر الاسمي جامد في الأجل القصير، و بشكل أكثر دقة التسويات المتتالية للأجر من اجل التحكم في سوق العمل تطرجم من طرف الربط الوظيفي بين الزيادات في الأجر الاسمي، التضخم و معدل البطالة المعروفة تحت إسم"منحنى فيلبس"تضع في المقدمة إمكانية التحكيم في الأجل القصير بين نمو التضخم و البطالة وتوضح كنتيجة تأثير السياسات الرامية على الطلب الكلي من أجل محاربة – في الأجل القصير – البطالة ، غير أنه في الأجل الطويل، هذه السياسات ليس لديها أي تأثير على مستوى البطالة التي تكون تابعة للمميزات الهيكلية للاقتصاد.

1.1. تحليل الكلاسيكيين لظاهرة البطالة (النظرية الكلاسيكية للتوازن الاقتصادي الكلي) :

التوازن العام في سوق الشغل والسلع والخدمات هو الصيغة التعريفية للنظرية النيوكلاسيكية، في إطار فرضيات هذه النظرية، لا يوجد إلا نوعين من البطالة: البطالة الإرادية عندما يرفض طالبوا العمل، العمل من أجل أجر ُ مد ّ د في السوق و هو لا يرضيهم لأنه حسب رأيهم ضعيف و يفضّ لون التسلية من جهة هذه البطالة الإرادية الدائمة التي لا يمكن أن تنجم إلا من اختلال في آليات سير سوق الشغل كتدخل النقابات العمالية مثلا، والبطالة الانتقالية الناتجة عن المدة اللازمة لتلائم (توافق) العرض مع الطلب من جهة أخرى[1].

1.1.1. النموذج العام للتوازن الاقتصادي الكلي:

لتكن y_t :لوغاريتم الإنتاج الكلي للسلع و الخدمات.

m_t : لوغاريتم الكتلة النقدية.

p_t : لوغاريتم المستوى العام للأسعار (مؤشر الأسعار).

في الملحق (1) نبرهن أن المساواة بين العرض و الطلب في سوق السلع و الخدمات يبين أن[2]:

$$y_t = m_t - p_t \ldots\ldots\ldots(1.1)$$

– التكنولوجيا المفترضة لمردوديات ثابتة، تكون ممثلة بمعادلة الإنتاج التالية :

$$y_t = a_t + l_t \ldots\ldots\ldots\ldots(2.1)$$

[1] زمزي ز كي : **الاقتصاد السياسي للبطالة، "تحليل لأخطر مشكلات الرأسمالية المعاصرة"**،مرجع سبق ذكره،ص271.

[2] Pierre Cahuc, Andrè Zylberberg, **Le marché du travail**, édition de Boeck université, 1er édition, Belgique, 2001,p381-382.

حيث أن: l_t : لوغاريتم كمية العمل ، a_t : لوغاريتم الإنتاجية.

- الأسعار تكون مثبتة من طرف المؤسسات التي تكون في وضعية المنافسة التامة[1]، بضرب التكلفة الحدية للعمل (الأجر الاسمي) المكمّشة من طرف الإنتاجية في معدل الهامش نجد: $p_t = w_t - a_t + \chi$.....(3.1)

حيث أن : w_t لوغاريتم الأجر الإسمي.

في الملحق رقم (1) الذي يقدم النموذج البسيط يبين بأن المعلمة χ (لوغاريتم معدل الهامش) تمثل قوة الاحتكار للمؤسسات في سوق هذه السلعة، أين المعلمة χ تنمو مع تكلفة رأس المال (أو الطاقة) ووزن الخصوم الإجبارية على تكلفة العمل.

- نرمز بـ l_t^s للوغاريتم عرض العمل و هو دالة طردية في الأجر الحقيقي حيث :

$$l_t^s = \bar{l} + \eta \cdot (w_t - p_t) \text{..... .....} (4.1)$$

في هذه المعادلة: $\bar{l}$ ، η معلّمات ثابتة.

2.1.1. الهدف الرئيسي للتوازن في سوق العمل:

يرتكز الأساس النظري للنظرية الكلاسيكية على فكرة أن الأجر الحقيقي يوازن دائما سوق العمل، المعادلة التي تسمح بمزج النموذج تكتب إذن: $l_t = l_t^s$ من أجل كل t .

قاعدة السعر (3.1) و العرض الإجمالي للعمل (4.1) تسمح بمعرفة المستوى l_t^* للعمل التوازني حيث :

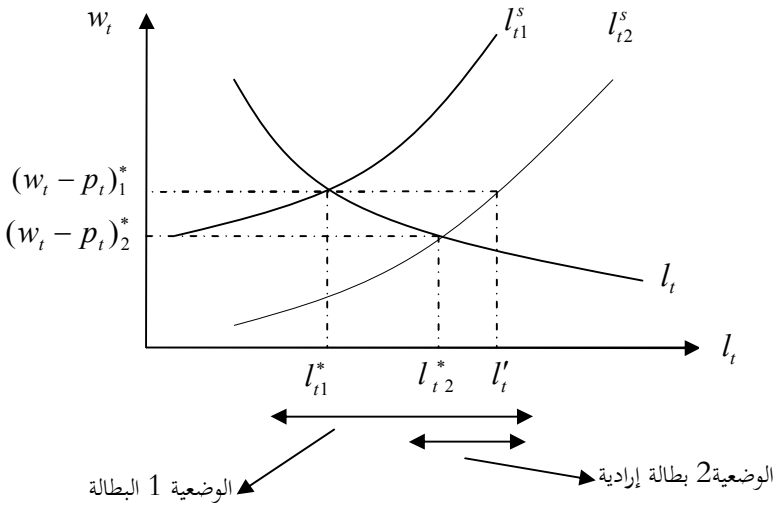
$$l_t^* = \bar{l} + \eta \cdot (a_t - \chi) \text{..... .....} (5.1)$$

- بشكل عام يتحقق التوازن في سوق العمل بواسطة الأجر الحقيقي التوازني $(w_t - p_t)^*$ ، وعليه إذا كان الأجر الحقيقي $(w_t - p_t)_1$ أكبر من الأجر الحقيقي التوازني، عندها يكون الطلب على العمل l_t أقل من عرض العمل l_t^s و البطالة تقدر في هذه الحالة بـ $l_t^s - l_t$ كما في الشكل رقم (1.1)، حتى يتحقق التوازن و تختفي البطالة تنخفض الأجور الحقيقية إلى أن تصبح تساوي الأجر الحقيقي التوازني، حيث كل من يقبل العمل بهذا الأجر سيجد منصب عمل، عندها يكون الاقتصاد في حالة التوازن الذي يحقق التشغيل الكامل ممثّل 'باريتو' هذه الحالة بالحالة القصوى التي يمكن أن يكون عليها الاقتصاد، و البطالة في هذه الوضعية لا يمكن أن تكون إلا بطالة إرادية[2].

[1] تتمثل المنافسة التامة في تعادل المنتجين وعدم القدرة على التأثير على الحجم المعروض، ولا يوجد أي عائق في دخول منتجين آخرين، وتنقل الحر لعوامل الإنتاج ما بين القطاعات، و وجود أحسن الظروف للتسويق والأثمان.

[2] Arthuis Patrick, Muet Pierre Alain, **Théories du chômage** , Economica, Paris, 1997, p18.

الشكل رقم (1.1) : تحديد البطالة الإرادية عند الكلاسيك.



Source : Arthuis Patrick, Muet Pierre Alain, **Théories du chômage,** Référence déjà cité, p19.

عند تقاطع منحنى عرض العمل l^s_{t1} مع منحنى الطلب l_t (الوضعية 1 في الشكل رقم (1.1))، يتم تشغيل كمية من العمل l^*_{t1} عند الأجر الحقيقي توازني $(w_t - p_t)^*_1$،نفترض في الوضعية 2،أن عرض العمل يزيد و الطلب يبقى ثابت: المنحنى l^s_{t1} ينتقل إلى اليمين و يصبح يساوي l^s_{t2}. في هذه الحالة يكون عدد البطالين عند الأجر $(w_t - p_t)^*_1$ يساوي $l'_t - l^*_{t1}$. باعتبار أن الأجر مرن (فرضية الكلاسيك) سينخفض إلى $(w_t - p_t)^*_2$ ، فيتحقق توازن جديد بين العرض و الطلب مما يسمح من امتصاص عدد إضافي من العمال، أي تنتقل كمية العمل من l^*_{t1} إلى l^*_{t2} . في الوضعية 2 تختفي البطالة اللاإرادية و تبقى فقط البطالة الإرادية $(l'_t - l^*_{t2})$.

- من أجل قيمة العمل l^*_t، التوازن في سوق السلع يحدد المستوى العام للأسعار p^*_t ، المساواة بين الطلب الكلي العلاقة (1.1) و العرض (2.1) تعطي إذن : $p^*_t = m_t - l^*_t - a_t$.

- إذن تبحث هذه النظرية في تفسير البطالة الإرادية أساسا، و التي مصدرها الفرد الذي لا يرغب في العمل لأنه يرى أن الأجر المعروض ضعيف و لا يرقى إلى طموحه، لذلك فهو لا يرغب في مثل هذا العمل، و يفضل أن يبقى بطالا في انتظار فرصة أخرى مناسبة .

- ليكن : $p_t = m_t - l_t - a_t$ ، الأسس الحقيقية للاقتصاد الملخصة بالمعلمات $(a_t, \bar{l}, \chi, \eta)$ تحدد التوازن الحقيقي باستقلالية على كمية النقود m_t ، هذه الأخيرة تدخل فقط في قيمة التوازن للمستوى العام للأسعار.

- في العلاقة (1.1) زيادة في m_t (نرمز لها ب $\delta m_t \rangle 0$) تشرح كصدمة ايجابية على الطلب، نلاحظ أن لها تأثير وحيد برفع المستوى العام للأسعار، إذن ليس لديها أي تأثير حقيقي، سواءا في الأجل القصير أو الأجل الطويل، إذن النقود هي حيادية، من جهة أخرى فان صدمة إنتاجية ايجابية ($\delta a_t \rangle 0$) ترفع الأجر الحقيقي و العمل و تدني مستوى الأسعار، أخيرا الزيادة في قدرة المحتكر (pouvoir de monopole) ($\delta \chi \rangle 0$) تخفّض كلا من الأجر الحقيقي و العمل، ولكن ترفع مستوى الأسعار[1].

[1] Jean olivier hairault, **analyse macroéconomique**, 1er édition, édition la découvert et Syros, Paris, 2000, p 96.

3.1.1. محدودية (خلل) النموذج الكلاسيكي :

إن النموذج الكلاسيكي كان هدف لعدة انتقادات، حيث لم يسمح بشرح البطالة اللاإرادية، أي لا يوجد بطالين في هذا النموذج و لكن بكل بساطة غير نشطين الذين يختارون عدم العمل بالأجر الجاري، هذا من جهة و من جهة أخرى وفقا لهذا النموذج فان السياسة الرامية للطب الكلي ليس لديها أي تأثير حقيقي، حتى في الأجل القصير حيث نلاحظ أن ($\delta m_t \rangle 0$) يرفع مستوى الأسعار بدون تغيير مستوى كمية العمل، هذه النتيجة لا تتطابق مع الملاحظات التجريبية التي توضح وجود تأثيرات على الأقل في الأجل القصير (مؤقتة) للسياسات الرامية (مثلا دراسة "Bartoulini"سنة 1995 التي توصل نتيجة تقديرات إلى أن هذه السياسات لديها تأثيرات في الأجل القصير و لكنها حيادية في الأجل الطويل)[1].

– بعد فشل النظرية النيوكلاسيكية في إعطاء تفسير قوي لظاهرة البطالة، تفاقمت هذه الأخيرة في المجتمع الرأسمالي و أحدثت اضطرابات كبيرة فيه و هذا ما دفع بعض المفكرين إلى البحث في إيجاد تفاسير أخرى لهذه الظاهرة، وكان أحد هؤلاء 'ج.م.كينز' "J.M.Keynes"،الذي جاء بنظرية جديدة قلبت الموازين بصفة شبه كلية، و أخذت اسمه.

2.1.تحليلات الكينزيين الأوليين للبطالة : مبدأ الطلب الفعال لتفسير البطالة

انطلقت النظرية الكينزية الأولية من حقيقتين أساسيتين:

1–من المستحيل أن نشبه سوق الشغل بسوق باقي السلع و الخدمات، حيث أنه لا يكون للأجر دور المنظّم (régulateur) و الذي أسند تقليديا إلى الأسعار.

2–تحديد البطالة يفسر بالترابط التالي، المبني على ثلاثة علاقات أساسية:

3 2 1

طلب ← إنتاج ← تشغيل ← مستوى البطالة .

تمثل الرابطة الأولى الفكرة الجديدة التي أتى بها التفكير الكينزي و هي نظرية الطلب الفعّال "؛ إنتاج المؤسسات يتلاءم (يوافق) مع الطلب المتوقع، لأنه من المفروض أن تمتاز بمرونة في المدى القصير استنادا على قدراتها الإنتاجية غير المستعملة و المخزونات المتاحة، ومنه إذا وجدت بطالة فهذا راجع إلى قلة الطلب الموجه للمؤسسات. هذا الأخير ناتج عن ضعف المداخيل الموزعة للأجراء بسبب البطالة، إذن البطالة حلقة مفرغة يجب كسرها بسياسة محكمة،لهذا يعتقد الكنزيون سوق السلع الركيزة الأساسية التي تساعد على تعديل سوق الشغل حيث تبرّر هذه النظرية سياسات رفع الطلب كوسيلة لمحاربة البطالة.عندما تسجل المؤسسات انخفاضا في عدد عمالها، تلجأ إلى الرفع من الطلب على العمل الذي يعدل العرض، لكن التوازن الحاصل لا يمكن أن يكون بالضرورة توازنا للتشغيل الكامل وتظهر حالة البطالة اللإرادية[2].

[1] Arthuis Patrick, Muet Pierre Alain, **Théories du chômage**, Référence déjà cité, p 21.
[2] Arthuis Patrick, Muet Pierre Alain, **Théories du chômage**, Référence déjà cité, p 26.

وضعت أزمة 1929 حدا لتحاليل وتفسيرات النظرية الأولى بعد تفشي البطالة بصفة مروعة في أوروبا، ظهر التجديد في الطرح الكينزي في قدرته على بلورة نموذج شامل يبين العلاقة السببية بين كل من العرض، التضخم و البطالة و الذي مكّن أصحاب القرار من إعداد سياسة اقتصادية فعالة.

3.1. علاقة 'فيلبس' ومعضلة (Le dilemme) تضخم – بطالة:

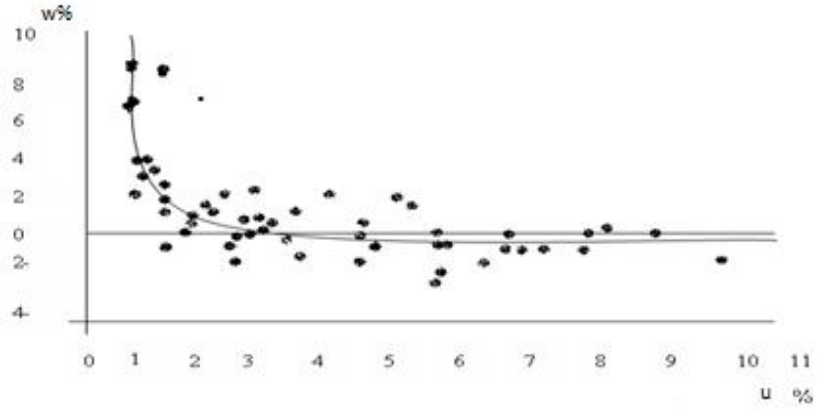
يكون الأجر الإسمي وفقا للمقاربة الكينزية، غير مرن في الأجل القصير ، كما أنه ليس ضروريا هناك دائما توازن بين العرض و الطلب على العمل في كل لحظة، إن الطريقة لتعديل الأجور الممثلة في علاقة فيلبس في النماذج تضع في المقدمة "معضلة" بين تسارع التضخم و مستوى البطالة، من هذا المنظور فان السياسات الرامية للطلب الكلي تكون قابلة لزيادة مستوى العمل في الأجل القصير .

1.3.1.منحنى فيلبس الأصلي:

بينت الأعمال الكينزية الأولى وظيفة سوق العمل بالاستعانة بطريقة تشكيل الأجور، و طرحت علاقة وظيفية عكسية بين معدل نمو الأجر الاسمي و معدل البطالة، هذه العلاقة معروفة تحت إسم "منحنى فيلبس"، تعود إلى الاقتصادي النيوزيلندي 'ألبان فيليبس'، الذي بين في دراسة إحصائية أجراها على المملكة المتحدة للفترة 1861-1957، علاقة التغير في معدل البطالة بالتغير في معدل الأجور، و التي حولها كل من 'بول سام ويلسون' و 'روبرت سولو' إلى علاقة أشمل بين البطالة و التضخم.

– أظهرت دراسة فيليبس (أنظر الشكل أدناه)، أن ارتفاع معدل البطالة، يقابله انخفاض في معدل الأجر النقدي (انخفاض إلى غاية 1932)، و يصبح معدل الأجر النقدي مستقرا عندما يكون معدل البطالة في حدود (5.5%). أطلق عليه فيما بعد اسم 'الناورو' Non Accelerating Wage Rate of Unemployment (NAWRU) (معدل البطالة الذي تستقر فيه الأجور) [1].

الشكل رقم (2.1) : منحنى 'فيليبس' الأصلي.



Source: Jean –paul simonnet, **la courbe de phillips ,**dans le cite: http/:www.lyc-arsonval-brive.ac-limoges.fr/jp-simonnet/spip.php?page=la courbe de Philips. date de consultation:11/06/ 2010.

[1] Jean olivier hairault, **analyse macroéconomique**, Référence déjà cité, P106.

يبين الشكل العلاقة بين معدل البطالة و التغير في معدلات الأجور النقدية للمملكة المتحدة للسنوات1861-1913.
تتمثل صيغتها الجبرية التقديرية في[1]: $w_{t+1} - w_t = 9{,}64 \cdot u_t^{-1{,}39} - 0{,}9$
يمثل w لوغاريتم الأجر الاسمي، و u معدل البطالة.
- الشرح البسيط لمنحنى فيلبس هو أن البطالة لديها تأثير بتدنية الزيادات في الأجر الاسمي، حيث انه عندما تكون هناك بطالة قليلة، العمال يطالبون بزيادات قوية في الأجور ،على عكس الوضعية التي فيها بطالة كبيرة لان المنافسة بين أرباب العمل من أجل جلب العمال تكون قوية عندما تكون البطالة قليلة[2].

2.3.1.منحنى فيلبس المطور:

منحنى فيلبس المطور مهم لأغراض السياسة الاقتصادية لان هذا المنحنى يربط التضخم بدلا من نمو الأجور الاسمية بالبطالة، ويطرح بذلك فكرة وجود المفاضلة بين التضخم و البطالة.
- من اجل التبسيط نفترض أن عرض العمل يكون غير مرن، نفترض أن $\eta = 0$ في العلاقة (4)، هذا يعني أن العرض يساوي إذن الثابت $\bar{l}$ ، نقبل أيضا أن جزء من هذا العرض غير راضي بالأجر الجاري مع أن المؤسسات تكون كلها على منحنى الطلب على العمل، شكليا هذه الفرضية تطرجم بعدم التساوي ($l_t \langle \bar{l}$)، نرمز بـ u_t معدل البطالة حيث أن : $u_t \equiv (\bar{L} - L_t)/\bar{L} \simeq \log(\bar{L}/L_t)$
و كنتيجة : $u_t = \bar{l} - l_t \rangle 0 \ldots\ldots\ldots\ldots (6.1)$
في النماذج الكينزية المؤسسة على منحنى 'فيلبس'،تكون البطالة ناتجة بفعل أن الأجر الاسمي لا يتفاعل فورا بالوجه الذي يغطي الفجوة بين العرض و الطلب في سوق العمل، غير أن الأجر الاسمي لا يكون جامد كليا، بما أن منحنى 'فيلبس' يبين علاقة عكسية بين معدل نمو الأجر الاسمي و معدل البطالة، معدل البطالة ليس المتغير الوحيد الذي يؤثر في تطور الأجر الاسمي (هذا ما استنتج تجريبيا في معظم الدول)، الزيادات في الأجر الاسمي تكون راجعة إما لسبب التضخم الجاري، أو لفترات سابقة، بالأخذ بهذه الخواص، مع الرمز بـ Δ عامل التفرقة (التفاضل) حيث $\Delta p_t = p_t - p_{t-1}$ نتكلم على منحنى فيلبس "المطور"؛ متغيرات أخرى تأتي لإغناء هذا الشكل الأولي من أجل الحصول على نتيجة قياسية جيدة ،نخصص معدل نمو الإنتاجية Δa_t الذي يكون غالبا مدمج، نحصل في النهاية على نموذج خطي[3]،أين معادلة فيلبس تأخذ الشكل التالي :

$$\Delta w_t = \lambda_0 + (1-\lambda_1)\Delta p_t + \lambda_1 \Delta p_{t-1} - \lambda_2 u_t + \lambda_3 \Delta a_t \ldots\ldots\ldots\ldots (7.1)$$

- هذه المعادلة تسمح بضبط مفهوم الجمود الاسمي و الحقيقي :

[1] للإشارة فقط أن الدراسة قسمت إلى ثلاثة مراحل: 1861 – 1913، 1913 – 1948، 1948 – 1957، المنحنى أعلاه يخص المرحلة الأولى فقط.

[2] Jean olivier hairault, **analyse macroéconomique**, Référence déjà cité, P107.

[3] Pierre Cahuc, Andrè Zylberberg, **Le marché du travail**, Référence déjà cité,p384.

– مفهوم "الجمود الاسمي"يعني درجة عدم تجاوب الأجور لتغيرات الأسعار،أي أنه يعطي المرجع لدرجة حساسية الأجر الاسمي لحركة المستوى العام للأسعار، من بين أسباب هذا الجمود الوهم النقدي لعارضي العمل (الأجراء) و التكاليف المتعلقة بمفاوضات الأجور التي تمنع هذه الأخيرة أن تكون راجعة للسعر بشكل تام.

في المعادلة (7.1) المعلمة λ_1 تمثل المدة المتوسطة لتسوية الأجور، تعطي قياس لدرجة الجمود الاسمي، حيث أنها إذا كانت قريبة من الوحدة ($\lambda_1 \to 1$) الجمود الاسمي يكون "تام" بمعنى أن الزيادة في معدل التضخم الجاري لا تؤثر على الأجور خلال نفس الفترة، بالعكس إذا هذه المعلمة اقتربت من الصفر ($\lambda_1 \to 0$) يعني أن ارتفاع معدل التضخم ينعكس كليا على نمو الأجور خلال نفس الفترة .

في الواقع ، درجة الجمود الاسمي تقدّر بالأخذ بعين الاعتبار توزيع التخلف الماضي (معدل التضخم لعدة فترات سابقة) و ليس فقط على معدل التضخم للفترة السابقة (المعادلة (7.1) تمثل شكل مبسط لعلاقة فيلبس المستعملة في الأعمال التجريبية) ،في النموذج السابق المعامل في الأجل الطويل للسعر على الأجر يساوي مجموع معاملات Δp_t و Δp_{t-1} و يساوي إلى 1.

–من اجل فهم دلالة الجمود الحقيقي، يكون من الفائدة إعادة كتابة العلاقة (7.1) تحت الشكل التالي:

$$\Delta(w_t - p_t) = \lambda_0 - \lambda_1(\Delta p_t - \Delta p_{t-1}) - \lambda_2 u_t + \lambda_3 \Delta a_t \ldots\ldots\ldots\ldots(8.1)$$

– الجمود الحقيقي يطرجم رد فعل نمو الأجر الحقيقي بالنسبة لمستوى البطالة، المعلمة λ_2 تكون عموما موجبة و تعكس هذه الحساسية، نسجل أن تأثير معدل البطالة على تغيرات الأجر الحقيقي تنمو مع هذه المعلمة ،لهذا نعتبر أن $\frac{1}{\lambda_2}$ تعطي قياس للجمود الحقيقي، أخيرا المعلمة λ_3 عموما تكون محصورة بين 0 و 1 و تمثل نسبة تغير الأجر الحقيقي بالنسبة لأرباح الإنتاجية[1].

– النموذج الكينزي يحمل إذن خمسة مجاهيل (p_t, l_t, u_t, w_t, y_t)،قاعدة تثبيت السعر (العلاقة 3.1) و منحنى فيلبس (7.1) تسمح بتعريف علاقة بين معدل البطالة و التضخم ، في المقام الأول ، معامل التفرقة المطبق على العلاقة (3.1) يقود إلى: $\Delta p_t = \Delta w_t - \Delta a_t$ (هذه المساواة تبين بان المؤسسات تعكس مباشرة زيادة الأجور الاسمية في زيادة أسعار منتجاتها)، بتعويض معادلة معدل نمو الأجر الاسمي المعرفة بالمعادلة (7.1) في العلاقة السابقة نحصل على علاقة بين تغيرات معدل التضخم و معدل البطالة تكتب كما يلي :

$$\lambda_1(\Delta p_t - \Delta p_{t-1}) = \lambda_0 - \lambda_2 u_t - (1 - \lambda_3)\Delta a_t \ldots\ldots\ldots\ldots(9.1)$$

3.3.1.معدل البطالة غير المصحوب بتسارع تضخمي "NAIRU" :

هو معدل البطالة الذي يضمن استقرار التضخم عند مستوى معين خلال فترتين متتابعتين أو معدل البطالة الذي يضمن استقرار الأسعار خلال عدة فترات[2].

[1] pierre Cahuc ,Andrè Zylberberg, **Le marché du travail**, Référence déjà cité,p385.
[2] A Perrot, **Les nouvelles théories du marché du travail**, Repères, La découverte, Paris, 2001 , p33.

- يمكن الاعتماد على العلاقة (9.1) لاستخراج معدل البطالة $\overline{u}_t$ المقابل لمعدل تضخم ثابت ($\Delta p_t - \Delta p_{t-1} = 0$) هذا المعدل يعرف باسم "NAIRU" وهو يكافئ معدل البطالة "الطبيعي"[1].

- بوضع $\Delta p_t = \Delta p_{t-1}$ في المعادلة (9.1) نجد : $$\overline{u}_t = \frac{\lambda_0 - (1-\lambda_3)\Delta a_t}{\lambda_2} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (10.1)$$

- بشكل خاص إذا كانت الإنتاجية تنمو بمعدل ثابت ($\Delta a_t = \Delta a \quad ,\forall t$) فان هذا المعدل يكون أيضا ثابتا مع الزمن (يأخذ قيمة ساكنة) معرفة كما يلي: $$\overline{u} = \frac{\lambda_0 - (1-\lambda_3)\Delta a}{\lambda_2} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (11.1)$$

- يرتفع هذا المعدل مع درجة جمود الأجر الحقيقي لمعدل البطالة $\left(\frac{1}{\lambda_2}\right)$ و يرتفع كلما زاد معدل نمو الإنتاجية.

- بنقل القيمة (10.1) لمعدل البطالة "NAIRU" في منحنى فيلبس المعدل (9.1) نحصل على شكل جديد لهذه المعادلة تربط بين معدل البطالة الفعلي، "NAIRU" و سرعة التضخم تكتب كما يلي :

$$u_t = \overline{u}_t - \frac{\lambda_1}{\lambda_2}(\Delta p_t - \Delta p_{t-1}) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (12.1)$$

- في غياب الجمود الاسمي (أي إذا كانت مرونة الأجر الاسمي تامة $\lambda_1 = 0$) فان معدل البطالة الفعلي يكون دائما يساوي "NAIRU"، بالمقابل إذا كان $\lambda_1 \rangle 0$ فان معدل البطالة الفعلي يكون اقل من "NAIRU" إذا وفقط إذا كان معدل التضخم متزايد ($\Delta p_t \rangle \Delta p_{t-1}$)[2].

4.1.نتائج السياسات الاقتصادية الكلية :

السياسات الاقتصادية المؤثرة على الطلب الكلي لديها بعض التأثيرات في الأجل الطويل على العمل، ولكن تكون أكثر تأثيرا في الأجل القصير،من جهة أخرى السياسات المؤثرة على جانب العرض لديها تأثيرات هيكلية،تغير التوازن طويل الأجل لسوق العمل، لهذا سوف نهتم بتحليل نتائج السياسات الرامية للطلب الكلي في الأجل القصير،بدءا بدراسة خصائص التوازن في الأجل الطويل و نقارنها بتوازن الأجل القصير،بعدها نربط الدراسة بديناميكية البطالة و التضخم عند ارتفاع مستوى الكتلة النقدية.

1.4.1.التوازن قصير الأجل و طويل الأجل :

من اجل تسهيل دراسة العلاقة بين التوازنات قصيرة و طويلة الأجل، نفرض أن الإنتاجية و الكتلة النقدية تنمو بمعدل ثابت ($\Delta a_t = \Delta a$ ، $\Delta m_t = \Delta m$ ،مهما يكن t) هذه الفرضية تستلزم أن "NAIRU" يصبح ثابت عند مستوى $\overline{u}$ معطى من طرف العلاقة (11.1).

- العلاقة المتحصل عليها سابقا (12.1) تعطي علاقة ارتباط بين معدل التضخم و معدل البطالة، بالاستعانة بالعلاقة (1.1) و (2.1) ، نجد معادلة تعرف العمل كدالة للطلب الكلي وهي : $l_t = m_t - a_t - p_t$.

[1] هو ذلك المعدل المناسب لظروف حالة التوازن الثابتة في الاقتصاد، و التي تسمى شروط "الحالة النظامية".

[2] Pierre Cahuc, Andrè Zylberberg, **Le marché du travail**, Référence déjà cité, p386 .

بتطبيق معامل التفرقة على المساواة الأخيرة ينتج : $\Delta p_t = \Pi - \Delta l_t$ ، حيث أن $\Pi \equiv \Delta m - \Delta a$ ، و هي توضح القيمة الساكنة لمعدل التضخم، نفترض أن المجتمع النشيط ثابت (عرض العمل (أو معدل نمو التوظيف) ثابت) بالاستعانة بمعامل التفرقة على العلاقة (6.1) نحصل على: $\Delta u_t = -\Delta l_t$ ، في النهاية نحصل على معادلة تربط مباشرة معدل التضخم بمعدل البطالة و هي[1]:

$$\Delta p_t = \Pi + u_t - u_{t-1} \ldots\ldots\ldots\ldots (13.1) \quad \text{حيث: } \Pi \equiv \Delta m - \Delta a$$

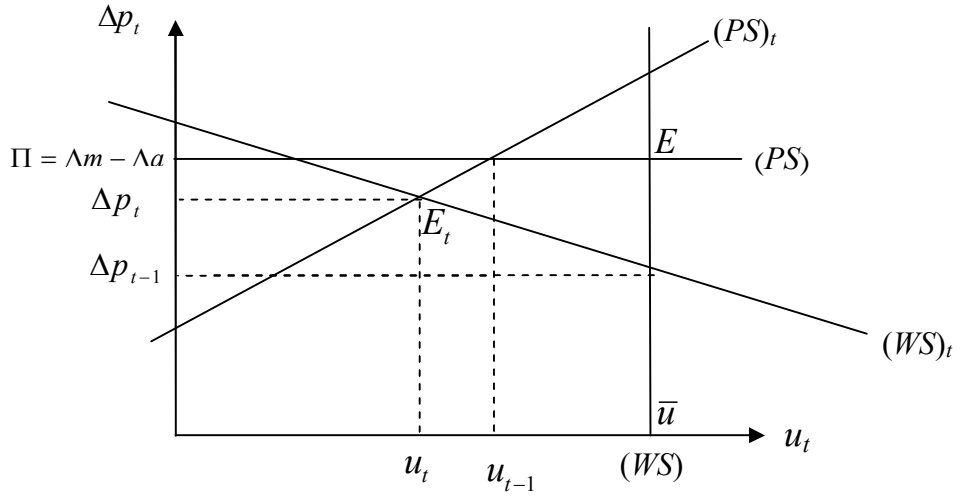
- في الزمن t ، المتغيرات الماضية بمعنى u_{t-1} و Δp_{t-1} تكون معروفة و قيم التوازن "في الأجل القصير " لمعدل البطالة و التضخم تساوي نقاط التقاطع للمنحنيين المعرفين بالعلاقة (12.1) و (13.1).

علاقة فيلبس المعبر عنها بالعلاقة (12.1) تعبر عن طريقة تشكيل الأجور(le modèle de formation des salaires)، أخذت العادة على تسمية هذا المنحنى تحت اسم "WS" (Wage Schedule)

- العلاقة (13.1) تعكس كيفية تشكيل أسعار السلع الاستهلاكية و تمثل علاقة "PS" (Price Schedule).

- من اجل u_{t-1} و Δp_{t-1} معطاة نحصل إذن على منحنيات $(WS)_t$ و $(PS)_t$ الموضحة في الشكل التالي:

الشكل رقم (3.1) : التوازن في الأجلين القصير و الطويل.



Source: Pierre Cahuc, Andrè Zylberberg, **Le marché du travail**, Référence déjà cité, p388.

- نقطة التقاطع بين $(WS)_t$ و $(PS)_t$ وهى النقطة E_t تمثل معدل التضخم و معدل البطالة التوازنيين ، وهي تمثل نقطة التوازن في الأجل القصير.

- قيم التوازن في الأجل الطويل لمعدل البطالة و التضخم نرمز لها بـ u، Δp تدل على القيم الساكنة لهذين المتغيرين بوضع $u_t = u_{t-1} = u$ و $\Delta p_t = \Delta p_{t-1} = \Delta p$ في العلاقتين (12.1) و (13.1) نحصل على $u = \overline{u}$ و $\Delta p = \Pi = \Delta m - \Delta a$.

[1] Pierre Cahuc, Andrè Zylberberg, **Le marché du travail**, Référence déjà cité, p387.

بتعويض القيم الأخيرة في المعادلات (12.1) و(13.1) نحصل على منحنيات (WS) و(PS) في المدى الطويل الأولى هي المستقيم العمودي (WS) الذي يبدأ من النقطة التي إحداثياتها $(\overline{u},0)$ و الثانية هي المستقيم الأفقي (PS) الذي ينطلق من النقطة $(0,\Pi)$ كما في الشكل(3.1).

– النقطة E تمثل نقطة التوازن في الأجل الطويل للاقتصاد، إحداثياتها $(\overline{u},\Pi)$ و هي نقطة تقاطع هذين المستقيمين ، نلاحظ بأنه في الأجل الطويل معدل البطالة يساوي "NAIRU" ،هذا يفسر لماذا هذا الأخير يسمى أيضا "طبيعي".

– المستقيم العمودي الذي يمثل منحنى (WS) في الأجل الطويل بمجرد ما يصبح عمودي يوضح انه لا توجد أي مفاضلة بين التضخم و البطالة، و هو يمثل منحنى فيلبس في المدى الطويل، تعني عدم وجود تأثير للسياسة الاقتصادية على معدل البطالة في المدى الطويل حيث أن معدل البطالة في الأجل الطويل لا يرتبط إلا بالمركبات الهيكلية للاقتصاد، و هذا ما يوضح أن السياسة الاقتصادية يقتصر تأثيرها على المدى القصير فقط[1].

2.4.1. نتائج تأثير الزيادة في معدل نمو الكتلة النقدية :(في الأجل القصير)

السياسة الرامية للطلب الكلي هي إذن غير فعالة في الأجل الطويل، بما أن معدل البطالة التوازني هنا يساوي إلى "NAIRU"، فهو لا يتبع إلا المركبات الهيكلية للاقتصاد، ولكن هل نحصل على نفس النتيجة في الأجل القصير ؟.

– من اجل ذلك، نفترض أن الاقتصاد عند $(t=0)$ في حالة توازن مستقر يوافق معدل نمو Δm للكتلة النقدية هذا ما يستلزم أن معدل التضخم هو : $\Pi = \Delta m - \Delta a$.نفترض الآن أن الحكومة قررت بداية من الزمن $(t=1)$ رفع و بصورة دائمة معدل نمو الكتلة النقدية من القيمة Δm إلى القيمة $\Delta m'$ حيث أن $\Delta m' \rangle \Delta m$ ،المعادلة (12.1) و (13.1) تسمح بحساب القيم الجديدة لمعدل التضخم و معدل البطالة في الزمن $(t=1)$ ، نرمز لها بـ Δp_1 و u_1 ،و أيضا : $\Pi' = \Delta m' - \Delta a$ نحصل على:

$$\Delta p_1 = \frac{\Pi + \frac{\lambda_2}{\lambda_1}\Pi'}{1+\frac{\lambda_2}{\lambda_1}} \rangle \Pi \qquad \text{و} \qquad u_1 = \overline{u} + \frac{\Delta m - \Delta m'}{1+\frac{\lambda_2}{\lambda_1}} \langle \overline{u}$$

يظهر أن زيادة معدل نمو الكتلة النقدية لديه أثر على معدل التضخم Δp_1 في الفترة الأولى عندما تكون درجة الجمود الاسمي ضعيفة، في النهاية إذا $\lambda_1 \to 0$ ، معدل التضخم للفترة الأولى يساوي إلى Π' ، بمعنى القيمة الجديدة الساكنة لمعدل التضخم .

– السياسة النقدية لديها بالعكس أثر مهم على معدل البطالة بحضور لقوة الجمود الاسمي (كلما كانت λ_1 كبيرة) نسجل أيضا أن معدل البطالة ينخفض بزيادة مستمرة لمعدل نمو الكتلة النقدية[2].

[1] Pierre Cahuc, Andrè Zylberberg, **Le marché du travail**, Référence déjà cité, p 388.
[2] Pierre Cahuc, Andrè Zylberberg, **Le marché du travail**, Référence déjà cité, p 389.

3.4.1.ديناميكية التضخم والبطالة:

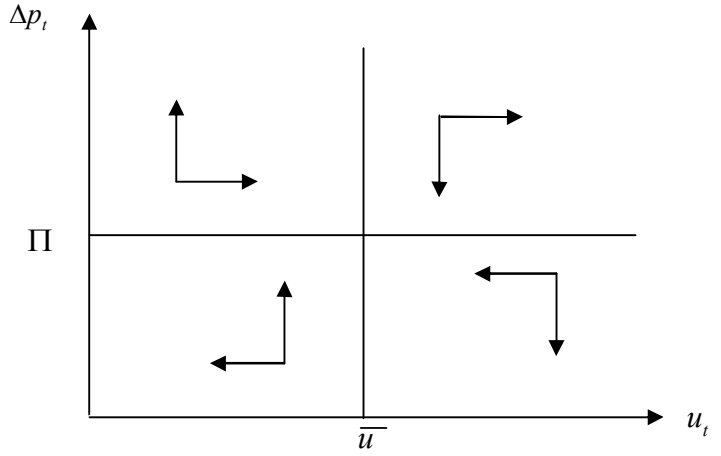
لمعرفة نتائج السياسات الرامية للطلب الكلي على مجموعة من الفترات، يكون من الضروري دراسة ديناميكية النموذج، بدمج المعادلات (12.1) و (13.1) نحصل على نموذج خطي من الدرجة الأولى يأخذ الشكل التالي:

$$\begin{bmatrix} \Delta p_t - \Pi \\ u_t - \overline{u} \end{bmatrix} = A \cdot \begin{bmatrix} \Delta p_{t-1} - \Pi \\ u_{t-1} - \overline{u} \end{bmatrix} \quad \text{مع:} \quad A = \frac{1}{1+\left(\lambda_2 / \lambda_1\right)} \begin{bmatrix} 1 & -\frac{\lambda_2}{\lambda_1} \\ 1 & 1 \end{bmatrix} \quad \text{.....(15.1)}$$

- من اجل فهم ديناميكية النموذج يكون من الضروري إعادة كتابة المعادلات (12.1) و (13.1) كما يلي:

$$\Delta p_t - \Delta p_{t-1} = \frac{\lambda_2}{\lambda_1}\left(\overline{u} - u_t\right) \quad \text{و} \quad \Delta u_t = \Delta p_t - \Pi \quad \text{.....(16.1)}$$

الشكل رقم (4.1): حركية البطالة و التضخم.



Source: Pierre Cahuc, Andrè Zylberberg, **Le marché du travail**, Référence déjà cité, p390.

يظهر انه إذا كان معدل البطالة في التوازن قصير الأجل اقل من مستواه الطبيعي $\left(u\langle\overline{u}\right)$ فان معدل التضخم سوف يرتفع $\left(\Delta p_t \rangle \Delta p_{t-1}\right)$ ، أي أن يسار المستقيم $\left(WS\right)$ يكون معدل التضخم متزايد و متناقص يمين المنحنى .

- من جهة أخرى إذا كان معدل التضخم في التوازن قصير الأجل اكبر من مستواه التوازني في المدى الطويل فان معدل البطالة سوف يرتفع $\left(\Delta u_t \rangle 0\right)$ ، أي أن فوق منحنى $\left(PS\right)$ معدل البطالة يكون متزايد .

2. طبيعة البطالة و أسبابها في طرح النقديين و الكلاسيكيين الجدد "NMC"(تحليلات الجمودات الاسمية :نقد 'فريدمان' و 'لوكا') :

'فريدمان' ("FRIEDMAN" 1968) و 'لوكا' ("LUCAS" 1978) بحثا في الأسس النظرية لعلاقة 'فيلبس' التي كانت تستند على فكرة المنافسة في سوق العمل أيالعمـّ ال يلاحظون بشكل غير تام لمستوى العام للأسعار، في هذه الحالة الأجور تكون غير قادرة على تقدير بشكل صحيح الأجر الحقيقي، و يمكن الحصول على تأخر في تسوية الأجور الاسمية عند ارتفاع الأسعار، من خلال هذه المقاربة برهنا أن تأثيرات السياسات الرامية على الطلب الكلي تكون مشروطة بالتوقعات للعمال. اعتبر 'فريدمان' أالعمال لديهم توقعات مكيـّ فة (موائمة) على التضخم، و بالتالي فان الأجر الحقيقي يصبح متأثر بشكل تام بالمستوى العام للأسعار في الأجل الطويل، نظرية 'لوكا' أسست من طرف 'فريدمان' الذي قبل فرضية التوقعات "الرشيدة " و الذي برهن أن السياسات الرامية المنهجية التي تكونمتنبـّ أة " من طرف العمال ليس لديها اثر حقيقي حتى في الأجل القصير، فقط السياسات الرامية "غير المتوقعة " لها تأثيرات حقيقية في الأجل القصير[1]

1.2 .شكل جديد لعرض العمل:

اقترح كل من 'فريدمان' و'لوكا' فرضية أن الأجور الحقيقية المتدخلة خاصة في قرارات المؤسسات وفي عارضي العمل لا تكون متشابهة، حيث فرضا أن كل عامل يلاحظ بشكل تام أجره الاسمي (w_t) ، ولكن غير قادر على معرفة بشكل تام لمستوى العام للأسعار اللحظي (الظرفي) (p_t)، حيث أن هذا الأخير يكون متوقع، و نرمز بـ (p_t^a) للسعر المتوقع في الفترة t، العائلات تقرر إذن مستوى عرض العمل المبني على مستوى الأجر الحقيقي $(w_t - p_t^a)$ ليس الفعلي و لكن المتوقع، العلاقة (4.1) في العنصر السابق التي تبين عرض العمل تصبح كما يلي :

$$l_t^s = \bar{l} + \eta(w_t - p_t^a) \quad \text{.....} \quad (17.1)$$

–تكون المؤسسات بعكس العائلات ليس لديها مشكل باقتناء معلومات عن السعر،حيث أن المستوى العام للأسعار لا يتدخل في قراراتهم في الطلب على العمل، مثل ما توضح المعادلة (3.1) سابقا ،كل مؤسسة تثبت السعر لمنتوجها الذي يساوي الأجر الاسمي المدفوع للأجراء على الإنتاجية الحدية للعمل، مضروب بمعدل الهامش، وظيفة سوق السلع و سلوك المؤسسات تكون إذن دائما ممثلة بالمعادلات السابقة (1.1،2.1 و3.1)، من اجل التسهيل نفترض أن إنتاجية العمل تكون ثابتة، مع: $a_t = 0, \forall t$. حدد 'فريدمان' التوازن الإجمالي بافتراض أن الأجر الحقيقي يعادل بين عرض العمل المعرف بالمعادلة (17.1) مع الطلب على العمل، ليكن : $l_t^s = l_t, \forall t$ ، نحصل إذن بالاستعانة بالعلاقة (17.1) و قاعدة تثبيت السعر عند $p_t = w_t + \chi$ على العلاقة التالية :

[1] بوصافي كمال، **حدود البطالة الظرفية و البطالة البنيوية في الجزائر خلال المرحلة الانتقالية**، أطروحة دكتوراه، عوم اقتصادية ، جامعة الجزائر، 2006، ص88.

$$l_t^s = \bar{l} + \eta(p_t - p_t^a) - \chi \cdot \eta \text{..... ....} (18.1)$$

العلاقة الأخيرة تسمى"معادلة العرض'للوكا'" (أعمال 'لوكا' 1972-1975)، بفرض أن سوق العمل دائما في حالة توازن،هذه العلاقة تبين أن فقط السياسات الاقتصادية المصحوبة بأخطاء في التوقعات لديها اثر على مستوى العمل[1].

2.2.نظرية (مقاربة) 'فريدمان' :

ترى المدرسة النقدية (بصفتها امتداد طبيعي للمدرسة الكلاسيكية) على لسان رائدها 'فريدمان' " FRIEDMAN" أن الأجور الحقيقية غير المرنة، تسبب اختلالا ظرفيا في السوق، إلا أن السلوك الرشيد للأفراد (التوقعات التكييفية) ، تعيد السوق إلى وضعه التوازني. ترجع عدم فعالية السياسة الاقتصادية في الأمدين القصير و الطويل في حل مشكلة البطالة و مشكلة التضخم حسب الفكر الاقتصادي الكلاسيكي المجدد، لتوقع الأفراد الرشيد لآثار هذه السياسات على التضخم فتختل العلاقة بين أهداف السياسة و أدواتها[2].

1.2.2التوقعات المكيّفة (الموائمة) :

فرض 'فريدمان' أن العمال يؤسسون توقعاتهم على معدل التضخم بصورة موائمة(مكيّفة) أي: $\Pi_t^a = p_t^a - p_{t-1}$ و تمثل معدل التضخم المتوقع في الزمن t ،هذه الفرضية تطرجم بالعلاقة التالية :

$$\Pi_t^a - \Pi_{t-1}^a = (1-\lambda)\cdot(\Delta p_{t-1} - \Pi_{t-1}^a) \ / \ \lambda \in [0,1[\text{.....}(19.1)$$

– هذه الصيغة توضح أن العمال يراجعون توقعاتهم في معدل التضخم، إذا معدل التضخم في الفترة $(t-1)$فاق معدل التضخم المتوقع لنفس الفترة السابقة$(t-1)$، وكذلك بالنسبة للحالة العكسية. المعلمة λتقيس القصور (المحدودية) في طريقة مراجعة التوقعات (كلما كان λأصغر يقود هذا إلى مراجعة مهمة للتوقعات الحالية).

– نسجل أنه عندما: $\lim_{t\to\infty} \lambda^t \cdot \Pi_0^a = 0$ ، فان العلاقة (19.1) تستلزم أن : $\Pi_t^a = (1-\lambda)\sum_{\tau=1}^{+\infty} \lambda^{\tau-1} \cdot \Delta p_{t-\tau}$

تحت هذا الشكل يظهر أن التوقعات المكيفة هي توقعات تكميلية (تعميمية)، بمعنى أن معدل التضخم المتوقع هو المتوسط لمعدلات التضخم الماضية أين هذه الأخيرة مرفقة بمعامل ينخفض مع الأقدمية[3].

–من اجل التسهيل، يفرض أن هذه الطريقة التعميمية لا ترتبط إلا بالفترة الأخيرة، وهذا ما يعني أن سرعة مراجعة التوقعات تكون أعظمية ($\lambda = 0$) هذا يستلزم بناءا على العلاقة (19.1) أن: $\Pi_t^a = \Delta p_{t-1}$

و باستعمال هذه المعادلة و العلاقة (3.1) نحصل على:

$$p_t^a \equiv p_{t-1} + \Delta p_{t-1} = w_{t-1} + \chi + \Delta p_{t-1} \text{..... .....} (20.1)$$

---

[1] Pierre Cahuc, Andrè Zylberberg, **Le marché du travail**, Référence déjà cité, p 396.

[2] رمزي ز كي، **الاقتصاد السياسي للبطالة، "تحليل لأخطر مشكلات الرأسمالية المعاصرة** ،مرجع سبق ذكره ، ص355.

[3] Pierre Cahuc, Andrè Zylberberg, **Le marché du travail**, Référence déjà cité, p 397.

2.2.2. علاقة 'فيلبس' :

بتعويض قيمة السعر المتنبأ (المتوقع) المعرف بالمعادلة (20.1) في العلاقة (17.1) ،حيث : $l_t^s = l_t$

نجد : $$\Delta w_t = \chi + \Delta p_{t-1} - \frac{1}{\eta}(\bar{l} - l_t) \quad \text{.....(21.1)}$$

وهي معادلة تعرف علاقة ايجابية بين معدل نمو الأجر و الطلب على العمل (بما أن هذه التغيرات لمعدل نمو الأجر الاسمي تتبع معدل التضخم الماضي هذا يطابق حالة $\lambda_1 = 1$ في المعادلة (7.1) كما رأينا سابقا).

– المقاربة المقترحة من طرف 'فريدمان' تسمح باستنتاج علاقة فيلبس انطلاقا من سلوك الاقتصاد الجزئي، يلاحظ أن هذا النموذج يقصي كل البطالة اللاإرادية، بما أن عرض العمل المعرف بالمعادلة (17.1) يساوي دائما الطلب على العمل؛ غير انه في النموذج الكينزي هناك بطالة لاإرادية، لان جمود الأجر الاسمي لا يسمح بتوفيق المساواة بين العرض و الطلب على العمل، في النموذج الكلاسيكي 'لفريدمان' سوق العمل دائما متوازن، لا نستطيع إذن إيجاد سوى بطالون إراديون يختارون عدم العمل بالأجر الحقيقي الجاري المتوقع، إن أعمال 'فريدمان' التي ترجع جملة التأثيرات إلى أخطاء توقعات العمال للسياسات الرامية للطلب الكلي في الأجل القصير لديها في الأصل عودة للمدرسة الكلاسيكية المبنية على التوقعات الرشيدة[1].

3.2.التوقعات الرشيدة و"الكلاسيكيون الجدد":

العمال العقلانيون الذين لابد أن يعلموا مسبقا كيفية عمل النظام الاقتصادي – على الأقل خلال عدة فترات– لا يرتكبون خطأ في التنبؤ، هذه الفكرة هي القاعدة للمدرسة الكلاسيكية الجديدة، تؤكد عموما على أن السياسات الاقتصادية المعلن عنها تكون غير مؤثرة حتى في الأجل القصير ،إذا استطاع العمال من تشكيل توقعات رشيدة.

1.3.2.العمل في التوازن قصير الأجل :

من أجل ضبط مفهوم التوقع الرشيد، نستمر بالاعتماد على النموذج المقدم من طرف 'فريدمان'، و لكنه يفترض من الآن فصاعدا أن الكتلة النقدية (m_t) تكون عبارة عن متغيرة عشوائية أي أنها تكون غير ملاحظة من طرف العمال في الفترة (t) ، فرضية التوقع الرشيد توضح أن العمال لا يرتكبون خطأ نموذجي في توقعاتهم .

–لتكن لدينا مجموعة المعلومات (I_t) المرصودة، إذا كان $E(\cdot)$ توضح التوقع الرياضي، سوف نحصل إذن على: $P_T^A = E(p_t / I_t)$ ، و أيضا : $E(p_t / I_t) = p_{t-1} + E(\Delta p_t / I_t)$.

بتعويض علاقة السعر المتوقع الأخيرة في عرض العمل (17.1) و باستعمال العلاقة (3.1) المشكلة للسعر نحصل على علاقة جديدة بين معدل نمو الأجر الاسمي و العمل: $\Delta w_t = \chi + E(\Delta p_t / I_t) - \frac{1}{\eta}(\bar{l} - l_t)$

نجد علاقة مشابهة للعلاقة (21.1) لنموذج 'فريدمان' الذي اقترح توقعات تكييفية ،الاختلاف يكمن فقط في إدخال التوقع على التضخم الجاري، هذه العلاقة الجديدة لعلاقة 'فيلبس' توضح انه لا يوجد أي مدة لتسوية معدل نمو

[1] Arthuis Patrick, Muet Pierre Alain, **Théories du chômage**, Référence déjà cité, p 44.

الأجر على التوقع الشرطي لمعدل التضخم،(نفترض أن مجموعة المعلومات (I_t) التي في حوزة العمال تتضمن النموذج المعبر على وظيفة الاقتصاد ، قانون المتغيرة العشوائية (m_t) و كل المتغيرات الخارجية الجارية و الماضية التي تحدد المستوى العام للأسعار و الأجر الاسمي الجاري، حيث أن هذه المتغيرة الأخيرة تكون غير معروفة لان كل عامل ينظر إلى أجره الاسمي بدون إمكانية معرفة فورية(لحظية) لكل الأجور لمجموعة الاقتصاد)،يكون العمال قادرين على حساب توقع الأجر الحالي انطلاقا من مجموعة المعلومات المتوفرة لديهم ،قبل كل شيء المعادلات (1.1) و (2.1) تسمح بكتابة تعبير توقع للطلب تحت شكل : $E(m_t/I_t)-E(p_t/I_t)=E(l_t/I_t)$ ،من جهة أخرى تحت فرضية التوقع الرشيد معادلة العرض 'للوكا' (18.1) تقود إلى : $E(l_t^s/I_t)=\bar{l}-\eta\cdot\chi$. بمساواة توقع العرض و الطلب على العمل،نحصل على توقع السعر التوازني : $E(p_t/I_t)=p^a=E(m_t)+\eta\cdot\chi-\bar{l}$ .....(22.1) .

قيمة السعر التوازني يتبع تحركات (m_t)، نحصل بمساواة عرض العمل المعرف من طرف لوكا (18.1) ، أين p_t^a يكون معطى بالعلاقة (22.1) مع الطلب الذي نستطيع كتابته كما يلي : $l_t=m_t-p_t$

نحصل على: $p_t=\frac{1}{1+\eta}\left[m_t-\bar{l}+\eta\left(E(p_t/I_t)+\chi\right)\right]$.....(23.1)

المعادلات (22.1) و (23.1) تستلزم إذن : $p_t-p_t^a=\frac{1}{1+\eta}\left[m_t-E(m_t)\right]$

نعيد جلب هذه القيمة لخطأ التوقع في معادلة عرض العمل 'للوكا' (18.1) نحصل على مستوى التوازن للعمل في الأجل القصير ، كما يلي : $l_t^*=\bar{l}+\frac{\eta}{1+\eta}\left[m_t-E(m_t)\right]-\eta\cdot\chi$.....(24.1)

– يكون هذا الحل قريبا مكافئ للنموذج الكلاسيكي بدون توقعات المعطى بالعلاقة (5.1) ،حيث لا يختلفان سوى في الحد $\frac{\eta}{1+\eta}\left[m_t-E(m_t)\right]$ الذي يطرجم تأثيرات السياسة الاقتصادية [1].

2.3.2.المركبات النموذجية (المتوقعة) و المركبات غير المتوقعة للسياسة الاقتصادية:

يقترح النموذج نيلو كلاسيكي الجديد مفهوم للتذبذبات لمستوى العمل الذي يعتمد على"الفجأة"، حيث أن المكونات (المركبات) النموذجية (أو المتوقعة) للكتلة النقدية ، لتكن $E(m_t)$ المأخوذة في الحسبان من طرف العمال في طريقة تشكيل التوقعات ليس لديها أي تأثير على مستوى المتوسط للعمل و الإنتاج، إن المعادلة (24.1) تستلزم أن : $E(l_t^*/I_t)=\bar{l}-\eta\cdot\chi$ ، هذا ما يطابق قيمة العمل التوازني في النموذج الكلاسيكي عندما $(a_t=0,\forall t)$ (انظر المعادلة (5.1))، فقط المركبة غير المتوقعة للكتلة النقدية، لتكن $\left[m_t-E(m_t)\right]$ ممكن أن تؤثر على هذا المستوى، حيث انه إذا كانت صدمة فجائية دائمة أو إذا الصدمات كانت مرتبطة يبعضها البعض، هذه المركبات النموذجية سوف تكون مأخوذة في الحسبان في طريقة تشكيل التوقعات و مثل في النموذج المعروض هنا فقط المركبات غير المتوقعة تستطيع أن تكسب تأثير في الأجل القصير[2].

[1] Pierre Cahuc, Andrè Zylberberg, **Le marché du travail,** Référence déjà cité, P399.
[2] Pierre Cahuc, Andrè Zylberberg, **Le marché du travail,** Référence déjà cité, p400.

3. طبيعة البطالة و أسبابها في الطرح الكينزي المحدث "NMK"(محللي الجمودات الحقيقية):

تعود تحاليل الجمودات الحقيقية إلى الكنزيون الجدد "NMK"، حاول هذا الفكر أن يبين حتمية الطابع الظرفي للتشغيل غير الكامل و أن الطابع غير المرن للأجور يبقي الأجور الحقيقية في مستويات أعلى من المستوى الذي يحقق التشغيل الكامل، بمعنى آخر، حاول الكينزيون المجددون تفسير الأسباب التي تجعل الأجور لا تنخفض عندما يكون فائض في سوق العمل؛ تطرح إشكالية الأجور غير المرنة تساؤلين [1]:

أولا – لماذا لا يشغل المجبر على البطالة بأجر أقل من الأجر التوازني ؟

ثانيا – لماذا لا يعرض المجبر على البطالة العمل بأجر أقل من أجر السوق؟

يستند الفكر الكينزي المجدد لشرح إشكالية الأجور غير المرنة، على التحليل الاقتصادي الجزئي ،حيث يرجع سبب نقص مرونة الأجور و منه ظهور البطالة اللاّ إرادية إلى السلوك الرشيد للعارضين و الطالبين، أي أن البطالة نتاج تعارض الاستراتيجيات الفردية للأعضاء الفاعلين في سوق العمل.

1.3. علاقة الأجر الحقيقي بمستوى البطالة اللاّ إرادية :

أصبح على عاتق المدرسة الكينزية المجددة البرهان على إمكانية وجود البطالة اللاإرادية إذا كان الاقتصاد في حالة توازن جزئي. تبريرهم للبطالة اللاإرادية ناجم عن وجود جمود الأجر الحقيقي المرتبط بالسلوك العقلاني للمؤسسات و الأجراء. بما أن الأجور جامدة فان التعديل نحو التوازن في سوق الشغل لا يتم و تظهر البطالة. و تصل المدرسة إلى أن البحث عن الأمثلية الفردية هو السبب في البطالة. و إذا كانت هذه النظريات تفسر جمود الأجور الحقيقية فإنها تفسر بذلك سبب حدوث بطالة دائمة على المدى البعيد حيث تعطي عدة أوصاف لسير سوق الشغل غير التنافسي تتعلق بسلوك النقابات، سلوك الأجراء داخل المؤسسات، عدم تناظر المعلومات بخصوص إنتاجية الأجراء. كل هذه السلوكيات تؤدي إلى إمكانية أن يصاحب التوازن على المدى البعيد حدة في البطالة (persistance de chômage)، قد لا يسع مجال البحث هنا عرض كل النظريات الكينزية المجددة التي برهنت على حتمية البطالة اللاإرادية في التوازن الجزئي[2] و إنما سنقتصر على عرض خصائصها الرئيسية التي تتمحور كلها حول موضوع رئيسي واحد هو أجر الفعالية[3] (Salaire d'Efficience).

---

[1] A Perrot , **Les nouvelles théories du marché du travail** , Référence déjà cité, p48 .

[2] سنتطرق إلى بعض هذه النظريات في العنصر القادم.

[3] [Instead of denying the very existence of involuntary unemployment, behavioural macroeconomists have provided coherent explanations. Efficiency wage theories, which first appeared in the 1970's and 1980's, make the concept of involuntary unemployment meaningful. These models posit that, for reasons such as morale, fairness, insider power, or asymmetric information, employers have strong motives to pay workers more than the minimum necessary to attract them.16 Such "efficiency wages" are above market clearing, so that jobs are rationed and some workers cannot obtain them. These workers are involuntarily unemployed. In the next section I will extend this reasoning to explain why involuntary unemployment varies cyclically…] :
- Akerlof, G.A. and Yellen, J.L.,**Efficiency Wage Models of the Labour Market**, Cambridge University Press. Cambridge, 1986, England, p 121.

1.1.3 نظرية أجر الفعّالية (Théorie de Salaire d'Efficience) :

طرحت مدرسة أجر الفعالية الإشكالية التالية: لماذا لا ينخفض الأجر إلى المستوى التوازني عندما تزيد معدلات البطالة؟

تركّز هذه النظرية على اهتمامات أرباب العمل (المستثمرين) ، الذين يحاولون الحصول على أحسن مستوى للعمل بأقل تكلفة؛ وتأتي هذه النظرية بجواب على السؤال المطروح سابقا، من المستحيل تخفيض الأجور لا لأن العمال الحاليون للمؤسسة (insiders) معارضين لهذا لكن لأنّ المؤسسات لا تحصل على فائدة من هذا التخفيض حيث أن أجور أكبر من "الأجر التوازني" تدفع بالعمال الأكثر مهارة وذوي الإنتاجية العالية لوضع ترشيحاتهم لدى مؤسسات أخرى وتغري العمال الذين لهم مناصب عمل في مؤسسات أخرى السعي قصد الحصول على مناصب عمل لديها (المؤسسة)هذا ما أثار اهتمام اقتصاديي الأجر الفعّال و دفعهم للتفكير في مفهوم "الصدفة المعنوية": الأجور المرتفعة من المستوى التوازني تحّض عمال المؤسسة على العمل بطريقة نظامية و فعّالة. و قد انطلقت نماذج الأجر الفعّال في تحليلها من فكرة أن المؤسسة تواجه مشكلة مركبة بعد توظيف العمال : من الأحسن للعامل أن يدني من مجهوده مع العلم أن رب العمل يريد أكبر إنتاجية ممكنة، والوسيلة الوحيدة للمؤسسات لإيجاد حل لهذا التناقض هي تنشيط أو إنعاش إنتاجية العمال بمنحهم أجورا مرتفعة عن أجور المؤسسات المنافسة[1]، إذن الأجر المدفوع هو أجر فعّال لأنه يقنع العمال للرفع من مجهوداتهم بعد التوظيف ليصبح خطر فقدان الأجر منشطا مستمرا .هذا الاهتمام يفرض على أرباب العمل إقامة سياسة أجور محكمة تربط بين الفعّالية الفردية للعامل الأجير التي يقابلها الأجر الفعّال (المرتفع) ، و لتجنب إنتاجية ضعيفة من جانب العمال في عملهم تقترح كل مؤسسة مستوى من الأجور تعتقد أنه أكبر من أجر السوق، و بما أن كل المؤسسات لديها تقريبا نفس الاستراتيجية في التفكير يصبح الأجر الحقيقي لسوق الشغل أكبر من (الاجر التوازني) ومن هنا تظهر البطالة[2].

2.1.3.التحليل الرياضي للنضرية :

– إن جهد العامل عبارة عن حلقة الربط بين الأجر و الإنتاجية و عليه فأجر الفعالية يختلف عن الأجر التوازني في أنه الأجر الذي يحقق للمنشأة أعظم ربح ممكن، وذلك كما يلي :[3]

لتكن دالة الإنتاج التالية: $Y = a \cdot L$.....(25.1)

حيث أن a : يمثل معامل التكنولوجيا المستعملة و L : العمل المتاح.

حسب تعريف مدرسة أجر الفعالية، العمل مرتبط بالجهد المبذول" E " أثناء مدة العمل" S " أي أن:

$$L = E \cdot S \text{.....(26.1)}$$

أما الجهد فيتوقف على الأجر المعطى، وعليه فان: $Y = a \cdot E(W) \cdot S$

[1] Gemieve GRANGEAS, Jean Marie LEPAGE, **Economie de l'emploi** , PUF: paris, France , 1993, P 78.
[2] Gemieve GRANGEAS, Jean Marie LEPAGE, **Economie de l'emploi**, Référence déjà cité ,p82.
[3] Isabelle Waquet , Marc Montoussè , **Macroèconomie** , Brèal 2006 , Paris , France , 2006, p 183.

- إذا كان الربح Π يعطى بالعلاقة التالية: $\Pi = a \cdot E(W) \cdot S - W \cdot S$

تعظيم الربح ضمن القيدين W و S (الشروط الأولى لتعظيم الربح) يعنى أن:

$$\frac{\delta \Pi}{\delta W} = a \cdot S \cdot E'(W) - S = 0 \quad \text{.....(27.1)}$$

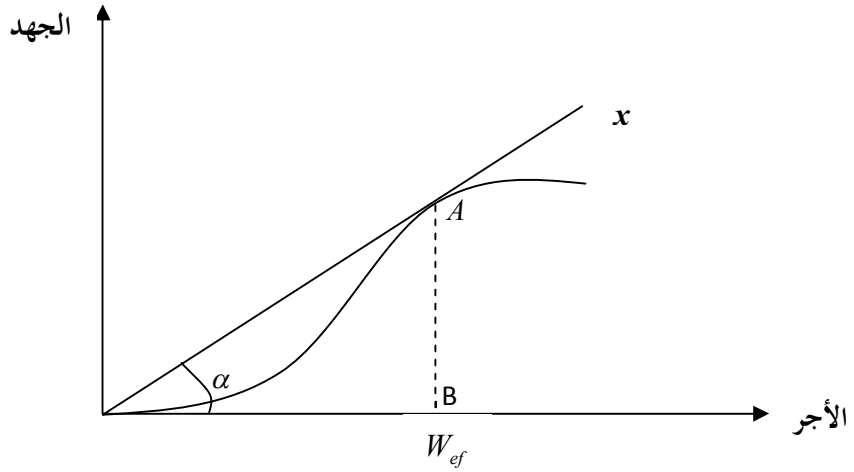
و كذلك: $$\frac{\delta \Pi}{\delta S} = a \cdot E(W) - W = 0 \quad \text{..... .....(28 .1)}$$

نستنتج من العلاقتين (27.1) و (28.1) أن: $a \cdot E'(W) = 1$ و $a \cdot E(W) = W$ و نسبتهما تساوي $\frac{1}{W}$.

أي أن : $\frac{E'(W)}{E(W)} = \frac{1}{W}$ أو بضرب طرفي المعادلة في W ينتج [1]: $E'(W) \cdot \left[\frac{W}{E(W)}\right] = 1$

نستنتج من العلاقة الأخيرة أننا نحصل على أجر الفعالية W_{ef} عند مستوى من الأجر الذي تكون فيه مرونة المجهود المبذول تساوي 1(مرونة الجهد بالنسبة للأجر=1) (أو ما يسمى بشرط 'سولو')،كما يظهر أيضا في الشكل أن: أجر الفعالية هو أجر وحيد مستواه في سوق العمل يختلف عن مستوى الأجر التوازني ، ليس له أي علاقة بعاملي الإنتاج a و S و إنما يتوقف فقط على الأجر و الجهد.

الشكل رقم (5.1) : الشكل البياني لشرط 'سولو'.



Source: Isabelle Waquet ,Marc Montoussè , **Macroèconomie**, Référence déjà cité ,p 184.

يبين المنحنى أن الجهد ينموا مع مستوى الأجر، و لكن مستوى الجهد الهامشي يصبح متناقص بعد حد معين (العتبة) الأجر الفعال يكون إذن هو مستوى الأجر الذي يعظم الجهد الهامشي وهي نقطة التماس A بين المستقيم "ox" و منحنى الجهد .

تكون البطالة حسب مدرسة أجر الفعالية، إذا كان أجر الفعالية W_{ef} أكبر من الأجر التوازني المعبر عنه بـ W^*

- تستدعي هذه الوضعية حالتين:[2]

- تتمثل الحالة الأولى في نموذج الكسول' لشابيرو' و 'ستيقليتز' (Tir-au-flanc) ، يرى هذان الاقتصاديان أن لا أحد يضمن للمنشأة أن يبذل العامل الجهد المطلوب مقابل الأجر المعطى، مراقبة نشاطه زيادة في التكاليف مع قلة

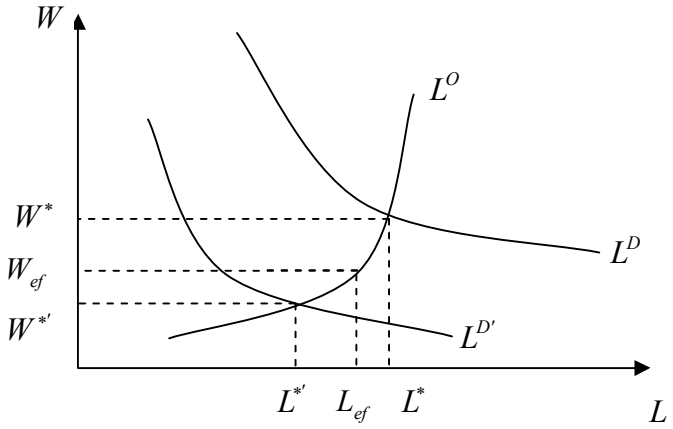
[1] إذا كانت $y = f(x)$ فإن $y'(x/y)$ تمثل مرونة y في النقطة x .

[2] Isabelle Waquet ,Marc Montoussè , **Macroèconomie**, Référence déjà cité , p 185-186.

في الفائدة. حتى يبذل العامل الجهد اللازم، ترفع المنشأة أجره ليصبح يساوي أجر الفعالية. بمعنى كلما ابتعد أجر الفعاليةعن الأجر التوازني كلما زادت البطالة اللاإرادية.

– في الحالة الثانية إذا انتقل الطلب على العمل L^D إلى أسفل بسبب صدمة سلبية في الطلب الإجمالي، يفترض حسب الكلاسيك أن الأجر التوازني ينتقل من(W^*)إلى($W^{*'}$) . في نظر مدرسة أجر الفعالية، يبقى الأجر عند مستوى أجر الفعالية W_{ef} حتى لا ينخفض الجهد و تنخفض الإنتاجية(الاختيار الرشيد عوض الاختيار التوازني) كما يوضح الشكل التالي :

الشكل رقم (6.1): آلية التوازن عند الكينزيين المجددين.



Source : Isabelle Waquet , Marc Montoussè , **Macroéconomie**, Référence déjà cité, p 186.

يظهر إذن أن هناك ارتباطا وثيقا حسب المدرسة بين جهد العامل و الأجر الحقيقي أو بمعنى آخر بين أجر الفعالية و الأجر الحقيقي.

2.3.آثار التخلفية (الهستيريا) على البطالة (Effet d'Hystérésis sur chômage) :

لقد رأينا من قبل أن عند الكلاسيكيين المجددين مرونة الأسعار و الأجور تعمل على الأمد الطويل على استقرار العرض الإجمالي في وضعه الطبيعي، بحيث تظهر معالم الاستقرار في استقرار البطالة عند مستواها الطبيعي.

السؤال الذي بقي مطروحا على المدرسة الكينزية الجديدة، هل معدلات البطالة التي عرفتها الدول الصناعية (OCDE) خلال السنوات الأخيرة من القرن الماضي تعود إلى اعتدال المعدل الطبيعي مع المعدل الفعلي؛ يتجلى هذا أساسا في أعمال كل من 'بلنشارد'و'سامرس' "O.BLANCHARD" و"L. SUMMERS" (1987) و ما يسمى عندهم بآثار التخلفية"Effet d'Hystérésis"[1]، حيث بفعل هذه الآثار، الأسعار و الأجور غير المرنة تجعل البطالة الطبيعية تعتدل آليا مع البطالة الفعلية[2].

[1] يقصد بها الحالة التي تجعل الظاهرة تستمر بالرغم من اختفاء المسبب في حدوثها

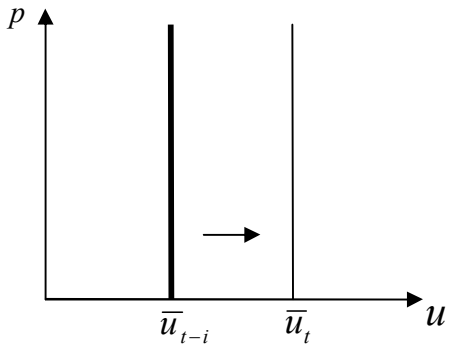
[2] http :// www.lyc-assonval-brive.ac-limoges.fr/jp-simonnet/spip.php?article155. date de consultation :15/05/2010.

انتقال منحنى البطالة الطبيعية(الخط المستقيم العمودي في الشكل (7.1) إلى اليمين مرتبط من جهة بوضعيته الأولى و من جهة أخرى بالتغير في البطالة المشاهدة للفترة السابقة $(u_{t-i} - \overline{u}_{t-i})$ ، أي أن:

$$\overline{u}_t = \overline{u}_{t-i} + a(u_{t-i} - \overline{u}_{t-i})$$

أو بشكل آخر: $\overline{u}_t - \overline{u}_{t-i} = a(u_{t-i} - \overline{u}_{t-i})$.

الشكل رقم (7.1): علاقة التضخم بالبطالة على آثار التخلفية.



Source : http :// www.lyc-assonval-brive.ac-limoges.fr/jp-simonnet/spip.php?article155, Référence déjà cité .

تعني العلاقة الأخيرة أن الحالة التي كانت عليها البطالة في المراحل الماضية(أي تاريخها) هي التي تفسر البطالة الطبيعية في مرحلة ما(تفسر البطالة إلا بالبطالة)؛ بمعنى آخر: يكون معدل البطالة عاليا في الفترة الحالية، إذا كان معدله الفعلي في الفترات السابقة أعلى من وضعه الطبيعي في نفس الفترات السابقة. كلما كبر الفارق بين البطالة الفعلية و البطالة الطبيعية $u_{t-i} \succ \overline{u}_{t-i}$ في البداية، كلما زادت حدة البطالة الطبيعية في النهاية $\overline{u}_t$.

-ما يميز أيضا الظاهرة هو أنها تبقى تتطور بالرغم من اختفاء الأسباب التي أدت إلى وجودها(التطور الذاتي للبطالة).

- الأسباب التي تجعل البطالة الطبيعية تعتدل مع البطالة الفعلية، يرجعها البعض إلى الطابع الدائم للبطالة (البطالة الهيكلية) التي تعمل في الأخير على تآكل الموارد البشرية(أهمية الكفاءة في التشغيل) من جهة و إلى طول المدة التي يبقى فيها عارض العمل في حالة البطالة.

بالإضافة إلى هذين السببين هناك سبب آخر رئيسي حسب مدرسة الاختلال هو ابتعاد أجر الفعالية عن الأجر التوازني و ما يحدثه هذا الابتعاد من دوام في البطالة اللاإرادية و تفاقمها[1].

[1] A Perrot , **Les nouvelles théories du marché du travail**, Référence déjà cité , p 51.

4. مساهمة أهم النظريات الجزئية و الحديثة في تفسير البطالة :

من الواضح أن تحليلا كليا لسير سوق الشغل يبقى دائما محل نزاع، نظرا لتغير التطور الهيكلي للبطالة، فالتفكير بطريقة مواجهة العرض والطلب الكلي للعمل يفرغ التحليل من كل معنى، هذا ما جعل اقتصاديو العمل يدخلون تدريجيا عناصر جديدة في تحليل الظواهر الموجودة في سوق الشغل، تختلف هذه العناصر حسب رؤية أصحاب الأفكار، فمنهم من يرى أن عارض العمل هو سبب ظهور البطالة، ومنهم من يرى أنّ طالب العمل هو سبب ظهورها، ومنهم من يرى أنّ العمال فيما بينهم هم الذين يحدثون البطالة.لكن رغم اشتراك بعض النظريات و الأفكار في مبدأ الانطلاق- سواء النظر من جانب الطلب أو جانب العرض- فإنها تختلف في مضمون التحليل لأسباب اختلال سوق الشغل،هذا ما دفعنا إلى التطرق إليها و سرد أهم هذه الأفكار و التحاليل.

1.4.نظريات تقسيم سوق الشغل :

ظهرت نظريات تقسيم سوق الشغل في سنوات السبعينات من القرن العشرين بالولايات المتحدة الأمريكية، حيث سمحت دراسات أقيمت في تلك الفترة حول الفقر والتمييز من الوصول إلى فرضية تقول أن هناك فئات مختلفة من العمال والتي لا يمكنها أن تتنافس فيما بينها لعدة أسباب منها : التمييز، الإنتاجية، المكانة الاجتماعية...الخ. هذه التقسيمات لا يمكن أن تفسر البطالة مباشرة ولكن يمكن أن تفسر بعض خصائصها[1].هذه النظريات هي:

1.1.4.نظرية قوة التفاوض للداخلين(insiders) أو نظرية المتواجدين داخل المؤسسة – خارج المؤسسة (insiders-outsiders) :

تعود هذه النظرية إلى أعمال كل من " Lindbeck" و"Snower"وركّزت على عامل أساسي هو أنه توجد علاقة تفضيل بين رب العمل والعمال الحاليون مقارنة بعارضي العمل خارج المؤسسة. حيث اقترح 'ليندباك' و 'سنوورتحليلا مبنيً ا على أساس التضاد (التناقض) بين الأجور المدمجة في المؤسسة الخاصة بالعمال المتواجدين حاليا فيها (insiders) و البطالين المرشحين للتوظيف (outsiders)[2] ،العمال الحاليون في المؤسسة (insiders) لديهم معطيات خاصة بهم تستغلها المؤسسات في عملية الإنتاج. هؤلاء العمال اجتازوا اختبارات الانتقاء (Sélection) عند التوظيف، والتي يمكن أن تكون طويلة الأمد و مكلفة، كما تحصلوا على تكوين بعد التحاقهم بالمؤسسة، و هو تكوين مكلف يجب على المؤسسة إهتلاكه، زيادة على أن هؤلاء العمال اندمجوا في المؤسسة و قبلوا تنظيمها و أهدافها كل هذه التكاليف تسمى بتكاليف دوران اليد العاملة، و هو ما يجعل المؤسسة تفضل العمال الحالين لأنهم مكلفون وتحاول المحافظة عليهم و إذا أرادت أن توظف عمالا آخرين (outsiders) فعليها أن تدفع تكلفة دوران أخرى، هذه التكاليف كما يراها 'أوكون' "Okun" في كتابه (prices and quantities) تعتبر كرسم إضافي تدفعه

[1] Gemieve GRANGEAS, Jean Marie LEPAGE, **Economie de l'emploi,** Référence déjà cité, P 93.

[2] M LALLEMENT , **Les nouvelles théories de la relation d'emploi**, les cahiers français ,documentation française , N° 246 , Mai-Juin 1999 , P 29.sur le cite :http://www.mage.cnrs.fr/CD GDRE Magepour Web/lallement.html. date de consultation :18/06/2010.

المؤسسة. يمكن للعمال المتواجدين في المؤسسة (insiders) أن يتدخلوا في هذه التكاليف، لأن لهم وزنا في المؤسسة يسمح لهم بذلك، و بالتالي لهم سلطة السوق على الأجور.هذا ما يجعل من المستحيل للعمال الذين يرغبون في الحصول على عمل و لو بأجر أقل (outsiders) القيام بمزايدات منخفضة. هذه الوضعية تجعل العمال الحالين في المؤسسة (insiders) قادرين على المطالبة برفع الأجور – ما دامت هذه الزيادة أقل من تكاليف الدوران – دون الخوف من الإقالة وحتى القيام بإضراب إذا وظفت المؤسسة البطالين (outsiders) عوض رفع الأجور ، كما يمكنهم رفض التعاون مع العمال الجدد و مضايقتهم. كل هذه الخطط التي يقوم بها العمال الحالين (insiders) ترفع من تكلفة الدوران و تضعف من إنتاجية العمال الجدد و تعّطل إدماجهم، هذا ما يسمح لهم الحفاظ على عملهم في المؤسسة[1].

إذن من مصلحة المؤسسة أن تحافظ على عمالها (insiders) بالرغم من أنها تدفع أجور أكبر من التي يطلبها البطالين (outsiders) وهذا ما يخلق البطالة أو ما يسمى بالبطالة الإرادية[2].

2.1.4. نظرية ازدواجية سوق العمل (Thèorie du dualisme de marchè de travail) :

طُرحت هذه الفكرة لأول مرة سنة 1970 من طرف 'م.ج. بيور' "M.J.Piore"، حيث تقول هذه الفكرة أن هناك نوعين من الأسواق [3]:

سوق أولي : ويضم مناصب عمل ذات الأجر العالي و المتميزة بالاستقرار، الإغراء، شروط عمل جيدة، أمان نسبي في العمل و مستقبل مهني. يشغل هذه المناصب الأفراد ذي الأولويات من الفئة النشيطة، وعلاقات العمل في هذه السوق واضحة و مقننة .

سوق ثانوي : يتميز هذا السوق بالعناصر العكسية للسوق الأولي، يضم جميع الأفراد المهمشين (شباب، مهاجرين...)، علاقات العمل فيه: فردية، الأحكام تعسفية ، مناصب العمل غير ثابتة، الأجر رديء ، و شروط العمل رديئة. الانتقال من السوق الثانوي إلى السوق الأولي مستحيل لكن العكس ممكن .

إذا افترضنا وجود بطالة،فإنّ تحاليل التقسيم تسمح الأخذ بعين الاعتبار مختلف معدلات البطالة بالنسبة لكل فئة من المجتمع. و الفئة الأكثر تضررا بالبطالة هي تلك التي تنتمي إلى القطاع الثانوي، أين تقلبات العمل تخضع لتقلبات الظروف الاقتصادية، مع العلم أن البطالة تمس اليدالعاملة في القطا ع الأولي في حالة الركود الاقتصادي المستمر فقط و بنسبة ضعيفة. وفي حالة ما إذا أراد العامل من القطاع الأولي البحث عن عمل في القطاع الثانوي، فإنّ احتمال بقائه في حالة بطالة ضعيف جدا، بالطبع فإنّه–حسب تعريف السوق الأولي– يدخل المنافسة مع عمال لديهم خصائص فر دية غير مفضلة للإدماج السهل في سوق الشغل ، وبالتالي فإن خطر البطالة ليس نفسه لكل العمال .

---

[1] M LALLEMENT , **Les nouvelles théories de la relation d'emploi**, Référence déjà cité, P 30.

[2] إرادية من طرف العمال المتواجدين بالمؤسسة(insiders) أي الذين يحافظون على مناصب عملهم و يفرضون على البطالين الذين يرشحون أنفسهم للعمل (outsiders) البقاء في البطالة . أي بإرادة من (insiders) يبقى الـ (outsiders) في البطالة.

[3] Gemieve GRANGEAS, Jean Marie LEPAGE, **Economie de l'emploi,** Référence déjà cité, P 96.

تسمّى البطالة التي يفسّرها السوق المزدوج ببطالة الانتظارالتي تمسّ العامل الذي ينتمي إلى السوق الأولي، والذي أقيل من عمله و يرفض البحث عن العمل في السوق الثانوي مثل هذه البطالة يمكن تسميتها بالبطالة الإرادية، و هو ما يحدث كذلك لعمال السوق الثانوي. و منه يتبين أن المرور من السوق الثانوي إلى السوق الأولي مستحيل، فإذا أراد عامل في السوق الثانوي إيجاد عمل في السوق الأولي، فليس له الخيار إلا المرور بفترة بطالة.

و خلاصة القول أنه يمكن بطريقة غير مباشرة أن يكون ظهور البطالة ناجم عن هذا التقسيم، الذي يرجع إلى آلية سير بعض أقسام السوق[1].

2.4نظرية رأس المال البشري و علاقة 'بيفريج' :

1.2.4. نظرية رأس المال البشري :

يرجع الفضل في تطوير نظرية رأس المال البشري إلى'ج.س.بيكر' "G.S. Becker"سنة 1964 الذي أعطى تحليل جديد لتفسير إختلال سوق الشغل المتمثل في البطالة، حيث انطلق من فكرة معارضة إحدى فرضيات النظرية النيوكلاسيكية التي تعتبر أنّ العمل متجانس، إلا أنه في الحقيقة هناك اختلاف في مؤهلات العمال داخل المؤسسة. ركّز 'بيكر' في تحليله على الجانب التعليمي أو المستوى التعليمي لطالب الشغل في تفسيره لهذا الاختلال. لهذا تعتبر نظرية عرض العمل، حيث تنظر الى جانب عرض العمل مهملة جانب رب العمل، و بهذا تعتبر من النظريات الجزئية التي تفسر سوق العمل، كل فرد يستثمر في تكوين نفسه و التعلم لأنه يتوقع الحصول على اجر جيد عن طريق تلاؤمه – أي الفرد مع تكوينه – مع الطلب على العمل.

– تحاول نظرية راس المال البشري ايجاد تفسير واضح لظاهرتين في آن واحد : اختلاف الاجور و تطور البطالة و باعتبارها تحليلا مفسرا للبطالة، و بما أن كل فرد يعتبر مكونا لرأسمال في التكوين و التعلم، فان النظرية تفترض أن هناك أشخاصا ليس لديهم تكوينا أو تعليما و هو ما يؤدي الى خلق نقص في رأس مالهم البشري حيث لا يستطيعون التوافق مع الطلب على العمل، و النتيجة هي أنهم سيكونو في حالة بطالة[2].

2.2.4. علاقة 'بيفرج' "Bévridge" :

اقترح الاقتصادي الانجليزي 'ويليام بيفرج' فكرة أنه يمكن تعريف(تحديد) التشغيل الكامل إحصائيا، عندما تتحقق المساواة بين عدد البطالين و عدد مناصب الشغل المؤقتة .كما هو معلوم فإنّ البطالة تنتج داخل أي اقتصاد من مدة الحصول على المعلومات الخاصة بسوق الشغل، وكذا تلاقي الطالبين والعارضين للعمل، أو بعدم تناسق ظرفي و نوعي بين الخبرات المطلوبة و المعروضة في سوق الشغل، ومنه يوجد حتما وفي آن واحد عروض وطلبات غير

[1] Gemieve GRANGEAS, Jean Marie LEPAGE, **Economie de l'emploi**, Référence déjà cité ,P 99.

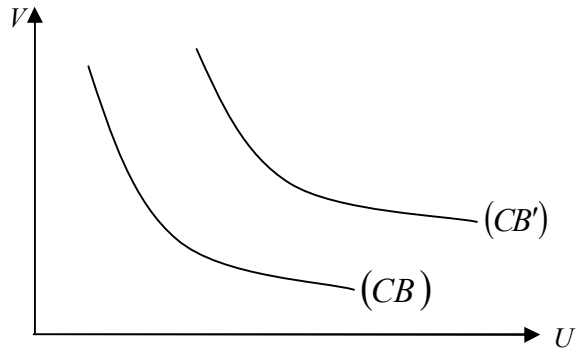
[2] جلالي شرفي،**دراسة قياسية لمحددات مدة البطالة عند خريجي الجامعات**،مذكرة ماجستير، اقتصاد كمي ، جامعة الجزائر ، 2006-2007،ص23.

محققة، حيث تطور هذه الأخيرة خلق علاقة عكسية بين معدل مناصب الشغل المؤقتة (الشاغرة "vacante ") V ومعدل البطالة U.

-اهتم 'بيفرج' بتقدير أهمية اعادة تخصيص(مكافئة) العمال بالاستعانة بالعلاقة الموجودة بين الوظائف الشاغرة و مستوى البطالة[1] .

- منحنى بيفرج يوضح هذه العلاقة بين معدل البطالة U و معدل الوظائف الشاغرة V و الذي يساوي إلى عدد الوظائف الشاغرة تقسيم عدد السكان النشطين ، كما هو موضح بالشكل التالي :

الشكل رقم (8.1): منحنى 'بيفرج'.



Source : http:// www.lyc-assonval-brive.ac-limoges.fr/un peut d'èconomie/spip.php?page=recherche= Beveridge. date de consultation :20/06/2010.

- يوضح ميل منحنى 'بيفرج'السالب علاقة عكسية بين معدل البطالة U و معدل الوظائف الشاغرة V، يبين'بيفرج' انه عندما يتباطئ (ينقص) النشاط الاقتصادي، تفتح المؤسسات فقط بعض الوظائف الشاغرة حينها يرتفع معدل البطالة ، بينما في الحالة العكسية (ازدهار الاقتصاد) تؤدي الى زيادة الوظائف الشاغرة و انخفاض البطالة .

- يستلزم منحنى 'بيفرج' في نفس الوقت مناصب شاغرة و عدد من البطالين ، وهو ما يعكس عدم فعالية (اعادة تخصيص اليد العاملة ، حركية اليد العاملة) ،يرجع ذلك الى المعلومات غير التامة الموزعة في سوق الشغل.

- تطرجم فعالية طريقة التسوية من طرف وضعية المنحنى مقارنة بنقطة المبدأ، حيث كلما كان المنحنى أقرب الى نقطة المبدأ (الأصل) كلما كانت طريقة اعادةتخصيص اليد العاملة التي تؤدي الى تعديل سوق الشغل فعّالة ، لانه بهذه الطريقة (الشروط) كل وظيفة شاغرة سوف تكون محجوزة (تشغل) بسرعة من قبل بطال ، كما في الشكل السابق المنحنى (CB) يعبر عن طريقة تخصيص موارد اليد العاملة أكثر فعالية من المنحنى (CB')،في سوق العمل الممثل بالمنحنى (CB) من أجل نفس الوظائف الشاغرة مستوى البطالة في هذا المنحنى أقل مقارنة بالمنحنى (CB').[2]

[1] A Perrot , **Les nouvelles théories du marché du travail** , Référence déjà cité, p 63.

[2] Un peut d'èconomi, **La courbe de Beveridge**, dans le cite :http:// www.lyc-assonval-brive.ac-limoges.fr/un peut d'èconomie/spip.php?page=recherche= Beveridge. , Référence déjà cité ,

3.4. نظرية العقود الضمنية 'بايلي–آزارياديس' " Baily " و"Azariadis":

تنطلق نظرية العقود الضمنية من مبدأ أن إبرام العقد يكون بين العارض و الطالب للعمل، مقابل خدمة متبادلة (أو مدة التبادل) بهدف تسيير مخاطر عدم التأكد الموجودة في الأسواق هذه الرغبة المتبادلة تمكّن كل من رب العمل و العامل من التقليص من مخاطر التدفقات العشوائية سواء بالنسبة للأجر الذي يتحصل عليه العاملون أو الربح الذي تتحصل عليه المؤسسات جراء استثماراتها.[1]

عندما تقرر المؤسسة وضع استراتيجية أو سياسة للعمل–أجر، فإنها ستقدم للعامل سلعة مضمونة، منصب عمل وتأمين ضد الخطر. حيث يصبح من الأمثل لأرباب العمل يؤمّنوا عمالهم ضد مخاطر التدفقات الأجرية لأنه بالنسبة لهم الوسيلة الوحيدة غير المكلفة لاستقطاب اليد العاملة التي يحتاجونها. من هنا تختار المؤسسة أو رب العمل عقد العمل الذي يعظّم أرباحها تحت قيد تأمين منفعة دنيا للعامل. و بالتالي فإن الرابطة التي تعقد بين رب العمل و عماله عبارة عن عقد ضمني، حيث يقترح رب العمل أجرا مستقرا لأجرائه (مع وجود خطر الإقالة) ، ولكن هذا الأجر أقل –نوعا ما– من الذي يجب دفعه في عدم وجود هذا الضمان. في حالة ظروف اقتصادية رديئة، تتعهد المؤسسة بعدم اللجوء إلى تخفيض الأجور.هذه الوضعية تسمح للأجراء التمتع بصفة معينة من تعويض التأمين.أما في حالة ظروف اقتصادية جيدة، فان المؤسسة هي التي تستفيد من علاوات التأمين. هذه الاستراتيجية المتبادلة بين العمال و أرباب العمل تؤدي إلى جمود (rigidité)الأجور لأنه من منظور هذه النظرية جمود الأجور استراتيجية مثلى لمحاربة عدم التأكد، و منه عدم معرفة الجو الاقتصادي مسبقا هو المؤسس الأول لنماذج العقود الضمنية[2].

1.3.4.الصياغة الرياضية لنظرية العقود الضمنية :

دالة المنفعة للعمال تعطى بالعلاقة التالية : $U = k \cdot u(w_1) + (1-k) \cdot u(w_2)$.....(29.1)

حيث ان : k :احتمال ارتفاع (ازدهار) النمو الاقتصادي في السنة t.

$1-k$: احتمال انخفاض(تدهور) النمو الاقتصادي في نفس السنة.

w_1 ، w_2 : على التوالي اجر حقيقي متحصل عليه في حالة ازدهار و تدهور.

$u(w_1)$ ، $u(w_2)$: المنفعة المتحصل عليها في كل حالة.

دالة الربح لرب العمل تعطى بالعلاقة التالية:

$$\Pi = k \cdot (y \cdot p_1 - L \cdot w_1) + (1-k) \cdot (y \cdot p_2 - L \cdot w_2) \quad .....(30.1)$$

حيث y : مستوى الانتاج ، p_1 ، p_2 على التوالي المستوى العام للاسعار في حالة الازدهار و التدهور.

L : مستوى التوظيف .

---

[1] مهدي كلو، **الخروج من البطالة نحو وضعيات مختلفة :دراسة حالة عينة من حملة الشهادات العليا**،مذكرة الماجستير ،تخصص الاقتصاد القياسي،جامعة الجزائر ، 2003-2002 ،ص 23.

[2] Gemieve GRANGEAS, Jean Marie LEPAGE, **Economie de l'emploi,** Référence déjà cité, P 106.

- يعمل رب العمل على تعظيم الربح ولكن تحت القيد $U = U_h$: الذي يمثل المتسوى الأدنى من المنفعة الذي يطلبه العمال (يمثل العقد الضمني بين المؤسسة و العمال الذي ينص على أن منفعة العمال يجب ان لا تنخفض تحت هذا المستوى). هذا المستوى من المنفعة للعمال ناتج عن حصول أجر w_m غالبا يكون متوسط w_1 و w_2 حيث أن:

$$w_m = k \cdot w_1 + (1-k) \cdot w_2 \ldots\ldots\ldots\ldots (31.1)$$

حيث: w_m :يسمى بأجر القبول .

- و منه يكون البرنامج الذي يعظم الربح لرب العمل يعطى كما يلي :

$$\begin{cases} \Pi = y[k \cdot p_1 + (1-k) \cdot p_2] - L \cdot w_m \\ \text{S.C}: \quad u(w_m) = U_h \end{cases}$$

حل هذا البرنامج يعطي الأجر الذي يعظم هذا الربح و الذي يمثل اجر القبول، يدل هذا على أن الأجر يبقى جامدا عند المستوى w_m مهما يكن الوضع الاقتصادي .

-بهذه الطريقة تفسر هذه النظرية جمود الاجور عند مستوى اجر القبول الذي يتحدد ضمن نموذج العقود الضمنية الذي يمكن أن يسبب في حدوث بطالة إجبارية[1].

4.4. نظرية مفاوضات الأجور :

تعود هذه النظرية إلى أعمال كل من" Layard" و"Nickell Jackman" سنة 1991 و تفترض وجود نقابات داخل المؤسسة هدفيها الرئيسيان هما تنمية الأجر الحقيقي و خلق مناصب عمل جديدة .

1.4.4. هدف المؤسسة :

باعتبار دالة الانتاج التالية : $Y = f(K, L) \ldots\ldots\ldots (32.1)$

حيث : K رأس المال و L : العمل

بافتراض راس المال ثابت يكون : $Y = f(\overline{K}, L) = f(L)$

-ربح المؤسسة (ممثل بوحدات الانتاج) يكون : $\Pi = f(L) - wL \ldots\ldots(32.1)$

بتعظيم دالة الانتاج بالنسبة للعمل ينتج :

$$\frac{d\Pi}{dL} = 0 \Rightarrow f'(L) = w = PML \ldots\ldots\ldots(33.1)$$ (الانتاجية الحدية للعمل =الأجر الحقيقي)

المعكوس لهذه العلاقة يحدد الطلب على العمل : $L = L(w) = f^{-1}(w)$ حيث $L'(w) \langle 0$.

[1] M LALLEMENT , **Les nouvelles théories de la relation d'emploi**, Référence déjà cité, P 25-27.

2.4.4. هدف النقابة :

أولا. دالة منفعة النقابة :

دالة منفعة النقابة تعطى بالعلاقة : $U(w-\overline{w},L-\overline{L})$ ، وهذا حسب "Stone et Geary" حيث أن المنفعة تتبع فائض الأجور و العمل مقارنة بمستوى الأجر و العمل الأدنى "$\overline{w},\overline{L}$" الذي لا تقبل النقابة التفاوض عند أقل من هذا المستوى. يفترض أن : $U_{wL}\langle 0, U_{LL}\langle 0, U_{ww}\langle 0, U_L\rangle 0, U_w\rangle 0$

-النقابة تعظم المنفعة تحت قيد منحنى الطلب على العمل أي :

شروط الدرجة الأولى هي : $TMS_{w\grave{a}L} = \frac{U_w}{U_L} = -L'(w)$..... .(34.1)

أي أن النقابة تختار مستوى الأجر و العمل الذي يكون عنده المعدل الحدي للاحلال "أجر– عمل" (ميل منحنى السواء) يساوي ميل منحنى الطلب على العمل كما في الشكل رقم (10.1).

- من أجل ذلك، " Stone et Geary " إقترحا دالة للمنفعة في شكل دالة من نوع "cobb-douglas" كما يلي:

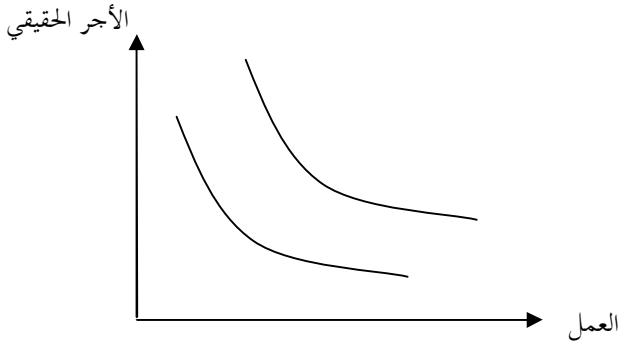
$$U(w-\overline{w},L-\overline{L}) = (w-\overline{w})^{\alpha}(L-\overline{L})^{1-\alpha} \text{..... ....(35.1)}$$

حيث أن : $0\langle\alpha\langle 1$ و تمثل قوة التفاوض للنقابة ، و $\overline{w},\overline{L}$ هما على التوالي الأجر الأدنى و مستوى التوظيف الأدنى الذين لا تقبل النقابة المفاوضة دونهما[1].

ثانيا. الهدف الاقتصادي للنقابات :

تفضيلات النقابة بين الأجور الحقيقية و مستوى العمل تطرجم من خلال منحنيات السواء كما في الشكل التالي:

الشكل رقم (9.1) : منحنيات السواء للنقابات



Source : Michael Burda & Charles Wyplosz : **Macroéconomie,** Référence déjà cité, P85.

يمثل الشكل مختلف التوليفات (w,L) على نفس المنحنى التي تعطي للنقابة نفس مستوى من المنفعة، أما الميل السالب للمنحنى و الذي يختلف من نقطة إلى أخرى يبين إمكانية الاحلال بين مستوى العمل (معبر عنها بعدد ساعات العمل أو عدد العمال) و مستوى الأجر،كما أن الميل الضعيف يعني لابد من التضحية بكمية كبيرة من العمل من أجل زيادة ضعيفة في الأجر الحقيقي (في أسفل المنحنى) أما الميل الكبير يعني الحالة العكس.

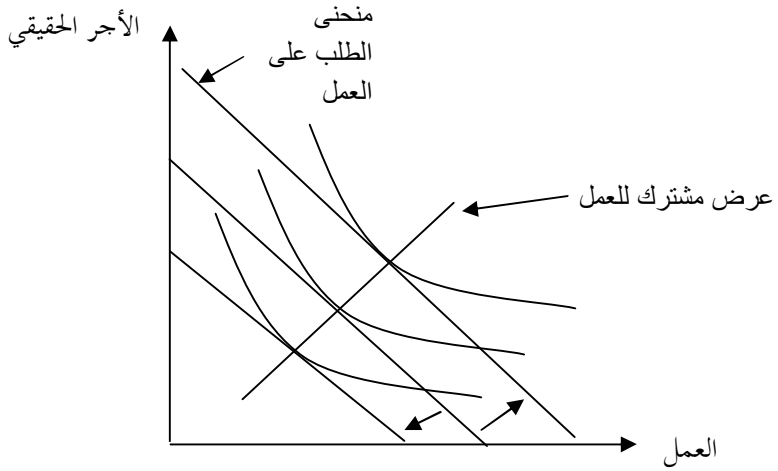
[1] Michael Burda & Charles Wyplosz : **Macroéconomie : une perspective européenne**. Traduction de la 3ème édition par Jean Houard. Ed. DeBoeck université , Bruxelles , Belgique, 2003 , P89-90.

– كلما ابتعد منحنى السواء على المبدأدلّ ذلك على زيادة منفعة النقابة .

– خط الميزانية للنقابة هو منحنى الطلب على العمل للمؤسسة الذي يمثل"*PML* " (و هو المنحنى الذي يحقق أقصى ربح للمؤسسة أين تتساوى الإنتاجية الحدية للعمل مع الأجر الحقيقي)[1].

– بمراعاة منحنى الطلب على العمل يكون من الأمثلية من طرف النقابة اختيار نقطة التماس بين خط الميزانية (منحنى الطلب على العمل)و أعلى منحنى سواء ،كما في الشكل التالي:

الشكل رقم (10.1) : منحى العرض المشترك للعمل.



Source : Michael Burda & Charles Wyplosz : **Macroéconomie,** Référence déjà cité, P86.

– عندما ينتقل منحنى الطلب على العمل إلى الأعلى مشيرا إلى زيادة الطلب نتيجة ازدهار اقتصادي يؤدي بالمثل إلى رفع مستوى المنفعة من منحنى سواء إلى آخر أعلى من الأول، أما إذا انتقل منحنى الطلب على العمل إلى الأسفل تنخفض المنفعة بالإنتقال من منحنى سواء إلى آخر أسفل الأول .

– نقاط التماس المختلفة الناتجة عن تحول الطلب على العمل تشكل العرض المشترك (الجماعي) للعمل (L'offre Collective de travail) ،هذا المسار يمثل التوليفات المتعاقبة للأجور الحقيقية و كمية العمل الذي تختاره النقابة و الذي يمثل أعظم منفعة .

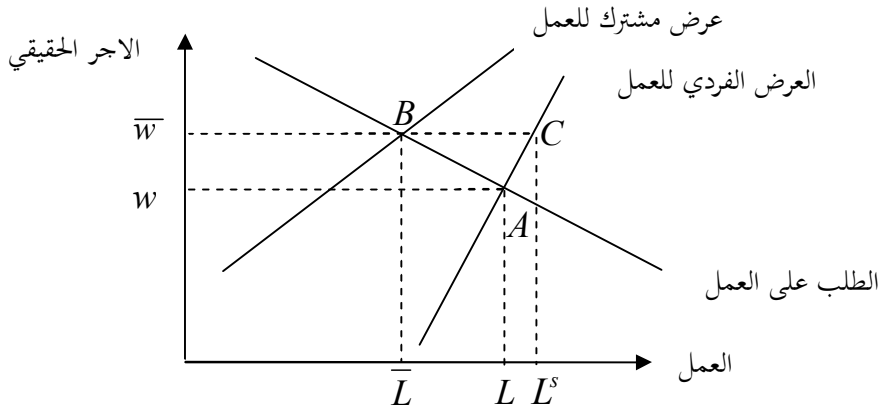
– إن ميل منحنى العرض الجماعي للعمل أقل انحدارا من ميل منحنى العرض الفردي ،وهذا ما يدل على قوة النقابة مقارنة بالفرد ،حيث أنه زيادة نفس مستوى الأجر تؤدي إلى زيادة كمية العمل في النقابة أعلى منها على المستوى الفردي.

– منحنى العرض الجماعي يكون أكثر جمودا (إستقرارا) مقارنة بمنحنى العرض الفردي –هذا يعود إلى أن أعضاء النقابة غالبا ما يكون لديهم عمل (وظيفة) و بالتالي فان كل من مستوى الأقدمية و الكفاءة و نسبة الحماية للعامل تلعب كحافز يؤدي إلى زيادة في مستوى التأثير في المؤسسة – مقارنة بمنحنى العرض الفردي.

[1] Michael Burda & Charles Wyplosz : **Macroéconomie : une perspective européenne.** Référence déjà cité, P.85.

3.4.4. نتائج التفاوض الجماعي للعمل:

الشكل رقم (11.1) :سوق العمل في وجود النقابة.



Source : Michael Burda & Charles Wyplosz : **Macroéconomie,** Référence déjà cité, P87.

– إن منحنى العرض الجماعي للعمل (يمثل أيضا منحنى عرض الأجر للنقابة) يقع دائما فوق منحنى العرض الفردي للعمل (منحنى عرض العمل بدون مفاوضات) و هذا ما يدل على انه من أجل كل مستوى معين من العمل مستوى الأجر الحقيقي يكون دائما أعلى (كبير) في النقابة .

– اعتمادا على الشكل رقم (11.1) ، بدون وجود نقابة التوازن يكون عند النقطة A (أي بشكل فردي)، بمعنى أن العمال سيكونوا على استعداد بعرض مستوى من العمل L عند الاجر w ، غير أن هذا لا يحدث بوجود النقابات حيث أن التوازن يكون عند النقطة B أي مستوى من العمل أقل $\overline{L}$ ومستوى من الأجر أعلى $\overline{w}$ (و هو ما يدل على قوة النقابة).

– في النتيجة يكون هناك بطالة مقدارها $\left(L^S - \overline{L}\right)$،التي تعتبر فرديا "غير إرادية" و لكن "ارادية" من أجل النقابة التي تختار بين العمل و الأجر، حيث أن العمال يكونو فرديا مستعدين من أجل عرض كمية العمل L^s مقابل الاجر $\overline{w}$ ،إلا أن عرض العمل لا يكون في حالة النقابة سوى $\overline{L}$.[1]

4.4.4. التحليل الرياضي للنضرية :

بشكل عام نموذج مفاوضات الأجور بين النقابات و المؤسسات يستند لى نظرية الاقتصاد الجزئي و بشكل خاص إلى نظرية الألعاب، غالبا تعالج مشكلة المفاوضات مثل لعبة مفاوضات، طرفا اللعبة : النقابة ، بفرض أنها مكونة من مجموعة أعظاء متشابهة و المؤسسة، حل هذه اللعبة يتم باستعمال معيار" Nash " المعمم (le critère de Nash gènèralisè)، يقوم هذا الاخير بتعظيم نتيجة كل من النقابة و المؤسسة، بمعنى آخر الفجوة بين هدفهم في المفاوضات و نقطة التراجع (point de repli) ، الأجر w و العمل L هما حلا اللعبة[2].

[1] Michael Burda & Charles Wyplosz : **Macroéconomie,** Référence déjà cité, P87-88.

[2] مسعودي مليكة ، **البطالة و حلقة أسعار– أجور** ،مذكرة ماجستير، قسم العلوم الاقتصادية ، جامعة الشلف، 2007-2008 ،ص41.

الصيغة العامة لحل اللعبة تكون كما يلي[1] : $Max(U-U^*)^{\theta}\cdot(\Pi-\Pi^*)^{1-\theta}$.....(36.1)

أو بشكل آخر : $Max[\theta\cdot\log(U-U^*)+(1-\theta)\cdot\log(\Pi-\Pi^*)]$.....(37.1)

أين U يمثل دالة منفعة النقابة و Π دالة ربح المؤسسة ، U^* و Π^* تمثل على التوالي أدنى مستوى من المنفعة و الربح الذي لا يقبل التفاوض أقل منهما (تسمى بنقطة الوضع الراهن)، θ تمثل قوة التفاوض للنقابة.

– تحت هذا الشكل حل 'ناش' للنموذج السابق يكافئ نتيجة للعبة غير تعاونية (jeu non coopèratif) بين النقابة و المؤسسة .

– هدف النقابة هو تعظيم المنفعة بالنسبة للأجر و العمل أي : $U=U(w,L)$

– نموذج المفاوضة لابد إذن أن يوضح هدف النقابة بالنسبة للأجور و/ أو العمل ،وهذا حسب "Maning (1987) حيث إقترح نموذج مساومة ديناميكي (تتابعي) (un modèle de marchandage sèquentiel)، أولا لدينا مساومة على الأجر (أو العمل) ، بعدها العمل (أو الأجور) ، كما لأ قوة المفاوضات للنقابة تكون مختلفة في كل مرحلة.

– تعتبر هنا الحالة أين المؤسسة و النقابة يتفاوضان في المرحلة الأولى على الأجر و في المرحلة الثانية على العمل حل المشكل هو إذن محدد باعتبار أولا المرحلة الثانية (طريقة :Backward induction) أين مستوى العمل يكون مختار بصفة مثلى (أعظمية) لحل اللعبة يعطى بالعلاقة التالية:

$$Max_L\left[\theta_2\cdot\log\left(U(w,L)-U^*\right)+(1-\theta)\cdot\log\left(\Pi(w,L)-\Pi^*\right)\right].....(38.1)$$

أين θ_2 تمثل قوة المفاوضة للنقابة بالنسبة للعمل ، الحل المفترض أنه وحيد للمشكل المعرف لمستوى العمل يمثل دالة للأجور w و قوة المفاوضات θ_2 : $L=L(w,\theta_2)$.

المرحلة الأولى للعبة تكتب إذن كما يلي :

$$Max_w\left[\theta_1\cdot\log\left(U\left(w,L(w,\theta_2)\right)-U^*\right)+(1-\theta_1)\cdot\log\left(\Pi\left(w,L(w,\theta_2)\right)-\Pi^*\right)\right]..... (39.1)$$

حيث θ_1 تمثل قو ة المفاوضات للنقابات بالنسبة للأجور.

– هذا الحل المكون من مرحلتين (يمثل توازن 'ناش' التام للعبة تتابعية(ديناميكية)) و يعطي الإطار العام لحل نماذج المفاوضات.

– بادماج بشكل خاص نموذج (حق المؤسسة في التسيير) (droit à gérer de l'entreprise) ، في هذا النموذج مستوى العمل يكون محدد أحادي الجانب من طرف المؤسسة أما الأجر يحدد بالتفاوض مع النقابة .

– المؤسسة تعظم ربحها على طلبها على العمل بصفة يتساوى عندها الانتاجية الحدية للعمل مع الأجر الحقيقي.

في هذا النموذج ، مستوى العمل L يكون محدد أحادي الجانب من طرف المؤسسة ، أما الأجر يحدد بالتفاوض مع النقابة.

[1] Isabelle Cadoret-Catherine Benjamin et autres, **économétrie appliquée : méthode et application** , édition de Boeck université, 2eme édition , Belgique , 2009 , p 296 .

– المؤسسة تعظم ربحها بطلب مستوى من العمل بصفة يتساوى عندها الإنتاجية الهامشية للعمل مع الأجر الحقيقي.

– في هذا النموذج $0 \langle \theta_1 \langle 1$ و $\theta_2 = 0$ و نموذج التفاوض يكتب :

$$Max_w [U(w,L)]^{\theta_1} \cdot [\Pi(w,L)]^{(1-\theta_1)} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (40.1)$$

– الأجر المتفاوض عليه يكون معادلة تنمو مع θ_1 "قوة تفاوض النقابة"، بالمقابل العمل ينخفض مع قوة التفاوض لأن الانتاجية الحدية للعمل التي لابد أن تساوي الأجر تكون متناقصة،في النهاية، المؤسسة تقود إلى تثبيت مستوى من العمل عند مستوى ضعيف مقارنة بالحالة أين لا توجد نقابة ، وهو ما يؤدي إلى قصور الطلب و ظهور البطالة، أما الأجر المفاوض عليه يكون مرتفع[1].

–تمثيل النتائج الممكنة للمفاوضات الذي يأخذ في الحسبان حق المؤسسة في التسيير التي تبقى حرة في اختيار مستوى التوظيف الذي تأمله،يكون إذن على منحنى الطلب على العمل، لكنها تكون في حالة دون الأعظمية (دون الإغناء) (sous optimale)،أين يكون من الممكن تحسين متزامن لمنفعة النقابة و ربح المؤسسة، ويمكن إذن اعتبار الطريقة الثانية في المفاوضات بين النقابة و المؤسسة للوصول إلى مستوى الأجور و التوظيف، أذا كانت المفاوضات فعالة، فان الطرفان يصلان إلى أمثلية "pareto" ("un optimum du "pareto")، بمعنى الحالة التي يمكن من خلالها تحسين وضعية طرف دون إفساد وضعية الطرف الآخر، نحصل في النهاية على منحنى التعاقد (la courbe de contrat) الذي يمثل مختلف النتائج الممكنة من المفاوضات الفعّالة [2].

[1] Isabelle Cadoret-Catherine Benjamin et autres, **économétrie appliquée : méthode et application**, Référence déjà cité, P297.

[2] مسعودي مليكة ، **البطالة و حلقة أسعار – أجور** ، مرجع سبق ذكره ، ص 48.

خلاصة الفصل الأول:

رأينا أن رفع حجم العمالة يتوقف عند الكلاسيكيين الجدد على درجة مرونة السياسة الأجرية التي عليها أن تعمل على تخفيض البطالة الاحتكاكية و عدم الرغبة في العمل أو رفع الإنتاجية الحدية للعمل.

في المقابل يرى الكينزيون أن هناك أسبابا تحول دون أن تكون الأجور مرنة كاهتمام الأفراد بتطور الأجور الإسمية عن اهتمامهم بتطور المستوى العام للأسعار و الفرض المؤسساتي للأجر الأدنى و وجود النقابة غير ذلك من العوامل، هذا من جهة، من جهة أخرى، ظهر التجديد في الطرح الكينزي، في قدرته على بلورة نموذج شامل أتاح لأصحاب القرار التحكم في السياسة الاقتصادية بفعل معرفة العلاقة السببية التي تربط المتغيرات الأساسية الكلية و التي يتوقف عليها التوازن الكلي للاقتصاد و المتمثلة في العرض، التضخم و البطالة.

كما خلصنا أن المدرسة النقدية لا تنكر دور السياسة الظرفية في تخفيض معدل البطالة إلى المستوى الطبيعي، و عليه يجب التركيز حسب المدرسة على السياسة الاقتصادية الهيكلية الكفيلة بأن تخفض معدل البطالة الطبيعي.

السياسة التوسعية (سياسة الإنعاش الاقتصادي) سياسة فعالة في النظر الكينزي أما السياسة الفعالة في نظر النقديين هي التي تحارب التضخم. ترى في المقابل المدرسة الكلاسيكية المجددة أن السلطة التنفيذية لا تستطيع إبعاد البطالة الفعلية عن مستواها الطبيعي، بمعنى أن الإنعاش الظرفي للاقتصاد لا يمكن أن يؤثر على البطالة لا في الأمد القصير و لا في الأمد الطويل.

من جهتهم بين ّ الكينزيون المجددون كرد فعل للانتقادات الموجهة إليهم، أن فهم مقتضيات البطالة اللاإرادية يستوجب أولا و قبل كل شيء فهم الأسباب التي تجعل الأجور لا تنخفض (غير مرنة) إذا كان هناك فائض في سوق العمل، أي البحث في الأسباب التي تحول دون طلب العمل عند مستوى أجر أقل من الأجر التوازني و الأسباب التي تحول دون عرض البطال العمل بأجر أقل من أجر السوق.

لنختم في الأخير، بعرض بعض النظريات الحديثة الجزئية المفسرة للبطالة .

تمهيد:

يعود ظهور النمو الاقتصادي إلى عوامل أو ظواهر تاريخية، ناتجة عن النظام الخاص بحق الملكية والرأسمالية والتي منبعها المدرسة الكلاسيكية الممثلة بكل من'آدم سميث' و'دافيد ريكاردو'، ثم تليها النظرية الكينزية التي عبر عنها كل من 'هارود' و 'دومار' في نموذجهما؛ غير أن الفكر الجديد أو الحالي لتفسير النمو الاقتصادي عادة ما يرتبط بنموذج 'سولو' و النماذج التي أتت بعده والتي يمكن ربط أغلبها بهذا الأخير.

من أجل تعريف و تحديد وتفسير مفهوم النمو الاقتصادي، قمنا بتقسيم هذا الفصل إلى أربع عناصر، نتطرق في البند الأول إلى مفاهيم عامة متعلقة بالنمو ، أما في العنصر الثاني سنتطرق إلى النماذج التقليدية المفسرة للنمو التي أتت قبل نموذج 'سولو' والتي تتمثل في كل من نموذج 'هارود' و 'دومار'، أما في العنصر الثالث نتطرق إلى النماذج النيوكلاسيكية المفسرة للنمووالتي تضم كل من نموذج 'سولو' و 'ميد' ، أخيرا سنتطرق إلى ما يسمى بالنماذج الحديثة في تفسير النمو الاقتصادي، أو بما يسمى بنماذج النمو الداخلي (Croissance endogène)، التي تفسر النمو عن طريق العوامل الداخلية.

1. مفاهيم أساسية للنمو الاقتصادي :

1.1. تعريف النمو:

يوجد العديد من التعاريف للنمو الاقتصادي و التي ترمي إلى نفس الفكرة، أهمها أن النمو الاقتصادي هو الزيادة الكميةفي كل من الدخل الوطني والناتج الوطني[1] ؛ ويعرفه 'جون أروس' بأنه الزيادة المستمرة في كمية السلع و الخدمات المنتجة من طرف الأفراد في محيط اقتصادي معين[2]؛ كما يشير مصطلح النمو الاقتصادي إلى ارتفاع كمية الإنتاج من خلال التغير في عوامل الإنتاج وزيادة كفاءة استخدامها، مما يترتب على هذه العملية ارتفاع الدخل الوطني والفردي[3] وكتعريف آخر يمكن القول:"أن النمو الاقتصادي هو تلك الزيادة الحاصلة في إجمالي الناتج المحلي أو إجمالي الدخل الوطني، بما يحقق زيادة في متوسط نصيب الفرد من الدخل الحقيقي" و بالتمعن في هذا التعريف يتعين التأكيد على ما يلي:[4]

– يجب أن تكون الزيادة في الناتج المحلي مصحوبة بالزيادة في نصيب الفرد، وهذا لا يتحقق إلا إذا كان مقدار الزيادة في الـ (PIB) أكبر من معدل نمو السكان؛

– يجب أن يكون هذا المعدل – معدل زيادة الناتج الوطني أو معدل زيادة الدخل الفردي– حقيقي وليس نقدي؛

– يجب أن تكون هذه الزيادة مستديمة وليست مؤقتة.

2.1. عناصر النمو الاقتصادي:

يوجد العديد من العوامل (العناصر) التي تحدد النمو الاقتصادي و التي توضع في شكل مجمعات ، تتمثل أساسا في العمل ورأس المال والتقدم التكنولوجي، تركيبها في نسب عقلانية مختلفة ، يضمن مستويات مختلفة من الإنتاج حسب شروط التوازن الديناميكي و درجات مختلفة من الفعالية الاقتصادية،وهي المتغيرات لدالة الناتج الكلي [5]:

$$Y(t) = F\{(K(t), A(t), L(t))\}$$

حيث: Y هي كمية الناتج الحقيقي، L:حجم خدمات العمل المقدمة، K: حجم الموجودات الرأسمالية، A:مستوى المعرفة الفنية ،كلّها في الزمن t .

---

[1] محمد مدحت مصطفى، سهير عبد الظاهر أحمد، **النماذج الرياضية للتخطيط والتنمية الاقتصادية**، مكتبة ومطبعة الإشعاع الفنية، مصر، 1999، ص 39.

[2] Jean Arrous, **Les théories de la croissance**, éditions du seuil, Paris, France, 1999, p 9.

[3] سالم توفيق النجفي، **أساسيات علم الاقتصاد**، الدار الدولية للاستثمارات الثقافية، مصر ، 2000 ، ص294.

[4] محمد عبد العزيز عجمية، إيمان عطية ناصف، **التنمية الاقتصادية –دراسات نظرية وتطبيقية–** قسم الاقتصاد. كلية التجارة– جامعة الإسكندرية، 2003 ،ص71-72.

[5] عز الدين مخلوف،**دراسة قياسية لأثر الاستثمار الأجنبي المباشر على النمو الاقتصادي–حالة الجزائر–** ، مذكرة ماجستير، علوم اقتصادية ، تخصص اقتصاد كمي ، جامعة الجزائر ، 2006 ، ص 25.

- **العمل**: هو عبارة عن مجموع القدرات الفيزيائية والفكرية التي يمتلكها الإنسان لاستخدامها في إنتاج السلع والخدمات الضرورية لتلبية حاجياته؛ وحجم العمل مرتبط بعدد السكان النشيطين في البلد وكذا بعدد ساعات العمل التي يبذلها كل عامل، هذا من جهة ومن جهة أخرى بإنتاجية عنصر العمل بحيث كلما زادت إنتاجية[1] عنصر العمل أدى ذلك إلى زيادة الإنتاج رغم أن عدد العمال أو عدد ساعات العمل تبقى على حالها.
- **رأس المال**: يعبر عن مجموع الأصول المنتجة والتي تنتج سلعا أخرى كالآلات و المعدات،بالإضافة إلى التجهيزات و البنية الأساسية اللازمة لقيام المشروعات الإنتاجية سواء زراعية أو صناعية أو خدمية، التي توجد في وقت معين في اقتصاد معين ،ويتخذ رأس المال الصورة العينية في الأساس، وعند إعطاء قيمة له فيتحول إلى شكل نقدي. بالإضافة إلى العمل يعتبر رأس المال عنصراً من عناصر النمو فهو يساعد على تحقيق التقدم التقني من جهة وعلى توسيع الإنتاج بواسطة الاستثمارات المختلفة المحققة.[2]
- **التقدم التقني**: هو عبارة عن مجموعة النظم و الطرق الفنية و الوسائل الحديثة التي تستعمل في الإنتاج،قصد الاستخدام الأمثل لعوامل الإنتاج في العملية الإنتاجية، وبالتالي فإنه حتى وإن بقيت كميات عناصر الإنتاج (العمل و رأس المال) على حالها وحدث تقدم تقني فإن ذلك سيؤدي حتماً إلى زيادة الإنتاج وتحقيق النمو الاقتصادي.[3]

وعليه فان التقدم التقني هو تنظيم جديد للإنتاج يسمح بـ:

- إنتاج كمية أكبر من المنتوج بنفس كميات عناصر الإنتاج؛
- أو إنتاج نفس الكمية من المنتوج بكميات أقل من عوامل الإنتاج.

1.3.قياس النمو الاقتصادي:

حسب التعريف السابق يقتضي النمو الاقتصادي الزيادة في الناتج الإجمالي الحقيقي وفي متوسط دخل الفرد وبالتالي فإن قياس هذا النمو يتم بقياس نمو الناتج الإجمالي الحقيقي ونمو الدخل الفردي.

1.3.1.الناتج الإجمالي الحقيقي"Y": هو مقياس لحصيلة النشاط الإنتاجي، وحساب معدل نموه هو ما يصطلح على تسميته معدل النمو، ويتم حساب الناتج الإجمالي الحقيقي بحساب الناتج المحقق في البلد (المعبر عنه بالناتج المحلي الإجمالي"PIB") ولكن بأسعار ثابتة، أي باستخدام الأسعار الاسمية المنكمشة من زيادة الأسعار،وذلك باستعمال مؤشر الأسعار، حيث يسمح هذا الأخير بتصحيح التغييرات التي تنتج عن الأسعار ومن ثم مقارنته بنتائج الفترة السابقة ومعرفة معدل نموه[4]، بمعنى:

---

[1] إنتاجية العمل هي حاصل قسمة التغير في الإنتاج المحقق على التغير في عدد وحدات العمل المستعملة في إنتاجه.

[2] عبد المطلب عبد الحميد، **النظرية الاقتصادية (تحليل جزئي و كلي)**،الدار الجامعية ، الإسكندرية ، مصر ، 2006 ، ص468.

[3] ضياء مجيد الموسوي ،**النظرية الاقتصادية ، التحليل الاقتصادي الكلي** ، ديوان المطبوعات الجامعية ، الجزائر، الطبعة 2005، ص56-57 .

[4] Jean Olivier Hairault, **Analyse macroéconomique**, Référence déjà cité, p 381.

(الناتج المحلي الإجمالي "*PIB*" في الفترة *t* مطروح منه "*PIB*"في الفترة *t-1* مقسوما على "*PIB*" في الفترة *t -1*)

أي : $$T.C_Y = \frac{PIB_t - PIB_{t-1}}{PIB_{t-1}} \times 100\%$$

– تستخدمغالباً عملة دولية واحدة لتقييم الناتج الإجمالي لمختلف البلدان حتى يسهل المقارنة بين معدلات النمو المحققة فيها.

1.3.2.الدخل الفردي (الناتج الفردي) "*y*"[1]: يعتبر هذا المقياس أكثرفاءة من المجمّع السابق لأنه يعطي قياس عيني للنمو أي يقيس النمو المحقق على مستوى كل فرد من حيث زيادة ما ينفقه،و هو ما يعبر عن تطور المستوى المعيشي المتوسط للأفراد في المجتمع.

– نظرا لصعوبة حساب هذا المجمع فانه يمثل بالناتج الفردي (PIB par tète ou PIB par habitant) المعطى بالعلاقة التالية: $$y_t = \frac{PIB_t}{P_t} \quad \text{أو} \quad y_t = \frac{Y_t}{P_t}$$

أين P_t : تمثل حجم السكان في الزمن t

–لدينا كتعريف: معدل نمو الناتج الفردي هو:[2] $$T.C_y = \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}} \simeq d\log(y_t)$$

و منه : $$d\log(y_t) = d\log(Y_t) - d\log(P_t) \Rightarrow T.C_y = T.C_Y - T.C_P$$

أي أن معدل نمو الناتج الفردي هو الفرق بين معدل نمو الناتج الإجمالي و معدل النمو السكاني،فمن أجل الحصول على معدل نمو اقتصادي ايجابي ،لابد أن يكون نمو الناتج الإجمالي أسرع من النمو السكاني أي: $(T.C_Y \rangle T.C_P)$.

إذن تكمن أهمية قياس نمو الناتج الفردي في معرفة العلاقة بين نمو الناتج الإجمالي وتطور السكان. من جهة أخرى قد يتم تحديد النمو من خلال قياس القدرة الشرائية لدولار واحد في بلدما مثلاً ومقارنتها بالقدرة الشرائية لنفس المقدار – أي دولار واحد– ببقية الدول،ومن ثم ترتيب الدول الأكثر نمواً وفق أكبر قدرة شرائية.

1.3.3. المقارنة (التفرقة) بين الإنتاج الفردي و إنتاجية المتوسطة العمل :

الناتج الفردي (PIB par tète ou PIB par habitant) ،هو كما ذكرنا النسبة بين الإنتاج الإجمالي الحقيقي المحقق في السنة في بلد معين "*Y*" و حجم السكان الإجمالي"*P*" للبلد، لابد من وضع عدة تغييرات على هذا المجمع من اجل الحصول على إنتاجية المتوسطة للعمل ،أولا هناك جزء (قسم) $(1-x)$ من هذا المجتمع لا يشترك في سوق العمل لأنهم أقل من سن العمل أو في حالة شيخوخة، في وسط المجتمع في سن العمل السابق $x \cdot P$ جزء $(1-s)$ لا يشترك في سوق العمل :ممثل بالطلبة ، المهاجرين...الخ، حجم السكان النشطين إذن هو $L = x.s.P$ ، في وسط حجم السكان النشطين قسم u يكون في حالة بطالة. حجم السكان المشتغلين هو إذن: $N = (1-u).x.s.P$ ،

[1] يستعمل غالبا الأحرفالصغيرة للدلالة على المتغيرات الفردية.

[2] Jean Olivier Hairault, **Analyse macroéconomique**, Référence déjà cité, p 382.

أخيرا كل عامل يعمل مدة من الزمن قدرها d ، عدد ساعات العمل الكلية هي إذن: $H = d.(1-u).x.s.P$ ، في النهاية الإنتاجية الساعية للعمل هي[1] : $\frac{Y}{H} = \frac{1}{1-u} \cdot \frac{1}{d} \cdot \frac{1}{x} \cdot \frac{1}{s} \cdot \frac{Y}{P}$.

4.1.أنواع النمو الاقتصادي: يمكن تصنيف أنواع النمو إلى:

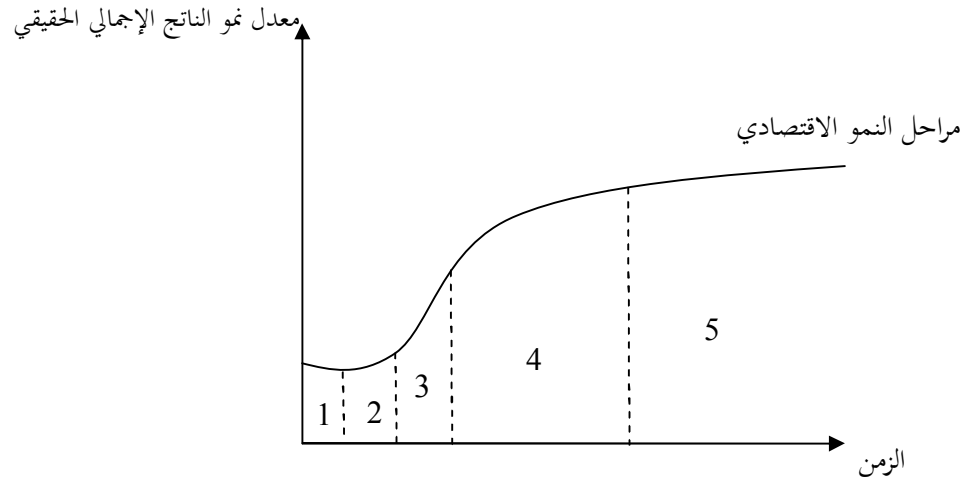
- النمو الاقتصادي الموسع (Croissance extensive): يتمثل هذا النمو في كون نمو الدخل يتم بنفس معدل نمو السكان، أي أن الدخل الفردي ساكن.
- النمو الاقتصادي المكثف (Croissance intensive): يتمثل هذا النمو في كون نمو الدخل يفوق نمو السكان وبالتالي فإن الدخل الفردي يرتفع.

وعليه المرور من النمو الموسع إلى النمو المكثف يمثل نقطة تحول، أين المجتمع يتحول تماماً والظروف الاجتماعية تتحسن[2].

5.1. مراحل النمو الاقتصادي :

يوجد وفقا 'لروستو' "W.W.Rostow" (1960) خمس مراحل للنمو الاقتصادي و هي: المجتمع التقليدي ثم التمهيد للانطلاق ،الانطلاق ، الاندفاع ،محور النضوج ،و أخيرا عصر الاستهلاك الوفير[3]،الشكل التالي يوضح ذلك:

الشكل رقم (1.2): مراحل النمو الاقتصادي حسب'روستو' .



المصدر: عبد الوهاب الأمي، **التنمية الاقتصادية** ،المشكلات و السياسات المقترحة مع الإشارة إلى البلدان النامية ،المكتب الجامعي الحديث ، الإسكندرية،2001، ص48.

[1] Agnès Bènassy-Pierre Jacquet et autres, préface d'Olivier Blanchard, **Politique économique**, édition De Boeck Université, 1er édition, Belgique, 2004, p351.

[2] صواليلي صدر الدين، **النمو و التجارة الدولية في الدول النامية**، أطروحة دكتوراه، قسم: العلوم الاقتصادية ،فرع : اقتصاد قياسي، جامعة الجزائر، 2006 ، ص4.

[3] عبد المطلب عبد الحميد ، **النظرية الاقتصادية (تحليل جزئي و كلي)**، مرجع سبق ذكره، ص 477-478.

- **مرحلة المجتمع التقليدي**: تتميز هذه المرحلة بمجتمع تقليدي يعيق استخدام التكنولوجيا، كما أن 85% من الأفراد يعملون في القطاع الفلاحي، الدخل الوطني يصرف في أشياء غير إنتاجية ، السلطة تكون في أيدي الإقطاعيين و مركزية يدعمها الجيش، ضعف مردود الأرض للهكتار الواحد.
- **مرحلة التهيؤ للانطلاق**: تتميز بـ: مرحلة انتقالية للانطلاق، تحدث فيها تغيرات جذرية في القطاعات غير الصناعية (الزراعة، التجارة، النقل) ارتفا ع الاستيرادالذي يمو ّ ل من صادرات المواد الأولية، يتطور النقل بسبب ارتفاع مستوى التجارة، تطور المجتمع الذي يقبل إدخال التكنولوجيا.
- **مرحلة الانطلاق**: يرتفع في هذه المرحلة الإنتاج الحقيقي للفرد ، تحدث تغيرات كبيرة في التقنيات المستخدمة تنتصر فيها الطبقة المستخدمة للثقافة الجديدة ، تشبه هذه المرحلة مرحلة الثورة الصناعية ، يرى 'روستو' أنه في هذه المرحلة ينتقل معدل الاستثمار من 5% إلى 10% من الناتج الداخلي.
- **مرحلة الاندفاع نحو الاكتمال**: وهي أطول نسبيا و حجم الاستثمارات يقدر بـ 10% إلى 40%من الناتج الوطني، زيادة المعرفة و التنظيم لدى الطبقة الصناعية، تتغير بنية العمال و يدخلون العمال الماهرون، وتتطور التجارة الخارجية، يزداد استخدام التكنولوجيا الحديثة و يصبح مستوى الاقتصاد عالميا.
- **مرحلة الاستهلاك الواسع**: في هذه المرحلة يرتفع الدخل الفردي الحقيقي، بحيث يصبح عدد كبير من الأفراد يتمتعون بكثير من الحاجات الضرورية مما يؤدي إلى انخفاض حصة الإنفاق الاستهلاكي منها بينما ترتفع حصة الإنفاق على السلع الكمالية، تتميز هذه المرحلة كذلك برواج السلع المعمرة و كذا قطاع الخدمات، يتغلب عدد السكان في المدن على عدد السكان في الريف.

– رغم أهمية هذه الدراسة التي تقدم بها 'روستو' إلا أنها انتقدت بشدة من طرف بعض الاقتصاديين مثل 'كابر نيكسون' "kaber Nexon " الذي أكد على أن 'روستو' اعتمد في تحليله على العوامل الاجتماعية، و اعتبرها المحدد الأساسي للعوامل الاقتصادية لكنه لم يبين ّ و يبرهن على كيفية التغير الذي يحدث في هذه العوامل و من يقوم بالتغير ، كما انه لم يوضح الفرق بين المراحل فلا يمكن الفصل بينها.

2. النماذج التقليدية للنمو: نموذج 'هارود' – 'دومار' "DOMAR و HARROD":

إن الأعمال التي قدمها الأمريكي"E.D DOMAR" سنة 1947، و القريبة جدا من أعمال البريطاني "R.F.HARROD" سنة 1939، هي التي شكلت ما سمي بالنموذج الأساسي للنمو المتوازن، أو نموذج 'هارود' – 'دومار'حيث يبين كيفية زيادة معدل النمو الذي يتم– حسب هذا الأخير – إما عن طريق تخفيض معامل (رأس المال/ الدخل) ، وإما بزيادة الاستثمار (نسبة الادخار إلى الدخل)، وبالتالي فإن هذا النموذج يأخذ بعين الاعتبار كل من العرض والطلب . لقد أعطى 'هارود' و 'دومار' أهمية كبيرة للاستثمار ودوره في حركية النمو، وحسب 'هارود' و 'دومار' فإن مشكل الرأسمالية يتمثل في أزمة البطالة و بالتالي قاما بمحاولة تبرير توازن ديناميكي على المدى الطويل عند مستوى التشغيل الكامل[1]. و سنتطرق الآن إلى كل من نموذج 'هارود' على حدى ونموذج 'دومار' على حدى، ثم نأتي إلى النموذج المسمى نموذج 'هارود –دومار' نتيجة تقارب التحليل .

1.2.نموذج 'هارود':

ينطلق نموذج 'هارود' في تحليله للنمو من خلال التمييز بين ثلاث معدلات للنمو هي[2] :

1.1.2. معدل النمو الفعلي (g): يتمثل هذا الأخير في النمو الفعلي في كل من الناتج أو الدخل الوطني، والذي يتحدد عن طريق كل من نسبة الادخار و معامل متوسط رأس المال أي نسبة (رأس المال/الناتج)؛ ويحسب بالعلاقة التالية:

$$g = \frac{\Delta Y}{Y} \text{.....(1.2)}$$

حيث Y :هو الدخل الوطني ، ΔY : التغير في الدخل .

يفترض ما يلي:

-ثبات المعامل المتوسط لرأس المال(v) حيث: $v = \frac{K}{Y} = \frac{\Delta K}{\Delta Y}$ .....(2.2)

K : رأس المال

ويعرف الادخار الإجمالي كدالة في الدخل : $S = s.Y$.....(3.2)

حيث: S : الادخار الإجمالي. و s: الميل المتوسط للادخار.

- و أن الادخار المحقق يساوي دوماً الاستثمار المحقق (I=S)

حيث I: يمثل الاستثمار المحقق ، هذا يعني: $I = \Delta K$ و منه: $I = \Delta K = v.\Delta Y = s.Y = S$.....(4.2)

أي أن: $v.\Delta Y = s \cdot Y$.....(5.2)

هذا يعني أن: $\frac{\Delta Y}{Y} = \frac{s}{v} \Rightarrow g = \frac{s}{v}$.....(6.2)

[1] حسين عمر، **الاستثمار و العولمة**، دار الكتاب الحديث، القاهرة، مصر، 2000، ص 71-73.

[2] فليح حسن خلف، **التنمية والتخطيط الاقتصادي** ، عمان ، الأردن ، ط1 ، 2006 ، ص 149-155.

وهي المعادلة الأساسية التي توصل إليها 'هارود' و تبين أن معدل النمو الفعلي يساوي النسبة مابين الميل المتوسط للادخار و معامل رأس المال .

2.1.2. معدل النمو المضمون (g_w) : يقصد به معدل النمو المرغوب فيه و المستخدم لكامل مخزون رأس المال والذي يحقق توفير الاستثمارات اللازمة لضمان معدل النمو المستهدف أو المرغوب فيه [1]،هذا المعدل يفترض بقاء الطلب الإجمالي مرتفع بدرجة تمكن المستثمرين من بيع منتجاتهم، و بالتالي يشعر المستثمرون بالرضا لكونهم أنتجوا المقدار الصحيح تماما لا أكثر و لا أقل مما يدفع بهم لاتخاذ القرارات التي تحافظ على نفس معدل النمو، و من أجل تحديد هذا المعدل يجب معرفة الاستثمار المرغوب فيه و ليكن (I^*)، حيث أن (I^*) مرتبط بالأرباح المتوقعة و زيادة الإنتاج (ΔY) .

هذا يعني أن: $I^* = F(\Delta Y)$.....(7.2)

- يمكن اعتبار F دالة خطية بالشكل : $I^* = \alpha.\Delta Y$.....(8.2)

و حتى يتحقق رضا المستثمرين يجب أن يتساوى الاستثمار الذي يرغبون فيه مع الادخار الكلي المحقق.

أي: $I^* = S$

- هذا يعني أن: $I^* = \alpha.\Delta Y = S = s.Y \Rightarrow \frac{\Delta Y}{Y} = g_w = \frac{s}{\alpha}$.....(9.2)

وهو الشرط الضروري لإرضاء رغبة و مخططات المستثمرين.وعليه فان معدل النمو المضمون هو معدل نمو الناتج Y الذي يضمن استيعاب كل الادخار أي كل الطاقة الإنتاجية المتوفرة من رأس المال و تحقيق مخططات الاستثمار المرغوب فيها من قبل المستثمرين.

3.1.2. معدل النمو الطبيعي (g_n): يعرف بأنه مجموع معدل نمو عرض العمل n و معدل نمو إنتاجية العمل γ، وبما أن النموذج يفترض ثبات إنتاجية العمل ($\gamma = 0$) فان معدل النمو الطبيعي يكون هو معدل نمو عرض العمل ، أي : $g_n = n$ ، وفي المدى الطويل يعتبر معدل النمو الطبيعي أقصى معدل مرتبط بنمو السكان النشطين، وشرط النمو المتوازن عند التشغيل الكامل هو : $g = g_w = n$

- حتى يتحقق النمو المتوازن الكامل (التوظيف التام للطاقة الإنتاجية و لليد العاملة) يجب أن يحقق النمو الفعلي رغبة المستثمرين $(g = g_w)$ وليس هناك بطالة $(g = n)$، هذه الحالة تعني أن التوازن بالتوظيف التام يتحقق فقط عندما ينمو الناتج Y بمعدل النمو السكاني n.

- في النهاية بما أن المتغيرات n ، s ، v ، هي متغيرات خارجية و تتحدد بصفة مستقلة عن بعضها فان علاقة التوازن لا يمكن أن تتحقق إلا صدفة و بالتالي فانه من المستحيل أن يصاحب النمو الاقتصادي توظيف تام على الدوام.

[1] محمد مدحت مصطفى، سهير عبد الظاهر أحمد، **النماذج الرياضية للتخطيط والتنمية الاقتصادية**، مرجع سبق ذكره، ص 134.

4.1.2. العلاقة بين معدلات النمو الثلاث:

* عند المقارنة بين (g) و (g_w) نكون بصدد حالتين[1]:

-$g > g_w$: النمو الفعلي أكبر من النمو الضروري لتحقيق المشاريع الاستثمارية للمنتجين، هذه الزيادة تؤدي إلى زيادة الطلب و الذي يؤدي بدوره إلى حالة تضخم تراكمي، لان الدخل الحقيقي يتزايد بمعدل أسرع من معدل تزايد الطاقة الإنتاجية، وتصبح كمية السلع المعروضة اقل من كمية السلع المطلوبة ، وفي هذه الحالة تكون الاستثمارات المرغوبة اكبر من الاستثمارات الفعلية ومن ثم يعجز الإنتاج عن تلبية الطلب الإجمالي مما يقود إلى تضخم.

-$g < g_w$:النمو الفعلي أقل من النمو المرجو من طرف المنتجين يعني ذلك أن المجتمع يعاني من حال كساد ،لان الدخل الحقيقي يتزايد بمعدل اقل من معدل تزايد الطاقة الإنتاجية و تصبح كمية السلع المعروضة اكبر من كمية السلع المطلوبة و في هذه الحالة تكون الاستثمارات المرغوبة اقل من الاستثمارات الفعلية و من ثم يزيد حجم الإنتاج و يفوق حجم الطلب الإجمالي مما يقود إلى كساد.

* من جهة أخرى لما يكون :

$n<g_w$: نقول أن هناك كساد متتالي و النمو المتوازن غير متحقق .

$n>g_w$: النمو الطبيعي أكبر من النمو الضروري، بينما (g) قد يكون أكبر أو أقل من (g_w).

- ويضن 'هارود' في هذه الحالة أن الحالة المحتملة هي $n>g>g_w$: و هي حالة التضخم الناتج عن قصور الإنتاج مقابل الطلب،ويقترح لا توازن على المدى القصير (بحيث يرتفع معدل النمو الفعلي للاقتصاد دون أن يتجاوز معدل النمو الطبيعي) و الحالة العادية هي حدوث نمو طويل مع نسبة من البطالة $(g<n)$.

2.2. نموذج 'دومار' :

يعتبر 'دومار' -كما يعتبر 'كينز'أن مشكل الرأسمالية يتمثل أساساً في أزمة البطالة، وتقول النظرية الكينزية بأنه في الفترة القصيرة فإن التشغيل الكامل يتحقق لما يكون الاستثمار كافي لجعل الدخل عند مستوى التشغيل الكامل[2].
زيادة الدخل تؤدي إلى زيادة الادخار الإجمالي عن مستوى الاستثمار الأولي، ولكن هذا الشرط للتوازن على المدى القصير لا يضمن توازن النمو، لأن للاستثمارات أثرين[3]:

-أثر الدخل أو الأثر الكينزي، يعطي أهمية للمضاعف: $\Delta I \times \frac{1}{s}$..... ....(10.2)

هذا يعني أن أثر الدخل دالة عكسية للمعدل الحدي للادخار (S) ودالة مباشرة لتغير الاستثمارات.

-أثر السعة (δ)، حيث(δ) هي الإنتاجية الحدية لرأس المال الجديد ولتكن: $\delta = \frac{\Delta Y}{\Delta K}$..... ..... (11.2)

وبالتالي فإن حاصل ضرب (δ) في الاستثمار المحقق (I) هو$(\delta.I)$ يقيس زيادة سعة الإنتاج أو أثر السعة.

---

[1] فليح حسن خلف ، **التنمية والتخطيط الاقتصادي**، مرجع سبق ذكره ، ص 156-157.

[2] محمد مدحت مصطفى، سهير عبد الظاهر أحمد، **النماذج الرياضية للتخطيط والتنمية الاقتصادية**، مرجع سبق ذكره ، ص 139-142 .

[3] Gilbert Abraham-Frois, **Dynamique économique**, 7 édition, édition Dalloz, Paris ,France,1991,p.180.

– شرط التوازن في السوق هو لما يغطي الدخل الجديد الناتج عن زيادة الاستثمار، المواد الإضافية المنتجة نتيجة زيادة السعة وهذا يعني تساوي أثر السعة مع أثر الدخل.

$$\frac{\Delta I}{s} = I.\delta \Rightarrow \frac{\Delta I}{I} = s.\delta$$

وهذا الشرط يمكن كتابته كما يلي: $\frac{\Delta I}{I} = \frac{s}{v}$ حيث: $v = \frac{\Delta K}{\Delta Y} = \frac{1}{\delta}$

v : المعامل الحدي لرأس المال

و حتى يتحقق التوازن لابد أن يكون: $s.\delta = \frac{s}{v}$.....(12.2)

ويمكن أن يحدث لا توازن كما يلي:

– لا توازن تضخمي: ويحدث إذا كان أثر الدخل أكبر من أثر السعة أي: $\frac{\Delta I}{I} > s.\delta$

– عدم توازن انكماشي: وهو عندما يكون أثر السعة أكبر من أثر الدخل وهي الحالة الأكثراحتمالاً للوقوع.

3.2. نموذج 'هارود–دومار':

نتيجة تقارب التحليل الديناميكي 'لهارود' و 'دومار' سمي نموذج 'هارود – دومار' ويعرض كما يلي[1] :

تعطى دالة الإنتاج من شكل'ليونتيف' التالية:

$$Y_t = Min\left(\frac{K_t}{v}, \frac{L_t}{u}\right)..... .....(13.2)$$

حيث أن: L : العمل، K: رأس المال، u : وحدة العمل ، v: وحدة رأس المال

ودالة الادخار عند توازن سوق السلع هي : $S_t = s \cdot Y_t$

و لدينا: $I = \frac{dK_t}{dt}$

نفرض أن مخزون رأس المال مستخدم بأكمله أي :

$$\frac{dY_t}{dt} = \frac{1}{v} \cdot \frac{dK_t}{dt} = \frac{1}{v} \cdot I_t .....(14.2)$$

و زيادة الطلب : $Y_t = \frac{1}{s} I_t \Rightarrow \frac{dY_t}{dt} = \frac{1}{s}\frac{dI_t}{dt}$

-معدّ ل النمو المضمون (العرض = الطلب): $\frac{1}{v} \cdot I_t = \frac{1}{s} \cdot \frac{dI_t}{dt} \Rightarrow \frac{1}{I_t} \cdot \frac{dI_t}{dt} = \frac{s}{v}$

$$g_w = \frac{1}{Y_t} \cdot \frac{dY_t}{dt} = \frac{s}{v} .....(15.2)$$

– نمو عرض العمل يعني : $N_t = N_0 \cdot e^{nt} \Rightarrow n = \frac{1}{N} \cdot \frac{dN_t}{dt}$

[1] Agnès Bènassy-Pierre Jacquet et autres, **Politique économique**, Référence déjà cité, p 378.

حيث أن N_t : عرض العمل في الفترة (t)، N_0: عرض العمل في الفترة $(t=0)$

n: يعرفه 'هارود' على أنه معدل النمو الطبيعي.

ويتمثل شرط 'هارود–دومار' في : وجوب تساوي معدل نمو الإنتاج وعرض العمل حتى يتحقق التشغيل الكامل أي:

$$\frac{1}{Y_t}\cdot\frac{dY_t}{dt}=\frac{1}{N_t}\cdot\frac{dN_t}{dt}=n \quad \text{.....(16.2)}$$

وحتى يتحقق التوازن في سوق العمل و الإنتاج يجب أن يكون :

$$n=\frac{s}{v}\text{.....(17.2)}$$

حيث n : معدل النمو الطبيعي.

s: الميل المتوسط للإدخار.

v: معامل رأس المال.

4.2. خلاصة نموذج 'هارود– دومار':

ينطلق نموذج 'هارود–دومار' من فرضيات معينة بغية الوصول إلى تفسير لاتوازن النمو أو أن حالة النمو اللامتوازن هي أكثر الحالات إحتمالاً للوقوع، حيث يرى كل من 'هارود ودومار' أن هناك سببين لعدم استقرار النمو هما:[1]

1- عدم تعادل معدل النمو الفعلي والطبيعي: إن احتمال تعادل كلا المعدلين ضعيفجداً وهذا يعني أن الاقتصاد يكون إما في حالة بطالة أو في حالة عدم الاستخدام الكامل لرأس المال، ومن أجل تساوي معدل النمو الفعلي والطبيعي يجب تعديل الميل الحدي للادخار أو معامل رأس المال.

2- عدم استقرار معدل التوازن: يقول 'هارود' أنه حتى لو تساوى معدل النمو الفعلي مع المعدل الطبيعي(أي نمو متوازن) فإن التنمية الاقتصادية تبقى دائماً غير مستقرة. كما يرى 'هارود' أن النمو المتوازن يعني أن المؤسسات تستثمر حسب ظروف السوق، هذا يعني أن الاستثمارات تكون متناسبة مع قوة العمل في الاقتصاد.

ويرى 'هارود' و 'دومار' أن يحدث لاتوازن بين معدل النمو الفعلي ومعدل النمو الطبيعي، بحيث يرتفع معدل النمو الفعلي للاقتصاد إلا أنه يبقى اقل من معدل النمو الطبيعي، ويؤدي ذلك إلى حدوث نمو على المدى الطويل مع نسبة معينة من البطالة.

[1]– عبد الحكيم سعيج ،**الناتج الوطني و النمو الاقتصادي–دراسة قياسية لحالة الجزائر–** مذكرة ماجستير، كلية العلو م الإقتصادية و علوم التسيير ،فرع اقتصاد قياسي ، جامعة الجزائر، 2001 ،ص54–55 .

3. النماذج النيوكلاسيكية للنمو :

يعود الفضل في النماذج النيوكلاسيكية للنمو إلى 'سولو' ، وذلك بفضل المساهمة التي قام بها ، والمتمثلة في طرح نموذج ذو سلعة واحدة متجانسة، والذي يخدم في نفس الوقت الإنتاج والاستهلاك؛ بفضل نموذج 'سولو' نتج العديد من التفسيرات للنمو، من بينها نموذج'ميد'.

1.3. نموذج 'سولو'"The Solow Growth Model " (1956) :

يهدف 'سولو' إلى تقديم نموذج يسمح بالحصول على تطور مستقر للنمو، حيث يدرس نموذج 'سولو' حركية النمو المتوازن عند الإستخدام الكامل من رأس المال والعمل وذلك بالاستعانة بمجموعة من الفرضيات التالية [1]:

1.1.3. فرضيات نموذج 'سولو':

- المنافسة تكون تامة، بمعنى المنتجين يكونوا آخذين للسعر "Price takers" ، كما يوجد منتوج وحيد ينتجه مجمل الاقتصاد ، حيث أن الكمية المنتجة تساوي الكمية المستهلكة و المستثمرة. يوجد توازن في سوق السلع :

$$Y = C + I$$

- يفترض نموذج 'سولو' أن الاستثمار الصافي يساوي الإدخار : $I = S$ ؛
- معدل الادخار يكون محدد بصفة خارجية أو محدد مسبقا حيث: $S = s.Y$ ؛

الاستثمار ينمّي في الزمن مخزون رأس المال: $I \Rightarrow DK = \frac{dK}{dt}$ ،في المدى الطويل رأس المال المستعمل سوف يهتلك بمعدل δ ،إذن النمو الصافي لمخزون رأس المال هو : $DK = I - \delta.K$ ؛

- حجم السكان ينمو بمعدل ثابت : $\frac{DL}{L} = n$ ؛
- هناك توازن في سوق العمل : $L^d = L^s$ ؛
- دالة الإنتاج تكون بالشكل التالي : $Y = F(K,L,t)$ تسمى "دالة الانتاج نيوكلاسيكية" التي تتميز بـ :
- الإنتاجيات الحدية لرأس المال ($F'_K = pmk$) وللعمل($F'_L = pmL$) تكون موجبة و متناقصة؛
- غلات الحجم تكون ثابتة ، أي : $F(\lambda K, \lambda L) = \lambda.F(K,L)$ ؛
- شروط "Inada" تكون حاضرة أي:

$$\lim_{K\to 0}(F'_K) = \lim_{L\to 0}(K'_L) = \infty \quad \text{و} \quad \lim_{K\to \infty}(F'_K) = \lim_{L\to \infty}(K'_L) = 0$$

- إدماج التقدم التقني الذي يكون خارجي بمعنى انه يحسّن فعالية(إنتاجية) العمل، أين دالة الإنتاج تصبح على الشكل التالي : $Y = F(K, A(t)\times L)$..... .....(18.2)

[1] Philippe Darreau , **Croissance et politique économique** , 1er édition , édition De Boeck Université , Bruxelles, Belgique , 2003 , p32-33 .

- التقدم التقني "ينمو" بمعدل ثابت : $\frac{DA}{A} = x$

- بوضع $A(0)=1$ ، يكون لدينا إذن: $A(t)=e^{x.t}$ ، و منه فان عدد العمال الفعّالين هو: $e^{x.t}.L$. هذا التعبير يعني أن التقدم التقني يحسن (يزيد) إنتاجية العمل،أو يؤدي إلى ارتفاع فعالية العمل بمعدل ثابت x ، و بالتالي فان: عدد العمال L ينمو بمعدل n و تزيد فعالية كل عامل بمعدل x ، إذعدد العمال الفعّالين وهو $e^{x.t}.L$ ينموا بمعدل $n+x$.

2.1.3. عرض النموذج (المعادلة الديناميكية الأساسية لنموذج 'سولو') :

يبحث 'سولو' على الحل للحالة المنتظمة (أو الحالة الثابتة) بمعنى الحل :1) للتوازن التنافسي ،أين 2) كل المتغيرات تنموا بمعدل ثابت . ندرس بعدها إستقرارية الحالة المنتظمة.

أ. التوازن التنافسي (العام): التوازن التنافسي يكون محقق عندما يعظم المنتجون أرباحهم، أي من أجل: $w = pmL$ و $r = pmK - \delta$ ؛ حيث w :تمثل الأجر و r :معدل الفائدة.

و عندما شروط التوازن للأسواق الثلاثة تكون محققة:

في سوق رأس المال: $DK = I - \delta K = sY - \delta K$.....(19.2)

في سوق العمل : $L(t) = L_0 \cdot e^{nt}$.....(20.2)

في سوق السلع : $Y = C + I$.....(21.2)

بما أن المردوديات ثابتة، ممكن العمل بالشكل العام(intensive) لدالة الإنتاج و بالمتغيرات الفردية (المتغيرات لكل فرد)الفعّالة ":

نرمز بالأحرف الصغيرة للمتغيرات الفردية (المتغيرات لكل عامل)، ومنه نجد أن: [1] $\hat{y} = f(\hat{k})$

حيث أن: $\hat{y} = \frac{Y(t)}{e^{x.t}L(t)} = \frac{Y}{AL}$ و $\hat{k} = \frac{K(t)}{e^{x.t}L(t)} = \frac{K}{AL}$ .....(22.2)

أين : $\hat{k}$ و $\hat{y}$ هما على التوالي رأس المال لكل عامل الفعّال و الناتج لكل عامل الفعّال.

مما سبق نجد أن : $Y = e^{x.t}.L.f(\hat{k})$ و $K = e^{x.t}.L.\hat{k}$

ـ بعد حساب الإنتاجيات الحدية للعمل و رأس المال نجد :

$$pmk = \frac{\partial Y}{\partial K} = e^{x.t}.L.\frac{\partial f}{\partial \hat{k}}.\frac{d\hat{k}}{dK} = e^{x.t}.L.f'(\hat{k})\frac{1}{e^{x.t}.L} = f'(\hat{k}) = r + \delta \text{.....(23.2)}$$

- لابد من ملاحظة أن: $\frac{\partial Y}{\partial K} = \frac{\partial \hat{y}}{\partial \hat{k}}$ ، الإنتاجية الحدية لرأس المال تكون ثابتة إذا كانت $\hat{k}$ ثابتة، معدل الفائدة يكون إذن ثابت في الحالة المنتظمة. من جهة أخرى يكون :

[1] $Y = F(K, A.L) = AL.F(K/A.L,1) = AL.f(\hat{k}) \Rightarrow Y/AL = \hat{y} = f(\hat{k})$.

$$pmL = \frac{\partial Y}{\partial L} = e^{x.t}.f\left(\hat{k}\right) + e^{x.t}.L.f'\left(\hat{k}\right)\frac{d\hat{k}}{dL} = e^{x.t}\left[f\left(\hat{k}\right) - \hat{k}\cdot f'\left(\hat{k}\right)\right] = w.....(24.2)$$

– الإنتاجية الحدية للعمل تنموا بمعدل x عندما تكون $\hat{k}$ ثابتة، معدل الأجر يكون إذن متزايد في الحالة المنتظمة.

نلاحظ انه بما أن المردوديات ثابتة ،وفقا لنظرية "Euler" نجد :

$$Y = \frac{\partial Y}{\partial K}\cdot K + \frac{\partial Y}{\partial L}\cdot L = \left(r+\delta\right)\cdot K + w\cdot L.....(25.2)$$

بالقسمة على Y نحصل على: $$1 = \frac{(r+\delta)K}{Y} + \frac{wL}{Y} = \alpha + (1-\alpha)$$

بطريقة أخرى نقول أنه في المنافسة التامة الدخل(أو الناتج) يكون موزع على عاملي الإنتاج ، α و هو الجزء(الحصة) من الدخل الذي يرجع لرأس المال ،و $(1-\alpha)$ الجزء الخاص من الدخل الذي يرجع للعمل .

– من اجل دراسة ديناميكية (حركية) النموذج، نستعين بالمعادلة (19.2) و (22.2) نجد أن:

$$D\hat{k} = \frac{DK.AL - K\left(A.DL + L.DA\right)}{\left(A.L\right)^2} = \frac{DK}{AL} - \frac{K.DL}{A.L^2} - \frac{K.DA}{A^2.L} = \frac{DK}{AL} - \hat{k}\frac{DL}{L} - \hat{k}\frac{DA}{A}$$

$$= \frac{s.Y - \delta K}{AL} - n.\hat{k} - x.\hat{k} = s.\hat{y} - \delta.\hat{k} - n.\hat{k} - x.\hat{k}$$

– أخيرا نجد أن: $$D\hat{k} = s.f\left(\hat{k}\right) - \left(x+n+\delta\right)\hat{k}.....(26.2)$$

– المعادلة (26.2) تسمى :المعادلة الديناميكية الأساسية (l'équation dynamique fondamentale) (أو معادلة المسار الأمثل للتطور) لنموذج 'سولو' مع التقدم التقني.

– نلاحظ أن معدل التخفيض(dépréciation) الفعلي لرأس المال لكل فرد (الفردي) الفعال هو: $(x+n+\delta)$.

إذن مع مرور الزمن،رأس المال الفردي الفعال ينخفض، لأنه يهتلك بمعدل (δ) و لان عدد العمال الفعالين ينموا بمعدل $(x+n)$.كما أنه ينموا نتيجة الادخار الفردي الفعال الذي في التوازن (الشرط3) يساوي الاستثمار المحقق[1].

ب. نمو $\hat{k}$ بمعدل ثابت: نبحث على نمو $\hat{k}$ بمعدل ثابت. من أجل إظهار معدل النمو الثابت لرأس المال الفردي الفعال في الحالة النظامية، نقسم المعادلة الديناميكية الأساسية على $\hat{k}$ نجد:

$$\frac{D\hat{k}}{\hat{k}} = \frac{s.f\left(\hat{k}\right)}{\hat{k}} - \left(x+n+\delta\right).....(27.2)$$

– في الحالة النظامية أو حالة انتظام النمو، كتعريف $\frac{D\hat{k}}{\hat{k}}$ يكون ثابت، في الجزء الأيمن من المعادلة s,x,n,δ هي معلمات ثابتة، لهذا لابد للحد $\frac{f\left(\hat{k}\right)}{\hat{k}}$ أن يكون ثابت في الحالة النظامية، إذن تفاضله بالنسبة للزمن يكون معدوم

أي : $$D\left(\frac{f\left(\hat{k}\right)}{\hat{k}}\right) = \frac{f'\left(\hat{k}\right)D\hat{k}.\hat{k} - f\left(\hat{k}\right)D\hat{k}}{\hat{k}^2} = -\frac{f\left(\hat{k}\right) - \hat{k}\cdot f'\left(\hat{k}\right)}{\hat{k}}\cdot\frac{D\hat{k}}{\hat{k}} = 0$$

[1] Philippe Darreau, , **Croissance et politique économique** ,Référence déjà cité , p 33-34 .

التعبير $[f(\hat{k}) - \hat{k} \cdot f'(\hat{k})]$ يساوي الإنتاجية الحدية للعمالفعّالة التي تكون موجبة في التوازن التنافسي ، إذن $\frac{D\hat{k}}{\hat{k}} = 0$ في الحالة النظامية ،و منه معدل النمو الوحيد الثابت لـ $\hat{k}$ هو المعدل المعدوم ،وعليه في الحالة النظامية لابد أن يكون معدل نمو رأس المال الفردي الفعال معدوم، أي أن رأس المال الفردي الفعال يكون ثابت في الزمن.

- إذن تعني حالة انتظام النمو أن معدل نمو رأس المال الفردي يكون معدوما، ومن المعادلة الديناميكية الأساسية للنموذج يمكن استخراج شرط الوصول إلى الحالة المنتظمة للنمو و هي[1]:

$$D\hat{k} = s.f(\hat{k}) - (x + n + \delta).\hat{k} = 0$$

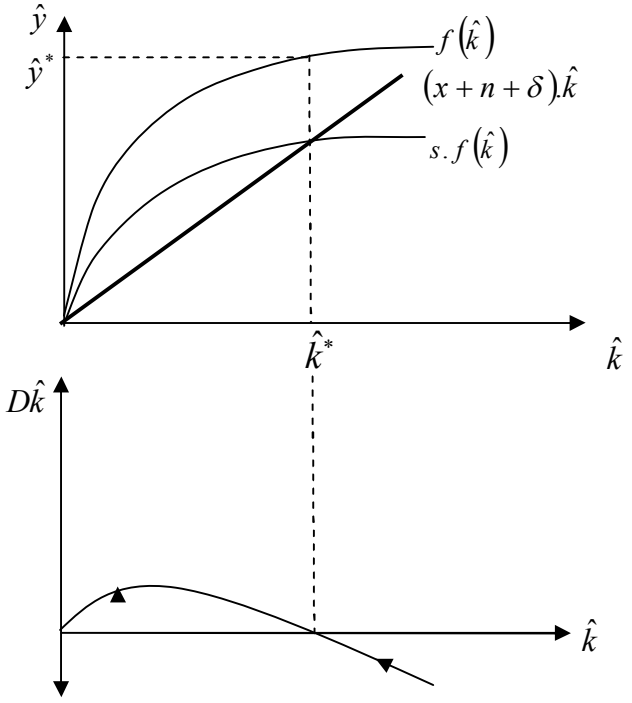
حل هذه المعادلة يعطينا مستوى رأس المال الفردي المناسب لحالة التوقف، أي رأس المال الفردي الذي عندما يصل الاقتصاد إليه فانه يبقى ثابتا ونرمز له بـ $\hat{k}^*$ حيث :

$$s.f(\hat{k}^*) = (x + n + \delta).\hat{k}^* \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (28.2)$$

يمكن إيجاد هذا المستوى من رأس المل الفردي بيانيا و ذلك برسم منحنيات كل من $f(\hat{k})$ ، $s.f(\hat{k})$ و $(x + n + \delta).\hat{k}$ في شكل واحد، أين المنحنى $s.f(\hat{k})$ يمثل الاستثمار المحقق،والمستقيم $(x + n + \delta).\hat{k}$ يمثل الاستثمار الفردي الفعال المطلوب من اجل الإبقاء على رأس مال الفردي و بالتالي الناتج الفردي ثابتا و يسمى الاستثمار اللازم لحالة التوقف .

- نصل إلى حالة التوقف عندما يتقاطع منحنى $s.f(\hat{k})$ مع المستقيم $(x + n + \delta).\hat{k}$. نقطة التقاطع تعطينا مستوى رأس المال الفردي $\hat{k}^*$.

الشكل رقم (2.2): التوازن في نموذج 'سولو'.



Source: Philippe Darreau, **Croissance et politique économique**, Référence déjà cité, p35.

[1] Philippe Darreau, , **Croissance et politique économique** ,Référence déjà cité , p 35-36 .

- يمين $\hat{k}^*$ لدينا $s.f(\hat{k}) \langle (x+n+\delta).\hat{k}$ ، الاستثمار المحقق يكون أقل من الاستثمار المطلوب، رأس المال الفردي الفعال ينخفض: $D\hat{k}\langle 0$.

- يسار $\hat{k}^*$ ، لدينا $s.f(\hat{k}) \rangle (x+n+\delta).\hat{k}$ ، الاستثمار المحقق يكون اكبر من الاستثمار المطلوب، رأس المال الفردي الفعال يتزايد: $D\hat{k}\rangle 0$.

- في $\hat{k}^*$ لدينا $s.f(\hat{k}) = (x+n+\delta).\hat{k}$ الاستثمار المحقق يساوي الاستثمار المطلوب، رأس المال الفردي الفعال يكون ثابت: $D\hat{k} = 0$.

جـ.الحالة النظامية (l'état régulier): بما أنه في الحالة النظامية $D\hat{k} = 0$ ، أين قيمة الحالة النظامية $\hat{k}^*$ تحقق الشرط التالي: $s.f(\hat{k}^*) = (x+n+\delta).\hat{k}^*$

حيث: $\hat{k}^*$: هي رأس المال الفردي الفعال في الحالة النظامية.

$\hat{y}^* = f(\hat{k}^*)$:هي الإنتاج الفردي الفعال في الحالة النظامية.

$\hat{c}^* = (1-s).\hat{y}^*$:هي الاستهلاك الفردي الفعال في الحالة النظامية.

- من هذه المعادلات نستنتج أنه في الحالة النظامية: $D\hat{k} = D\hat{y} = D\hat{c} = 0$

- و بما أن: $\hat{k}^*, \hat{y}^*, \hat{c}^*$ ثابتة، نجد: $\frac{D\hat{k}}{\hat{k}} = \frac{D\hat{y}}{\hat{y}} = \frac{D\hat{c}}{\hat{c}} = 0$

- و بما أن : $k = \hat{k}.e^{x.t}$ و $y = \hat{y}.e^{x.t}$ لدينا: $\frac{Dk}{k} = \frac{Dy}{y} = \frac{Dc}{c} = x$

- و أيضا: $K = \hat{k}.e^{n.t}$ و $Y = \hat{y}.e^{n.t}$ لدينا: $\frac{DK}{K} = \frac{DY}{Y} = \frac{DC}{C} = x+n$

- في الحالة النظامية، المتغيرات الفردية، تنمو بمعدل x الذي يمثل معدل نمو التقدم التقني .

- معدل نمو الاقتصاد يساوي إلى: $\gamma = (x+n)$ ،أي معدل النمو السكاني زائد معدل نمو التقدم التقني[1] .

د.الديناميكية الانتقالية (مسار الانتقال إلى التوازن) (Transitional Dynamics) :

يبين نموذج 'سولو' أن الاقتصاد يؤول دائما إلى الحالة المنتظمة و بالتالي فان التوازن يكون مستقرا.و هذا الاستقرار يمكّن من القول بأنه مهما كانت اقتصاديات الدول فإنها تؤول إلى هذه الحالة.وذلك كما يلي [2]:

- خارج الحالة النظامية (حالة التوقف) يكون لدينا :

$$\gamma_{\hat{k}} = \frac{D\hat{k}}{\hat{k}} = s.\frac{f(\hat{k})}{\hat{k}} - (x+n+\delta) \neq 0 \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (29.2)$$

[1] Philippe Darreau, , **Croissance et politique économique** ,Référence déjà cité , p 36 .

[2] Ali Raad , **What Explains the Algerian Economic Growth Record?A Cross-Country Approach over the Period 1970-00**, Doctorat d'Etat in Economics, Algiers University, 2006, p20-21 .

ممكن التمثيل على الشكل رقم (3.2) كل من منحنى $s.\frac{f(\hat{k})}{\hat{k}}$ و $(x+n+\delta)$ ،بما أن الإنتاجية المتوسطة لرأس المال الفردي $\frac{f(\hat{k})}{\hat{k}}$ متناقصة بالنسبة لـ $\hat{k}$ ، و بما أن شروط "Inada" حاضرة ، وكذلك بما أن الحد $(x+n+\delta)$ ثابت ، المنحنى ضروري يقطع المستقيم ،نلاحظ من الشكل انه :

- إذا كان $\hat{k}(t)\langle\hat{k}^*$ ، $\hat{k}$ يرتفع نحو $\hat{k}^*$ ، إذن: $\gamma_{\hat{k}}\rangle 0, \gamma_k \rangle x, \gamma_K \rangle x+n$ ؛ حيث انه كلما كان $\hat{k}$ اصغر و بعيد عن $\hat{k}^*$ فان معدل نمو $\hat{k}$ يكون كبير (أسرع) ؛

- إذا كان $\hat{k}(t)\rangle\hat{k}^*$ ، $\hat{k}$ ينخفض نحو $\hat{k}^*$ ،إذن : $\gamma_{\hat{k}}\langle 0, \gamma_k\langle x, \gamma_K\langle x+n$ ؛ حيث انه كلما كان $\hat{k}$ اكبر و بعيد عن $\hat{k}^*$ فان معدل انخفاض $\hat{k}$ يكون كبير (أسرع) ؛

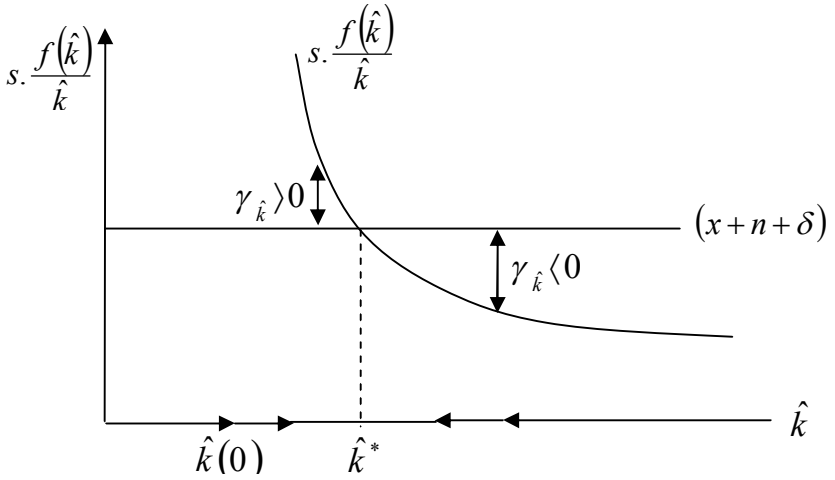
- من $\hat{y}=f(\hat{k})$ نستنتج أن: $D\hat{y}=f'(\hat{k})\cdot D\hat{k}$ و $\gamma_{\hat{y}}=\alpha.\gamma_{\hat{k}}$ ،أين: $\alpha=\frac{\hat{k}.f'(\hat{k})}{f(\hat{k})}$ وهي جزء (أو حصة) رأس المال من الدخل .

- من $\gamma_{\hat{y}}=\alpha.\gamma_{\hat{k}}$ نستنتج أن:

- إذا $\hat{y}(\hat{y}^*$ ، فان $\hat{y}$ يرتفع نحو $\hat{y}^*$: $\gamma_{\hat{y}}\rangle 0, \gamma_y\rangle x, \gamma_Y\rangle x+n$.

- إذا $\hat{y}\rangle\hat{y}^*$ ، $\hat{y}$ ينخفض نحو $\hat{y}^*$: $\gamma_{\hat{y}}\langle 0, \gamma_y\langle x, \gamma_Y\langle x+n$.

الشكل رقم (3.2): الديناميكية الانتقالية في نموذج 'سولو'.



Source:Ali Raad,What **Explains the Algerian Economic Growth Record?,**Reference already cited, p29.

-مما سبق يمكن أن نستنتج معدلات النمو للمتغيرات الأصلية اللازمة للوصول إلى الحالة النظامية (المستقرة) حيث:

$$\frac{DK}{K}=\frac{D\hat{k}}{\hat{k}}+x+n=s.\frac{\hat{y}}{\hat{k}}-(x+n+\delta)+x+n=s.\frac{Y}{K}-\delta \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (30.2)$$

$$\frac{DY}{Y}=\alpha.\frac{D\hat{y}}{\hat{y}}+x+n=\alpha\frac{D\hat{k}}{\hat{k}}+x+n=\alpha\left[s.\frac{\hat{y}}{\hat{k}}-(x+n+\delta)\right]+x+n$$

$$= \alpha.\left[s\frac{Y}{K} - \delta \right] - \alpha(x+n) + x + n$$

$$\frac{DY}{Y} = \alpha.\frac{DK}{K} + (1-\alpha)\frac{DL}{L} + (1-\alpha)\cdot x \ldots\ldots\ldots\ldots (31.2)$$

- نلاحظ أن معدل نمو الديناميكية الانتقالية تتبع s .ومنه يبين 'سولو' من خلال هذا النموذج أن اقتصاديات الدول تستطيع أن تنمو في المدى القصير و ليس على المدى الطويل و حسب النموذج فإنه حتى لو كان بلد قد انحرف لفترة معينة عن الحالة التوازنية فإنه يتبع سلسلة من التغيرات و ينتهي به المطاف إلى الوصول إلى الحالة التوازنية الجديدة فالنمو يتباطأ أكثر كلما اقترب الاقتصاد من الحالة المستقرة النظامية "التوازنية" .

3.1.3. نتائج نموذج 'سولو': تتمثل النتائج المستخلصة من هذا النموذج على مستوى التوازن الطويل المدى في كون:

- نسبة رأس المال على العمل، الإنتاج و الاستهلاك الفردي تنمو بمعدل x .
- المتغيرات الأصلية (رأس المال، الإنتاج و الاستهلاك) تنمو بمعدل $x+n$.
- معدل الأجر (الإنتاجية الحدية للعمل) و تساوي $e^{x\cdot t}\cdot[f(\hat{k}^*) - \hat{k}\cdot f'(\hat{k}^*)]$ ، تنمو بمعدل x .
- معدل المردودية لرأس المال (الإنتاجية الحدية لرأس المال) وهي $f'(\hat{k}^*)$ و تكون ثابتة .

- بالإضافة إلى أن معدل النمو طويل الأجل محدد عن طريق عناصر خارجية، فله علاقة بديناميكية الانتقالية (Dynamique de transition)، أي كيفية اقتراب الدخل الفردي للاقتصاد ما من حالته النظامية أو عند اللزوم إلى الدخل الحقيقي لاقتصاد آخر؛ حيث انه بالاعتماد على معادلة معدل نمو رأس المال الفردي و الشكل (3.2) نجد انه لما تكون $\hat{k}$ نسبيا منخفضة، فإن الإنتاجية المتوسطة لرأس المال $\frac{f(\hat{k})}{\hat{k}}$ هي نسبيا مرتفعة، وأن الاستثمار لوحدة رأس المال $s.\frac{f(\hat{k})}{\hat{k}}$ هي نسبيا مرتفعة، غير أن رأس المال لكل عامل $\hat{k}$ يرتفع بمعدل فعلي قيمته ثابتة x وبالتالي فإن معدل النمو $0\langle \gamma_{\hat{k}}$ هو نسبيا مرتفع، ويؤول إلى حالته النظامية ؛ بنفس الطريقة يمكن تحديد بأن الاقتصاد الذي يبدأ برأس مال ابتدائي يفوق الحالة النظامية أي $\hat{k}(0)\rangle\hat{k}^*$ ، فإن معدل نموه ينخفض مع الزمن[1].

2.3. نموذج 'ميد':

قدّم 'جوهان ميد' "J.E.MEAD " و هو من أنصار المدرسة النيوكلاسيكية نموذجه في كتابه الصادر بعنوان "النظرية النيوكلاسيكية للنمو الاقتصادي" عام 1961 كمحاولة لتوضيح مدى إمكانية تحقيق النمو المتوازن وفقا لفرضيات النظام الاقتصادي الكلاسيكي.

[1] صواليلي صدر الدين ،**النمو و التجارة الدولية في الدول النامية** ،مرجع سبق ذكره ، ص19-20.

1.2.3.فرضيات النموذج : تتمثل الفرضيات التي قام عليها هذا نموذج 'ميد' فيما يلي: [1]

- الاقتصاد مغلق وتسود المنافسة الكاملة جميع أسواقه؛
- ثبات العوائد؛
- كل من السلع الاستهلاكية و الرأسمالية يتم إنتاجها محليا؛
- ثبات أسعار السلع الاستهلاكية؛
- هناك استخدام كامل للأرض و العمل؛
- نسبة العمل لرأس المال يمكن تغييرها في الزمن القصير و الزمن الطويل؛
- إمكانية الإحلال بين السلع الرأسمالية ببعضها البعض ، و بين السلع الاستهلاكية ببعضها البعض.

2.2.3. عرض النموذج :

يرى 'ميد' أن إنتاج مختلف السلع يعتمد على أربعة عناصر وهي المخزون الصافي أو الفعلي لرأس المال (K) والقدر المتاح من قوة العمل (L). القدر المتاح من الأرض و الموارد الأخرى(N)، عامل الزمن المؤثر على المعلومات والفن التكنولوجي خلال الفترة (T)، وعليه فان الناتج الصافي أو الدخل الوطني يعد دالة لهذه العناصر الأربعة، يمكن التعبير عنها بالشكل التالي[2]:

$$Y = F(K, L, N, T) \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (32.2)$$

وبافتراض ثبات القدر المتاح من الأرض و الموارد الطبيعية الأخرى، فان الناتج الصافي ممكن أن يتغير من عام لآخر نتيجة تغير عناصر الإنتاج، وباستخدام التفاضل نجد أن:

$$dF = \frac{\partial F}{\partial K}.dK + \frac{\partial F}{\partial L}.dL + \frac{\partial F}{\partial N}.dN + \frac{\partial F}{\partial T}.dT$$

من جهة أخرى نعلم أن المؤسسات تعظم أرباحها عند: $Pmk = \frac{\partial F}{\partial K} = v$ و $PmL = \frac{\partial F}{\partial L} = w$

و منه نحصل على: $DY = v.DK + w.DL + DY' \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (33.2)$

وذلك نتيجة افتراض أن N : ثابت

D: تشير إلى التغيرات الطفيفة (التفاضل).

v: عائد رأس المال و تساوي الناتج الحدي لرأس المال .

w :عائد العمل و تساوي الناتج الحدي لقوة العمل .

Y' : مستوى الإنتاج عند تغير المستوى التكنولوجي T.

وبقسمة طرفي المعادلة (33.2) على (Y) نجد: $\frac{DY}{Y} = \frac{v.DK}{Y} + \frac{w.DL}{Y} + \frac{DY'}{Y} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (34.2)$

[1] Abdelkader Sid Ahmed, **Croissance et développement (théorie et politique)**, tom 2, édition office publications universitaires, Alger, 1981, p296.

[2] مدحت مصطفى و سهير عبد الظاهر احمد، **النماذج الرياضية للتخطيط والتنمية الاقتصادية**، مرجع سبق ذكره ، ص198-203 .

من المعادلة (34.2) نجد أنه عند الضرب و القسمة على نفس القيمة لا يتغير شيء ومنه:

$$\frac{DY}{Y}=\frac{v.K}{Y}\cdot\frac{DK}{K}+\frac{w.L}{Y}\cdot\frac{DL}{L}+\frac{DY^{/}}{Y}.....(35.2)$$

بوضع: $y=\frac{DY}{Y}$:والتي تمثل معدل النمو النسبي للناتج (Y).

$k=\frac{DK}{K}$: تمثل معدل النمو النسبي لرأس المال (k).

$l=\frac{DL}{L}$: معدل النمو النسبي لقوة العمل (L).

$x=\frac{DY^{/}}{Y}$: معدل النمو التكنولوجي خلال سنة.

ومنه تصبح المعادلة (35.2) بالشكل: $y=\frac{v.K}{Y}\cdot k+\frac{w.L}{Y}\cdot l+x.....(36.2)$

وبوضع : $U=\frac{v.K}{Y}$:و التي تمثل الناتج الحدي النسبي لرأس المال.

$Q=\frac{w.L}{Y}$:و التي تمثل الناتج الحدي النسبي للعمل .

ومنه تصبح العلاقة الأساسية 'لميد':

$$y=U\cdot k+Q.l+x.....(37.2)$$

أي أنمعدل نمو الناتج هو محصّلة لثلاث معدلات نمو : معدل نمو رأس المال مرجح بالناتج الحدي لرأس المال،معدل نمو السكان مرجح بالناتج الحدي للعمل و معدل النمو التكنولوجي. ومن المعروف أن معدل النمو الحقيقي يقاس بمعدل نمو مداخيل الأفراد، وعلى ذلك لابد أن نستبعد أثر نمو السكان حتى نقيس نمو دخل الأفراد وتصبح المعادلة الأساسية بالشكل التالي:

$$y-l=U\cdot k-(1-Q)\cdot l+x.....(38.2)$$

و هي المعادلة التي تعبر عن استبعاد معدل نمو السكان لحساب معدل نمو الدخل الفردي، و باعتبار أن:

$S=s\cdot Y$ و أن $I=S$ نحصل على: $k=\frac{DK}{K}=\frac{I}{K}=\frac{s\cdot Y}{K}$

و بالتالي فان : $U=\frac{v.K}{Y}\Rightarrow U\cdot k=\frac{s\cdot Y}{K}.\frac{v\cdot K}{Y}=v.s.....(39.2)$

و بتعويض المعادلة (39.2) في (38.2) يصبح لدينا :

$$y-l=v.s-(1-Q)\cdot l+x.....(40.2)$$

وفي الفترة القصيرة نفترض ثبات عدد السكان $(l=0)$ و منه تصبح المعادلة على الشكل التالي:

$$y=v.s+x.....(41.2)$$

كما يفترض في الفترة القصيرة أيضاً ثبات المستوى التكنولوجي ومنه العلاقة (41.2) تصبح:

$$y=v.s.....(42.2)$$

إفترض 'ميد' مجتمعا يتحقق فيه ثبات معدل نمو الناتج الصافي أو الدخل ، وأيضا ثبات معدل نمو نصيب الفرد من الدخل ، أي أن معدل نمو السكان ثابت و لا يوجد تقدم في المستوى التكنولوجي، مثل هذا المجتمع عليه أن يوفر ثلاث شروط حتى يتمكن من تحقيق زيادة في معدل نمو الناتج ، هذه الشروط هي :

- أن تكون جميع مرونات الإحلال بين مختلف العناصر تساوي الوحدة؛
- أن يكون التقدم التكنولوجي متعادلا اتجاه كافة العناصر؛
- ثبات الجزء المدخر من الأرباح و الأجور و الريع و هذا يعني ثبات نسبة المدخرات الإجمالية إلى الدخل.

و نظرا لافتراض ثبات Y في بداية النمو فان K سيكون أيضا ثابت، و نظرا لان $k = \frac{s.Y}{K}$ مع افتراض ثبات s فان k ستكون هي أيضا ثابتة في حالة ثبات $\frac{Y}{K}$ و من المفروض أن $\frac{Y}{K}$ تكون ثابتة إذا كان كل من Y و K متساوي حيث يقتضي ذلك أن تكون $y = k$.و هو ما يعني أن نمو الدخل يصبح ثابت.

3.2.3.معدل النمو الحرج عند 'ميد':

يتضح من العرض السابق أن وضع التوازن عند 'ميد' يعتمد أساسا على معدل تراكم مخزون رأس المال، أين افترض انه يوجد معدل حرج لمخزون رأس المال يحقق ذلك التوازن، وأي زيادة أو نقص عن هذا المعدل سينجم عنها عدم التساوي بين كل من y و k ،فإذا افترضنا أن a ترمز لهذا المعدل الحرج، فان المعادلة الأساسية (37.2)تصبح على النحو التالي[1] :

$$a = U \cdot a + Q.l + x \quad \text{.....(43.2)}$$

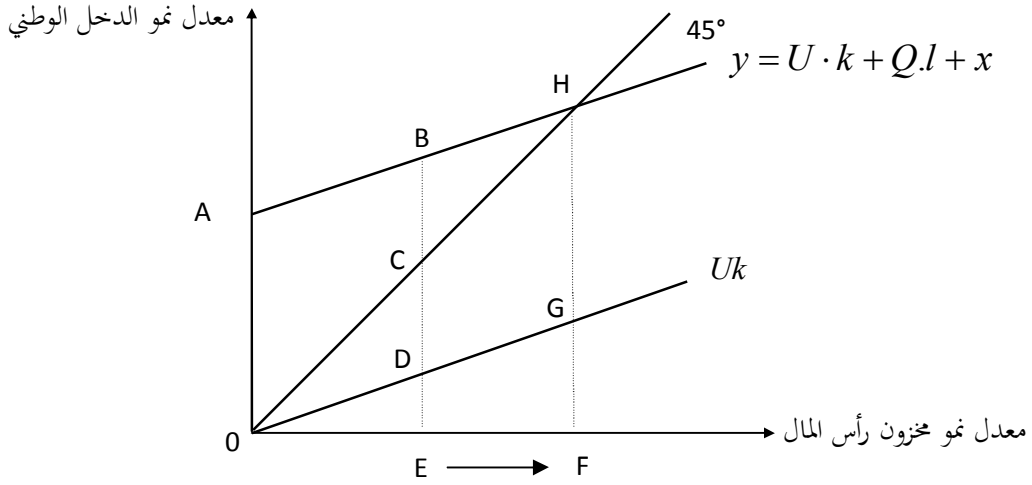
$$\Rightarrow a = \frac{Q.l + x}{1 - U}$$

وفي حالة حدوث انحراف عن مستوى بداية النمو فإننا نكون بصدد احتمالين:

- إذا كان $k \rangle a$: فان الدخل سينمو بمعدل أقل من ذلك الذي ينمو به مخزون رأس المال نتيجة لانخفاض المدخرات و على ذلك سيتجه معدل نمو رأس المال نحو المستوى الحرج a .
- إذا كان $k \langle a$: فان الدخل سينمو بمعدل اكبر من معدل نمو رأس المال نتيجة لارتفاع المدخرات، ويمكن توضيح ذلك من خلال الشكل التالي:

[1] Abdelkader Sid Ahmed, **Croissance et développement (théorie et politique)** , Référence déjà cite, p 304-305 .

الشكل رقم (4.2): نموذج النمو المتوازن لدى ميد.



source: Abdelkader Sid Ahmed,**Croissance et développement**, Référence déjà cité, p 307 .

- المنحنى Uk يمثل الناتج الحدي النسبي لرأس المال.
- المنحنى $y = U \cdot k + Q.l + x$ معدل النمو الكلي للدخل الوطني.
- المنحنى 45° يمثل معدل نمو مخزون رأس المال.

تتمثل بداية النمو عند استخدام معدل لنمو مخزون رأس المال قدره(OE)، بحيث يكون معدل الدخل الوطني (BE) وحيث: $BE=BD+DE$

BD تتحدد استنادا إلى نمو السكان و التقدم التكنولوجي $(Q \cdot l + x)$

DE تتحدد بمعدل تراكم رأس المال $(U \cdot k)$

و عند هذه النقطة (E) فإن معدل نمو الدخل يكون أكبر من معدل نمو رأس المال أي أن $CE \langle BE$ وذلك ما يدفع بمعدل نمو رأس المال بالتزايد حتى يصل إلى القيمة (F) والتي تحقق تساوي معدل نمو الدخل مع معدل نمو مخزون رأس المال عند النقطة (H).و هي التي تمثل نقطة ابتداء النمو الاقتصادي.

4.2.3. نتيجة نموذج 'ميد':

يعتبر 'ميد' أن الناتج الوطني الحقيقي هو دالة لمستوى استخدام رأس المال وقوة العمل ومستوى المعرفة الفنية و التقنية بينما يعتبر ثبات القدر المتاح من الموارد الطبيعية الأخرى.كما يرى 'ميد' أن:[1]

-نمو الناتج الحقيقي يتوقف على التغيرات في الإنتاجية الحدية، أي أن الإنتاجية الحدية للعناصر تزداد، وأن جميع التغيرات التقنية تؤدي إلى تغيرات إيجابية على إنتاجية الوحدة.

-التغيرات في عناصر الإنتاج(كمياتها) هي أساس عملية النمو ويبدأ النمو حسب 'ميد' عندما يتساوى معدل نمو مخزون رأس المال مع معدل نمو الدخل الوطني، لأنه يعتبر أن الفنون الإنتاجية تبقى ثابتة في الفترة القصيرة وكذلك معدل نمو اليد العاملة، وبالتالي فإن النمو يتحقق في هذه الحالة بنمو مخزون رأس المال. وتكون بداية النمو انطلاقا من

[1] عبد الحكيم سعيج ، **الناتج الوطني و النمو الاقتصادي-دراسة قياسية لحالة الجزائر-** ، مرجع سبق ذكره ، ص61 .

النقطة "H" بالشكل رقم (4.2) ، حيث أن الانتقال من منحنى الدخل الأسفل إلى منحنى الدخل(الناتج) الأعلى في البيان كان بواسطة المستوى التكنولوجي واليد العاملة، بينما شكل المنحنى راجع إلى معامل رأس المال، ويكون النمو متوازناً عند تقاطع منحنى الناتج الأعلى وخط ($45°$)، أي المستوى الذي يتساوى فيه نمو رأس المال ونمو الدخل الوطني.

4. النماذج الحديثة للنمو (نماذج النمو الداخلي) :

إن الأداء الضعيف لنظريات النمو النيوكلاسيكية في تفسير مصادر النمو الاقتصادي طويل الأجل ، أدى إلى عدم قبولها، و في الحقيقية و بالنظر إلى هذه النظرية فانه ليس للاقتصاديات أي خصائص ذاتية بسببها يحدث النمو و يستمر لفترة طويلة، ففي غياب الصدمات الخارجية أو التفسيرات التكنولوجية فان كل الاقتصاديات سوف تتجه إلى النمو الصفري، و عليه يعتبر رفع متوسط نصيب الفرد من الناتج الإجمالي ظاهرة مؤقتة تحدث نتيجة للتغيرات التكنولوجية، لذا لم يكن من المفاجئ أن يفشل هيكل هذه النظرية في الإمداد بتفسير مقبول للنمو الذي حدث عبر التاريخ لاقتصاديات العالم ،و من المقبول أن هذا المدخل(التمهيد) به نقائص لا يمكن إغفالهما[1]:

- باستخدام الإطار النيوكلاسيكييكون من المستحيل تحليل محدّ دات التقدم التقني لأنه مستقل كليا عن القرارات الاقتصادية ؛

- النظرية النيوكلاسيكية فشلت في إعطاء تفسير للاختلافات الكبيرة بين الدول التي تستخدم تكنولوجيا متشابهة.

و نظرا لذلك بدأ الاقتصاديون يشكّكون ويبتعدون عن افتراضات النظرية النيوكلاسيكية في محاولة منهم لتحديد المصدر الأساسي لعملية النمو الاقتصادي، وهو ما أدى إلى ظهور نظرية حديثة للنمو تسمى بنظرية النمو الداخلي التي ظهرت في منتصف الثمانينات، وهي تبحث في تفسير النمو الاقتصادي عن طريق التراكم، وهذا بدون المرور بالعوامل الخارجية.

1.4. نماذج النمو الداخلي لقطاع واحد: "One-Sector Models of Endogenous Growth"

1.1.4.نموذج "AK" :

الخاصية المميزة لنماذج النمو الداخلي هي غياب غلة الحجم المتناقصة لرأس المال، أي انعدام تناقص مردودية رأس المال(K)،ويعود غياب تناقص هذه الأخيرة إلى رأس المال البشري؛ ويعطى النموذج العام لنموذج AK [2]كما يلي[3]:

$$Y = A \cdot K \ldots\ldots\ldots \ldots(44.2)$$

أين: A تمثل ثابت موجب يعبر عن المستوى التكنولوجي و يمثل الإنتاجية الظاهرة لرأس المال.

---

[1] ميشيل توادرو،ترجمة :محمود حسن / محمود حامد محمود،**التنمية الاقتصادية** ،دار المريخ ، المملكة العربية السعودية ،2006 ،ص 154.

[2] أول صياغة رياضية أعطيت لدالة الإنتاج AK هو"Von Neumann" سنة 1937.

[3] Robert J.Barro and Xavier Sala-I-Martin, **Economic Growth**, Library of Congress Cataloging-in-Publication Data, Second Edition, Cambridge, Massachusetts, London, England ,2004,p63 .

- الإنتاج الفردي يمثل عن طريق رأس المال الفردي وذلك بقسمة المعادلة (44.2) على L التي تمثل كمية العمل،وعليه نتحصل على: $y = A \cdot k = f(k)$..... .....(45.2)

حيث y و k تمثل على التوالي الإنتاج لكل فرد (الفردي) ورأس المال الفردي (نسبة رأس المال إلى العمل) .

-كل من الإنتاجية المتوسطة و الحدية لرأس المال في المعادلة (45.2) ثابتة ومساوية لمستوى التكنولوجيا A ، والتي تضع الخصائص لدالة الإنتاج في نموذج AK و التي تختلف عن المعادلة المستعملة في نموذج 'سولو' في المسار الأمثل للتطور ،أولا بما أن المشتقة الثانية لـ f معدومة ،الإنتاجية الحدية لرأس المال لا تتناقص، و ثانيا بما أن المشتقة الأولى لـ f ثابتة و تساوي A ،ومنه : $\lim_{k\to\infty} f'(k) = A$ ،التي تعني أن الشرط الثاني من شروط"Inada " غير محقق.

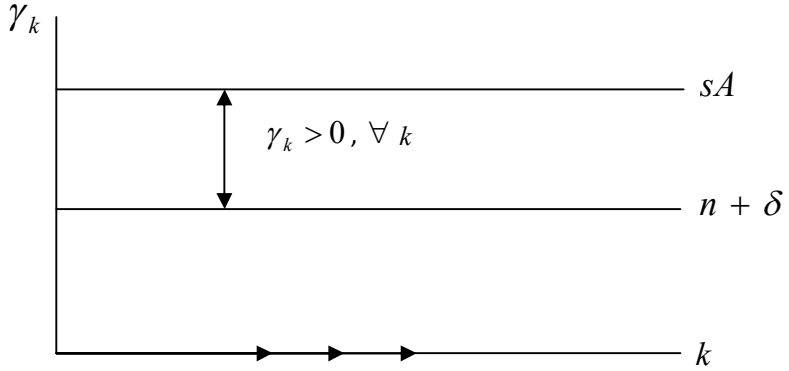
بتعويض $\frac{f(k)}{k} = A$ في المعادلة (28.2) لنموذج 'سولو' نتحصل على:

$$\gamma_k = s.A - (n+\delta).....(46.2)$$

نعود الآن إلى حالة معدل نمو التقدم التكنولوجي المعدوم ($x = 0$)، لأننا نريد تبيين أن نمو رأس المال الفردي يمكن أن يحدث في المدى الطويل حتى بدون التغير التكنولوجي الخارجي .

المعادلة (46.2) تعطي معدل نمو رأس المال الفردي عندما تكون دالة الإنتاج من الشكل AK ، الشكل رقم (5.2) يمثل هذه المعادلة، التي تكافئ الشكل (3.2) في العنصر السابق ، حيث أن منحنى $s.f(k)/k$ في هذه الحالة يكون أفقي، أين في العنصر السابق كان دالة متناقصة في k ، لقد اخترنا إعادة تمثيل الحالة التي معدل الادخار s يكون مرتفع بشكل كاف في المستقيم sA من اجل أن يكون فوق المستقيم $n+\delta$ ، لعرض انه يمكن الحصول على معدل نمو موجب في الحالة النظامية حتى عندما يكون معدل نمو التقدم التكنولوجي معدوم، هناك حالات أخرى أين يكون فيها معدل الادخار غير مرتفع بشكل كاف يؤدي إلى أن المستقيم sA يصبح تحت أو مطابق للمستقيم $n+\delta$ ؛ الشكل البياني التالي يبين أن γ_k هو البعد بين الخطين sA و $(n+\delta)$ ، و هو يوضح الحالة أين $sA\rangle(n+\delta)$ ،أي أن $\gamma_k\rangle 0$.بما أن الخطّين متوازيين ،فان γ_k ثابت و مستقل عن k ، كذلك يرتفع إلى مالانهاية في حالة النمو المنتظم بمعدل يعطى بـ: $\gamma_k^* = sA - (n+\delta)$

الشكل رقم (5.2) :النمو في نموذج *AK* .



Source: Robert J.Barro and Xavier Sala-I-Martin, **Economic Growth,**Reference already cited, p64.

إذن هذا الشكل هو عبارة عن خط أفقي بمستوى sA ؛ عندما $sA\rangle(n+\delta)$ فان معدل نمو k يكون لانهائي و لو بغياب التقدم التقني . باعتبار أن : $y = Ak$ فان :

γ_k يكون مساوي لـ γ_k^* عند كل نقطة في الزمن ، و بما أن $c = (1-s).y$ يكون معدل النمو لـ c مساوي لـ γ_k^* و بالتالي كل المتغيرات الفردية في النموذج ترتفع في نفس الوقت ، كما توضحه الصيغة التالية :

$$\gamma = \gamma^* = sA - (n+\delta) \quad \text{.....(47.2)}$$

نلاحظ أن الاقتصاد الموصوف بالتكنولوجية AK يمكّن من معرفة معدلات النمو في المدى الطويل بدون أي تقدم تقني .بالإضافة إلى ذلك معدل النمو الفردي للمعادلة (47.2) يتعلق بالثوابت السلوكية للنموذج ، مثل معدل الادخار و معدل النمو السكاني ،مثلا على عكس النموذج النيوكلاسيكي أين معدل الادخار (s) الأكثر ارتفاعا أنتج معدل النمو الفردي γ^* أكثر ارتفاعا.

– لو تحسن المستوى التكنولوجي A دفعة واحدة (بمعنى يتم التخلص من تذبذبات ناتجة عن تدخل الثابت A) معدل النمو في المدى الطويل يرتفع، التغيرات الطارئة على المعدل δ و معدل نمو السكان n لهم كذلك تأثيرات على معدل النمو الفردي بصفة دائمة.

– دراسة اقتصاد مجموعة الدول المتماثلة هيكليا، يعني أن الثوابت (n, δ, s, A) المتماثلة لهذه الاقتصاديات و التي تختلف في مخزونها الابتدائي في رأس المال الفردي $k(0)$، و تختلف كذلك في القيمة الابتدائية لـ: $Y(0), C(0)$. حسب هذا النموذج يرتفع الاقتصاد بنفس المعدل الفردي γ^* مهما يكن موضعه الابتدائي ، بالإمكان استنتاج أن كل الاقتصاديات ترتفع بنفس المعدل للفرد ، هذه النتيجة تأتي في غياب غلات الحجم المتناقصة.[1]

2.1.4. نموذج ذو أثر الخبرة و انتشار المعرفة (نموذج "Romer" (1986)):

شكّل هذا النموذج البسيط من طرف"Romer" سنة 1986 نقطة مهمة في تحولات أدبيات الفكر الاقتصادي الذي سمي بعدها بنظرية النمو الاقتصادي. في هذا السياق استعمل "Romer" لتفادي اتجاهات المردودية المتناقصة على إطار التحليل المعرف من قبل "Arrow" سنة 1962، هذا الإطار يتميز ببديهيتين كانت نتيجة للملاحظات التجريبية التي وضعت الآثار الايجابية للتجربة على مستوى الإنتاجية . التمرن عن طريق التطبيق (Learning by Doing) انطلاقا من المسلمة التي تقول "المعرفة و أرباح الإنتاجية تخلق الاستثمار و الإنتاج "، حينئذ كل مؤسسة ترفع من مخزون رأس مالها العيني، تدرك أنه من أجل نفس الفرصة كيف تنتج بفعالية.

الأثر الايجابي للتجربة على الإنتاجية متعلق بالتجربة على التطبيق، فالمعرفة التكنولوجية لكل مؤسسة هي سلعة جماعية بحيث أن كل المؤسسات تريد أن تحقق تكاليف تطبيقيا معدومة عن طريق ميكانيزمات نشر المعلومة.

تحديدا من هذا المفهوم عرّف "Romer" نموذجه مع خارجية التكنولوجيا التي تنتج عن طريق تراكم عامل رأس المال الذي ليس بالضرورة رأس المال العيني، لأن "Romer" استعمل عبارة المعرفة (Connaissance) في صياغة نموذجه.

[1]- تاج عبد الكريم ،**نماذج النمو الاقتصادي –داسة قياسية على الاقتصاد الجزائري–** ،مذكرة ماجستير،قسم العلوم الاقتصادية ، فرع الاقيصاد القياسي ، جامعة الجزائر ، 2003 ، ص 24.

إذن في هذا النموذج يدخل"Romer " الفرضية المتمثلة في إدخال عامل التعلم عن طريق التمرن، بحيث أن المؤسسة التي ترفع من رأس مالها المادي تتعلم في نفس الوقت الإنتاج بأكثر فعالية، وهذا الأثر الإيجابي للخبرة على الإنتاجية يوصف بالتمرن عن طريق الاستثمار؛ بالإضافة إلى ذلك فإن الفرضية الثانية متمثلة في أن المعرفة المكتشفة تنتشر آنيا في كل الاقتصاد؛ وعليه إذا اعتبرنا أنه يمكن تمثيل المعرفة المتوفرة في المؤسسة i بالمؤشر A_i هذا يعني أن التغير $\frac{dA_i}{dt}$ يمثل التعلم الكلي للاقتصاد ومنه [1] :

$$Y_i = F(K_i, A_i L_i) \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (48.2)$$

حيث: L_i و K_i تمثل العمل و مخزون رأس المال ، A_i تمثل مخزون المعرفة الخاص بالمؤسسة i

– الدالة $F(.)$ تحقق الخصائص النيوكلاسكية، متمثلة في أن الإنتاج الحدي لكل عامل متناقص،و وفرات الحجم ثابتة، بالإضافة إلى أن الإنتاجية الحدية لرأس المال أو العمل تؤول إلى ما لانهاية لما كل من رأس المال و العمل يؤولان إلى الصفر، و تؤول إلى الصفر لما يؤولان إلى ما لانهاية (شروط "Inada") .

– مستوى المعرفة A_i يتناسب مع التغير في K_i لمخزون رأس المال، وعليه يمكن إحلال A_i في المعادلة (48.2) بـ K مخزون رأس المال الإجمالي(على المستوى الكلي) و عليه نحصل على:

$$Y_i = F(K_i, KL_i) \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (49.2)$$

إذا كانت كل من K و L_i ثابتة، كل مؤسسة هي معرضة إلى مردودية متناقصة في K_i كما هو ملاحظ في نموذج سولو؛ بالإضافة إلى أنه من أجل قيمة معطاة لـ L_i ، فإن دالة الإنتاج متجانسة من الدرجة الأولى في K_i و K ،وبالتالي فإن مصدر النمو الداخلي هو ثبات المردودية الاجتماعية لرأس المال.

–من اجل فهم نموذج "Romer" يمكن استعمال دالة 'كوب دوغلاس' ، في هذه الحالة معادلة الإنتاج لكل مؤسسة i تصبح : $Y_i = A.(K_i)^{\alpha}.(K.L_i)^{1-\alpha} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (50.2)$

حيث: $0 < \alpha < 1$.

باستعمال المتغيرات الفردية، المعادلة (50.2) تصبح : $y = (AL^{1-\alpha}).k \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (51.2)$

حيث استعملنا: $y_i = \frac{Y_i}{L_i}, k_i = \frac{K_i}{L_i}$ و $k = \frac{K}{L}$ ، ثم بوضع فيما بعد $y_i = y$ و $k_i = k$ ، فان الناتج الفردي المتوسط بالنسبة لرأس المال نحصل عليه بقسمة المعادلة (51.2) على k :

$$y / k = \widetilde{f}(L) = A.L^{1-\alpha} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (52.2)$$

المعادلة (52.2) تبين أن الناتج المتوسط الاجتماعي لرأس المال غير مرتبط بـ k ، غير انه ينمو مع L .[2]

– يمكن تحديد الناتج الحدي الخاص لرأس المال بالاشتقاق بالنسبة لـ K_i ،بتثبيت K و L_i وبتعويض $k_i = k$ نتحصل على: $\partial Y_i / \partial K_i = A.\alpha.L^{1-\alpha} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (53.2)$

[1] Robert J.Barro, Xavier Sala-I-Martin , **Economic Growth,** Reference already cited,p 212-216..

[2] لاحظ انه بما أن $0 < \alpha < 1$ فان: $\widetilde{f}'(L) = (1-\alpha)AL^{-\alpha} > 0$ و $\widetilde{f}''(L) = -\alpha(1-\alpha)L^{-1-\alpha} < 0$

ومنه فإن الناتج الحدي الخاص لرأس المال يرتفع مع L، وهو غير مرتبط بـ k، وعليه فإن التعلم عن طريق التمرن و انتشار المعرفة يلغي الميول نحو تناقص المردودية، وهو أقل من الناتج المتوسط وهذا لكون $0 < \alpha < 1$.

- دالة المنفعة U للعائلات تعطى على الشكل التالي :

$$U = \int_0^{+\infty} u[c(t)].e^{n.t}.e^{-\rho.t}dt \dots\dots\dots\dots (54.2)$$

حيث $c(t)$ هي الاستهلاك الفردي الحقيقي و $u(c)$ تعبر عن معادلة المنفعة الفردية وهي معادلة متزايدة في c و محدبة أي : $u'(c) > 0$ و $u''(c) < 0$ ، الحد $e^{n.t}$ يمثل عدد العائلات الذي ينمو بمعدل n، $e^{-\rho.t}$ يمثل المعامل الذي يستعمل لتخفيض(خصم) الاستهلاك المستقبلي باستعمال معدل الأفضلية للحاضر $\rho > 0$،حيث معادلة المنفعة الفردية $u(c)$ تعطى بالعلاقة التالية:

$$u(c) = \frac{c^{(1-\theta)} - 1}{(1-\theta)} \dots\dots\dots\dots (55.2)$$

حيث $\theta > 0$ و تسمى بمعامل النفور من المجازفة (the coefficient of risk aversion) أو بمرونة الإحلال غير الزمنية و هي معكوس مرونة الإحلال داخلية الزمن(الفورية) لدالة المنفعة (elasticity of intertemporal substitution) هذا الشكل من المنفعة يعرّف معادلة المنفعة ذات مرونة الإحلال الثابتة (the constant elasticity of substitution utility function.)[1]، حيث عندما ترتفع θ فإن العائلات تنحرف عن الاستهلاك النظامي في الزمن و بهذا فهي تقيس مقدار التضحية بالمنافع للعائلات في الفترات المختلفة.

- بتعويض المعادلة (55.2) في (54.2) نحصل على :

$$U = \int_0^{+\infty} e^{-(\rho - n)t} \cdot \frac{c^{1-\theta} - 1}{1-\theta} dt \dots\dots\dots\dots (56.2)$$

- حسب "Romer" فان قيد الميزانية للعائلة يكون كالتالي :

$$da/dt = \dot{a} = w + r.a - c - n.a \dots\dots\dots\dots (57.2)$$

أين : w :تمثل الأجر، a : تمثل مجموع الأصول للفرد وتساوي إلى k، r :تمثل عائد الأصل، c : الاستهلاك الفردي، n :معدل النمو السكاني.

- وعليه فإن مشكل تعظيم دالة المنفعة U تحت قيد الميزانية عن طريق التعظيم الديناميكي الناتج عن الحساب الهاملتوني، يعطى الدالة الهاملتونية التالية:

$$H = \frac{c^{1-\theta} - 1}{1-\theta} e^{-(\rho - n)t} + \lambda.[w + (r-n)a - c] \dots\dots\dots\dots (58.2)$$

حل البرنامج السابق(الشروط الأولية) يعطي العلاقة التالية بفرض أن $n = 0$:

$$r = \rho - \left[\frac{u''(c) \cdot c}{u'(c)}\right] \cdot \left(\frac{\dot{c}}{c}\right) \dots\dots\dots\dots (59.2)$$

[1] مرونة الاحلال داخلية الزمن الفورية(The instantaneous elasticity of intertemporal substitution) تعطى في هذه الحالة بـ :

$$\sigma = -u'(c)/[c.u''(c)] = 1/\theta$$

باستخدام دالة المنفعة السابقة (55.2) في المعادلة (59.2) نحصل على:

$$\gamma_c = \dot{c}/c = (1/\theta).(r-\rho).....(60.2)$$

- وبتعويض قيمة r المتمثلة في " $A.\alpha.L^{1-\alpha} - \delta$ " (وهي مشتقة الناتج Y_i بالنسبة لرأس المال الخاص K_i و تمثل الإنتاجية الحدية الخاصة لرأس المال و هي العائد الحقيقي لرأس المال) ،نتحصل على معدل النمو للاقتصاد غير الممركز، بمعنى التوازن التنافسي :

$$\gamma_c = (1/\theta).(A.\alpha.L^{1-\alpha} - \delta - \rho)..... ....(61.2)$$

- وبالأخذ بعين الاعتبار الناتج المتوسط الاجتماعي $\widetilde{f}(L)$ نتحصل على معدل النمو المحدد من طرف المخطط (*planner*) (معدل نمو أعظمية المجتمع) : $\gamma_c(planner) = (1/\theta).[\widetilde{f}(L) - \delta - \rho]$ أي :

$$\gamma_c(planner) = (1/\theta).[A.L^{1-\alpha} - \delta - \rho]..... ....(62.2)$$

وهو معدل النمو المثالي للاستهلاك الفردي و رأس المال الفردي أو معدل النمو للاقتصاد المركزي حيث أن المخطط يدرج في حساباته ،كون زيادة رأس المال في كل مؤسسة يزيد من إنتاجية كل المؤسسات الأخرى.

- ومع العلم أن $\alpha < 1$، فهذا يعني أن $\gamma_c(planner) > \gamma_c$.أي أن التوازن التنافسي (غير الممركز) هو توازن غير مثالي ،بذلك فان هذا النموذج يعطي مبررا لتدخل الدولة كجهاز حاث (فرض ضريبة ، تقديم إعانة) للتقريب بين معدل النمو الخاص و معدل النمو الاجتماعي، يمكن الحصول على الأعظمية الاجتماعية إذا قمنا بتدعيم الاستثمار بمعدل $1-\alpha$ عن طريق إعانات أي دعم تكلفة رأس المال بنسبة $1-\alpha$ فتصبح $\alpha.(r+\delta)$ بدلا من $r+\delta$ لزيادة الإنتاجية الحدية الخاصة لرأس المال إلى مستوى الإنتاجية الهامشية الاجتماعية "كالضريبة الجزافية"(forfaitaire) إذ لا يدفع الحاصلين على رأس المال إلا جزء قيمته α من تكلفته أو دعم الإنتاج بمعدل $\frac{1-\alpha}{\alpha}$ ، المردودية الخاصة لرأس المال تساوي المردودية الاجتماعية، يكون لدينا في هذه الحالة $\alpha.(r+\delta) = \alpha.A.L^{1-\alpha}$ و منه يصبح لدينا : $r+\delta = A.L^{1-\alpha}$ بدلا من $r+\delta = \alpha.A.L^{1-\alpha}$ مما يؤدي إلى : $\gamma_c(planner) = \gamma_c$ ،إذن يكمن دور الدولة في دعم الاستثمار في رأس المال المادي مما يعني الاستثمار في تراكم المعارف من أجل الحصول على معدل نمو أكبر[1].

3.1.4. نموذج "Barro" (1990) (الخدمات العمومية والنمو الداخلي) :

مصدر آخر للنمو الداخلي حسب 'بارو' "Barro" (1990) يتمثل في النشاطات الحكومية، حيث تقوم الحكومة بشراء جزء من الإنتاج الخاص و تستعمله من أجل عرض الخدمات العمومية مجانا إلى المنتجين الخواص، و في نموذجه يفترض أن هذه المشتريات هي مجموعة من السلع المنتجة من طرف المنشات القاعدية (infrastructures) التي لا يكون لها منافسين، وباستعمال هذه السلع، فإن المؤسسة لا تخفض الكميات الأخرى، بالإضافة إلى أن كل مؤسسة تستعمل مجمل السلع، و عليه هذه النفقات العمومية تعتبر بالنسبة لها عوامل إنتاج معطاة بدون تكلفة.

[1] صواليلي صدر الدين ، **النمو و التجارة الدولية في الدول النامية**، مرجع سبق ذكره ، ص 27-28.

ويؤكد على أن النشاطات المرتبطة بهذا النوع من الفرضيات محدود؛ و يفترض دالة الإنتاج للمؤسسة i تأخذ الشكل التالي:[1]

$$Y_i = A.L_i^{1-\alpha}.K_i^{\alpha}.G^{1-\alpha} \quad .....(63.2)$$

أين $0 < \alpha < 1$.

-يجب ملاحظة أن المردودية الحدية لرأس المال متناقصة، أما المردودية المشتركة لرأس المال و النفقات العمومية G فهي ثابتة ،مع افتراض ثبات L .

- بافتراض أن الحكومة توازن ميزانيتها بفرض ضريبة على الناتج الكلي بمعدل ثابت τ ؛ إذن: $T = G = \tau.Y$

- بافتراض أن المؤسسات في حالة منافسة تامة، فان شرط تعظيم الربح يكمن في أن الناتج الحدي لرأس المال بعد فرض الضريبة يجب أن تساوي مقدار الكراء (تكلفة رأس المال أو عائد رأس المال)، أي :

$$r + \delta = (1-\tau)\cdot\left(\frac{\partial Y_i}{\partial K_i}\right) \quad .....(64.2)$$

من المعادلة (53.2) في العنصر السابق نجد أن:

$$r + \delta = (1-\tau).\alpha.A.k^{-(1-\alpha)}.G^{1-\alpha} \quad .....(65.2)$$

وعليه فإن:

$$r + \delta = \alpha.A^{1/\alpha}.(L\tau)^{(1-\alpha)/\alpha}.(1-\tau) \quad .....(66.2)$$

و كذلك نستنتج مما سبق (المعادلة(60.2)من العنصر السابق)أن معدل نمو الاستهلاك (أي معدل نمو الاقتصاد) هو:

$$\gamma_c = \dot{c}/c = (1/\theta).\left[\alpha.A^{1/\alpha}.(L\tau)^{(1-\alpha)/\alpha}.(1-\tau) - \delta - \rho\right] \quad ....(67.2)$$

- يتم أثر الحكومة على النمو بطريقتين؛ الطريقة الأولى متمثلة في الحد $(1-\tau)$ والذي يمثل الأثر السلبي للضريبة على الناتج الحدي للرأس المال الصافي بعد الضريبة، و الحد $\tau^{(1-\alpha)/\alpha}$ والذي يمثل الأثر الإيجابي للخدمات العمومية على الناتج الحدي. أي أن معدل النمو يبدأ بالزيادة حتى يصل إلى حد أقصى ثم ينقص مع معدل الضريبة.

- من جهة أخرى فان معدل الضريبة الأمثل الذي تقوم الدولة بتحديده و الذي يسمح لها بتحديد معدل النمو المثالي، أي معدل الضريبة الذي يعظم النمو يعطى بالعلاقة التالية :

$$\frac{\partial\left(\frac{\dot{K}}{K}\right)}{\partial\tau} = \left[-\tau^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} + \frac{1+\alpha}{\alpha}(1-\tau)\tau^{\frac{1-\alpha}{\alpha}-1}\right].s.A^{\frac{1}{\alpha}}.L^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} = 0 \quad .....(68.2)$$

$$\Leftrightarrow \tau = \frac{1-\alpha}{\alpha}\cdot(1-\tau)$$

$$\Leftrightarrow \tau^* = (1-\alpha)$$

هذه النتيجة تبرر بقوة تدخل السلطات العمومية من اجل السماح لمعدل النمو الوصول إلى الأمثلية .

[1] Jean Arrous, **les théorie de la croissance**, Référence déjà cité, p 195-196.

-درس "Barro" كيف أن السياسة الاقتصادية ملزمة من أجل ضمان هذا التعظيم، من اجل هذا يفترض أن الدولة ملزمة أولا بتثبيت حجم النفقات العمومية المساوية لـ:

$$\left[\frac{G}{Y}\right]^{*} = \tau^{*} = (1-\alpha) \ldots\ldots\ldots\ldots (69.2)$$

و تقتطع بعدها ضرائب متفق عليها على جميع المداخيل بالتساوي و المساوية لـ $T = G = \tau.Y$ من اجل تمويل جميع نفقاتها.[1]

2.4. نماذج النمو الداخلي لقطاعين : "Two-Sector Models of Endogenous Growth"

1.2.4. النمو الداخلي و رأس المال البشري :نموذج 'وزاوى– لوكاس' " Uzawa –Lucas" (1988):

يعتبر نموذج "Lucas" عام (1988) من بين النماذج الأولى الذي اهتم برأس المال البشري كمصدر للنمو على المدى الطويل، وفي نموذجه يعتمد على مجموعة من الفرضيات:

- الاقتصاد مكون من قطاعين فقط أحدهما مكرّس لإنتاج السلع و الآخر في تكوين رأس المال البشري ؛
- رأس المال البشري منتج انطلاقا من نفسه بمعنى الفرد يتعلم بنفسه، يستعمل من أجل هذا الوقت و المهارة المكتسبة؛

-كل الأعوان أحادية ومتماثلة، بمعنى لا يوجد تباين لا في الاختيارات التربوية و لا في المردود الفردي المبذول في الدراسة : عددهم N ، كل عون i يتميز في الزمن t بمستوى h_{it} من رأس المال البشري وهو مماثل لكل الأشخاص أي : $h_{it} = h_t$ و عليه حجم رأس المال البشري الكلي هو : $H_t = N.h_t$ ، و يكون رأس المال البشري المتوسط في المجتمع هو[2] : $\overline{H}_t = \frac{N.h_t}{N} = h_t$.

أ. عرض النموذج: حسب "Lucas"، فان دوال الإنتاج في القطاعين تعطى بالشكل التالي[3]:

- القطاع الأول المخصص لإنتاج السلع حيث:

$$Y_t = A.K_t^{\alpha}.(u_t.H_t.L)^{1-\alpha}.\overline{H}_t^{\beta} \ldots\ldots\ldots\ldots (70.2)$$

و $0 \langle \alpha \langle 1$

حيث: K_t :مخزون رأس المال المادي، u_t الوقت المخصص للإنتاج ، H_t المستوى الكلي لكفاءات العمال ، L عامل العمل و الذي يفترض انه ثابت ، و بالتالي $(u_t.H_t.L)$ هو عامل كفاءة العمل ، A :عامل التكنولوجيا . $\overline{H}_t^{\beta}$:المستوى المتوسط لرأس المال البشري المحسوب لجميع الأفراد و الذي ينمو نتيجة تبادل الأفكار بينهم حيث أن اكتساب أي فرد لمهارة تسمح له بتطوير ليس فقط فعاليته الخاصة و لكن فعالية الآخرين.

---

[1] Ali Raad,What **Explains the Algerian Economic Growth Record?,**Reference already cited**,** p101-102.
[2] Philippe Darreau , **Croissance et politique économique** ,Référence déjà cité, p 151-152 .
[3] Andriansy A.Djstera , **Le role du capital humain dans la croissance :Le cas des économies émergences d'ASIE** ,dans le cite :http://gdrdeveloppementtransition.org/papiers/jchd/DJISTERA.pdf , p 3-5.date de consultation:04/09/2010.

– المعامل α يمثل مرونة الإنتاج بالنسبة لرأس المال المادي و $1-\alpha$ تعني مرونة الإنتاج بالنسبة للعمال.

β :مرونة الإنتاج بالنسبة للمستوى المتوسط لرأس المال البشري.

– دالة إنتاج القطاع الثاني تخص تراكم رأس المال البشري وهي دالة متزايدة في الزمن المخصص للتعليم، و التي تصاغ على النحو التالي:

$$\dot{H}_t = B \cdot (1-u_t) \cdot H_t \text{..... ....(71.2)}$$

أين: H_t : يمثل مخزون رأس المال البشري و $\dot{H}$ هو تغيره.

B :تمثل إنتاجية رأس المال البشري في عملية إنتاج المعرفة .

بما أن μ هو الزمن المسخر للعمل، ومنه $(1-\mu)$هو الزمن المسخر للحصول على المعارف(زمن التكوين و التعليم).

– الإنتاج الإجمالي ينقسم بين الاستثمار في رأس المال المادي و الاستهلاك أي: $Y = \dot{K} + \delta K + C$.

– باستعمال المتغيرات الفردية، فان معادلة تراكم رأس المال المادي للفرد تكتب كما يلي:

$$\dot{k}_t = A.k_t^{\alpha} \cdot (u_t.H_t.L)^{1-\alpha}.\overline{H}_t^{\beta} - c_t \text{.....(72.2)}$$

– حيث أن: $A.k_t^{\alpha} \cdot (u_t.H_t.L)^{1-\alpha}.\overline{H}_t^{\beta}$ تمثل الناتج الفردي.

– يستحسن في النموذج النظري فتراض أن الأعوان تتخذ قراراتها بتعظيم دالة المنفعة ذات المرونة داخلية الزمن (intertemporelle):

$$MaxU = \int_0^{+\infty} e^{-(\rho-n)t} \frac{c^{1-\theta}-1}{1-\theta} dt \text{..... .....(73.2)}$$

تحت القيدين التاليين:

$$\begin{cases} \dot{H}_t = B \cdot (1-u_t) \cdot H_t \\ \dot{k}_t = A.k_t^{\alpha} \cdot (u_t.H_t.L)^{1-\alpha}.\overline{H}_t^{\beta} - c_t \end{cases}$$

وعليه فإن مشكل تعظيم دالة المنفعة U تحت القيدين عن طريق التعظيم الديناميكي الناتج عن الحساب الهاميلتوني يعطى الدالة الهاملتونية التالية:

$$h = \frac{c^{1-\theta}-1}{1-\theta} e^{-(\rho-n)t} + \lambda_{1t}.\left[Ak_t^{\alpha}(u_t H_t)^{1-\alpha}\overline{H}_t^{\beta} - c_t\right] + \lambda_{2t}.\left[B(1-u_t)H_t\right] \text{.....(74.2)}$$

– في الحالة النظامية التوازنية يكون الوقت المخصص للتعليم $(1-u)$ثابت ، وعليه فان معدل نمو رأس المال البشري في الحالة النظامية سوف يكون ثابت و يعادل :

$$v = \frac{\dot{H}}{H} = B(1-u) \text{.....(75.2)}$$

– وبجعل تغير الإنتاجية الحدية لرأس المال المادي تساوي صفر فان معدل النمو في الحالة النظامية الثابت لكل من Y ،K ،C، يكتب وفق العلاقة التالية:

$$\gamma = \frac{\dot{k}}{k} = \frac{1-\alpha+\beta}{1-\alpha} \cdot v \text{.....(76.2)}$$

– وفقا للمعادلة (76.2) فان رأس المال البشري هو المحرك للنمو في الأجل الطويل، و بالتالي فان معدل نمو الناتج الفردي يتوقف على رأس المال البشري، و يلاحظ أنه كلما كان الوقت المخصص للتكوين و التعليم $(1-u)$أكبر كلما كان معدل نمو رأس المال البشري أكبر و يكون بالتالي نمو الناتج الفردي أسرع، وعليه إذا أرادت الدولة رفع معدل نمو الناتج الفردي عليها أن ترفع من الزمن الذي يخصص للأفراد للتكوين و التعليم.

– حل مشكل الأعظمية للدالة الهاملتونية يعطي أيضا نتائج جد مهمة، فالنموذج يظهر معدل نمو في التوازن الممركز (الأمثلية الاجتماعية للاقتصاد)$\gamma_c(planner)$، و التوازن غير الممركز (معدل نمو للاستهلاك الفردي الخاص)γ_c كما يلي :

$$\gamma_c(planner)=\frac{1}{\theta}\left[\left(\frac{1-\alpha+\beta}{1-\alpha}\right)\cdot B+(\delta-\rho)\right].....(77.2)$$

$$\gamma_c=\frac{1}{\theta}(B+\delta-\rho)\cdot\left[\frac{1-\alpha+\beta}{(1-\alpha+\beta)-\left(\frac{\beta}{\theta}\right)}\right].....(78.2)$$

– و بمقارنة معدلي النمو (ومع افتراض $B=1$ لتبسيط الحسابات) نجد أن معدل النمو في التوازن الممركز مرتفع أكثر، يرى "Lucas" أن هذين المعدلين يتعادلان بغياب العوامل الخارجية $\beta=0$ ،إلا أن وجود عوامل خارجية يمكن أن يزيد من معدل النمو في الأجل الطويل .

و بأخذ الحالة : $\beta=0$ فان : $\gamma_c=\gamma_c(planner)=\frac{1}{\theta}(B+\delta-\rho)$.....(79.2)

المعادلة (79.2) تشير إلى انه كلما كان B اكبر يمكن أن يكون لدينا نمو ايجابي حتى و لو كان $\beta=0$ (غياب العوامل الخارجية) .

– و القاعدة الأساسية المستخلصة من هذا النموذج هو أن زيادة مستوى الكفاءة للقوة العاملة هو من العوامل الرئيسية المحددة للنمو و أن تراكم رأس المال البشري يسمح باستمرار النمو في الأجل الطويل.[1]

2.2.4. نموذج روبيلو"Rebelo"(1991) ، اختلاف التكنولوجيا للإنتاج و التعليم: "Different Technologies for Production and Education"

بدأ "Rebelo" تحليله من رفض الافتراض المتمثل في كون كل من السلع المادية و التعليم لها نفس دالة الإنتاج أين لا يؤخذ بعين الاعتبار الدور الأساسي للتعليم، والذي يتطلب موظفين مؤهلين كعامل للإنتاج، ولهذا قام 'روبيلو' باستعمال دالتين للإنتاج لـ 'كوب دوغلاس' و مع اعتبار أن النمو الداخلي ينتج عن تكنولوجيتان مختلفتان و ذلك كما يلي :[2]

$$Y=C+\dot{K}+\delta K=A\cdot(vK)^{\alpha}\cdot(uH)^{1-\alpha}.....(80.2)$$

[1] للمزيد من التفصيل أنظر: Robert J.Barro, Xavier Sala-I-Martin , **Economic Growth**, Reference already cited ,p257 -265

[2] صواليلي صدر الدين ، **النمو و التجارة الدولية في الدول النامية**، مرجع سبق ذكره ، ص 29-30.

$$\dot{H} + \delta H = B \cdot \left[(1-v)\cdot K\right]^{\eta} \cdot \left[(1-u)\cdot H\right]^{1-\eta} \text{.....(81.2)}$$

أين: $Y, \dot{K} + \delta K, C$ تمثل على التوالي: الاستهلاك، الاستثمار الإجمالي(I_K) و الإنتاج للسلع المادية.

$\dot{H} + \delta H$: يمثل الإنتاج لرأس المال البشري.

- النوعان من رأس المال تقل قيمتهما بنفس الوتيرة الخارجية "δ" ، $A, B \rangle 0$ هما عاملان تكنولوجيان .

- α ($0\langle\alpha\langle 1$) و η ($0\langle\eta\langle 1$) يمثلان نسبة رأس المال المادي المستعمل في كل قطاع (مرونة رأس المال المادي بالنسبة لإنتاج كل قطاع) ؛ وكل من v ($0\langle v\langle 1$) و u ($0\langle u\langle 1$) يمثلان نسبة رأس المال المادي و رأس المال البشري الكلية المستعملة في إنتاج السلع (القطاع الأول)؛ وعليه فان نسبة رأس المال المادي و البشري الكلية المستعملة في إنتاج المعرفة هي على التوالي: $(1-v)$ و $(1-u)$.

و بافتراض $(\eta\langle\alpha)$ هذا يعني أن قطاع التعليميكون كثيف نسبيا في رأس المال البشري وقطاعإنتاج السلع هو نسبيا كثيف في رأس المال المادي.

- يستلزم شكل المعادلات السابقة أن هناك وفورات حجم ثابتة بالنسبة لكميات العوامل الداخلة في الإنتاج K وH؛ وبنفس الطريقة المتبعة في النموذج ذو قطاع واحد، يصبح النموذج مصدر للنمو الداخلي.

- من اجل إيجاد معدل النمو الأمثل يستعمل "Rebelo"دالة منفعة العون التي رأيناها سابقا تحت قيدي معادلة تراكم رأس المال المادي للفرد و دالة إنتاج المعرفة ،أين الدالة الهاملتونية تعطى كما يلي[1] :

$$h = \frac{c^{1-\theta}-1}{1-\theta}e^{-(\rho-n)t} + v.\left[A\cdot(vK)^{\alpha}\cdot(u\ H)^{1-\alpha} - \delta K - C\right] + u\cdot\left\{B\cdot\left[(1-v)\cdot K\right]^{\eta}\cdot\left[(1-u)\cdot H\right]^{1-\eta} - \delta H\right\}$$

- في الحالة النظاميةتكون كل من u و v ثابتة و C، K، H و Y تنمو بنفس المعدل γ^*؛ باستعمال تقنية التعظيم الديناميكي، نتحصل على معدل النمو للاستهلاك:

$$\frac{\dot{C}}{C} = \gamma_C = \frac{1}{\theta}\cdot\left[A\cdot\alpha\cdot(vK/uH)^{-(1-\alpha)} - \delta - \rho\right] \text{.....(82.2)}$$

- في هذا النموذج ،الحد $\left[A\cdot\alpha\cdot(vK/uH)^{-(1-\alpha)} - \delta\right]$ والذي يمثل الناتج الحدي الصافي للرأس المال المادي و يساوي معدل المردودية r عند التوازن التنافسي .

- يرى "Rebelo" أن مردودية رأس المال البشري ورأس المال المادي هي نفسها في القطاعين، وهذه الشروط تؤدي إلى العلاقة ما بين u و v :

$$\left(\frac{\eta}{1-\eta}\right)\cdot\left(\frac{v}{1-v}\right) = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)\cdot\left(\frac{u}{1-u}\right) \text{.....(83.2)}$$

و عليه تحدث الزيادة في الإنتاج عن طريق الزيادة الآنية لكل من نسبة K و H المخصصة للإنتاج.[2]

[1] Jean Arrous , **les théorie de la croissance**, Rèfèrence déjà cite , p 202.

[2] Robert J.Barro, Xavier Sala-I-Martin , **Economic Growth,** Reference already cited,p 249.

خلاصة الفصل الثاني:

حاولنا في هذا الفصل التطرق إلى النمو الاقتصادي، وكبداية لذلك عرفناه على أنه تلك الزيادة الحاصلة في كمية الإنتاج وذلك من خلال الزيادة في رصيد عوامل الإنتاج أو الزيادة في كفاءة استخدامها والتي سيترتب عليها زيادة الناتج الوطني الحقيقي والدخل الفردي، أما فيما يخص تحليلنا لمختلف نظرياته فان أغلب النماذج التقليدية للنمو ركزت على المردودية الحدية لمخزون رأس المال المرتبطة بمعدل الادخار ، مما يفسر إهمالها لتأثيرات المتغيرات الخارجية على النمو، من جهة أخرى فان الأداء الضعيف لنظريات النمو النيوكلاسيكية في تفسير مصادر النمو طويل الأجل أدى إلى عدم قبولها، مما دفع بظهور فكر جديد لتحليل معدلات النمو في المدى الطويل، التي تخلصت من فرضية النيوكلاسيك القائمة على تناقص العوائد الحدية لرأس المال المستثمر، حيث أنها سمحت بزيادة عوائد الحجم في الإنتاج الكلي، أين كان التركيز على دور العوامل الداخلية في تحديد معدل العائد على رأس المال المستثمر، و التي تتمثل في رأس المال البشري ، المعرفة العلمية ، الإنفاق العمومي و غيرها.إلا انه عموما بينت مختلف نظريات النمو أن النمو مرتبط بعامل تراكم رأس المال من جهة و زيادة الإنتاجية من جهة أخرى، وهذا من خلال الابتكارات التي تسمح من رفعها، بحيث كل ابتكار يسمح بإعطاء دفع جديد للنمو.

وفي الأخير فانه لازالت الأبحاث في هذا المجال قيد الانجاز على المستوى الكلي، و هذا لمعالجة المشاكل المعقدة و الخاصة بنظريات النمو الداخلي و اختيار النموذج الموافق لتفسير ظاهرة النمو الاقتصادي بأكثر فعالية.

تمهيد:

تؤكد العديد من الدراسات و البحوث على وجود علاقة ترابطية بين معدلات النمو الاقتصادي و تغير معدلات البطالة السائدة في الاقتصاد. فالدراسات القياسية تبين وجود علاقة سببية حسب مفهوم Granger (causalité au sens de Granger)، إلا أن التحليل النظري لا يؤكد دائما هذهالعلاقة، نظرا لتركيزه على البطالة كظاهرة اقتصادية ناتجة عن خلل في السياسات الاقتصادية.كما أن هذا التحليل النظري أو المقاربات النظرية قد تفقد أهميتها إذا لم تأخذ بعين الاعتبار العلاقات السببية المثبتة في الواقع. و كذلك السياسات الاقتصادية التي لا تهدف في غالب الأحيان إلى تخفيض معدلات البطالة و إنما لزيادة معدلات النمو الاقتصادي.

إن معرفة أثر النمو الاقتصادي على معدلات البطالة يعتبر أهم عامل لفهم كيفية التأثير على البطالة، باعتبار أن السياسات الاقتصادية توضع عادة لزيادة معدلات النمو و ليس لتخفيض نسب البطالة السائدة، التي تعتبر في أغلب النماذج الاقتصادية القياسية كمتغيرات خارجية.

وعليه نحاول من خلال هذا الفصل إلى تبيان العلاقة بين معدلات النمو الاقتصادي معبرا عنه بتطور الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي و تغير نسب البطالة .

1. الإطار النظري لعلاقة البطالة بالنمو الاقتصادي :

لم يول المنظرون اهتماما كبيرا لعلاقة النمو الاقتصادي معبرا عنه بالناتج الوطني مع البطالة ، إلا بعد أن عرض 'بول سام ويلسون' و 'روبرت سولو' نتائج أعمالهما التي تضمنت دراسات قياسية على الاقتصاد الأمريكي و ذلك في الندوة الثانية و السبعين للجمعية الاقتصادية الأمريكية في ديسمبر 1959، و التي نشرت بعد ذلك في المجلة الاقتصادية الأمريكية في مايو 1960.[1] أهم هذه النتائج كانت :

1. « حتى نحصل على معدل زيادة في الأجر يناسب معدل الزيادة في إنتاجية الاقتصاد الأمريكي،أي2.5 % في السنة، يجب أن نقبل أن تكون في الاقتصاد الأمريكي على أساس معطيات القرن الحالي وعلى ضوء التجارب المكتسبة من بعد الحرب، معدل بطالة يتراوح بين 7 إلى 9 بالمائة من اليد العاملة المدنية. يمثل هذا المعدل التكلفة التي نحن مجبرين على دفعها إذا أردنا أن تبقى الأسعار مستقرة في السنوات المقبلة».

2. « أما إذا أردنا الوصول إلى معدلات منخفضة من البطالة في حدود 3% في هذه الحالة لابد من تحقيق مستويات عالية من الإنتاج تبقى فيه الأسعار مستقرة تقارب حدود 4%-5% في السنة. يمثل هذا المعدل من التضخم التكلفة التي نحن مجبرين على دفعها إذا أردنا أن نحصل على مستويات عالية من الإنتاج و مستويات عالية من العمالة (أي مستويات منخفضة من البطالة) خلال السنوات المقبلة».

– يظهر من خلال أبحاث 'سام ويلسون' و 'سولو' أن العلاقة العكسية ليس فقط بين معدل التغير في البطالة و معدل التغير في الأجر النقدي و التضخم و إنما هي أيضا بين معدل البطالة و معدل النمو الاقتصادي معبر عنه بالتغير في مستوى الإنتاج. أصبحت تعبر علاقة البطالة بالنمو الاقتصادي بالنسبة لهما على مخطط انسيابي لمستوى الناتج اللازم عند كل تغير في معدل البطالة .

1.1. معدل البطالة الطبيعي و العرض الإجمالي :

تعتمد المدرسة الكلاسيكية المجددة إلى فكرة الطرح الكلاسيكي القديم المتمثل في قانون 'ساي' للمنافذ عند تحليلها للوضع الاقتصادي ،أين يعتبر الكلاسيكيون المجددون أن العرض الإجمالي هو القيد الأساسي الذي تتحدد على إثره المتغيرات الاقتصادية الكلية الأخرى حيث أن:

– استنادا على علاقة المفاضلة بين البطالة و التضخم للنقديين (علاقة 'فيلبس المطورة') التي رأيناها سابقا [2] فانه يمكن استنتاج أن[3] :

$$\Pi = \Pi^{a} - a \cdot (U - \overline{U}) + s \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1.3)$$

---

[1] رمزي زكي ، **الاقتصاد السياسي للبطالة**، مرجع سبق ذكره، ص 364 -365 .

[2] العلاقة رقم (12.1) من الفصل الأول، ص 9 .

[3] Mankiw N. Gregory, **Macroéconomie** , traduction de la 5eme édition américaine par Jean Houard, 3eme édition , édition De Boeck Univercity , Bruxelles, Belgique, 2003, p428.

حيث أن $a > 0$ ، Π يمثل معدل التضخم (التغير في مستوى الأسعار)، U :معدل البطالة و $\overline{U}$ معدل البطالة الطبيعي.

- تعني العلاقة أن التضخم الفعلي(المشاهد) يتوقف على التضخم المتوقع Π^a وعلى تغيرات البطالة حول معدلها الطبيعي $(U - \overline{U})$ و على الصدمات العشوائية للعرض (s)(مثل التغيرات في الإنتاجية و/ أو التغير التكنولوجي التغيرات المفاجئة في أسعار مواد الطاقة و أساسا في النفط و أسعار المواد الأولية الأخرى،التغيرات في أسعار الصرف...الخ[1]).

- بما أن لكل مستوى من البطالة $(U - \overline{U})$ ، يقابله مستوى معين من الناتج $(Y - \overline{Y})$ ، العلاقة أعلاه تصبح تكافئ أيضا[2] :

$$\Pi = \Pi^a + b \cdot (Y - \overline{Y}) + s \ldots\ldots\ldots\ldots (2.3)$$

حيث أن: $b > 0$ ، $\overline{Y}$: الناتج الممكن تحقيقه عند مستوى البطالة الطبيعي و Y الناتج المحقق فعلا.

- يعرف التضخم على أنه زيادة في الأسعار مقارنة بمرحلة ماضية، في المقابل يتحدد التضخم المتوقع على أساس التضخم الفعلي المشاهد في المرحلة السابقة و عليه تصبح المعادلة (2.3) [3] :

$$P_t - P_{t-1} = P_t^a - P_{t-1} + b.(Y - \overline{Y}) + s_t \ldots\ldots\ldots\ldots (3.3)$$

من العلاقة الأخيرة نستنتج أن الناتج الفعلي Y_t يساوي إلى:

$$Y_t = \overline{Y} + \left(\frac{1}{b}\right) \cdot (P_t - P_t^a) + s_t \ldots\ldots\ldots\ldots (4.3)$$

تعبر الصيغة (4.3) على علاقة عرض إجمالي لأنها تربط إيجابا الناتج الإجمالي بالمستوى العام للأسعار، معناها أن انحراف الناتج الإجمالي عن مستواه الطبيعي يفسر بالخطأ في توقع الأسعار و الصدمات العشوائية.

نستنتج من العلاقة (4.3)، أنه في المدى الطويل يصبح الناتج الإجمالي يساوي مستواه الطبيعي و ذلك بغض النظر عن طبيعة التوقعات (تكييفية كانت أم رشيدة) .

- إذا أهملنا الصدمات التي تأثيرها على الناتج الإجمالي لا يكون آنيا، العلاقة (4.3) تصبح:

$$Y_t = \overline{Y} + \left(\frac{1}{b}\right) \cdot (P_t - P_t^a) \ldots\ldots\ldots\ldots (5.3)$$

تدل الصيغة (5.3) على وجود مستوى وحيد للنشاط الاقتصادي هو المستوى الموافق لمعدل البطالة الطبيعي.

---

[1] داود حسام و آخرون ،**مبادئ الاقتصاد الكلي** ، دار المسيرة للنشر و التوزيع، عمان ، الأردن، 2000 ، ص 153.

[2] نجد تحليل مطول لهذه العلاقة في المراجع التالية:

- Gregory N. Mankiw, **Macroéconomie** ,Référence déjà cité, p428-430.
- Michael Burda & Charles Wyplosz**,Macroèconomie ,A l'èchelle europèenne,**traduction de la 4eme èditon anglaise par Stanislas Standaert , 4eme èditon , èditon De Boeck Univercity , Bruxelles,Belgique,2006, p322- 324.

[3] تبرير ذلك هو انه في الحقيقة P هو لوغاريتم مستوى الأسعار، و من خصائص اللوغاريتم هو أن التغير في P يعبر عن التضخم، حيث نجد أن :

$dP = d(log\ niveaux\ des\ prix) = d(niveaux\ des\ prix)/\ niveaux\ des\ prix$.

نستنتج من هذه الصيغة أن:

– منحنى العرض الإجمالي للأمد القصير هو المنحنى الذي تكون فيه $P_t^a \neq P_t$.

– منحنى العرض الإجمالي للأمد الطويل هو المنحنى الذي تكون $P_t^a = P_t$ أي عندما $Y = \overline{Y}$.

– لقد بينا من قبل أن قدرة السلطات على الابتعاد عن البطالة الطبيعية تتوقف على المدة الزمنية التي يستغرقها خطأ توقع التضخم وعليه :

انحراف التضخم المتوقع عن التضخم الفعلي هو انحراف دائم بالنسبة للكينزيين، أي لا يمكن للبطالة الفعلية أن تساوي البطالة الطبيعية ؛ انحراف مؤقت عند النقديين ، أي تنحرف البطالة الفعلية ظرفيا عن البطالة الطبيعية.

ترى المدرسة الكلاسيكية المحدثة و على رأسهم الاقتصادي 'روبرت لوكا'[1]، أنه لا يوجد أي قدرة لدى السلطات على إبعاد البطالة الفعلية عن مستواها الطبيعي، بمعنى أن الإنعاش الظرفي للاقتصاد لا يمكن له أن يؤثر على البطالة لا في الأمد القصير و لا في الأمد الطويل .

– يمكن القول أنه مهما كانت السياسات الاقتصادية المطبقة، لا يمكن لها أن تنقل الاقتصاد إلى وضعية مغايرة للوضعية الطبيعية، فقد وصلت المدرسة الكلاسيكية المحدثة إلى نتيجة مفادها أن السياسات الاقتصادية الظرفية غير فعالة؛ و السؤال الذي بقي مطروحا و الذي يفرض نفسه بإلحاح، ما هي الاعتبارات التي جعلت المدرسة الكلاسيكية المحدثة تصل إلى نتيجة مفادها أن السياسات الاقتصادية الظرفية غير فعالة.

– يرجع السبب حسب هذه المدرسة إلى أن توقع متغيرة ما في المستقبل لا يتوقف عل سلوك تغير هذه المتغيرة في الماضي و إنما يتوقف أيضا على المعلومة المتاحة أثناء عملية التوقع. بمعنى لو يعلم الأعضاء الفاعلون في الاقتصاد مثلا أن السلطة تريد تطبيق سياسة إنعاش في اللحظة t سيتوقعون بدقة معدل التضخم معين في اللحظة $t+1$ ، أي أنه وفق هذه المدرسة عملية تعديل التوقع مع الفعلي لا تستدعي فترة زمنية معينة، بل هي فورية. يسمح بالسلوك الرشيد للأعضاء الفاعلين التوقع الدقيق لتغير معدل التضخم في المستقبل" Forward Looking". بالتالي لا يمكن خلق أي فجوة موجبة بين البطالة الطبيعية و البطالة الفعلية أي لصالح الإنعاش الاقتصادي و لا سالبة عائقة للسياسات ضد التضخمية، يتجلى هذا أساسا في أعمال كل من "T.SARGENT" و"N.WALLACE "[2] .

2.1. درجة فعالية السياسة الاقتصادية الظرفية :

تستند المدرسة الكلاسيكية المحدثة على العرض لتبرهن عدم فعالية السياسة الاقتصادية، وتعتبر أعمال 'سارجنت' و 'والاس' "T.SARGENT" و"N.WALLACE " سنة 1975، من أهم الأعمال التي بينت عدم فعالية السياسة الظرفية، سنحاول أن نلخص عناصر التحليل التي قام بها كل من 'سار جنت' و 'والاس'، فيما يلي:

---

[1] الطرح الكامل 'للوكا' نجده في :

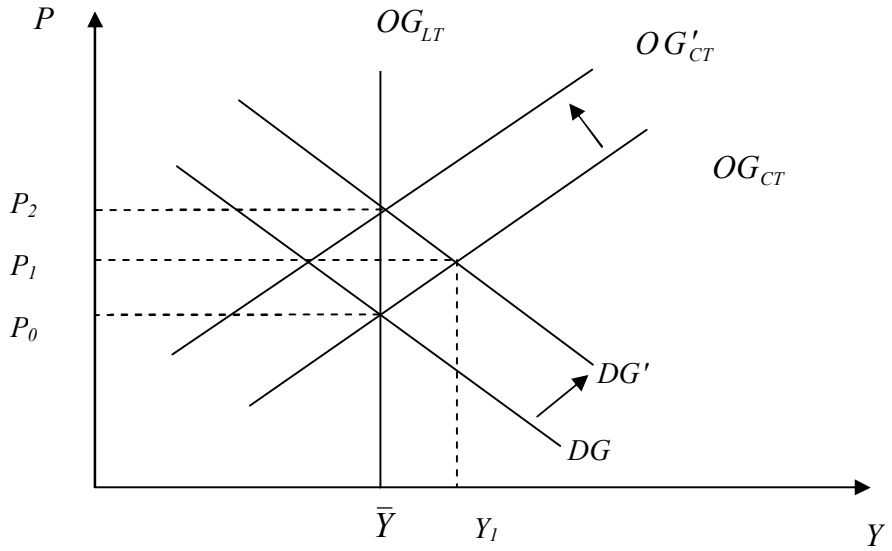
- Olivier Blanchard et Daniel Cohen **, Macroéconomie**,4eme édition, publié par Pearson Education France, paris , 2007, p232-234.

[2] بوصافي كمال،**حدود البطالة الظرفية والبطالة البنيوية في الجزائر خلال المرحلة الانتقالية**، مرجع سبق ذكره، ص 102.

1.2.1. الشكل البياني للتوازن العام حسب 'سار جنت' و 'والاس':

فرض 'سارجنت' و 'والاس' بداية أن الاقتصاد موجود عند مستوى طبيعي $(\overline{Y},\overline{P})$، يكون الطلب الإجمالي فيه يساوي DG . يعبر المستوى الطبيعي للنشاط الاقتصادي $\overline{Y}$، على الاتجاه العام في الأمد الطويل OG_{LT}. بفرض أن توقع الأسعار بقي على حاله(كما بين ذلك في العلاقة (5.3) للعرض الإجمالي)، منحنى العرض في الأمد القصير OG_{CT} يتبع الطلب غير المتوقع يوافقه في الشكل انتقال DG إلى DG' [1].

الشكل رقم (1.3) :الشكل البياني للتوازن العام حسب 'سارجنت' و 'والاس'.



Source : Brian Snowdon et Howard R. Vane, « **Modern Macroeconomics: Its Origins, Developpment and Current State** », Reference already cited, p243.

تؤدي مراجعة الأسعار المتوقعة P_t^a بالزيادة، إلى انتقال منحنى العرض للأمد القصير OG_{CT} إلى OG'_{CT}.

- في الأمد الطويل يقترب التضخم المتوقع من التضخم الفعلي، و منه آثار توقع تغير الطلب الإجمالي لا يكون على مستوى النشاط الاقتصادي الذي يبقى في $\overline{Y}$ و إنما يكون على الأسعار التي تنتقل من P_0 إلى P_2.

2.2.1. برهان 'سارحنت' و 'والاس' :

لو أخذنا العلاقة (5.3)، و أضفنا إليها صدمة العرض كمتغيرة عشوائية s_t^o تصبح كالتالي:

$$Y_t = \overline{Y} + \left(\frac{1}{b}\right)\left(P_t - P_t^a\right) + s_t^o \quad \text{.....(6.3)}$$

افترض الباحثان أن يبقى المستوى العام للأسعار متناسبا مع الكمية المتداولة من النقود M_t و أضافا متغيرة عشوائية خاصة بالطلب (صدمات تغير الطلب) s_t^D ، بحيث تصبح تعبر الأسعار على كتلة النقود المتداولة و على التغير المفاجئ للطلب، أي:

[1] Brian Snowdon and Howard R. Vane, « **Modern Macroeconomics: Its Origins, Developpment and Current State »,** Edward Elgar Publishing Limited, Cheltenham, UK , 2005, p243.

$$P_t = \eta.M_t + s_t^D \text{ .....(7.3)}$$

إدخال المتغيرة العشوائية s_t^M في النموذج، و المتمثلة في تدخل السلطة النقدية، لتثبيت الاقتصاد بحيث:

$$M_t = \alpha_0 + \alpha_1\left(\overline{Y} - Y_{t-1}\right) + s_t^M \text{ .....(8.3)}$$

يعلم الأعضاء الفاعلون بفعل التوقع الرشيد أن المستوى العام للأسعار سيكون متناسبا مع مكونات الكتلة النقدية.

أي: $$P_t^a = \eta \cdot \left[\alpha_0 + \alpha_1\left(\overline{Y} - Y_{t-1}\right)\right] + \eta \cdot s_t^M + s_t^D \text{ .....(9.3)}$$

بتعويض العلاقة (8.3) في (7.3) و طرح العلاقة(9.3) من العلاقة (7.3)، نحصل على:

$$P_t^a - P_t = \eta \cdot s_t^M + s_t^D \text{ .....(10.3)}$$

أي أن المتغيرات العشوائية هي التي تسبب الخطأ في التوقع، و منه استنتجا الباحثان أن انحراف الإنتاج (الدخل) الجاري (الفعلي) عن مستواه الطبيعي يتوقف على الصدمات العشوائية و ليس على السياسة الاقتصادية. أو ما عبرا عنه " بأن لا قدرة للسياسة الاقتصادية على الاقتصاد أو كذلك الحياد الأكبر للسياسة النقدية"[1] .

أي أن: $$Y_t - \overline{Y} = \gamma \cdot \eta \cdot s_t^M + \gamma \cdot s_t^D + s_t^O \text{ .....(11.3)}$$

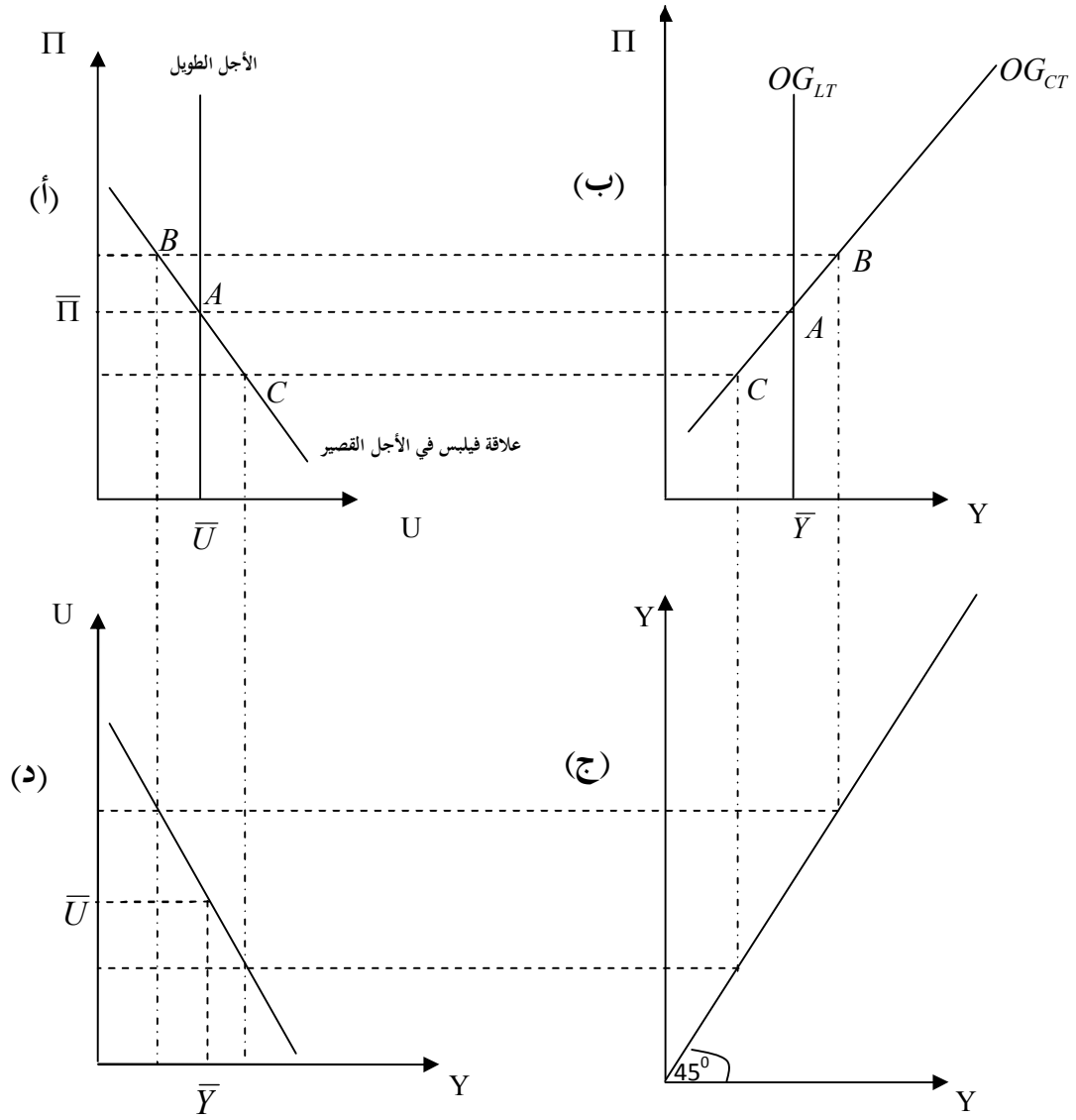
3.1. استنتاج علاقة البطالة بالنمو الاقتصادي (قانون 'أوكن') :

يظهر قانونأو' كن' عند ربط معدل البطالة بمستوى الإنتاج و قد نحصل على ذلك عند ربط علاقة 'فيلبس' المطور بعلاقة العرض الإجمالي (في المدى القصير) كما يظهر في الشكل[2] التالي:

[1] Brian Snowdon et Howard R. Vane, « **Modern Macroeconomics: Its Origins, Developpment and Current State** », Reference already cited, p244-245.

[2] في الواقع لا تكون المنحنيات خطية و إنما اعتمدنا ذلك من أجل التبسيط.

الشكل رقم (2.3): استنتاج قانون'أوكن'.



Source: Michael Burda & Charles Wyplosz: **Macroéconomie, une perspective européenne**, Référence déjà cité, p301.

- بالاعتماد على منحنى 'فيليبس' في المدى القصير (الشكل(2.3) (أ)) فان مستوى مرتفع من التضخم يوافق معدل ضعيف من البطالة ، و العكس صحيح، أما في المدى الطويل يكون منحنى 'فيليبس' عموديا ثابتا عند معدل البطالة الطبيعي $\overline{U}$ ممايعني أنه لا يوجد تأثير للتضخم على البطالة و التشغيل .

- وعلى مستوى منحنى دالة العرض الكلي في المدى القصير (الشكل(2.3) (ب)) فان الميل الموجب للمنحنى، يدل على أن مستوى مرتفع من التضخم يوافق مستوى أعلى من الإنتاج ،و العكس صحيح، أما على المدى البعيد يكون منحنى العرض الكلي عموديا منطلقا من المستوى الطبيعي للنشاط الاقتصادي $\overline{Y}$ (الاتجاه العام في الأمد الطويل) مما يعني ألا تأثير للتضخم على الإنتاج ، وهو المستوى الموافق لمعدل البطالة الطبيعي.

- يكون الانتقال من منحنى العرض الكلي قصير المدى إلى منحنى العرض الكلي طويل المدى تماما مثلما يكون الانتقال من منحنى فيليبس قصير المدى إلى منحنى فيليبس طويل المدى ، حيث أن العوامل التي تغير منحنى العرض

الكلي هي نفسها العوامل التي تغير منحنى فيليبس (التضخم على المدى البعيد، نمو الناتج الممكن، صدمات العرض مثل: تكاليف الإنتاج غير الأجرية نتيجة لارتفاع أسعار المواد الأولية أو انخفاض سعر الصرف ...الخ)

- النقطة A تمثل الوضعية أين التضخم Π يساوي التضخم المتوقع $\overline{\Pi}$ و أين البطالة تكون في المستوى الطبيعي $\overline{U}$ و الإنتاج يكون عند مستوى مسار اتجاهه العام $\overline{Y}$ ،عندما تكون البطالة ضعيفة و التضخم مرتفع فان مستوى الإنتاج الفعلي يكون مرتفع مقارنة مع مستوى الإنتاج الطبيعي (النقطة B) ، أما عند معدل البطالة مرتفع مقارنة بالطبيعي و التضخم ضعيف مقارنة بالمتوقع ،فان الإنتاج الملاحظ يكون ضعيف مقارنة مع مستوى الإنتاج الطبيعي (النقطة C)، و عليه بجمع منحنيي 'فيلبس' و العرض الإجمالي في المدى القصير، ومع الاستعانة بالشكل((2.3)(ج)) نجد أن : معدل ضعيف من البطالة يوافق مستوى أعلى من الإنتاج و العكس صحيح، أي وجود علاقة عكسية بين معدل البطالة و مستوى الإنتاج كما يظهر في الشكل((2.3)(د)) ،تسمى بعلاقةأو' كن' و التي تعطي الإطار النظري العام لقانون'أوكن'[1]؛ تفسير ذلك هو أنه في المدى القصير مع زيادة التضخم (زيادة مستوى الأسعار)و تعرض (خضوع) العمال للوهم النقدي (illusion monètaire) – بمعني أنهم لا يأخذون في الحسبان الزيادات في الأسعار و الذي يدل على أن توقعاتهم تكون خاطئة (غير رشيدة) اتجاه تطور الأسعار– بالتالي لا يطالبون بزيادة الأجور مما يعني تزامن ارتفاع أسعار المنتوجات مع انخفاض الأجر الحقيقي للعمال، من جهة أخرى فان المؤسسات تستغل هذه الفرصة بزيادة مستوى الإنتاج بسبب زيادة الأسعار لزيادة أرباحها و الذي يتطلب زيادة مستوى التشغيل و منه انخفاض معدل البطالة، (Friedman 1968)[2].

- من أجل استنتاج علاقة 'أوكن' رياضيا يكون من المفيد إعادة كتابة علاقة 'فيلبس' المطورة التالية التي رأيناها سابقا:

$$\Pi = \Pi^{a} - a \cdot (U - \overline{U}) + s \ldots\ldots\ldots\ldots (12.3)$$

و كذلك معادلة منحنى العرض الإجمالي التالية :

$$\Pi = \Pi^{a} + b \cdot (Y - \overline{Y}) + s \ldots\ldots\ldots\ldots (13.3)$$

أين s : يمثل الصدمات العشوائية للعرض و $a, b \rangle 0$ ؛

تدل كلتا العلاقتين على أنه في المدى البعيد $(\Pi = \Pi^{a})$ فان كل من مستوى البطالة و الإنتاج يصل إلى مستواه الطبيعي ($\overline{U}, \overline{Y}$) .

- و من أجل استنتاج العلاقة التي تربط بين الإنتاج و البطالة نحل جملة المعادلات التالية:

$$\begin{cases} \Pi - \Pi^{a} = -a \cdot (U - \overline{U}) + s \ldots\ldots\ldots (1) \\ \Pi - \Pi^{a} = +b \cdot (Y - \overline{Y}) + s \ldots\ldots\ldots (2) \end{cases}$$

[1] Michael Burda & Charles Wyplosz: **Macroéconomie, une perspective européenne** , Référence déjà cité, p301-302.

[2] Dans son exposé devant l'American Economic Association , Friedman (1968) expliquait : «...il ya toujours un arbitrage temporaire entre l'inflation et le chômage ,il n'y a pas d'arbitrage permanent. L'arbitrage temporaire ne provient pas de l'inflation en soi, mais d'un taux d'inflation en hausse » :
- Michael Burda & Charles Wyplosz : **Macroéconomie, A l'échelle européenne**, Référence déjà cité, p316-137.

لنحصل على ما يسمى بقانون 'أوكن'، كما يلي :

$$b\cdot(Y-\overline{Y})=-a\cdot(U-\overline{U})\Rightarrow(U-\overline{U})=-\frac{b}{a}\cdot(Y-\overline{Y})$$

و بشكل عام : $$U-\overline{U}=-\delta\cdot(Y-\overline{Y})\text{.....(14.3)}$$

أو: $$U=\overline{U}-\delta\cdot(Y-\overline{Y})\text{..... .....(15.3)}$$

- المساواة الأخيرة تدل على أن هناك علاقة عكسية بين تذبذبات الناتج المحلي الحقيقي Y حول مساره في المدى البعيد $\overline{Y}$ (تسمى بفجوة الإنتاج "l'écarte de production") مع تذبذبات معدل البطالة U حول مستواه الطبيعي $\overline{U}$ (تسمى بفجوة البطالة " l'écarte de chômage ") ، حيث $\delta\rangle 0$ يسمى معامل 'أوكن' و الذي يحدد درجة حساسية تغير معدل البطالة الفعلي بسبب تغير الناتج المحلي الحقيقي عن مستواه الطبيعي[1]. و يعني هذا القانون أن ارتفاع الناتج يصاحبه انخفاض في معدل البطالة و نرى بالتالي أن هذا القانون يقدم نفس العلاقة التي تربط الناتج بالبطالة و التي تنص عليها دالة الإنتاج التي تعتبر أن زيادة الإنتاج يتحقق بزيادة التوظيف. و يعني قانون 'أوكن' أن البطالة تزيد في فترات التدهور و تنخفض في فترات الانتعاش.

4.1. استنتاج علاقة البطالة بالنمو الاقتصادي (قانون 'أوكن') من خلال دالة الإنتاج :

يمكن الحصول على قانون 'أوكن' من خلال دالة الإنتاج و ذلك كما يلي[2] :

نفترض بأن دالة الإنتاج المجمع مع التقدم التكنولوجي تعرف كما يلي :

$$Y=A\cdot F(K,L)\text{.....(16.3)}$$
$$=A\cdot F(k\times c,n\times h)$$

أين: Y ترمز لمستوى الإنتاج ، K : ترمز لرأس المال المستعمل (capital input) ، L : هو العمل المستعمل (labor input) ، k :حجم مخزون رأس المال ، c : معدل الاستعمال منه ، n : تمثل عدد العمال ، h : عدد ساعات العمل ، A : تقيس قدرة (مهارة) (ability) تحويل المدخلات إلى مخرجات .

- بمفاضلة المعادلة (16.3) مع احترام الزمن t نتحصل على :

$$\dot{y}=\frac{\dot{A}}{A}+\alpha^{*}\left(\frac{\dot{k}}{k}+\frac{\dot{c}}{c}\right)+\beta^{*}\left(\frac{\dot{n}}{n}+\frac{\dot{h}}{h}\right)\text{.....(17.3)}$$

حيث: $\dot{y}=\frac{\dot{Y}}{Y}$ ،أين $\dot{Y}$:يمثل التغير في مستوى الإنتاج .

---

[1] أرثر أوكن (1928-1980) برهن مبدئيا في الو.م.أ ،أن تخفيض بـ1% لمعدل البطالة يوافق لزيادة بـ 3% للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي فوق مستواه الطبيعي، في هذه الحالة δ لابد أن تساوي الثلث (1/3) :

Michael Burda & Charles Wyplosz : **Macroéconomie : Al'èchelle europèenne.** Référence déjà cité , P.315-316.

[2] Ho-Chuan Huang , Shu-Chin Lin**, Smouth-time-varying Okun's coefficients,** Departmente of Economics, Tamkang University,Taiwan,26 June 2007.(text choisie), cite: www.elsevier.com/locate/econbase. la date de consultation : 28 /06/ 2010.

مع أن : $\alpha^* = \left(\frac{\partial F}{\partial K}\right)\cdot\left(\frac{K}{F}\right)$ و $\beta^* = \left(\frac{\partial F}{\partial L}\right)\cdot\left(\frac{L}{F}\right)$: وهما مرونة الإنتاج بالنسبة لرأس المال و العمل على التوالي.

- باستعمال المعادلة التقريبة " approximation" التالية : $\dot{u} = \frac{\dot{l}}{l} - \frac{\dot{n}}{n}$

حيث: $\dot{u}$:هو التغير في معدل البطالة و l :يبين حجم قوة العمل(حجم السكان النشيطين)، المعادلة (17.3) ممكن تكتب كما يلي :

$$\dot{y} = \frac{\dot{A}}{A} + \alpha^*\left(\frac{\dot{k}}{k} + \frac{\dot{c}}{c}\right) + \beta^*\left(\frac{\dot{l}}{l} - \dot{u} + \frac{\dot{h}}{h}\right) \text{.....(18.3)}$$

- حل المعادلة (18.3) من اجل استنتاج $\dot{u}$ يعطي:

$$\dot{u} = -\frac{1}{\beta^*}\dot{y} + \frac{1}{\beta^*}\left[\frac{\dot{A}}{A} + \alpha^*\left(\frac{\dot{k}}{k} + \frac{\dot{c}}{c}\right)\right] + \frac{\dot{l}}{l} + \frac{\dot{h}}{h} \text{.....(19.3)}$$

يظهر بشكل واضح من خلال هذه العلاقة وجود علاقة عكسية بين معدل البطالة و معدل نمو الناتج و التي تعطي الإطار العام لقانون 'أوكن' .

- من أجل التبسيط أكثر يستعين الباحثان بالمعادلة التقريبية التالية:

$$\frac{\dot{A}}{A} = \beta_1 \cdot \dot{y} \cdot \frac{\dot{c}}{c} = \beta_2 \cdot \dot{y} \cdot \frac{\dot{l}}{l} = \beta_3 \cdot \dot{y} \cdot \frac{\dot{h}}{h} = \beta_4 \cdot \dot{y} \text{.....(20.3)}$$

أين $\beta_1 \rangle 0, \beta_2 \rangle 0, \beta_3 \rangle 0$ و $\beta_4 \rangle 0$ ، و بإدماج المعادلة (20.3) في (19.3) ، ممكن نحصل على العلاقة البسيطة التالية [1]:

$$\dot{u} = \alpha - \beta \cdot \dot{y} \text{..... ..... .(21.3)}$$

أين : $\alpha = \frac{\alpha^*}{\beta^*} \cdot \frac{\dot{k}}{k}$ و $\beta = -\frac{1}{\beta^*} + \beta_4 + \beta_3 + \frac{\alpha^*\beta_2}{\beta^*} + \frac{\beta_1}{\beta^*}$

و التي تمثل الشكل العام لقانون 'أوكن' ، لكن بما أنه في عدة دراسات ميدانية هناك من يقدم دليل على أن العلاقة بين البطالة و الإنتاج تتغير من فترة لأخرى ، مثال ذلك أن المؤسسات قد تغير في قراراتها من زمن لآخر في حدود أو عوامل الإنتاج، كالساعات لكل عامل ،رأس المال المستعمل و /أو قوة العمل من اجل زيادة الإنتاج، حيث نجد

[1] (Okun(1962) himself suggests tow alternetive approches for estimating the tadeoff between unemployment and output: a "first-diffirence"and a "gap"model(i.e.,having unemployment and GDP data as deviations from there potentil levels). Lee (2000) points out that while the first-difference from represents a convenient way to achieve stasionarity in data containing a unit root,the gap approche aims at providing inferences on time series behavior over the business cycle, Auebach and Kotlikoff (1998) claim that the distintion between these two approches is not empirically significant .However , as poikted out by one anonymous refree,this claim would be analytically true only when the potential levels of unemployment and GDP are constant through time) : Ho-Chuan Huang , Shu-Chin Lin,**Smouth-time-varying Okun's coefficients**, Reference already cited, (text chosen).

أن العوامل المؤثرة في الإنتاجية ممكن تتغير في كل وقت بسبب التغير في التكنولوجيا، التغييرات أو التهييئات الحكومية...الخ، ومنه الطاقة المستعملة و متوسط ساعات العمل لنمو الإنتاج ممكن تتغير مع الزمن.

- بالأخذ بعين الاعتبار تغير العوامل المؤثرة عبر الزمن في العلاقة "بطالة-نمو " فان العلاقة (20.3) تصبح :

$$\frac{\dot{A}}{A} = \beta_1(t)\cdot \dot{y}\cdot\frac{\dot{c}}{c} = \beta_2(t)\cdot \dot{y}\cdot\frac{\dot{l}}{l} = \beta_3(t)\cdot \dot{y}\cdot\frac{\dot{h}}{h} = \beta_4(t)\cdot \dot{y} \quad \text{.....(22.3)}$$

أين: $j = 1,2,...,4$ ،و $\beta_j(t)$:عبارة عن دوال بالنسبة للزمن t .

- بإدخال المعادلة (22.3) "الزمن-تغير" في العلاقة (19.3) فان علاقة 'أوكن' تصبح كما يلي:

$$\dot{u} = \alpha(t) - \beta(t)\cdot \dot{y} \quad \text{.....(23.3)}$$

أين : $\alpha(t) = \frac{\alpha^*}{\beta^*}\cdot\frac{\dot{k}}{k}(t)$ و $\beta(t) = -\frac{1}{\beta^*} + \beta_4(t) + \beta(t)_3 + \frac{\alpha^*\beta_2(t)}{\beta^*} + \frac{\beta_1(t)}{\beta^*}$

نلاحظ أن α عبارة عن دالة تتغير مع الزمن لان رأس المال المجمع يتغير عبر الزمن، حيث أن التغير في التكنولوجيا قد يؤدي إلى تغير الاحتياجات الاستثمارية للمؤسسات، من طرف نمو رأس المال عبر الزمن.

1.4.1. النموذج التطبيقي القاعدي :

المعادلة (21.3) تزود شكل عام لعلاقة 'أوكن' ،إلا انه في التطبيق عندما تكون البيانات عبارة عن سلاسل زمنية يكون من الشائع استعمال الصيغة الديناميكية التالية مثل ما قدمه "Moosa" سنة 1997 ، النموذج القاعدي يكتب كما يلي:

$$\dot{u}_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{P}\alpha_j\cdot\dot{u}_{t-j} - \beta\cdot\dot{y}_t + \varepsilon_t \quad \text{.....(24.3)}$$

أين $j = 1,2,.....P$ و $t = p+1, p+2,...,T$ ، حيث نحصل على أمثل فترة إبطاء باستعمال معيار(AIC) أو (BIC) ؛

-بشكل عام يظهر مما سبق أن هناك ارتباط كبير بين ارتفاع مستويات الإنتاج (معدلات النمو الاقتصادي) و انخفاض نسب البطالة، و تظهر علاقة معدلات النمو الاقتصادي و البطالة من خلال التبسيط التالي:

ارتفاع مستويات الإنتاج(معدل النمو) ⟵ زيادة نسبة التشغيل(مدخلات الإنتاج) ⟵ انخفاض معدل البطالة.

- فمعدلات نمو مرتفعة تدل على حاجة الاقتصاد إلى يد عاملة إضافية يتم توظيفها من فائض سوق العمل المتكون في الفترات السابقة. و في المقابل تدل حالة الركود الذي عادة ما يتوافق مع نسب نمو منخفضة أو سلبية (تدني مستويات الإنتاج) على زيادة نسب البطالة بفعل فقدان مناصب العمل. بينما يؤدي تباطؤ الاقتصاد إلى انخفاض في خلق مناصب العمل الجديدة تقل عن المستوى الطبيعي الذي يفترض أن تبدأ عنده البطالة في الانخفاض .

- و تتحدد نسبة ارتفاع معدل النمو الاقتصادي بطبيعة السياسة الاقتصادية المعتمدة، حيث يركز التحليل الكينزي على سياسة الإنعاش عن طريق الطلب و هو الاعتقاد السائد غالبا لدى معظم الاقتصاديين، حيث ينطلقون من

اعتبار أن البطالة سوف تنخفض تلقائيا إذا ارتفعت معدلات النمو الاقتصادي، بينما يركز اتجاه آخر أكثر ليبرالية على العرض من خلال دعم ربحية و مردودية المشاريع[1] .

5.1. نسبية تأثير النمو الاقتصادي على البطالة :

من خلال التحليل النظري السابق يظهر أن هناك علاقة متينة بين النمو و تغير نسبة البطالة، غير أن ما يحد من قيمة هذا التحليل هو عدم وجود تناسب بين معدلات النمو و نسب البطالة، فارتفاع النمو الاقتصادي بنسبة 2% لا يؤدي بالضرورة إلى انخفاض في نسبة البطالة بـ 2%.

و كذلك نجد أن نفس معدلات النمو الاقتصادي ليس لها نفس الأثر على البطالة في كل الدول و هنا يظهر مدى قدرة النمو المحقق على التأثير على البطالة من خلال التحليل القياسي، فالولايات المتحدة تخلق ثلاث مرات أكثر من مناصب العمل التي يخلقها الاقتصاد الفرنسي و لكن مع نسبة نمو تقل عن تلك التي يحققها الاقتصاد الفرنسي[2].

و اعتماد المقارنة بين تغير معدلات النمو و نسب البطالة بالنسبة للبلدان أكثر تطورا تبين أنه رغم وجود علاقة ترابطية بين زيادة النمو و انخفاض معدلات البطالة إلا أن نسب التغيير في البطالة تختلف و كذلك حجم الانخفاض بالنسبة لكل اقتصاد.

الجدول رقم (1.3): تغير معدلات النمو و انخفاض نسب البطالة في دول G7.

الدول	كندا		فرنسا		ألمانيا		إيطاليا		اليابان		بريطانيا		الولايات المتحدة	
	PIB	T.C	PIB	T.C	PIB	T.C	PIB	T.C	PIB	T.C	PIB	T.C	PIB	T.C
1995	2.8	9.4	1.8	11.4	1.7	8.0	2.9	11.6	1.9	3.2	2.9	8.7	2.5	5.6
1996	1.6	9.6	1.0	11.9	0.8	8.7	1.1	11.6	3.5	3.4	2.8	8.1	3.7	5.4
1997	4.2	9.1	1.9	11.8	1.4	9.7	2.0	11.7	1.8	3.4	3.3	7.1	4.5	4.9
1998	4.1	8.3	3.6	11.4	2.0	9.1	1.8	11.8	-1.2	4.1	3.1	6.3	4.2	4.5
1999	5.5	7.6	3.2	10.7	2.0	8.4	1.7	11.4	0.2	4.7	2.9	6.0	4.4	4.2
2000	5.2	6.8	4.2	9.3	2.9	7.8	3.0	10.6	2.8	4.7	3.9	5.5	3.7	4.0
2001	1.8	7.2	2.1	8.5	0.8	7.9	1.8	9.5	0.4	5.0	2.3	5.1	0.8	4.8
2002	3.4	7.7	1.1	8.9	0.1	8.7	0.4	9.0	-0.3	5.4	1.8	5.2	1.9	5.8
2003	2.0	7.6	0.5	9.4	-0.1	9.6	0.3	8.7	2.5	5.3	2.2	5.0	3.0	6.0
2004	2.9	7.2	2.6	9.4	2.0	9.7	1.4	8.3	4.4	4.7	3.4	4.8	4.3	5.5
2005	3.1	6.8	2.3	9.0	1.8	9.5	1.9	8.2	2.3	4.5	2.5	4.8	3.5	5.4

Source: donnés du Bank mondial, CD 2005.

[1] Ho-Chuan Huang , Shu-Chin Lin,**Smouth-time-varying Okun's coefficients**, Reference already cited, (text chosen).

[2] مختاري فيصل، **العلاقة بين البطالة و النمو الاقتصادي و الآثار على السياسات الاقتصادية**، المركز الجامعي مصطفى اسطنبولي، معسكر،2008 ، (نص مختار)، الموقع: www.kantakji.com/fiqh/Files/Economics/7841.doc. ، تاريخ الاطلاع :2010/10/10.

تحليل التغييرات في معدل النمو الاقتصادي في دول G7 يبين أنه لا توجد علاقة نسبية بين ارتفاع معدلات النمو وانخفاض في نسب البطالة، فمعدلات نمو مرتفعة لا ترتبط مباشرة بانخفاض كبير أو بنفس النسبة في البطالة. وفي حالات أخرى يمكن ملاحظة أن ارتفاع معدل النمو لا يتوافق دائما بانخفاض في نسبة البطالة بل في حالات خاصة نلاحظ ارتفاع نسبة البطالة رغم تحقيق نسب نمو اقتصادي ايجابية. فالاقتصاد الكندي مثلا حقق في سنة 2001 نسبة نمو 1.8% مع معدل بطالة 7.2%، و 3.4% مع معدل بطالة 7.7% في سنة 2002.

– هذا الاختلاف في طبيعة النمو المحقق و أثره على البطالة هو الذي يجعل السياسات الاقتصادية في البلدان (خاصة النامية) تفشل في الحد من نسب البطالة رغم تحقيق معدلات نمو نوعا ما مرتفعة، و لعل هذا الأمر هو ما يجعل ظاهرة تخفيض نسب البطالة تعاني نوع من القصور النظري على الأقل من خلال سياسات دعم النمو الاقتصادي التي يفترض بها أن تؤدي إلى تخفيض نسب البطالة (قانون'أو' كن').

فالنمو الاقتصادي تغير كمي يمكن أن يحدث في اتجاهين، أحدهما مرتبط بما يسمى بصدمات العرض كزيادة إنتاجية العمل و الذي عادة لا يؤدي إلى خلق فرص عمل إضافية باعتباره ناتج عن تحسن الأداء الإنتاجي لدى العمال الموجودين أصلا، و هذا النوع من النمو لا يتوافق عادة مع تخفيض كبير في نسب البطالة. و الاتجاه الآخر مرتبط بزيادة كمية في الطلب على العمل الناتج عن زيادة الطلب الإجمالي، أي خلق مناصب عمل إضافية تؤدي إلى تخفيض في نسبة البطالة حسب طبيعة النمو المحقق.

فالنمو المرتبط بزيادة الإنتاجية لا يمكن أن يؤدي إلى تخفيض البطالة بنسب كبيرة، وهذا ما يخلق نوع من عدم التجانس في السياسة الاقتصادية، بحيث يتم البحث عن هدفين متناقضين في نفس الوقت، هما زيادة الإنتاجية و تخفيض نسبة البطالة. فارتفاع إنتاجية العمل يؤدي إلى زيادة القدرات الإنتاجية للاقتصاد دون الحاجة إلى توظيف يد عاملة إضافية، غير أن الزيادة الطبيعية في عدد الوافدين الجدد لسوق العمل تشكل ضغط كبير على قدرة الاقتصاد على امتصاص هذه الزيادة.

هذه التناقضات في مجال تصور العلاقة بين النمو و البطالة تنعكس على تصور السياسة الاقتصادية المتبعة، هل هي للتخفيض البطالة أم لتحفيز النمو، و هل العلاقة المباشرة بين زيادة النمو و انخفاض البطالة تعني بالضرورة أنه لا فرق بين سياسة دعم النمو و تلك الموجهة للقضاء على البطالة.

و لعل القصور في تصور العلاقة بين النمو و انخفاض البطالة و اعتبار أن النمو مهما كانت طبيعته و مصدره يؤدي إلى تخفيض البطالة، يشكل أحد أكبر النقائص في تصور السياسات الملائمة للقضاء على البطالة[1].

[1] مختاري فيصل، **العلاقة بين البطالة و النمو الاقتصادي و الآثار على السياسات الاقتصادية**،مرجع سبق ذكره، (نص مختار).

2. الإطار التجريبي لعلاقة البطالة بالنمو الاقتصادي (قانون 'أوكن'):

1.2. الناتج الممكن وقانون 'أوكن':

1.1.2. الناتج الممكن (المحتمل ، الكامن) :

يعرف الناتج الممكن على أنه مستوى الناتجالذي يقدّمه أي اقتصاد عند استعمال عوامل الإنتاج استعمالا تاما أي عند مستوى التوظيف التام (مع مستوى ضعيف من البطالة يسمى طبيعي وغير متأثر بالتضخم)، أي الناتج المحتمل هو مستوى الناتج المناسب لظروف حالة التوازن الثابتة في الاقتصاد ،و التي تسمى شروط "الحالة النظامية" " état régulier "[1]، كما يعرف بأنه الطاقة القصوى للعرض التي توجد في اقتصاد في نظام مدعوم أي دون أن تحدث ضغوطات تضخمية أو انكماشية، و قد يتم تقديره بضرب عدد السكان النشطين المستطاع تشغيلهم (الممكن) و الذين يتناسب مستواهم مع معدل البطالة الطبيعي في إنتاجية العمل.[2]

– وعليه يختلف الناتج الإجمالي الفعلي عن الناتج الإجمالي الكامن (أو المحتمل)، فالناتج الفعلي هو كمية السلع و الخدمات النهائية التي أنتجها المجتمع خلال فترة زمنية معينة، و الذي يرتفع أثناء فترات الانتعاش بينما يقل أثناء فترات الانكماش، أما الناتج الكامن هو ذلك المستوى من الناتج المقدر على أساس أن جميع عوامل الإنتاج المتوفرة في الاقتصاد (العمل، رأس المال، ...الخ)، تكون موظفة توظيفا كاملا. فكل ارتفاع في هذه العوامل،كزيادة عدد السكان النشطين، زيادة مخزون رأس المال أو التطور التقني، تسمح بتحقيق ما يسمى بالناتج الكامن، ومن هنا فالناتج الكامن لا يناسب دائما الناتج الفعلي و يحدث الاختلال الكلي في الاقتصاد (فجوة الناتج وهي الفرق بين الناتج الفعلي و الكامن)، إذا كان مستوى الناتج المحقق (أو الدخل)، أكبر أو أقل من مستوى الناتج الممكن[3].

2.1.2. الدراسة التجريبية لقانونأو كن' :

يعتبر قانون 'أوكن' "Okun" بمثابة الأساس التجريبي و النظري للعلاقة بين النمو الاقتصادي و البطالة ، وهذا القانون هو عبارة عن علاقة عكسية بين معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي و معدل البطالة، حيث توصّل 'أوكن' نتيجة دراسة قياسية أجراها على الاقتصاد الأمريكي أن هناك علاقة ديناميكية بين النمو الاقتصادي للولايات المتحدة الأمريكية للسنوات 1947 و 1960 و البطالة. تتمثل هذه العلاقة في ضرورة تقليص الفارق بين الناتج المحلي

---

[1] André Makutubu Balibwanabo , **vérification empirique de la loi d'okun « Cas de la RD Congo entre 1960-2000 »**, master en sciences économiques, Option de gestion financière, Université de Parie ,Juin 2008, p15.
Cite :http// :www.mèmoireonline.com. date de consultation :10/10/2010.

[2] Ghislaine Destais, Céline Lecuyer, Gian Luigi Mazzi, **« L'estimation du produit potentiel et de l'écart de production de la zone euro basée sur un modèle VAR structurel »**, SESAME – XVèmes Journées, Rennes, 26 et 27 septembre 2005,p7-9. Cite: colloquesesame 2005.univ-rennes1.fr/communication_sesame_fichiers/ DESTAIS%20LECUYER%20MAZZI%20SVIO.doc. date de consultation :15/10/2010.

[3] Papa Lamine DIOP, **Estimation de La Production Potentielle de L'UEMOA,** UNION MON ETAIRE OUEST AFRICAIN, N° 506, Août/Septembre 2000, p2 .
Cite :www.bceao.int/internet/bcweb.nsf/files/er23.pdf/FILE/er23.pdf. date de consultation :15/10/2010.

الإجمالي و بين مستواه الممكن بثلاثة نقاط، لتنخفض البطالة بنقطة واحدة. كما توصل في دراسته إلى أن مرونة البطالة بالنسبة للنمو الاقتصادي تتراوح بين -0.35 و-0.40 [1].

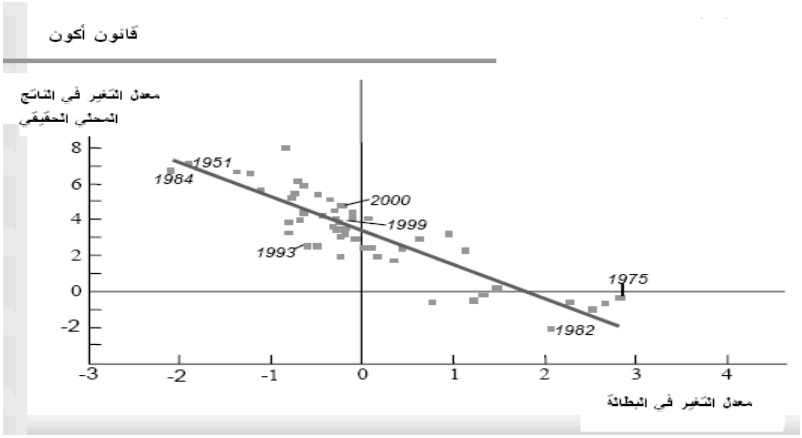
-فسر 'أوكن' العلاقة بين البطالة و النشاط الاقتصادي بصيغتين مختلفتين[2]:

– نموذج الفرق: يتم في هذا النموذج الربط بين التغير في معدل البطالة (ΔU) بالتغير في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (ΔY) ، فكانت نتيجة التقدير على الشكل التالي :

$$\Delta U_t = -0.3\Delta Y_t + 0.3 + \mu_t \ldots\ldots\ldots\ldots(25.3)$$

تعني العلاقة أن استقرار معدل البطالة يتطلب أن يزيد معدل النمو الاقتصادي بمستوى 1% في كل ثلاثة أشهر (أنظر الشكل أدناه).

الشكل رقم (3.3) : منحنى 'أوكن'.



المصدر: بوصافي كمال ،**حدود البطالة الظرفية و البطالة البنيوية في الجزائر خلال المرحلة الانتقالية**،مرجع سبق ذكره، ص78.

– نموذج الفجوة : يبين هذا النموذج العلاقة بين الفارق في معدل البطالة الفعلي و مستواها الطبيعي القريب من 4% (3.72%)، و الفارق بين الناتج المحلي الإجمالي الفعلي و مستواه الممكن(المحتمل) أو ما يسمى أيضا بفجوة 'أوكن'(gap) ، و يأخذ هذا النموذج الشكل التالي :

$$U_t = 0.36gap_t + 3.72 + \mu_t \ldots\ldots\ldots\ldots(26.3)$$

- بشكل عام فان الصيغة الأولى و الثانية، موضحة على التوالي في العلاقتين التاليتين:

$$\Delta u = \alpha - \beta \cdot \Delta y \ + \varepsilon_1 \ldots\ldots\ldots\ldots(27.3)$$

$$u - \overline{u} = -\delta\left(y - \overline{y}\right) + \varepsilon_2 \ldots\ldots\ldots(28.3)$$

[1] الإشارة السالبة للدلالة على العلاقة العكسية : مجدي الشوربجي ، **أثر النمو الاقتصادي على العمالة في الاقتصاد المصري**، مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا ، العدد 6 ، جامعة حسيبة بن بوعلي بالشلف ، الجزائر، 2005 ، ص 143-144.

[2] Durand, J., Huchet-Bourdon. **« La loi d'Okun comme indicateur de dispersion des pays européens : peut-on parler de convergence des structures ? »** ; Communication , in Journées de l'Association françaises de sciences économiques ; Lille 26-27 , mai 2003, p 3.
cite :www.lille1.fr/afsemedee/communications/huchetbourdon.marilyne.pdf. date de consultation :15/10/2010.

حيث يمثل u معدل البطالة الفعلي و $\overline{u}$ معدله الطبيعي، y الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي و $\overline{y}$ مستواه الممكن. α ، β و δ معالم النموذج، ε المتغير العشوائي.

2.2. بعض الدراسات التجريبية لقانون 'أوكن' :

يشتمل الأدب الاقتصادي التجريبي على العديد من الدراسات التي تم فيها تقدير مرونات البطالة بالنسبة للناتج (مقياس لأثر النمو الاقتصادي على البطالة) للعديد من الدول ، أوضحت معظم هذه الدراسات أن مرونات البطالة تختلف من دولة لأخرى، ومن فترة زمنية لأخرى داخل نفس الدولة، فقد توصل دراسة "Revenga"و"Bentalia " سنة 1995 إلى وجود علاقة عكسية واضحة بين التغيرات في الناتج و التغيرات في معدل البطالة في عينة مكونة من 11 دولة من دول منظمة التعاون الاقتصادي و التنمية (OCDE) ، و أن هذه العلاقة تختلف بشكل معنوي من دولة إلى أخرى من هذه الدول.قد كانت أقصى قيمة مقدرة لمرونة البطالة بالنسبة للناتج تخص المملكة المتحدة (-0.574)، بينما كانت أدنى قيمة مقدرة لهذه المرونة تخص اليابان(-0.098) ، و أشارت نتائج دراسة " Biyase" و"Bonga-Bonga" سنة 2007 إلى أن مرونات البطالة ارتفعت (انخفضت) في منتصف التسعينيات بالمقارنة بأواخر السبعينيات في ألمانيا و اليابان (فرنسا و السويد) كما أشارت نتائج هذه الدراسة إلى أن القيمة المقدرة لمرونات البطالة (معامل 'اوكن') لكل من ايطاليا و السويد كانت موجبة خلال الفترة 1990-1995 .

– و استهدفت دراسة "Kangasharju" و"Pehkonen" سنة 2001 دراسة العلاقة بين البطالة و الناتج في فنلندا باستخدام بيانات السلاسل الزمنية المقطعية (The Panel Data) لعينة مكونة من 85 منطقة خلال الفترة 1990-1996 و أشارت نتائج هذه الدراسة إلى الآتي : 1- إن العلاقة الآنية بين التغيرات في البطالة و نمو الناتج اختفت في أوائل التسعينيات .2- هناك دليل تجريبي على استعادة هذه العلاقة في منتصف التسعينيات .3- اختلاف طبيعة العلاقة بين البطالة و الناتج من منطقة إلى أخرى .4- الفروق القائمة في طبيعة العلاقة بين البطالة و الناتج من منطقة إلى أخرى يمكن تفسيرها جزئيا إلى الفروق في التخصص الصناعي بين المناطق محل الدراسة .

– و قام "Seyfried" سنة 2005 بدراسة اثر النمو الاقتصادي على البطالة لعينة مكونة من 10 ولايات كبرى داخل الولايات المتحدة الأمريكية خلال الفترة 1990-2003 و أشارت نتائج هذه الدراسة إلى الأتي :

1– القيمة المقدرة لمعامل 'أوكن' (مرونة البطالة بالنسبة للناتج) للولايات المتحدة ككل بلغ -0.47 ، وقد تم الحصول على هذه النتيجة من خلال تقدير نموذج الانحدار المجمع (The Pooled Regression Model) ؛

2– القيمة المقدرة لمعاملأو' كن' تراوحت بين -0.3 و- 0.6 في ولايات محددة ، وقد تم الحصول على هذه النتيجة من خلال تقدير نموذج انحدار لكل ولاية من الولايات محل الدراسة على حدا؛

3- هناك أثر موجب للنمو الاقتصادي على العمالة في معظم الولايات المكونة للعينة محل الدراسة باستعمال معطيات ربع سنوية.

-كما أن دراسة "Bonga-Bonga و "Biyase" سنة 2007 استهدفت دراسة اختبار فرضية نمو البطالة أو النمو بلا تشغيل (Jobless Growth) في جنوب إفريقيا ، باستخدام نموذج المتجه الهيكلي للانحدار الذاتي (The Structural Vector Autoregressive Model) (SVAR) و أشارت نتائج هذه الدراسة إلى أن الزيادة في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة 1% تؤدي إلى تخفيض البطالة بنسبة 0.20%.[1]

3. النمو الاقتصادي و البطالة في الجزائر:

الدارس للوضع الاقتصادي في الجزائر خلال فترة الدراسة التي تمتد من1988 إلى 2009 يلاحظ أنها تنقسم إلى فترتين فرعيتين: فترة الإصلاح الاقتصادي ثم تليها فترة الإنعاش.

1.3. الفترة الفرعية الأولى: فترة الإصلاح الاقتصادي (1988- 2000) :

يرى" قدي عبد المجيد" [2] أن عملية الإصلاح الاقتصادي تحتوي على تغييرات جذرية في منهج الدولة السياسي و الاقتصادي و الاجتماعي بحيث تشتمل هذه السياسة على ديمقراطية سياسية و حرية اقتصادية تؤدي إلى تغير سلوك الأفراد و وحدات الإنتاج و الخدمات.

و يكمن الهدف الرئيسي من الإصلاحات التي شرع البلد في تطبيقها فعليا ابتداءً من سنة 1988 في إدخال ميكانزمات اقتصاد السوق في تسيير الاقتصاد الوطني .

على الرغم من التقدم الملموس الذي حققته الجزائر في اتجاه تحقيق الاستقرار المالي والنقدي، فان النمو الاقتصادي المسجل كان وما يزال أقل من الإمكانات المتاحة، حيث سجل متوسط معدل نمو الناتج الداخلي الحقيقي في بداية سنوات الإصلاح الاقتصادي نسبة -0,6 %، و استمر على هذا الحال إلى غاية سنة 1995حيث ارتفعت هذه النسبة إلى 3,2 % خلال الفترة (1995-2000) ،بينما وفي المتوسط سجل مؤشر النمو السنوي للناتج الداخلي الخام خارج المحروقات نسبة2,1% [3] لنفس الفترة ، وذلك بفضل قطاع الفلاحة، إلا أن باقي القطاعات الاقتصادية المتمثلة في القطاع الصناعي، البناء والأشغال العمومية، والخدمات عرفت نموا ضعيفا فيقيّ مها المضافة، لاسيما قطاع الصناعات المصنعة الذي يشكل هيكل الإنتاج العصري. وقد أدى النمو الاقتصادي المحدود إلى تزايد معدلات البطالة، مع تدهور القدرة الشرائية للسكان بشكل ملفت للانتباه الذي نتج عن انتشار واسع للفقر خلال التسعينات.

---

[1] مجدي الشوربجي ، **أثر النمو الاقتصادي على العمالة في الاقتصاد المصري** ، مرجع سبق ذكره، ص145-146.

[2] قدي عبد المجيد، **الإصلاحات الاقتصادية في الجزائر، محاولة تقويمية**، Cahiers du CREAD n°61/ 3ème trimestre 2002 ،الجزائر،2002، ص5 .

[3] مولود حشمان، عائشة مسلم ، **اتجاهات النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1990 –2004** ،ص3، الموقع:
http// :www.hms-koutla.net/Doc/Growth%20Algeria%20Hachmane%20M.pdf. date de consultation :17/10/2010.

إن هذا الأداء الضعيف في معدلات النمو الاقتصادي يمكن بالدرجة الأولى إرجاعه إلى الوتيرة المتواضعة للإصلاحات الاقتصادية وضعف سياسات الاقتصاد الكلي، ومن العوامل الرئيسية التي أسهمت في ذلك وأخرت الانطلاق الاقتصادي، تعثر البلد في تحقيق الإصلاحات السياسية ، سيادة القطاع العام العاجز، عدم شفافية مسار الخوصصة، ضعف مشاركة القطاع الخاص في قيادة النمو والاستثمار،ضعف القطاع المالي، بالإضافة إلى بطء البلد في تحقيق تقدم نحو فتح اقتصادياته أمام التجارة الخارجية والاستثمار الأجنبي. وكذلك لضعف تنوع صادرات الاقتصاد الجزائري ،و أخيرا للأوضاع الأمنية التي شهدتها البلاد خلال هذه الفترة[1] .

1.1.3. أثر برنامج الإصلاح الاقتصادي على البطالة :

إذا كان برنامج الإصلاح الاقتصادي قد وافق في إعادة التوازن الاقتصادي الكلي و الموازنة العامة ، إلا انه أدى إلى تفاقم البطالة التي انتقلت من 21% سنة 1989 إلى 30 % سنة 2000 حيث حوالي 52% كان مصدرها من القطاع العمومي و 48 % من القطاع الخاص[2] ، وقد قدرت البطالة في هذه المرحلة بحوالي 4.2 مليون شخص مسّ ت 80 % من فئة الشباب الذين لا يتجاوز سنهم 30 سنة، و 75 % منهم يتقدمون لأول مرة بطلبات العمل ومست كذلك حوالي 80000 من خريجي الجامعات سنة 1998و هذا من بين أكثر من 100000خريج جامعة كما أن إعادة الهيكلة زاد من تفاقم البطالة بحيث أن أكثر من 460000 أجير فقدوا مناصب عملهم أووجهوا إلى البطالة التقنية[3] مابين 1990-1998[4].

إن غياب الإنعاش الاقتصادي و غياب برنامج لدعم الشغل آنذاك أدى إلى الطلب المتزايد على التشغيل من طرف السكان الذي وصل إلى 300000 طلب سنويا، كما أن غياب سياسة واضحة للتشغيل إلى تزايد العمل الموازي غير الرسمي و خاصة في مجال النشاط التجاري، ومما ساعد على هذه الوضعية ارتفاع التسرب المدرسي الذي وصل إلى 600000 تلميذ يغادرون المدرسة سنويا كما أن البطالة لم ترحم حتى المرأة حيث نجد أنها أخذت حصتها من البطالة، حيث ارتفعت نسبة النساء العاطلات من 125000 امرأة عاطلة سنة 1992 إلى 487000 امرأة عاطلة سنة 1996 مع العلم أن النساء يمثلن خمس البطالين و أغلبهن موجودات في المناطق الحضرية و نتيجة لغياب سياسة توحي بالقضاء على البطالة من منظور السياسة العامة للاقتصاد الجزائري، اكتفت الحكومة بمحاولات لتوفير مناصب عمل مؤقتة واعتماد نظام التكفل و الشبكة الاجتماعية و التضامن الوطني [5].إن مختلف الدراسات التي

---

[1] مولود حشمان، عائشة مسلم ، **اتجاهات النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1990 –2004** ،مرجع سبق ذكره، ص3.

[2] شيبي عبد الرحيم ، شكوري محمد ، **البطالة في الجزائر مقاربة تحليلية وقياسية** ، المؤتمر الدولي حول "أزمة البطالة في الدول العربية "، القاهرة ، جمهورية مصر العربية : 17-18 مارس 2008 ، ص 17 . الموقع:
http// :www.arab-api/jodep/products/abstracts/abstracts-v10-2.pdf. date de consultation :17/10/2010.

[3] حالة تتميز بعدم إمكانية متابعة نشاط ما لأسباب تقنية (عطب ، دمار...).

[4] Musette Saib, Hamouda Nacereddine, **Evaluation des effets du (PAS) sur le marché du travail en Algérie,** in :les cahiers du CREAD : Alger, N°46/47, 1er trimestre 1999,1999, P 169.

[5] شيبي عبد الرحيم ، شكوري محمد ، **البطالة في الجزائر مقاربة تحليلية وقياسية** ، مرجع سبق ذكره ، ص 17 .

قامت بها الهيئات الحكومية أو غير الحكومية بينت نتائج تطبيق سياسة التعديل الهيكلي في هذا المجال و التي كانت كالتالي :

- زيادة البطالة و خاصة لدى فئة الشباب.
- 45% من البطالين فقدوا مناصب عملهم نتيجة تطبيق هذه السياسة حيث أن 10 % طردوا من العمل، 11% التقليل من العمالة، 11.4% نتيجة غلق المؤسسات، 10.1% نتيجة لحل المؤسسات، و البقية نتيجة الذهاب الإرادي.
- استمرار زيادة البطالين لدى فئة الإناث و خاصة المرأة الماكثة في البيت.
- صعوبة إدماج طالبي العمل لأول مرة و هي أكبر نسبة من البطالين .
- التهميش الاجتماعي لفئة كبيرة من المجتمع و هي فئة الشباب.
- زيادة مناصب العمل التعاقدية و الفصلية بالمقارنة بمناصب العمل الدائم و هذا يؤثر على السياسة العامة الاقتصادية[1].

2.3. الفترة الفرعية الثانية : برنامج دعم النمو الاقتصادي (الإنعاش الاقتصادي):2001-2009.

إنّ النسبة 3,2 % المحققة في معدل النمو الاقتصادي المذكورة أعلاه ، تبقى غير كافية لتلبية حاجيات السكان المستعجلة لاسيما في مجال الشغل والسكن والمرافق الاجتماعية وظروف المعيشة، ولقد تزامن هذا الوضع مع ارتفاع في أسعار البترول سنة 2000 إلى مستويات لم يسبق لها مثيل (28,60 دولار للبرميل).

وقد سمح هذا الانفراج المالي بمباشرة تنفيذ برنامج دعم النمو الاقتصادي بمبلغ قدر بـ 525 مليار دينار (7 ملايير دولار) على فترة تمتد من سنة 2001 إلى 2004 كان يرمي إلى ثلاثة أهداف نوعية كبرى تمثلت في تحقيق التوازن الجهوي، وإنعاش الاقتصاد الجزائري، إنشاء مناصب الشغل (التقليل من حدة البطالة)،و مكافحة الفقر. كما تم تدعيم هذا البرنامج ببرنامج مكمل لدعم النمو رصد له 50 مليار دولار على امتداد أربعة سنوات أخرى أي حتى سنة 2009 [2].

إن هذا البرنامج قد جاء في سياق اجتماعي متدهور ووضع اقتصادي غير مريح، وهو يشكل أداة قد تكون ناجعة في تحسين المداخيل وظروف المعيشة والشغل. غير أن نجاعة برنامج الإنعاش تتوقف على القدرات التسييرية لدى مختلف الجهات المعنية بتنفيذه، لاسيما الجماعات المحلية. ولتحقيق ذلك، يجب تحديد الأولويات بدقة والتنسيق فيما بينها دون إهمال غاية هذا البرنامج، والمتمثلة في إنعاش النمو المستديم[3].

---

[1] Saib Musette, Nacereddine Hamouda, **Evaluation des effets du (PAS) sur le marché du travail en Algérie,** référence déjà cité, P 171.

[2] مولود حشمان، عائشة مسلم ، **اتجاهات النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1990 –2004** ،مرجع سبق ذكره، ص3.

[3] مولود حشمان، عائشة مسلم ، **اتجاهات النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1990 –2004** ،مرجع سبق ذكره، ص4.

الجدول رقم (2.3) :تطور متوسط معدل البطالة ومتوسط معدل النمو الاقتصادي.

الفترة الزمنية	متوسط معدل البطالة %	متوسط معدل نمو *PIB* الحقيقي %
2000 -1987	25	1.38
2009 -2001	17	5,4

المصدر :حسابات الطالب بالاعتماد على: معطيات الديوان الوطني للإحصائيات.

إن قراءتنا لحصيلة البرنامج في نهايته، توحي بأن أداء النمو الاقتصادي عرف تحسنا مقارنة بالسنوات السابقة. حيث سجل نموه في المتوسط نسبة 5,4 % خلال الفترة .كما أحرز النمو الاقتصادي خارج المحروقات تقدما قدرت نسبته في المتوسط بـ 6,5%[1] لنفس الفترة والذي تحقق أساسا بفضل قطاعي البناء والأشغال العمومية وكذا الخدمات.كما شهد البلد في نهاية سنة 2009 تقدما في مجال تحسين المؤشرات المالية الكلية.

الجدول رقم (3.3) :تطور بعض المؤشرات الاقتصادية الكلية خلال السنتين 2000 و 2009.

المؤشرات	الشغل	البطالة %	الفقر %	التضخم %	رصيد ميزان المدفوعات مليار دولار	الديون الخارجية مليار دولار	الناتج الداخلي الخام مليار دولار	الناتج الداخلي الخام/فرد دولار
سنة 2000	$10*6240^3$	29,5	12,1	0.34	7,9	25,1	54.7	1796
سنة 2004	$10*7798^3$	17,7	6,8	3.58	9,6	21,4	84.6	2045
سنة 2009	$10*9146^3$	10.2	4,8	5.4	3.4	5.1	140.9	4027

Source : Ambassade de France en Algérie -service économique régional- **Indicateurs économiques et financiers de l'Algérie**, référence déjà cité, (texte choisie).

لقد سجل ميزان المدفوعات رصيد إيجابي هام في المتوسط على طول الفترة (سجل أعلى قيمة له سنة 2008 بلغت 37 مليار دولار). أما الديون الخارجية فقد انتقلت من 25,1 مليار دولار سنة 2000 إلى21,4، ثم5.1 مليار دولار مواصلة بذلك اتجاهها نحو الانخفاض .بالنسبة للتضخم فنلاحظ من خلال الجدول أنه ارتفع إلى نسبة 5.4 % سنة 2009 ، وهذا راجع للضخ الهائل للنفقات العمومية لاسيما من أجل التنمية وكذا الزيادات في الأجور التي تمت سنة 2004 و 2008 ،وأخيرا فقد بلغ الناتج الداخلي الخام 140.9 مليار دولار سنة 2009 وقدقدّر الناتج الداخلي الخام لكل فرد بـ 4027 دولار سنة 2009 [2] .

[1] Ambassade de France en Algérie -service économique régional- **Indicateurs économiques et financiers de l'Algérie**, D'après l'Office national des statistiques(ONS), Publication des services économique, Février 2010, (texte choisie).
cite : www.ambafrance-dz.org/IMG/pdf/ALG_fs_Indicateur_economique_et_financiers_02_10-3.pdf.
date de consultation :21/10/2010.

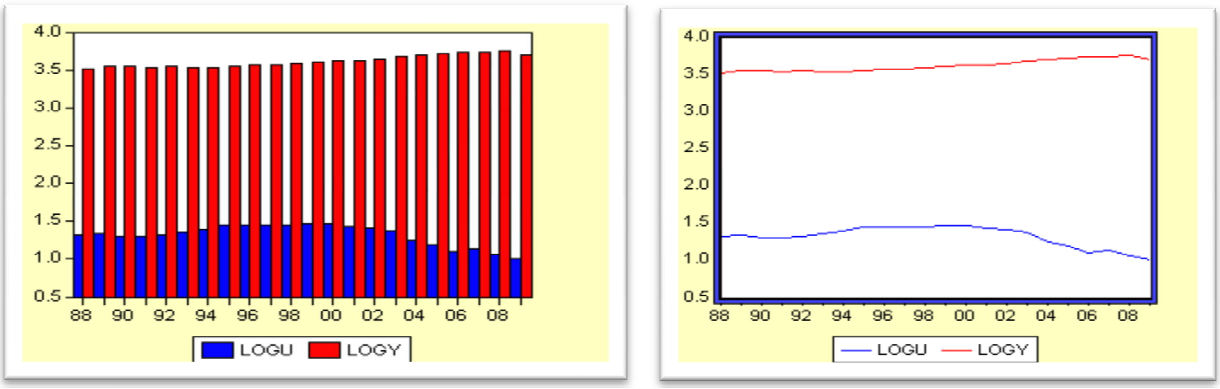
[2] Ambassade de France en Algérie ,service économique régional , **Indicateurs économiques et financiers de l'Algérie**, référence déjà cité, (texte choisie).

1.2.3. البطالة خلال برنامج دعم النمو الاقتصادي :

سمح التحسن في معدلات النمو الاقتصادي خلال هذه الفترة باستحداث العديد من فرص العمل الجديدة (قرابة 717.000 منصب شغل سنة 2004) أين سطّر لخلق 926380 منصب شغل دائم و186850 منصب شغل غير دائم[1] ، وهبوط معدلات البطالة إلى نسبة 17,7%، أما بعد تدعيم هذا البرنامج ببرنامج مكمل لدعم النمو حتى سنة 2009، ساهم بشكل واضح في خفض معدل البطالة و زيادة النمو الاقتصادي التي وصلت إلى 10.2% أواخر سنة 2009، أين سجل خلق حوالي 964000 منصب شغل جديدة (حيث قد سطر لخلق 2 مليون منصب شغل للفترة الممتدة من 2005 إلى 2014 حسب تصريحات وزير الحكومة)[2] ، وتقليص معدلات الفقر إلى نسبة 4.8 % سنة 2009 حيث أصبح عدد السكان الذين يعيشون بدولار واحد في اليوم ضعيفا.

و الشكل البياني التالي يوضح ذلك :

الشكل رقم (4.3): منحنى تطور لوغاريتم معدل البطالة و الناتج خلال الفترة.



المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

يلاحظ الدارس لحالة الجزائر في الفترة 1988 – 2009 ، أنه يمكن تقسيمها إلى فترتين فمن 1988 إلى 2000 و التي توافق مرحلة الإصلاحات في الجزائر ، في الوقت الذي يزيد فيه الناتج المحلي الحقيقي يرتفع معدل البطالة أي كما يبينه الشكل (4.3) أعلاه، كلاهما يتبعان نفس الاتجاه .إلا انه بداية من 2000 إلى غاية 2009و التي توافق مرحلة الإنعاش التي طبقتها الجزائر (المخطط الخماسي الأول و الثاني) يلاحظ بوضوح علاقة عكسية بين المتغيرتين أي زيادة الناتج المحلي الحقيقي يوافقه انخفاض في معدلات البطالة، و عموما فان مستوى الـ *Pib* الحقيقي يأخذ اتجاه عام متصاعد على عكس معدل البطالة الذي يسلك اتجاه عام متنازل.

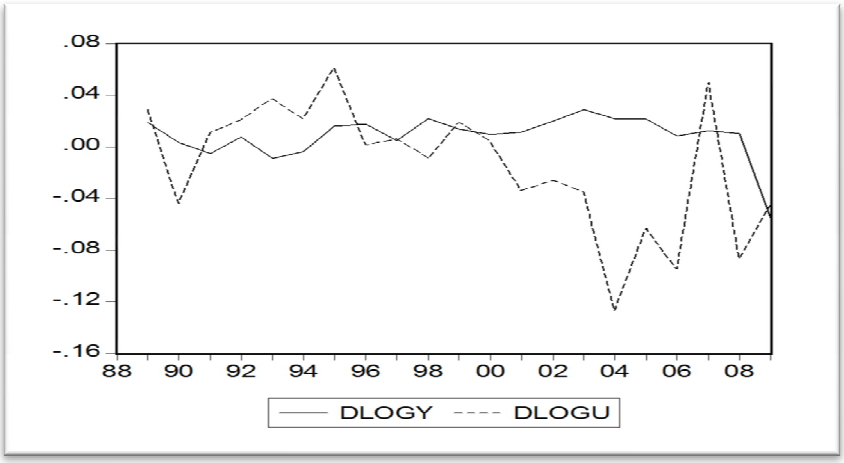
– و للتأكيد أكثر نستعين بالشكل (5.3) الذي يجمع معدل النمو الاقتصادي ممثل بالتغير في لوغاريتم الناتج مع التغير في لوغاريتم معدل البطالة، يلاحظ انه في الفترة الممتدة من 1988 إلى 2000 في الوقت الذي يزيد فيه معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي ينخفض عرض التشغيل و يرتفع معدل البطالة، بل كما يبينه الشكل أدناه، كلاهما يتبعان نفس الاتجاه و إن اختلفا في حدة دورتهما. أما الفترة الثانية التي تبدأ من سنة 2000 فزيادة معدلات نمو الناتج

[1] شيبي عبد الرحيم ، شكوري محمد، **البطالة في الجزائر مقاربة تحليلية وقياسية** ، مرجع سبق ذكره ، ص18.

[2] شيبي عبد الرحيم ، شكوري محمد، **البطالة في الجزائر مقاربة تحليلية وقياسية** ، مرجع سبق ذكره ، ص18.

يتبعها انخفاض ملحوظ في تغير معدلات البطالة ، وعموما فان معدلات النمو تسلك اتجاه عام متصاعد، على عكس معدلات نمو البطالة التي تأخذ اتجاه عام متنازل،أي انه في المدى الطويل العلاقة العكسية بين النمو و البطالة التي نص عليها 'أوكن' تظهر من الشكل مبدئيا أنها محققة.

الشكل رقم (5.3): تطور معدل نمو الـ *PIB* و البطالة خلال فترة الدراسة.



المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

- ولتحديد درجة ومعنوية الارتباط بين معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي ومعدل نمو البطالة ، تم إجراء اختبار الارتباط التقاطعي (Cross Correlation) بين هذين المتغيرين بفترات مبطأة وفترات قائدة حتى 3سنوات $(-3 \le k \le 3)$ ويوضح الجدول رقم (4.3) نتائج هذا الاختبار.

الشكل رقم (6.3): اختبار الارتباط التقاطعي بين معدل النمو الاقتصادي ومعدل البطالة في الجزائر خلال الفترة 1988-2009 .

Cross Correlogram of DLOGU and DLOGY

Date: 03/15/11 Time: 12:08
Sample: 1988 2009
Included observations: 21
Correlations are asymptotically consistent approximations

DLOGU,DLOGY(-i)	DLOGU,DLOGY(+i)	i	lag	lead
		0	-0.0541	-0.0541
		1	-0.3641	0.1392
		2	-0.2696	-0.3248
		3	-0.2101	0.3917

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

الجدول رقم (4.3): نتائج اختبار الارتباط التقاطعي بين معدل النمو الاقتصادي و معدل البطالة في الجزائر خلال الفترة 1988-2009 .

معاملات الارتباط التقاطعي	عدد الفترات الزمنية (k)
$cross(DLU_t, DLY_{t-i})$ $cross(DLU_t, DLY_{t+i})$	
$^{*}0.21$ -	3-
$^{*}0.27$ -	2-
$^{*}0.36$ -	1-
$^{*}0.05$ -	0
$^{*}0.14$	1
$^{*}0.32$ -	2
$^{*}0.4$	3

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

ويتضح من هذا الجدول اتساق الإشارة المقدرة لمعاملات الارتباط التقاطعي مع ما هو متوقعظريً ا ، حيث كانت هناك علاقة ارتباطيه سالبة بين معدل النمو الاقتصادي ومعدل نمو البطالة عند مختلف الفترات المبطأة و بعض الفترات القائدة .وتشير معاملات الارتباط التقاطعية عند الفترات المبطأة إلي أن الزيادة في معدل النمو الاقتصادي في العام السابق أو العام الذي يسبقه سوف تؤدي إلي تخفيض معدل البطالة .وتعكس قيمة هذه المعاملات قوة العلاقة الارتباطية السالبة محل التحليل، حيث أن قيمة كل معامل من معاملات الارتباط التقاطعية الخاصة بهذه العلاقة تجاوز قيمة 0.2 .

خلاصة الفصل الثالث :

من خلال هذا الفصل قمنا بتبيان العلاقة بين معدلات النمو الاقتصادي معبرا عنه بالناتج المحلي الإجمالي الحقيقي و تغير نسب البطالة(علاقة 'أوكن') نظريا وذلك بربط علاقة فيلبس المطور بعلاقة العرض الإجمالي (في المدى القصير) أو من خلال استنتاج العلاقة من دالة الإنتاج ،أين وجدنا العلاقة العكسية بين المتغيرتين و التي تعطي الإطار النظري العام لقانون 'أوكن' ،بعدها قمنا بتحليل مستويات الناتج المحلي الإجمالي و البطالة بالنسبة للوضع الجزائر ي أين سجلنا اتجاهين رئيسيين:

- ارتفاع معدل النمو مع ارتفاع في معدل البطالة في الفترة ما بين 1988 و 2000.
- استمرار ارتفاع معدل النمو لكن مع انخفاض مهم في معدل البطالة في الفترة ما بين 2001 و 2009.

إلا انه عموما فان الناتج المحلي الإجمالي يأخذ اتجاه عام متزايد على عكس معدل البطالة الذي يسلك اتجاه عام متناقص وعليه يظهر مبدئيا أن العلاقة العكسية بين الناتج المحلي الإجمالي و البطالة التي نص عليها 'أوكن' محققة لكن هل توجد بالفعل علاقة بين النمو و البطالة حسب مفهوم "Okun"و هل يمكن تحديد معامل "Okun" بالنسبة للوضع الجزائري، هذا ما نسعى إلى تبيانه من خلال الفصل القادم.

تمهيد:

لا يمكن تفسير الانخفاضات المهمة للبطالة في الجزائر التي بدأت تظهر معالمها مع بداية العشرية الأخيرة، دون ربط هذه الظاهرة بالنشاط الاقتصادي.

رأينا سابقا من خلال تحليل مستويات الناتج المحلي الإجمالي و البطالة بالنسبة للجزائر يبين اتجاهين رئيسيين:

- ارتفاع معدل النمو و ارتفاع في معدل البطالة في الفترة ما بين 1988 و 2000 .

-استمرار ارتفاع معدل النمو و انخفاض مهم في معدل البطالة في الفترة ما بين 2001 و 2009.

إن الناتج المحلي الإجمالي عموما يأخذ اتجاه عام متزايد على عكس معدل البطالة الذي يسلك اتجاه عام متناقص كما يبينه الشكل رقم (5.3) من الفصل السابق، يظهر مبدئيا أن العلاقة العكسية بين الناتج المحلي الإجمالي والبطالة التي نص عليها 'أوكن' محققة، لكن هل توجد بالفعل علاقة بين النمو و البطالة حسب مفهوم "Okun" وهل يمكن تحديد معامل "Okun" بالنسبة للوضع الجزائري .

حسب المعطيات المتوفرة للناتج و البطالة للفترة ما بين 1988 و 2009 يمكن إسقاط الدراسة النظرية على الاقتصاد الجزائري، من اجل معرفة أثر فعالية السياسات الاقتصادية المطبقة في الجزائر و الموجهة لتخفيض معدلات البطالة خلال فترة الدراسة.

1.تحديد علاقة 'أوكن':

إسقاط علاقة 'أوكن' على حالة مثل حالة الجزائر، سيسمح دون شك تحديد طبيعة العلاقة بين البطالة و النمو الاقتصادي خلال الفترة 1988 – 2009، أو بصفة أدق طبيعة العلاقة بين الظرف الاقتصادي و الانعطافات التي حدثت في البطالة خلال هذه الفترة.

1.1. الخصائص الإحصائية لعلاقة 'أوكن':

إن العلاقتين (1.4) و (2.4) التاليتين، لا تخضعان لنفس الاعتبارات الإحصائية [1]:

$$\Delta u_t = \alpha - \beta \cdot \Delta y_t + \varepsilon_{1t} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1.4)$$

$$u_t - \overline{u}_t = -\delta \cdot \left(y_t - \overline{y}_t\right) + \varepsilon_{2t} \ldots\ldots (2.4)$$

حيث تفترض العلاقة الأولى تغير مستقر في قيم المشاهدات المتضمنة في السلسلة الزمنية، في حين تفترض الصيغة الثانية استقرار البطالة حول معدلها الطبيعي.

– المعادلة الأولى تكون ملائمة إذا و فقط إذا كانت كل من سلسلتي البطالة و الناتج المحلي الإجمالي مستقرين بالتفاضل (بالفرق)، بمعنى إذا كانتا تتبعان سلسلتين مدمجتين (متكاملتين) من الدرجة الأول (intégré d'ordre un) I(1).

–المعادلة الثانية تستلزم استقرار معدل البطالة حول معدله الطبيعي.

يظهر أن التغير الخاص بالبطالة و الناتج المحلي الإجمالي في الاقتصاد الجزائري هو تغير غير مستقر(Δu_t و Δy_t غير مستقرة)، فلكلي المتغيرتين جذور أحادية و قد تم اختبار حالة اللاّ إستقرار للناتج المحلي الإجمالي في دراسات سابقة[2]، في حين يصعب تقدير العلاقة الثانية على حالة الجزائر لأن المعطيات المتاحة لا تسمح ليس فقط بإيجاد الطريقة المناسبة لتحديد الناتج المحلي الإجمالي الممكن الوصول إليه عند الاستعمال الأحسن لعوامل الإنتاج[3]، و إنما لتعذر أيضا التقدير المسبق للمستوى الطبيعي للبطالة في الجزائر، و منه عدم قدرة إثبات الاستقرار في العلاقة الثانية. هذا من جهة و من جهة أخرى فالعلاقتين السابقتين تبنى على معطيات فصلية.

---

[1] Hénin.P.Y., Jobert.T., « **La persistance du chômage, caractérisation et mesur**e », Rapport d'Etude pour le Commissariat au plan, Convention n°18, 1999, document n°2 ,p5. Cite :annales.ensae.fr/anciens/n44/vol44-02.pdf. date de consultation :15/10/2010.

[2] مولود حشمان، عائشة مسلم ، **اتجاهات النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1990–2004** ،مرجع سبق ذكره.

[3] هناك محاولات تقييم في هذا الاتجاه، إلا أنها لم تتبلور بالشكل الكافي لنعتمد عليها في هذه الدراسة مثلا:

A . Durand « **Détermination d'une mesure de croissance potentielle pour le Luxembourg : application de la méthodologie des VAR structurels »** ; cellule de recherche en économie appliquée, document de travail n° 024، Cite:www.sciencedirect.com, date de consultation :17/10/2010.

من أجل هذا و من منطلق فرضية عدم الاستقرار في العلاقة بين الناتج المحلي الظرفي و بين البطالة، ارتأينا أن نجري الدراسة التجريبية في حالة الجزائر على مرحلتين كما يلي: في **المرحلة الأولى**: نقوم بتقدير علاقة التغير بين البطالة و الناتج المحلي، بافتراض عدم الاستقرار في التغير[1]؛ أي أننا نقوم بتقدير ديناميكي لعلاقة تأثير التغير في الناتج على التغير في البطالة ومن ثم تقدير عامل المرونة في الأمد الطويل. في **المرحلة الثانية**: نقدر الفارق بين البطالة و الناتج المحلي ليس مع مستواهما الطبيعي(للأسباب التي ذكرناها من قبل)، وإنما مع اتجاههما العام أي على أساس علاقة 'غوردو ن'(*GORDON* 1984) بصفتها علاقة مطورة لعلاقة الفجوة 'لأوكن' الأصلية.

2.1. تقدير علاقة الانحدار الديناميكية:

يتم تقدير العلاقة (1.4) دون الحاجة إلى تحديد مسبق للاتجاه العام للبطالة و للناتج و إنما يستوجب أن يأخذ هذا التقدير الطابع الديناميكي في عملية التأثير، لذا علينا أن نحسب معادلة الانحدار على أساس تأخير رد فعل المتغيرة المستقلة على المتغيرة التابعة أي تقدير العلاقة التالية[2] :

$$\Delta u_t = \sum_{i=1}^{k} b_{t-i}\Delta u_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} c_{t-i}\Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots(3.4)$$

- تم تحويل المتغيرات الأصلية إلى لوغارتمية من أجل تقدير المرونة في الأجل الطويل [3].

حيث أن: $u_t = \log U_t$ و $y_t = \log Y_t$

و من ثم تقدير مرونة التأثير في الأمد الطويل α_{LT} و التي تساوي:

$$\alpha_{LT} = \frac{\sum_{i=0}^{k} c_{t-i}}{1 - \sum_{i=1}^{k} b_{t-i}}$$

- لكن قبل تقدير هذا النموذج لابد من المرور بالمراحل التالية :

1.2.1. دراسة استقرارية السلسلتين $\log Y_t$ و $\log U_t$:

أولا. اختبار استقرارية السلسلة $\log Y_t$:

تكون السلسلة مستقرة إذا تذبذبت حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن [4]، و لاختبار استقرارية السلسلة $\log Y_t$ يوجد عدة أدوات إحصائية نذكر منها :

---

[1] بمعنى أن المتغيرتين في فترات تظهر علاقة عكسية و في فترات أخرى تظهر علاقة طردية لهذا يتم الاعتماد على العلاقة الديناميكية ،أي بإدخال فترات إبطاء لكل متغيرة من اجل التقدير الصحيح.

[2] DURAND, J., HUCHET .BOURDON, « **La loi d'Okun comme indicateur de dispersion des pays européens: peut-on parler de convergence des structures ?** », Référence déjà cité. p 4.

[3] حيث نجد أن: *dLogU* يعبر عن معدل نمو البطالة ، و *dLogY* على معدل نمو *PIB*.

[4] قد نبه كل من 'نيلسن' و 'بلوسير' **(**Nelson & Plosser 1982**)** كيف أن الجذر الأحادي موجود في أغلبية السلاسل الزمنية في الاقتصاد الكلي.

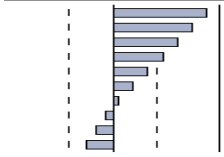
أ. اختبار معنوية معاملات دالة الارتباط الذاتي للسلسلة $\log Y_t$:

تكون السلسلة $\log Y_t$ مستقرة إذا كانت معاملات دالة ارتباطها P_k معنويا لا تختلف عن الصفر من اجل كل $k>0$،[1] و الشكل التالي يبين دالة الارتباط الذاتي البسيطة و الجزئية للسلسلة محل الدراسة:

الشكل رقم (1.4): دالة الارتباط الذاتي للسلسلة $\log Y_t$.

Correlogram of LOGY

Date: 12/16/10 Time: 09:24
Sample: 1988 2009
Included observations: 22



	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.911	0.911	20.873	0.000
2			0.781	-0.292	36.961	0.000
3			0.643	-0.062	48.460	0.000
4			0.491	-0.176	55.529	0.000
5			0.341	-0.047	59.147	0.000
6			0.193	-0.122	60.378	0.000
7			0.051	-0.076	60.470	0.000
8			-0.068	-0.003	60.643	0.000
9			-0.167	-0.052	61.776	0.000
10			-0.263	-0.142	64.812	0.000

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

نلاحظ من خلال دالة الارتباط الذاتي، ان المعاملات المحسوبة من اجل الفجوات k التي تساوي ،1،2،3،4 معنويا تختلف عن الصفر (خارج مجال الثقة)، ولاثبات هذا نستعمل اختبار Ljung-Box .

– اختبار Ljung-Box :

نستعمل هذا الاختبار لدراسة المعنوية الكلية لمعاملات دالة الارتباط الذاتي ذات الفجوات اقل من 10 أعلاه حيث توافق إحصائية الاختبار المحسوبة (LB) آخر قيمة في العمود Q-Stat في الشكل أعلاه ، حيث :

$$LB = n(n+2)\sum_{k=1}^{10}\frac{\hat{P}_k^2}{n-k} = 22(22+2)\sum_{k+1}^{10}\frac{\hat{P}_k^2}{22-k} = 64.81 \ \rangle X^2_{0,05:22} = 33.92$$

القرار: لدينا الإحصائية المحسوبة $LB = 64.81$ أكبر من الإحصائية المجدولة $X^2_{0,05:20} = 33.92$ ومنه نرفض فرض العدم القائل بان كل معاملات الارتباط الذاتي تساوي الصفر $(H_0 : P_1 = P_2 = \ldots\ldots\ldots = P_{10} = 0)$.

ب. اختبار ديكي– فولر المطور Dicky-Fuller Augmente Test (*ADF*) على السلسلة $\log Y_t$:

يعتمد اختبار(ADF) في دراسة استقرارية السلسلة $\log Y_t$ على تقدير النماذج الثلاثة التالية :[2]

$$\Delta \log Y_t = \lambda \log Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{P} \phi_{j+1} \cdot \Delta \log Y_{t-j} + \mu_t \ldots\ldots\ldots (4.4)$$

$$\Delta \log Y_t = \lambda \log Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{P} \phi_{j+1} \cdot \Delta \log Y_{t-j} + c + \mu_t \ldots\ldots (5.4)$$

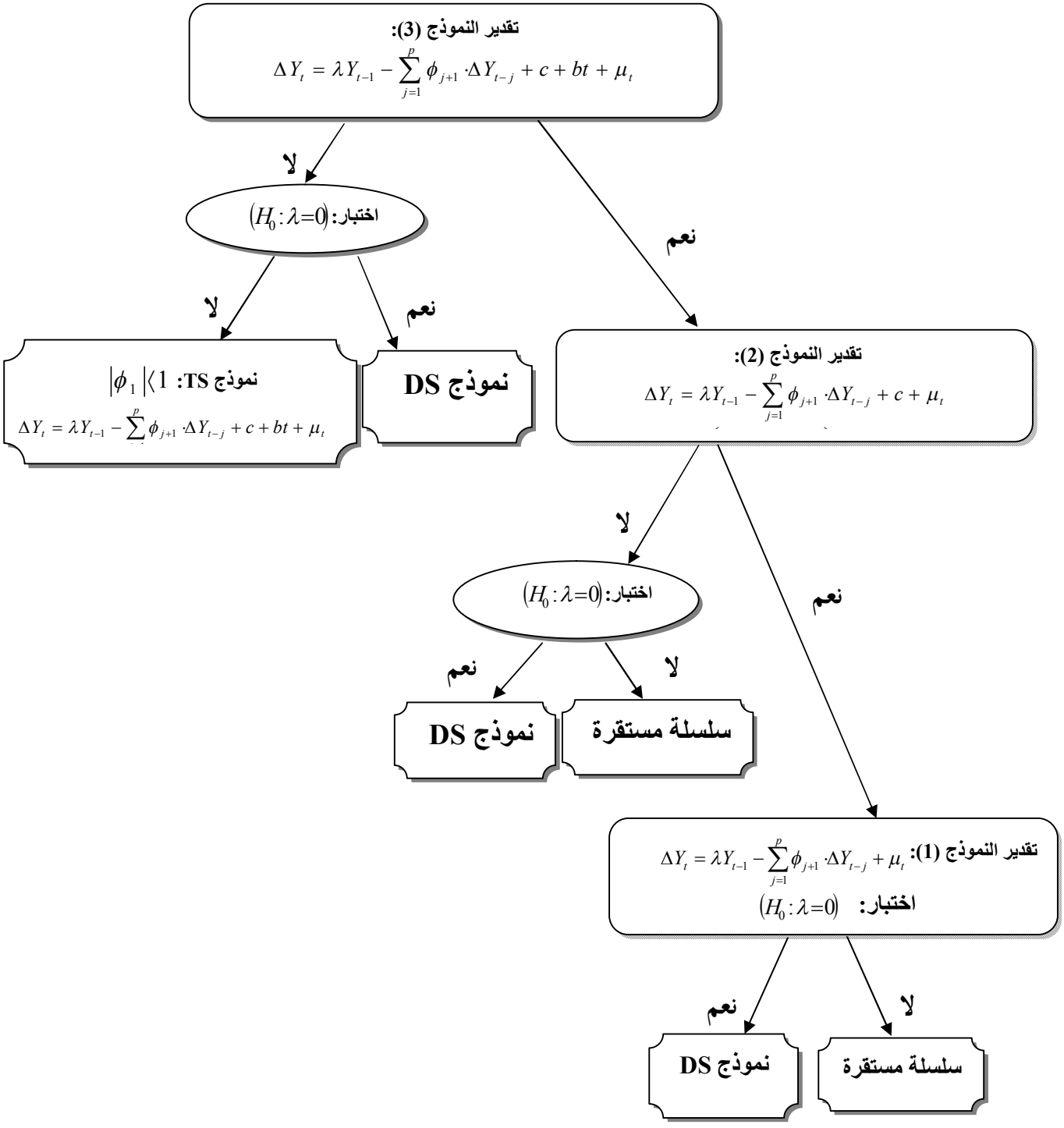
$$\Delta \log Y_t = \lambda \log Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{P} \phi_{j+1} \cdot \Delta \log Y_{t-j} + c + bt + \mu_t \ldots (6.4)$$

– حيث يحدد مستوى التأخيرات p حسب اقل قيمة للمعايير(SC)Schwarz، Akaike (AIC) ، و – Hannan Quinn (HQ) .

[1] Régis Bourbonnais**, économétrie,** 5 édition , édition Dunod , paris, Francs, 2004, p228-229.
[2] Régis Bourbonnais**, économétrie ,** Référence déjà cité , p234.

ملاحظة: إن اختبار ADF يحمل نفس خصائص اختبار DF – هذا الأخير الذي يفترض أن الأخطاء غير مرتبطة فيما بينها–بحيث يستخدم الفروق ذات الفجوة الزمنية $\Delta \log Y_{t-j+1}$ ،حيث أن: $\Delta \log Y_{t-1} = \log Y_{t-1} - \log Y_{t-2}$ ، $\Delta \log Y_{t-2} = \log Y_{t-2} - \log Y_{t-3}$ ،...، و يتم إدراج عدد من الفروق ذات الفجوة الزمنية حتى تختفي مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء، وفيما يلي صورة مبسطة لمنهجية اختبار الجذر الأحادي لديكي–فولر:

الشكل رقم (2.4): منهجية مبسطة لاختبارات الجذر الأحادي.



Source : Régis Bourbonnais, **économétrie**, Référence déjà cité, p236.

– تقدير النموذج الثالث: نقوم بتقدير المعادلة (6.4) من اجل أعداد مختلفة للتأخيرات[1] (p=1,2,…..,5)، ثم نختار القيمة الموافقة لأقل قيمة للمعايير (SC) ،(AIC) و(HQ) ، فكانت النتائج ملخصة في الجدول التالي:

الجدول رقم (1.4): معايير (SC) ، (AIC) و (HQ) للنموذج الثالث حسب قيم p.

HQ	*SC*	*AIC*	*P*
5.07 -	4.96 -	5.10 -	*P=0*
5.12-	4.96 -	5.16-	*P=1*
4.98-	4.78-	5.02-	*P=2*
5.13-	4.87-	5.17-	*P=3*
4.92-	4.61-	4.95-	*P=4*
4.85-	4.48-	4.87-	*P=5*

المصدر: من إعداد الطالب بالاستعانة ببرنامج Eviews 7.0.

من خلال بيانات الجدول أعلاه نستنتج أن اقل قيمة لمعايير (AIC،SC) و (HQ) توافق p=3.

ومنه نتائج تقدير النموذج ($\Delta \log Y_t = \lambda \log Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{3} \phi_{j+1} \cdot \Delta \log Y_{t-j} + c + bt + \mu_t$) تكون من الشكل:

الشكل رقم (3.4): تقدير النموذج (6.4) لاختبار *ADF* للسلسلة $\log Y_t$:

Null Hypothesis: LOGY has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 3 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.941678	0.5920
Test critical values:	1% level	-4.571559	
	5% level	-3.690814	
	10% level	-3.286909	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGY)
Method: Least Squares
Date: 12/16/10 Time: 09:39
Sample (adjusted): 1992 2009
Included observations: 18 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGY(-1)	-0.502379	0.258734	-1.941678	0.0760
D(LOGY(-1))	0.773921	0.478871	1.616136	0.1320
D(LOGY(-2))	0.257122	0.498439	0.515854	0.6153
D(LOGY(-3))	1.009629	0.468233	2.156254	0.0521
C	1.750454	0.892100	1.962173	0.0734
@TREND(1988)	0.004439	0.003760	1.180528	0.2607

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

من خلال بيانات الشكل أعلاه يمكن اختبار الفرضيات التالية:

اختبار الفرضية($H_0 : b = 0$): من خلال النتائج أعلاه لدينا الإحصائية المحسوبة لمعامل الاتجاه العام تساوي $t_c = 1.18$ و هي اصغر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة عند مستوى معنوية 5% ،كذلك

[1] يتم اخذ عدد محدد من التأخيرات لا يتجاوز 5 نظرا لصغر عدد المشاهدات (درجة المعنوية).

($prob = 0.26 \rangle 0.05$) مما يجعلنا لا نرفض الفرضية $(H_0 : b = 0)$، أي أن مقدر معامل الاتجاه العام لا يختلف معنويا عن الصفر، ومنه نرفض فرضية أن تكون السلسلة من نوع TS.

اختبار الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ **أو** $(H_0 : \phi_1 = 1)$: لدينا الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1} = -1.94$ و هي اصغر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $\tau_{tabulè}$ و التي تساوي -4.57، -3.69، -3.28، عند مستويات معنوية 1%، 5 % ، 10% على التوالي ،و منه لا نرفض الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ **أو** $(H_0 : \phi_1 = 1)$، وهذا يعني وجود جذر وحدوي ،ومنه فان السلسلة $\log Y_t$ هي غير مستقرة و من نوع DS .

– تقدير النموذج الثاني: اقل قيمة لمعايير $(AIC، SC)$ و (HQ) توافق p=3 .

الشكل رقم (4.4): تقدير النموذج الثاني (5.4) لاختبار ADF للسلسلة $\log Y_t$.

Null Hypothesis: LOGY has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.730325	0.0904
Test critical values:	1% level	-3.857386	
	5% level	-3.040391	
	10% level	-2.660551	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGY)
Method: Least Squares
Date: 12/16/10 Time: 09:40
Sample (adjusted): 1992 2009
Included observations: 18 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGY(-1)	-0.210378	0.077052	-2.730325	0.0172
D(LOGY(-1))	0.922214	0.469046	1.966147	0.0710
D(LOGY(-2))	0.322767	0.502771	0.641977	0.5320
D(LOGY(-3))	0.923220	0.469426	1.966699	0.0709
C	0.746281	0.272925	2.734385	0.0170

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

اختبار الفرضية $(H_0 : c = 0)$:إن المعامل الثابت يختلف معنويا عن الصفر، (لان $t_{calculè} = 2.73$ $(prob$=0.01$\langle 0.05)$) مما يجعلنا نرفض فرضية العدم ،و هذا يعني ممكن بان تكون السلسلة $\log Y_t$ تمثل سيرورة من نوع DS ذو مشتق (DS avec dérivé).

اختبار الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ **أو** $(H_0 : \phi_1 = 1)$: لدينا الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1} = -2.73$ و هي اصغر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $\tau_{tabulè}$ و التي تساوي -3.85، -3.04، -2.66، عند مستويات معنوية 1%، 5 % ،10% على التوالي، و منه لا نرفض الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ **أو** $(H_0 : \phi_1 = 1)$ ، وهذا يعني وجود جذر وحدوي ومنه فان السلسلة $\log Y_t$ هي غير مستقرة و من نوع DS بمشتق.

– تقدير النموذج الأول: اقل قيمة لمعايير $(SC، AIC)$ و (HQ) توافق $p=3$.

الشكل رقم (5.4): تقدير النموذج الأول (4.4) لاختبار *ADF* للسلسلة $\log Y_t$

Null Hypothesis: LOGY has a unit root Exogenous: None Lag Length: 3 (Fixed)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.103961	0.7031
Test critical values:	1% level	-2.699769	
	5% level	-1.961409	
	10% level	-1.606610	

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

اختبار الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ **أو** $(H_0 : \phi_1 = 1)$: لدينا الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1} = 0.1$ و هي(اصغر) (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $\tau_{tabulè}$ و التي تساوي -2.69،-1.96 ،-1.6،عند مستويات معنوية1% ، 5 % ، 10% على التوالي،و $(prob = 0.7 \rangle 0.05)$ ،و منه نقبل الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ أو $(H_0 : \phi_1 = 1)$ ، وهذا يعني وجود جذر وحدوي .

*** إزالة مركبة الاتجاه العام من السلسلة** $\log Y_t$:

من بين الميزات الحسنة لاختبارات الجذور الوحدوية أنها تعطينا فكرة حول صفة عدم الإستقرارية، تحديدية (déterministe) كانت أم تصادفية (Stochastique) التي توافق نماذج TS أو DS على الترتيب، هذا من شانه أن يدلنا على أحسن طريقة لكي نجعل السلسلة مستقرة .

- فمن اجل نموذج DS :و هي الحالة التي نحن بصدد دراستها ، تكون أحسن طريقة لضمان الاستقرارية هي إجراء الفروقات من الدرجة الأولى.
- أما من اجل نموذج TS : أحسن طريقة لجعل السلسلة تستقر هي طريقة المربعات الصغرى العادية، ذلك أن استخدام الفروقات يخلق اضطرابات اصطناعية (perturbations Artificielles) في السلسلة[1] .

*** إجراء الفروقات من الدرجة الأولى :**

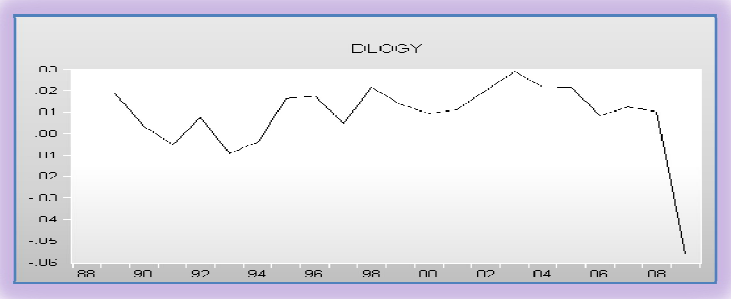
من اجل إزالة مركبة الاتجاه العام العشوائية من السلسلة $\log Y_t$ ، نجري الفروقات من الدرجة الأولى، لنحصل على السلسلة الجديدة $D\log Y_t$ حيث أن : $D\log Y_t = \log Y_t - \log Y_{t-1} \quad , \forall t = 2,\ldots\ldots, 22$

ووفقا لهذه الصيغة يمكننا أن نحسب 21 مشاهدة[2] للسلسلة الجديدة و الممثلة في الشكل الموالي:

[1] Régis Bourbonnais, **économétrie,** Référence déjà cité, p232.

[2] لان إجراء الفروقات من الدرجة الأولى يفقدنا المشاهدة الأولى ، لعدم وجود $D\log Y_0$.

الشكل رقم (6.4): التمثيل البياني للسلسلة $D\log Y_t$



المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

– اختبار الاستقرارية للسلسلة الجديدة $D\log Y_t$: نعتمد على اختبار ADF لإثبات اسقرارية السلسلة. إن الملاحظة البسيطة للمنحنى لا تكفي لوحدها لإعطائنا إجابة حول وجود اتجاه في السلسلة $D\log Y_t$ لذلك لابد من اللجوء إلى المقاييس الإحصائية المعروفة.

*** اختبار ديكي – فولر المطور(ADF) Dicky-Fuller Augmente Test** :

يساعدنا هذا الاختبار في كشف وجود جذر وحدوي في السلسلة $D\log Y_t$ ، بالاعتماد على تقدير النماذج القاعدية الثلاث التالية:

$$\Delta^2 \log Y_t = \lambda \Delta \log Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{P} \phi_{j+1} \cdot \Delta^2 \log Y_{t-j} + \mu_t \ldots\ldots (7.4)$$

$$\Delta^2 \log Y_t = \lambda \Delta \log Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{P} \phi_{j+1} \cdot \Delta^2 \log Y_{t-j} + c + \mu_t \ldots\ldots (8.4)$$

$$\Delta^2 \log Y_t = \lambda \Delta \log Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{P} \phi_{j+1} \cdot \Delta^2 \log Y_{t-j} + c + bt + \mu_t \ldots (9.4)$$

– تقدير النموذج الثالث: يكون مستوى P الذي يعطي اقل قيمة للمعايير السابقة و الذي يلغي مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء هو:P=3 $(DW = 1.99)$ أين يكون النموذج (9.4) لاختبارADF للسلسلة $D\log Y_t$ على الشكل التالي: $\Delta^2 \log Y_t = \lambda \Delta \log Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{3} \phi_{j+1} \cdot \Delta^2 \log Y_{t-j} + c + bt + \mu_t$ ، بعد تقدير هذا النموذج بواسطة المربعات الصغرى ، تحصلنا على النتائج التالية :

الشكل رقم (7.4): تقدير النموذج الثالث (9.4) لاختبار *ADF* للسلسلة $D\log Y_t$:

Null Hypothesis: D(LOGY) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 3 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.621391	0.9987
Test critical values:	1% level		-4.616209	
	5% level		-3.710482	
	10% level		-3.297799	
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LOGY,2) Method: Least Squares Date: 12/16/10 Time: 10:12 Sample (adjusted): 1993 2009 Included observations: 17 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGY(-1))	0.692579	1.114563	0.621391	0.5470
D(LOGY(-1),2)	-0.856874	1.040562	-0.823472	0.4277
D(LOGY(-2),2)	-0.671517	0.779112	-0.861899	0.4071
D(LOGY(-3),2)	0.321018	0.568722	0.564455	0.5838
C	0.021862	0.014102	1.550193	0.1494
@TREND(1988)	-0.002533	0.001683	-1.505019	0.1605

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

من خلال قراءتنا لبيانات الجدول أعلاه يمكن أن نستخرج النتائج التالية :

اختبار الفرضية $(H_0 : b = 0)$: لدينا من خلال النتائج أعلاه أن الإحصائية المحسوبة لمعامل الاتجاه العام تساوي $t_c = -1.5$ و هي اصغر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة عند مستوى معنوية 5% $(prob = 0.16 \rangle 0.05)$ مما يجعلنا لا نرفض الفرضية $(H_0 : b = 0)$، أي أن مقدر معامل الاتجاه العام لا يختلف معنويا عن الصفر، ومنه نرفض فرضية أن تكون السلسلة غير مستقرة من نوع TS، ولدينا الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1} = -0.62$ هي اصغر (بالقيمة المطلقة)من الإحصائية المجدولة $\tau_{tabulè}$ والتي تساوي-4.61،-3.71،-3.29 عند مستويات معنوية1% ، 5 % ،10% على التوالي، و $(prob = 0.99 \rangle 0.05)$ ومنه نقبل الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ أو $(H_0 : \phi_1 = 1)$، وهذا يعني وجود جذر وحدوي.

– تقدير النموذج الثاني: اقل قيمة لمعايير (SC)،(AIC) و (HQ) توافق $p=5$ ، أعطى تقدير المعادلة النتائج التالية : $\Delta^2 Y_t = \lambda \Delta Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{5} \phi_{j+1} \cdot \Delta^2 Y_{t-j} + c + \mu_t$

الشكل رقم (8.4): تقدير النموذج الثاني (8.4) لاختبار *ADF* للسلسلة $D\log Y_t$:

Null Hypothesis: D(LOGY) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 5 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.198695	0.6456
Test critical values:	1% level		-3.959148	
	5% level		-3.081002	
	10% level		-2.681330	
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LOGY,2) Method: Least Squares Date: 12/16/10 Time: 10:18 Sample (adjusted): 1995 2009 Included observations: 15 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGY(-1))	-1.285088	1.072073	-1.198695	0.2649
D(LOGY(-1),2)	0.850155	0.849537	1.000727	0.3463
D(LOGY(-2),2)	0.476525	0.811318	0.587347	0.5732
D(LOGY(-3),2)	1.310951	0.778289	1.684401	0.1306
D(LOGY(-4),2)	0.788698	0.728578	1.082517	0.3106
D(LOGY(-5),2)	0.575786	0.645261	0.892331	0.3983
C	0.011353	0.014894	0.762205	0.4678

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

اختبار الفرضية $(H_0 : c = 0)$: إن المعامل الثابت لا يختلف معنويا عن الصفر ، (لان $t_{calculè} = 0.76$ و $prob = 0.46 \rangle 0.05$) مما يجعلنا لا نرفض فرضية العدم ،و هذا يعني بان تكون السلسلة $D\log Y_t$ لا تمثل سيرورة من نوعDS ذو مشتق (DS avec dérivé)، و كذلك الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1} = -1.19$ و هي(اصغر) (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $\tau_{tabulè}$ و التي تساوي -3.95 ،-3.08 ، -2.68 ،عند مستويات معنوية1% ، 5 % ، 10% على التوالي ، و $prob = 0.64 \rangle 0.05$)و منه نقبل الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ أو $(H_0 : \phi_1 = 1)$ ، وهذا يعني وجود جذر وحدوي .

– تقدير النموذج الأول: اقل قيمة لمعايير (AIC،*SC*) و (*HQ*) توافق *P*=5

الشكل رقم (9.4): تقدير النموذج (7.4) لاختبار *ADF* للسلسلة $D\log Y_t$:

Null Hypothesis: D(LOGY) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 5 (Fixed)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.293929	0.1719
Test critical values:	1% level	-2.728252	
	5% level	-1.966270	
	10% level	-1.605026	

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

اختبار الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ **أو** $(H_0 : \phi_1 = 1)$: لدينا الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1} = -1.29$ و هي اصغر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $\tau_{tabulè}$ و التي تساوي -2.72 ،-1.96 ، -1.6 ،عند مستويات معنوية1% ، 5 % ، 10% على التوالي ،و منه نقبل الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ **أو** $(H_0 : \phi_1 = 1)$ ، وهذا يعني وجود جذر وحدوي ،ومنه فان السلسلة $D\log Y_t$ غير مستقرة.

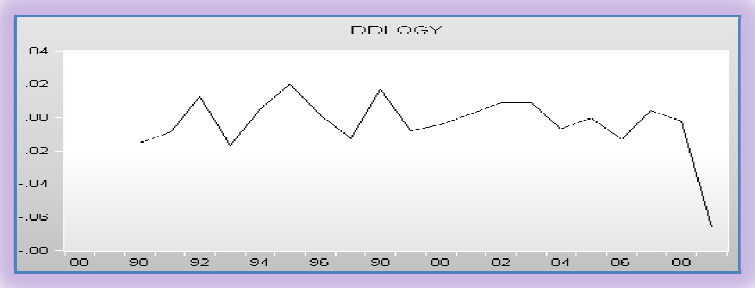
*** إزالة مركبة الاتجاه العام من السلسلة** $D\log Y_t$:

– إجراء فروقات من الدرجة الثانية :

من اجل إزالة مركبة الاتجاه العام العشوائية من السلسلة $\log Y_t$ ، نجري الفروقات من الدرجة الثانية، لنحصل على السلسلة الجديدة $DD\log Y_t$ حيث : $\forall t = 3,\ldots\ldots, 22$, $DD\log Y_t = D\log Y_t - D\log Y_{t-1}$.

و الممثلة في الشكل الموالي:

الشكل رقم (10.4) :التمثيل البياني للسلسلة $DD\log Y_t$



المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

نلاحظ أن المنحنى أعلاه يأخذ شكل موازي تقريبا لمحور الفواصل مما يوحي لنا مبدئيا بغياب التغير المنتظم في الاتجاه العام بدلالة الزمن .

– اختبار الاستقرارية على السلسلة الجديدة $DD\log Y_t$:

إن الملاحظة البسيطة للمنحنى لا تكفي لوحدها لإعطائنا إجابة حول وجود اتجاه في السلسلة $DD\log Y_t$ ،لذلك لابد من اللجوء إلى المقاييس الإحصائية المعروفة.

*** اختبار ديكي – فولر المطور Dicky-Fuller Augmente (*ADF*) Test** : نريد من خلال اختبار *ADF* تأكيد استقرارية السلسلة $DD\log Y_t$.بإتباع نفس الخطوات السابقة [1]،نستطيع تلخيصها في الجدول التالي:

[1] انظر الملحق رقم (3)، الفرع 1 .

الجدول رقم (2.4): اختبار ADF لاستقرارية السلسلة $DD\log Y_t$

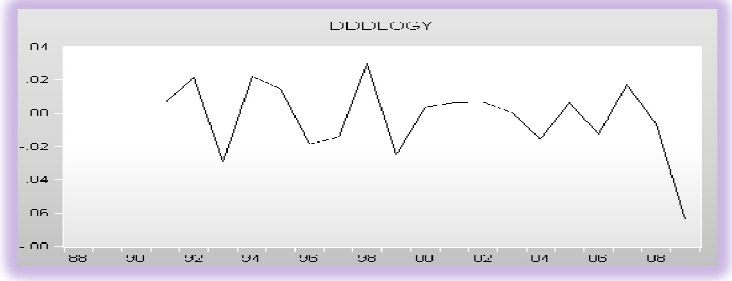
نوع النموذج	النموذج 1		النموذج2		النموذج3	
	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5
اختبار ADF (للسلسلة $DD\log Y_t$)	0.01	-1.96	0.27 (الثابت غ م) [1]	-3.08	-0.95 (الاتجاه غ م)	- 3.71

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

من خلال الجدول نلاحظ انه عند الفروق الثانية للسلسة $\log Y_t$ تكون الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1}$ اصغر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $\tau_{tabulè}$ في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية 5 % ، و منه نقبل الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ **أو** $(H_0 : \phi_1 = 1)$ ، وهذا يعني وجود جذر وحدوي في السلسلة ،وكذلك عدم معنوية الثابت و معامل الاتجاه ،ومنه فان السلسلة $DD\log Y_t$ غير مستقرة .

*** نزع مركبة الاتجاه العام من السلسلة $DD\log Y_t$:(إجراء فروقات من الدرجة الثالثة على السلسلة $\log Y_t$)**

الشكل رقم (11.4): التمثيل البياني للسلسلة $DDD\log Y_t$



المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

– اختبار استقرارية السلسلة $DDD\log Y_t$: يمكن تلخيص نتائج الاختبار في الجدول التالي [2]:

الجدول رقم (3.4): اختبار ADF لاستقرارية السلسلة $DDD\log Y_t$

نوع النموذج	النموذج 1		النموذج2		النموذج3	
	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5
اختبار ADF (للسلسلة $DDD\log Y_t$)	-4.99	-1.96	-4.47 (الثابت غ م)	-3.04	-5.32 (الاتجاه غ م)	- 3.71

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

[1] غ م :تعني غير معنوي عند حد معنوية 5 **%**.

[2] انظر الملحق رقم (3) ، الفرع 2.

من خلال الجدول نلاحظ انه عند الفروق الثالثة للسلسلة $\log Y_t$ الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1}$ اكبر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $\tau_{tabulè}$ في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية 5 %، و منه لا نقبل الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ **أو** $(H_0 : \phi_1 = 1)$، وهذا يعني عدم وجود جذر وحدوي في السلسلة ،وكذلك عدم معنوية الثابت و معامل الاتجاه ومنه فان السلسلة $DDD\log Y_t$ مستقرة .

نتيجة : بما أن كل من معامل الاتجاه العام و الثابت لا يختلفا معنويا عن الصفر و منه فان السلسلة $DDD\log Y_t$ مستقرة ، أي أن $\log Y_t$ متكاملة من الدرجة الثالثة(I(3)) من نوع DS بدون مشتق (DS Sant dérivé).

ج. اختبار "Phillips" و" Perron" على السلسلة الجديدة $DDD\log Y_t$ **أو** $d(\log Y_t,3)$:

إن الشيء المضاف في هذا الاختبار (PP)، هو اخذ بعين الاعتبار الأخطاء ذات التباينات غير المتجانسة (Les erreurs hètèroscèdastiques)، عن طريق التصحيح غير المعلمي لإحصائيات ديكي–فولر، حيث قام كل من 'فيلبس' و 'بيرون' (1988) بتقدير التباين الطويل الأجل s_1^2 ، المستخرج من خلال التباينات المشتركة لبواقي النماذج القاعدية لديكي فولر، حيث[1] :

$$s_1^2 = \frac{1}{22}\sum_{t=1}^{22} e_t^2 + 2\sum_{i=1}^{l}\left(1-\frac{i}{l+1}\right)\frac{1}{22}\sum_{t=i+1}^{22} e_t e_{t-1}$$

وقبل تقدير s_1^2 ،يشترط : – أولا تقدير ما يسمى بالتباين القصير الأجل : $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} e_t^2$.

– ثانيا حساب عدد التأخيرات l (Trancature de Newey-West) حيث :

$$l = 4\left(\frac{n}{100}\right)^{2/9} = 4\left(\frac{22}{100}\right)^{2/9} \approx 1$$

و الجدول التالي يبين النتائج المتحصل عليها من خلال تقدير النماذج (1) ،(2) و (3) بعد التصحيح غير المعلمي 'لفيلبس' و 'بيرون'[2]:

الجدول رقم (4.4): نتائج اختبار"Phillips" و" Perron" للسلسلة $DDD\log Y_t$:

الفرضية H_0 **:السلسلة** $DDD\log Y_t$ **تحتوي على جذر أحادي .** **عدد التأخيرات (Trancature de Newey-West) = 1**				
اختبار Phillips et Perron	**إحصائية *PP*** : $t^*_{\hat{\phi}_1}$	**القيم الحرجة لجداول Makcinnon**		
		% 1	**% 5**	**% 10**
النموذج (1)	4.53 -	2.69 -	1.96-	1.6-
النموذج (2)	4.39-	3.85 -	3.04 -	2.66 -
النموذج (3)	4.78-	4.57-	3.69-	3.28-

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

[1] Régis Bourbonnais, **économétrie,** Référence déjà cité, p234.

[2] انظر الملحق رقم (3) ، الفرع 3.

من خلال بيانات الجدول أعلاه ، وبعد التصحيح غير المعلمي 'لفيلبس' و 'بيرون' (مع $l=1$) نرفض فرضية العدم لوجود جذر وحدوي في السلسلة $DDD\log Y_t$ ،حيث في النماذج الثلاثة $t^*_{\hat{\phi}_1}$ اكبر (بالقيمة المطلقة) من القيم الحرجة عند مستويات معنوية1%، 5 % و 10 % على التوالي.

د. اختبار *KPSS* على السلسلة $DDD\log Y_t$:

نهدف من خلال اختبار *KPSS* إلى اختبار فرضية العدم التي تقرر استقرارية السلسلة $DDD\log Y_t$ ، انطلاقا من خلال إحصائية مضاعف لاغرانج **(*LM*)** Multiplicateur de LaGrange التالية [1] :

$$LM = \frac{1}{s_1^2}\cdot\frac{\sum_{t=1}^{n} S_t^2}{n^2}$$

أين: S_t :هي المجاميع الجزئية للبواقي من تقدير النماذج (2) و (3)، أي $S_t=\sum_{i=1}^{t} e_i$

s_1^2 : التباين طويل الأجل المقدر بنفس طريقة اختبار 'فيلبس' و 'بيرون' ، ولكن بحساب عدد التأخيرات m (Trancature de Newey-West) كما يلي: $m=4\left(\frac{n}{100}\right)^{2/9}=4\left(\frac{22}{100}\right)^{2/9}\approx 1$

ولحساب إحصائية اختبار*KPSS* للسلسلة $DDD\log Y_t$ استعملنا برنامج Eviews فكانت لدينا النتائج التالية [2]:

الجدول رقم (5.4): نتائج اختبار *KPSS* للسلسلة $DDD\log Y_t$.

الفرضية H_0 :السلسلة $DDDY_t$ مستقرة **عدد التأخيرات (Trancature de Newey-West) = 1**					
اختبار *KPSS*	**إحصائية *LM***	**القيم الحرجة لـ Kwiatkowski و al**			**القرار**
		%1	%5	%10	
النموذج(3)	0.07	0.21	0.14	0.12	قبول H_0
النموذج (2)	0.27	0.74	0.46	0.34	قبول H_0

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

اختبار الفرضية H_0 : لدينا من خلال الجدول رقم (5.4)، انه في النموذجين (3 و2) أن إحصائية اختبار *KPSS* (*LM*) اقل من القيمة الحرجة لـ Kwiatkowski وal عند مستويات معنوية1% ،5% و 10% على التوالي و هو ما يجعلنا نقبل فرضية العدم التي تقرر الاستقرارية للسلسلة $DDD\log Y_t$

نتيجة : من خلال الأدوات الإحصائية السابقة نقبل بفرضية الاستقرارية للسلسلة $d(\log Y_t,3)$.

[1] Régis Bourbonnais, **économétrie,** Référence déjà cité,p235.

[2] انظر الملحق رقم (3) ، الفرع 4.

ثانيا. اختبار استقرارية السلسلة $\log U_t$:

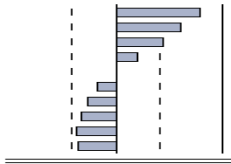
أ. اختبار معنوية معاملات دالة الارتباط الذاتي للسلسلة $\log U_t$:

تكون السلسلة $\log U_t$ مستقرة إذا كانت معاملات دالة ارتباطها P_k معنويا لا تختلف عن الصفر من اجل كل $k>0$. و الشكل التالي يبين دالة الارتباط الذاتي البسيطة و الجزئية للسلسلة محل الدراسة:

الشكل رقم (12.4): دالة الارتباط الذاتي للسلسلة $\log U_t$

Correlogram of LOGU

Date: 12/16/10 Time: 12:34
Sample: 1988 2009
Included observations: 22



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.822	0.822	16.992	0.000
		2	0.639	-0.114	27.762	0.000
		3	0.462	-0.091	33.691	0.000
		4	0.219	-0.330	35.096	0.000
		5	0.004	-0.105	35.097	0.000
		6	-0.178	-0.119	36.144	0.000
		7	-0.271	0.141	38.733	0.000
		8	-0.338	-0.090	43.029	0.000
		9	-0.383	-0.086	48.980	0.000
		10	-0.369	-0.063	54.984	0.000

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

نلاحظ من خلال دالة الارتباط الذاتي، أن المعاملات المحسوبة من اجل الفجوات k التي تساوي 3،2،1 معنويا تختلف عن الصفر (خارج مجال الثقة)، ولاثبات هذا نستعمل اختبار" Ljung-Box " .

– اختبار Ljung-Box :

نستعمل هذا الاختبار لدراسة المعنوية الكلية لمعاملات دالة الارتباط الذاتي ذات الفجوات اقل من 10 أعلاه ، حيث توافق إحصائية الاختبار المحسوبة LB آخر قيمة في العمود $Q\text{-}Stat$ في الشكل أعلاه ، أي :

$$LB = n(n+2)\sum_{k=1}^{10}\frac{\hat{P}_k^2}{n-k} = 22(22+2)\sum_{k+1}^{10}\frac{\hat{P}_k^2}{22-k} = 54.98 \quad \rangle X^2_{0,05:20} = 33.92$$

القرار: لدينا الإحصائية المحسوبة $LB = 54.98$ اكبر من الإحصائية المجدولة $X^2_{0,05:20} = 33.92$ $(prob = 0.00\langle 0.05)$، ومنه نرفض فرض العدم القائل بان كل معاملات الارتباط الذاتي تساوي الصفر $(H_0 : P_1 = P_2 = \ldots\ldots\ldots = P_{10} = 0)$.

ب. اختبار ديكي – فولر المطور Dicky–Fuller Augmente (*ADF*) Test :

– بإتباع نفس الخطوات المطبقة على السلسلة $\log Y_t$ ، نحصل على الجدول التالي[1]:

[1] انظر الملحق رقم (4) ، الفرع 1 ،2، 3.

الجدول رقم (6.4): اختبار *ADF* لاستقرارية السلسلة $\log U_t$

نوع النموذج	النموذج 1		النموذج2		النموذج3	
	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5
اختبار ADF (للسلسلة الأصلية)	-1.09	-1.96	-0.92 (الثابت غ م)	-3.05	−0.53 (الاتجاه غ م)	-3.71
اختبار ADF (للسلسلة المفرقة من الدرجة الأولى)	- 1.1	-1.96	- 1.26 (الثابت غ م)	-3.02	- 2.57 (الاتجاه غ م)	-3.67
اختبار ADF (للسلسلة المفرقة من الدرجة الثانية)	-9.43	-1.96	-9.19 (الثابت غ م)	-3.02	-9.06 (الاتجاه غ م)	-3.67

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

من خلال الجدول نلاحظ انه عند الفروق الثانية للسلسة $\log U_t$ الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1}$ اكبر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $\tau_{tabulè}$ في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية 5 %،و منه لا نقبل الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ **أو** $(H_0 : \phi_1 = 1)$ ، وهذا يعني عدم وجود جذر وحدوي في السلسلة ،وكذلك عدم معنوية الثابت و معامل الاتجاه، ومنه فان السلسلة $DD\log U_t$ مستقرة من نوع DS بدون بمشتق(Sant dérivé).

ج. اختبار "Phillips" و" Perron" على السلسلة $DD\log U_t$:

الجدول التالي يبين النتائج المتحصل عليها من خلال تقدير النماذج (1) ،(2) و (3)[1] بعد التصحيح غير المعلمي 'لفيلبس' و'بيرون':

الجدول رقم (7.4): نتائج اختبار "Phillips" و" Perron" للسلسلة $DD\log U_t$:

الفرضية H_0 :السلسلة $DD\log U_t$ تحتوي على جذر أحادي **عدد التأخيرات (Trancature de Newey-West) = 1**				
اختبار *Phillips* et *Perron*	**إحصائية** *PP* : $t^*_{\hat{\phi}_1}$	**القيمة الحرجة لجداول** *Makcinnon*		
		% 1	**% 5**	**% 10**
النموذج (1)	9.45-	2.69-	1.96 -	1.6 -
النموذج (2)	9.2 -	3.83 -	3.02 -	2.65 -
النموذج (3)	9.08 -	4.53 -	3.67 -	3.27 -

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

[1] انظر الملحق رقم (4) ، الفرع 4.

من خلال بيانات الجدول أعلاه ، وبعد التصحيح غير المعلمي 'لفيلبس' و 'بيرون' (مع $l = 1$) نرفض فرضية العدم لوجود جذر وحدوي في السلسلة $DD\log U_t$ في النماذج الثلاثة ($t^*_{\hat{\phi}_1}$ اكبر (بالقيمة المطلقة) من القيم الحرجة عند مختلف مستويات المعنوية .

د. اختبار *KPSS* على السلسلة $DD\log U_t$:

ولحساب إحصائية اختبار*KPSS* *للسلسلة* $DD\log U_t$ استعملنا برنامج Eviews فكانت لدينا النتائج التالية[1] :

الجدول رقم (8.4): نتائج اختبار *KPSS* للسلسلة $DD\log U_t$:

الفرضية H_0 **:السلسلة** $DD\log U_t$ **مستقرة** **عدد التأخيرات** (Trancature de Newey-West) = 1				
اختبار *KPSS*	**إحصائية** *LM*	**القيم الحرجة لـ** Kwiatkowski **و** al		**القرار**
		%5	%10	
النموذج(3)	0.06	0.14	0.12	قبول H_0
النموذج (2)	0.06	0.46	0.34	قبول H_0

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

اختبار الفرضية H_0 : لدينا من خلال الجدول رقم (8.4)، انه في كلا النموذجين إحصائية اختبار *KPSS* (*LM*) اقل من القيمة الحرجة لـ Kwiatkowski و al عند مستويات معنوية 5% و هو ما يجعلنا نقبل فرضية العدم التي تقرر الاستقرارية للسلسلة $DD\log U_t$.

نتيجة : من خلال الأدوات الإحصائية السابقة نقبل بفرضية الاستقرارية للسلسلة $DD\log U_t$ أو $d(\log U_t, 2)$.

2.2.1. اختبار العلاقة السببية لـ Granger:

يستخدم اختبار Granger للتأكد من مدى وجود علاقة تبادلية بين متغيرين كال *PIB* و البطالة ، وذلك في حالة وجود بيانات سلاسل زمنية، ومن المشاكل التي توجد في هذه الحالة أن بيانات السلاسل الزمنية لمتغير ما كثيرا ما تكون مرتبطة، أي يوجد ارتباط ذاتي بين قيم المتغير الواحد عبر الزمن، ولاستبعاد اثر هذا الارتباط الذاتي إن وجد،يتم إدراج قيم نفس المتغير التابع لعدد من الفجوات الزمنية كمتغيرات تفسيرية في علاقة السببية المراد قياسها يضاف إلى ذلك قيم المتغير التفسيري الآخر لعدد من الفجوات الزمنية كمتغيرات تفسيرية أيضا، في حالتنا هذه يتطلب اختبار 'غرانجر' للسببية تقدير العلاقات التالية [2]:

[1] انظر الملحق رقم (4) ، الفرع 5.

[2] Arture Charpentier, **cours de séries temporelles, Théorie et Application**, Dauphine, université de Parie , ENSAE, volume 2, 2005, p 6-7.

$$D^2 \log U_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{P_1} \beta_i \cdot D^2 \log U_{t-i} + \mu_{1t} \ldots\ldots\ldots (10.4)$$

$$D^3 \log Y_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{P_3} \beta_i \cdot D^3 \log Y_{t-i} + \mu_{2t} \ldots\ldots\ldots (11.4)$$

$$D^2 \log U_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{P_1} \beta_i \cdot D^2 \log U_{t-i} + \sum_{i=1}^{P_2} \varphi_i \cdot D^3 \log Y_{t-i} + \mu_{1t} \ldots\ldots (12.4)$$

$$D^3 \log Y_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{P_3} \beta_i \cdot D^3 \log Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{P_4} \theta_i \cdot D^2 \log U_{t-i} + \mu_{2t} \ldots\ldots (13.4)$$

لاختبار العلاقات السببية سوف نستعمل الفرضيتين العديمتين التاليتين :

$$H_0 : \sum_{i=1}^{P_2} \varphi_i = 0$$

$$H_0' : \sum_{I+1}^{P_4} \theta_i = 0$$

– إذا لم نستطع رفض أي من هاتين الفرضيتين، فإن المتغيرين المدروسين مستقلين عن بعضهما البعض .

– إذا تم رفضهما معا فهناك علاقة سببية في الاتجاهين (*DlogU* يسبب *DlogY* و *DlogY*يسبب *DlogU*) .

– أما إذا تم رفض الأولى و قبول الثانية فإن العلاقة السببية تكون من المتغير *DlogY* إلى المتغير *DlogU* ، والعكس.

لاختبار هاتين الفرضيتين نقوم باختبار المعنوية الإجمالية لمعالم النموذج السابق ليست جميعها مساوية للصفر و خاصة المعلمتين φ_i, θ_i وهذا باستعمال اختبار معياري بسيط لتوزيع فيشر، ويتم حساب إحصائية فيشر وفق القانون التالي:

$$F^* = \frac{(SCRR - SCRU)/P_2}{SCRU/(n-k-1)}$$

حيث أن : $SCRR$: هو مجموع مربعات البواقي في المعادلة المختزلة(restricted) .

$SCRU$: هو مجموع المربعات البواقي في المعادلة غير المختزلة.

P_2 : عدد الفجوات الزمنية في حالة المتغير التفسيريY

k :عدد المعالم المقدرة في الصيغة غير المقيدة

n : حجم العينة(المشاهدات).

إذا كانت F^* أكبر من إحصائية فيشر F الجدولية فإننا نرفض فرضية العدم، أي وجود علاقة سببية، والعكس.

بالنسبة لحالتنا هذه تحصلنا باستعمال برنامج Eviews على النتائج التالية :

الشكل رقم (13.4): نتائج اختبار 'غرانجر'.

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/12/10 Time: 11:52
Sample: 1988 2009
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D^3LOGY does not Granger Cause D^2LOGU	19	4.70743	0.0273
D^2LOGU does not Granger Cause D^3LOGY		1.77014	0.2764

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

لدينا $F^* = 4.7$ وهي اكبر من الجدولية عند حد معنوية 5 % و كذلك $(prob : 0.02 \langle 0.05)$ و هذا يعني رفض H_0 ومن جهة أخرى في المعادلة الثانية $F^* = 1.77$ وهي اصغر من الجدولية عند حد معنوية 5% و كذلك $(prob : 0.27 \rangle 0.05)$ أي عدم رفض H_0' و منه: فان المتغير $DlogY$ يسبب في المتغير $DlogU$ و المتغير $DlogU$ لا يسبب في المتغير $DlogY$.

ملاحظة: بما أن العلاقة السببية هي في اتجاه واحد فقط (أي أن المتغير $DlogY$ يسبب في المتغير $DlogU$ و المتغير $DlogU$ لا يسبب في المتغير $DlogY$ ،وعليه فالعلاقة غير متبادلة السببية)، ومنه ليس هناك معنى لاستعمال نموذج الـ VAR الشعاعي في التقدير (الذي يمثل التقدير باستعمال طريقة المربعات الصغرى للنموذج المتبادل (أي في الاتجاهين) في آن واحد).

3.2.1. اختبار التكامل المتزامن بين المتغيرتين :

إن دراسة العلاقة السابقة (3.4) في المدى الطويل تضعنا أمام مشكلة تتمثل في أن السلاسل الزمنية ($d\log Y_t$ و $d\log U_t$) غير مستقرة، وفي حالة غياب صفة الاستقرار فإن الانحدار الذي نحصل عليه بين متغيرات السلاسل الزمنية يكون غالبا انحدارا زائفا(العلاقة بين المتغيرات تكون علاقة ارتباط – الذي يعني التقارب بين مسارات السلاسل الزمنية– وليس علاقة سببية) وهذا ما بينته دراسة كل من"Newbold.P"و "Granger.C.W.J"(1974). صحيح أن المفاضلة تسمح بإعادة الاستقرار لهذه السلاسل الزمنية، ولكنها في هذه الحالة قد تفقد المتغيرات المعطيات المتوفرة بها و المعلومات المرتبطة بسلوك هذه المتغيرات في المدى الطويل، الأمر الذي يشكل إزعاجا إذا كان اهتمامنا محصورا بالعلاقة في المدى الطويل في هذه الحالة يستعمل اختبار التكامل المتزامن (Cointégration test) الذي أدخل من طرف "Granger.C.W.J" سنة (1981)[1] و الذي يسمح بدراسة العلاقة في المدى الطويل بين السلاسل الزمنية غير المستقرة و المتكاملة من نفس الدرجة، كما يسمح بالتغلب على مشكلة الانحدار الزائف الذي يمكن أن يظهر بين السلاسل الزمنية غير المستقرة.

أولا. طريقة اختبار التكامل المتزامن:

اقترح كل من "Granger.C.W.J" و"Engle.R.F" (1987) طريقة لاختبار علاقة التكامل المتزامن على مرحلتين .تقوم المرحلة الأولى على تقدير علاقة الانحدار التالية باستخدام طريقة المربعات الصغرى : $d\log U_t = \alpha + \beta \cdot d\log Y_t + \varepsilon_t$ ؛ في حين تقوم المرحلة الثانية على اختبار استقرارية حد الخطأ ε_t لمعادلة الانحدار السابقة. فإذا كانت هذه الأخيرة مستقرة عند المستوى $I(0)$.فهذا يعني وجود علاقة تكامل متزامن ما بين المتغيرين $d\log Y_t$ و $d\log U_t$.

[1] arthure charpentier**, cours de séries temporelles, Théorie et Application,** Référencé déjà cité, volume 2, p 9-10.

– شروط التكامل المتزامن: نقول عن سلسلتين أنهما متكاملتين إذا تحقق الشرطان التاليان [1]:

1-إذا كانا مستقرتين من نفس الدرجة (d) ؛

2- التوفيق الخطي لهاتين السلسلتين يسمح بالحصول على سلسلة ذات رتبة فرق اقل، وليكن:

$x_t \to I(d)$ و $y_t \to I(d)$ حيث : $\alpha_1 x_t + \alpha_2 y_t \to I(d-b)$ مع $d \geq b \geq 0$

ونكتب: $x_t, y_t \to CI(d,B)$ ، حيث أن $[\alpha_1, \alpha_2]$ هو شعاع الإدماج (vecteur de cointègration).

ثانيا. اختبار التكامل المتزامن بين المتغيرتين $d\log Y_t$ و $d\log U_t$:

بعد دراستنا لخصائص السلاسل الزمنية $\log Y_t$ و $\log U_t$ وجدنا أن $\log U_t$ متكاملة من الدرجة الثانية$(I(2))$، أما السلسلة $\log Y_t$ فهي متكاملة من الدرجة الثالثة $I(3)$.وهكذا نستطيع القول أن اختبار إمكانية وجود مسار مشترك بين المتغيرات لا يكون إلا بين المتغيرات المتكاملة من نفس الدرجة والتي تنمو بنفس وتيرة الاتجاه على المدى الطويل، وعليه و حسب المعطيات التي هي لدينا فانه لا يوجد مجال للتكامل المشترك (المتزامن) بين هذين المتغيرين كون أن تكاملها ليس من نفس الدرجة. كما انه لا جدوى من تطبيق طريقة تصحيح الأخطاء (ECM) في التقدير.

– و عليه فان معادلة الانحدار سوف تأخذ الشكل التالي:

$$d\log U_t = \sum_{i=1}^{k} b_{t-i} \cdot d\log U_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} c_{t-i} \cdot d\log Y_{t-i} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots(14.4)$$

ملاحظة: لم يتم التطرق لتقدير علاقة 'أوكن' البسيطة $(d\log U_t = \alpha + \beta \cdot d\log Y_t + \varepsilon_t)$، أين كل معلمات النموذج نجدها لا تختلف معنويا عن الصفر إضافة إلى وجود مشكل الارتباط الخطي للأخطاء (صغر قيمة DW)، و قيمة معامل التحديد الصغيرة جدا[2].

4.2.1. تحديد عدد التأخيرات (P):

لم تمدنا النظرية الاقتصادية بمعلومات كافية حول عدد التأخيرات (**décalage**) الواجب أخذها لتجنب الارتباط الذاتي للأخطاء،كذلك لا توجد منهجية معينة لتحديد هذا العدد (P) ؛ عمليا هناك طريقتين يتم من خلالها تحديد عددالتأخرات (P) :

1) طريقة تعتمد على استعمال المعايير الكمية (Critère d'information)؛

2) طريقة تعتمد على كشف الخصائص الإحصائية للبواقي.

[1] Régis Bourbonnais, **économétrie,** Référence déjà cité, p281.

[2] انظر الملحق رقم (5).

أولا. تحديد عدد التأخيرات باستعمال المعايير الكمية: يوجد ثلاث معايير هي [1]:

*Critère d'information d'Akaike (AIC) : $AIC(p) = Ln\left(\frac{SCR_P}{n}\right) + \frac{2p}{n}$

* Critère d'information de Shwartz (SC) : $SC(p) = Ln\left(\frac{SCR_P}{n}\right) + \frac{p \cdot Ln(n)}{n}$

*Critère d'information de Hannan-Quinn(HQ): $HQ(p) = Ln\left(\frac{SCR_P}{n}\right) + \frac{2pLn[Ln(n)]}{n}$

كل هذه المعايير تعتمد على اختيار (P) الذي يدني الكميات السابقة حيث:

n: عدد الملاحظات ، P : عدد التأخيرات ؛ SCR_p :مجموع مربعات البواقي للنموذج من اجل P تأخير.

ثانيا. تحديد عدد التأخيرات من خلال فحص البواقي :

وتتمثل في التحقق من بياض البواقي للنموذج المقدر (le Blancheur des résidus) عند قيم(P) المختلفة وذلك بالانطلاق من النموذج عند ($P=1$) ، ويكفي التوقف إذا وجدنا أن البواقي هي تشويش ابيض (Bruit Blanc) [2].هذه الخاصية للبواقي يمكن تأكيدها من خلال عدت اختبارات لعدم وجود ارتباط ذاتي منها :

- اختبار الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى (Durbin-watson)؛
- اختبار 'لجينغ'-'بوكس' (Ljuing-Box)؛
- اختبار 'بوكس' – 'بيارس' (Box-Pierce)؛
- كذلك اختبار ثبات أو عدم ثبات التباين الشرطي أو (Teste d'absence d'effets ARCH).

- من جهة أخرى في الجزء AR في النموذج، "Perron" و "Ng" سنة (1995) برهنا على انه امثل عدد التأخيرات التي تلغي مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء نتحصل عليه عند استعمال عدد كبير من التأخيرات و نقصي التأخيرات ذات المعاملات غير المعنوية بالنظر إلى t ، كما أن هذه الطريقة تقود إلى اختيار عدد التأخيرات أكثر أهمية من باقي الطرائق الأخرى [3].

ثالثا. تحديد عدد التأخيرات الأمثل للنموذج :

من اجل تحديد العدد الأمثل للتأخيرات، ونظرا لأهمية هذه المرحلة نقوم بدراسة مختلف الحالات المرشحة للنموذج والمختلفة حسب قيم P[4]؛ نختار النموذج الذي يعطي اقل قيمة للمعايير AIC ، SC و HQ؛ مع الأخذ بعين الاعتبار مستوى معامل التحديد R^2 ، معنوية المعالم المقدرة ،و إحصائية DW .

- بعد تفحص النماذج المرشحة السابقة يمكننا اختيار النموذج لعدة اعتبارات :

[1] Régis Bourbonnais, **économétrie,** Référence déjà cité, p187.
[2] Arture Charpentier, **cours de séries temporelles, Théorie et Application**, Dauphine, université de Parie, volume1, ENSAE, 2005, p141.
[3] Arture Charpentier, **cours de séries temporelles, Théorie et Application**, Référence déjà cité, volume 1, p86.
[4] أي 16 صيغة رياضية.

1. اقل قيمة للمعايير السابقة كما يظهر في الجدول.

2.مستوى أعلى لمعامل التحديد R^2 .

3. معنوية جيدة للمعالم المقدرة .

– يمكن اختصار حساب المعايير السابقة بالاستعانة باستعمال برنامج في Eviews7.0 التالي:

```
for !i=5 to 0 step -1
Equation eq.ls dlogu dlogu(0 to -!i) dlogy(0 to -!i)
' Calcul du critère de  Akaike
Scalar aich!I=log( @ ssr/ @ regobs)+!i*2/ @regobs
' Calcul du critèr de Schwartz
Scalar sch!I= log( @ ssr/ @ regobs)+!i*log( @ regobs)/ @ regobs
end if
next
SMPL 1988 2009.
```

الجدول رقم (9.4): قيم المعايير عند التأخيرات المختلفة :

عدد التأخيرات k	معيار *Akaike*	معيار *Schwarz*	معيار *Hannan - Quinn*
0	-3.06	-3.01	-3.05
1	-3.37	-3.22	-3.34
2	- 3.35	- 3.10	-3.31
3	- 3.20	- 2.86	-3.16
4	-3.62	-3.17	-3.57
5	-3.40	-2.87	-3.37

المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

– نلاحظ أن قيمة P التي تدني المعايير السابقة هي: $P = 4$.

5.2.1. نتائج التقدير:

أعطى حساب معادلة الانحدار بطريقة المربعات الصغرى، انطلاقا من الأرقام المبينة في الملحق رقم (2) على أساس التأخر بأربع فترات بالنسبة للمتغيرة المستقلة والتابعة(بالاعتماد على معايير كل من(AIC,SC, HQ) ،كما أنه عند التقدير تم إتباع طريقة "Tang" (2000) [1] التي تتلخص في إلغاء المتغير المستقل الذي تكون القيمة المطلقة لإحصاء t الخاصة به اقل من الواحد الصحيح، و ذلك بشكل متتالي ، وعليه أعطى التقدير الشكل التالي:

[1] Pesaran M H. Shin Y.and Smith R J ,**Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Relationships** ,Journal of Applied Econometrics,(2001),p20. in the cite :
http// :www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/pss1.pdf , Date of consultation :11/11/2010.

الشكل رقم (14.4) :نتائج تقدير النموذج (14.4).

Dependent Variable: DLOGU
Method: Least Squares
Date: 12/01/10 Time: 09:32
Sample (adjusted): 1993 2009
Included observations: 17 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOGU(-2)	0.405208	0.228301	1.756192	0.1281
DLOGU(-4)	0.585708	0.236919	2.472189	0.0294
DLOGY	0.629767	0.495413	1.271197	0.2277
DLOGY(-1)	-3.884277	0.810944	-4.789820	0.0004
DLOGY(-4)	2.539424	0.824876	3.078552	0.0096

R-squared	0.745297	Mean dependent var	-0.018811
Adjusted R-squared	0.660396	S.D. dependent var	0.052574
S.E. of regression	0.030638	Akaike info criterion	-3.893230
Sum squared resid	0.011264	Schwarz criterion	-3.648167
Log likelihood	38.09245	Hannan-Quinn criter.	-3.868870
Durbin-Watson stat	1.763867		

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* ،(معطيات الملحق رقم (2)).

-يلاحظ انه قد تم نزع المتغيرات *dlogu*(-1)،*dlogu*(-3)، *dlogy*(-2)، *dlogy*(-3) من النموذج حسب طريقة Tang، والذي أدى إلى زيادة تحسن النموذج في كل من: قيم المعايير ، إحصائية *DW* و (R^2).

– اختبار معنوية المعلمات المقدرة: كون الاحتمال المقابل للمتغيرة *dlogy* اكبر من 0.05 فإنها معنويا لا تختلف عن الصفر،المتغيرة *dlogu*(-2) معنوية عند 13%، أما باقي معاملاتالمتغيرات المفسرة فهي معنوية إحصائيا.

– وتشير قيمة معامل التحديد (R^2) إلي ارتفاع القوة التفسيرية للمتغيرات المستقلة محل الاهتمام (0.74) .

و منه فان نتائج التقدير كانت:

$d\log U_{t-i}$	b_{t-i}	$d\log Y_{t-i}$	c_{t-i}
$d\log U_{t-2}$	0	$d\log Y$	0
$d\log U_{t-4}$	0.58	$d\log Y_{t-1}$	-3.88
$\sum_{i}^{2} b_{t-i}$	0.58	$d\log Y_{t-4}$	2.54
		$\sum_{i=0}^{1} c_{t-i}$	-1.34

وعليه فان الصيغة القياسية المثلى للنموذج هي :

$$d\ \log\ U_t = 0.58\, d\ \log\ U_{t-4} - 3.88\, d\ \log\ Y_{t-1} + 2.54\, d\ \log\ Y_{t-4}$$

3.1. تشخيص النموذج المقدر:

قبل اعتماد هذا النموذج لاستخدامه في تقدير الآثار قصيرة و طويلة الأجل ،ينبغي التأكد من جودة أداء هذا النموذج، ويتم ذلك بإجراء الاختبارات التشخيصية التالية:

1.3.1. اختبار عدم ارتباط البواقي : الإحصائية $DW = 1.76$ تشير إلى عدم وجود ارتباط البواقي من الدرجة الأولى.

2.3.1. اختبار مضاعف لاغرانج للارتباط التسلسلي بين البواقي :Multiplier Test of Lagrange. [Breush-Godfrey (*BG*)] Residual :يسمح هذا الاختبار باكتشاف الارتباط الذاتي في البواقي من الدرجة (p) اكبر من 1، وهو الاختبار المشهور عندما يكون في النموذج متغيرات متأخرة زمنيا، يعتمد هذا الاختبار على تقدير بـ MCO النموذج التالي :[1]

$$\varepsilon_t = \alpha_1 x_{1t} + \alpha_2 x_{2t} + ... + \alpha_k x_{kt} + \alpha_0 + \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + ...\rho_p \varepsilon_{t-p} + v_t .....(15.4)$$

أين فرضية العدم التي نريد اختبارها هي $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = ... = \rho_p = 0$

إذا رفضنا فرضية العدم، إذن يوجد مشكل الارتباط بين الأخطاء من الدرجة p

من اجل تأكيد H_0 هناك إمكانيتين : إما بالاعتماد على اختبار فيشر لانعدام المعاملات ρ_i ، وأما بالاعتماد على الإحصائية LM التي لها توزيع χ^2 بـ P درجة حرية ؛حيث إذا: $LM = n \times R^2 \rangle \chi^2(p)$ ،نرفض فرضية استقلالية الأخطاء.باستعمال برنامج Eviews تحصلنا على :

الشكل رقم (15.4) :نتائج اختبار*BG*.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.207999	Prob. F(4,8)	0.3786
Obs*R-squared	6.276043	Prob. Chi-Square(4)	0.1795

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/01/10 Time: 09:39
Sample: 1993 2009
Included observations: 17
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOGU(-2)	-0.042131	0.300764	-0.140079	0.8921
DLOGU(-4)	0.203157	0.262962	0.772573	0.4620
DLOGY	0.163570	0.487948	0.335221	0.7461
DLOGY(-1)	-0.126334	0.826928	-0.152775	0.8824
DLOGY(-4)	0.009574	0.947786	0.010101	0.9922
RESID(-1)	0.211692	0.355913	0.594786	0.5684
RESID(-2)	0.586925	0.417807	1.404776	0.1977
RESID(-3)	-0.337785	0.382608	-0.882850	0.4031
RESID(-4)	-0.550959	0.487002	-1.131327	0.2907

المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

[1] Régis Bourbonnais, **économétrie,** Référence déjà cité,p 124.

يشير إحصاء اختبار *"LM"BG* إلى خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي حيث أن الاحتمال المقابل لقيمة *F* اكبر من القيمة الحرجة : ($0.05\langle 0.37 = prob$) ومنه لا نرفض فرضية العدم.

3.3.1. اختبار تجانس التباين (اختبار 'وايت' "wite"): يعتمد هذا الاختبار على تقدير النموذج التالي :

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_1 x_{1t} + \beta_1 x_{1t}^2 + \alpha_2 x_{2t} + \beta_2 x_{2t}^2 + \ldots\ldots\ldots + \alpha_k x_{kt} + \beta_{kt} x_{kt}^2 + \alpha_0 + v_t \ldots\ldots(16.4)$$

إذا كان أي معامل لأي متغيرة في النموذج معنويا يختلف عن الصفر، إذن نقبل فرضية عدم تجانس التباين، ممكن نستعمل هذا الاختبار بالاستعانة باختبار فيشر، أين فرضية العدم هي : $H_0 : \alpha_1 = \beta_1 = \ldots\ldots = \alpha_k = \beta_k = 0$

إذا رفضنا فرضية العدم إذن يوجد مشكلة عدم تجانس تباين الأخطاء[1]. باستعمال برنامج Eviews تحصلنا على :

الشكل رقم (16.4): نتائج اختبار"wite" .

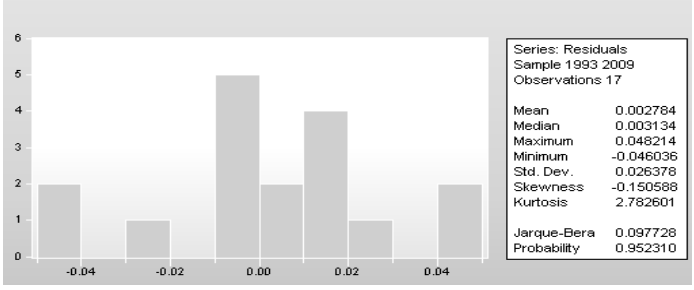
White Heteroskedasticity Test:				
F-statistic	3.683249	Probability		0.162059
Obs*R-squared	14.61863	Probability		0.146597
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 11/27/10 Time: 11:12				
Sample: 1993 2009				
Included observations: 17				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000630	0.000558	-1.129854	0.3017
DLOGU(-2)	0.021125	0.010481	2.015535	0.0905
DLOGU(-2)^2	0.022132	0.087747	0.252221	0.8093
DLOGU(-4)	-0.014424	0.006501	-1.748698	0.1183
DLOGU(-4)^2	-0.096737	0.054705	-1.768348	0.1274
DLOGY	0.026806	0.018940	1.415283	0.2067
DLOGY^2	-0.376581	0.330221	-1.140388	0.2976
DLOGY(-1)	0.007573	0.037287	0.203103	0.8458
DLOGY(-1)^2	2.560804	1.448571	1.767814	0.1275
DLOGY(-4)	-0.079340	0.042860	-1.851130	0.1136
DLOGY(-4)^2	3.656776	1.529409	1.952516	0.1048

المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

من خلال الشكل نجد أن:كل معاملات النموذج لا تختلف معنويا عن الصفر (كل الاحتمالات المقابلة للمعاملات اكبر من 0.05)،كما أن الاحتمال المقابل لإحصائية فيشر اكبر من0.05($0.05\langle 0.16 = prob$).

4.3.1. اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي :

الشكل رقم (17.4) :نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي.



المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

[1] Régis Bourbonnais, **économétrie,** Référence déjà cité, p147-148.

اختبار 'جاك– بيرا' " Jarque-Bera" :

من اجل اختبار فرضية العدم H_0:"سلسلة البواقي ذات توزيع طبيعي" نقوم بحساب إحصائية 'جاك–بيرا' *(JB)* التي تتبع توزيع $\chi^2_{1-\alpha}$:

$$JB = \frac{n}{6}\beta_1 + \frac{n}{24}(\beta_2 - 3)^2 \rightarrow \chi^2_{1-\alpha}$$

لدينا من الشكل الاحتمال المقابل للإحصائية JB ($prob = 0.95 \rangle 0.05$) اكبر من 0.05 ومنه نقبل فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي (H_0) بمعنوية 5%.

5.3.1. تحليل دالة الارتباط الذاتي للبواقي :عموما يمكن تأكيد الاختبارات التالية من خلال دراسة دالة الارتباط الذاتي للبواقي،حيث أن:

الشكل رقم (18.4): دالة الارتباط الذاتي للبواقي.

Correlogram of Residuals

Date: 01/02/11 Time: 22:19
Sample: 1993 2009
Included observations: 17

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.174	0.174	0.6131	0.434
		2	0.310	0.288	2.6834	0.261
		3	-0.138	-0.255	3.1212	0.373
		4	-0.179	-0.249	3.9177	0.417
		5	-0.412	-0.289	8.4774	0.132

المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

من خلال الشكل التالي يمكن اختبار ما يلي:

اختبار"Ljung-Box-Pierce ": يسمح بالتحقق من أن السلسلة عبارة عن تشويش أبيض[2]، لابد إذن التحقق من أن $\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0$ أو $p_k = 0 \forall k$.

– سلسلة تشويش أبيض تستلزم أن $p_1 = p_2 = ... = p_h = 0$. و التي تمثل فرضية العدم ، من اجل تطبيق هذا الاختبار نستعين بالإحصائية Q 'لبوكس– بيرس' التي تعطى بالعلاقة التالية :

$$Q = n(n+2)\sum_{k=1}^{h}\frac{\hat{p}_k^2}{n-k}$$

التي تتبع توزيع χ^2 بـ h درجة حرية .نقبل إذن فرضية التشويش الأبيض (Bruit Blanc) ،عند حد معنوية 5 %،إذا كانت الإحصائية Q اصغر من χ^2 (أو الاحتمال المقابل لها اكبر من 0.05)[3].

لدينا من الشكل السابق: $Q = 22\,(22+2)\sum_{k=1}^{5}\frac{\hat{p}_k^5}{n-k} = 8.47 \langle \chi^2_{1-\alpha}$ ، ($prob = 0.13 \rangle 0.05$)

و منه نقبل بفرضية التشويش الأبيض للبواقي التي تقرر أن كل معاملات دالة الارتباط الذاتي لا تختلف عن الصفر .

[1] Régis Bourbonnais, **économétrie,** Référence déjà cité,p230 .

[2] وهي متغيرة عشوائية لها نفس التوزيع بتوقع معدوم وتباين ثابت و مستقلة الواحدة على الأخرى.

[3] Régis Bourbonnais, **économétrie,** Référence déjà cité,p229.

6.3.1. اختبار الارتباط بين المتغيرات المفسرة: اختبار "Klein "

هذا الاختبار يعتمد على مقارنة معامل التحديد R^2 للنموذج المقدر و معاملات الارتباط البسيطة r^2 بين المتغيرات المفسرة. إذا كان $R^2 \rangle r^2_{x_t,x_{t-i}} \ \forall i$ نرفض فرضية وجود أي ارتباط بين المتغيرات المفسرة[1] .

من مصفوفة معاملات الارتباط بين المتغيرات المفسرة[2]، نلاحظ انه كل معاملات الارتباط البسيطة بين مختلف المتغيرات المفسرة اصغر من معامل التحديد للنموذج، و عليه لا توجد مشكلة التعدد الخطي بين المتغيرات.كما انه حسب (Ruth, 1999)[3]، توجد مشكلة ازدواج خطي حادة في حالة إذا كانت قيمة معامل الارتباط بين أي متغيرين مستقلين داخل معادلة ما أكبر من 0.7 ، يتضح من الجدول أن قيمة معامل الارتباط بين كل متغيرين مستقلين لم يتجاوز 0.7 . ومن ثم لا توجد مشكلة ازدواج خطي في النموذج المقدر.

7.3.1. اختبار مدى ملائمة تحديد أو تصميم النموذج المقدر من حيث الشكل الدالي لهذا النموذج [Ramsey (RESET)]: (Regression error specication test) :

يعتمد هذا النموذج على تقدير النموذج التالي : $d\log U_t = \sum_{i=1}^{k} b_{t-i} d\log U_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} c_{t-i} d\log Y_{t-i} + \varepsilon_t .....(17.4)$ ،و نحسب منه مجموع مربعات البواقي $SCR_0 = \sum \hat{\varepsilon}_t^2$ ، بعدها يتم تقدير النموذج التالي :

$$\hat{\varepsilon}_t = \sum_{i=1}^{k} \lambda_i \cdot d\log U_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \sigma_i \cdot d\log Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{k} \theta_j \cdot d\log \hat{U}_t^j + \eta_t .....(18.4)$$

ونحسب $SCR_1 = \sum \hat{\eta}_t^2$. إحصائية الاختبار هي : $RESET = \dfrac{\left[SCR_0 - SCR_1\right] / (h-1)}{SCR_1 / (n-p-h)}$

التي تتبع توزيع F بـ $(h\text{-}1, n\text{-}p\text{-}h)$ درجة حرية :إذا كانت قيمة الإحصائية المحسوبة اصغر من F الجدولية ،لا نرفض فرض العدم لملائمة الشكل الدالي[4].باستعمال نموذج *Eviews* مباشرة نتحصل على :

[1] Régis Bourbonnais, **économétrie,** Référence déjà cité, p108.

[2] انظر الملحق رقم (6).

[3] Pesaran M H. Shin Y.and Smith R J ,**Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Relationships,** reference already cited, p40.

[4] Arture Charpentier, **cours de sèries temporelles,Thèorie et Application**, Référence déjà cité , volume2, p62.

الشكل رقم (19.4) :نتائج اختبار *RESET* .

Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Specification: DLOGU DLOGU(-2) DLOGU(-4) DLOGY DLOGY(-1) DLOGY(-4)
Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 3

	Value	df	Probability
F-statistic	0.214736	(2, 10)	0.8104
Likelihood ratio	0.714859	2	0.6995

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.000464	2	0.000232
Restricted SSR	0.011264	12	0.000939
Unrestricted SSR	0.010800	10	0.001080
Unrestricted SSR	0.010800	10	0.001080

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	38.09245	12
Unrestricted LogL	38.44988	10

Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: DLOGU
Method: Least Squares
Date: 12/01/10 Time: 09:43
Sample: 1993 2009
Included observations: 17

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOGU(-2)	0.167293	0.445227	0.375747	0.7150
DLOGU(-4)	0.424996	0.427898	0.993219	0.3440
DLOGY	0.522102	0.557313	0.936820	0.3709
DLOGY(-1)	-3.264793	1.698346	-1.922337	0.0835
DLOGY(-4)	1.906825	1.411132	1.351273	0.2064
FITTED^2	9.041916	15.43130	0.585947	0.5709
FITTED^3	136.5565	209.5943	0.651528	0.5294

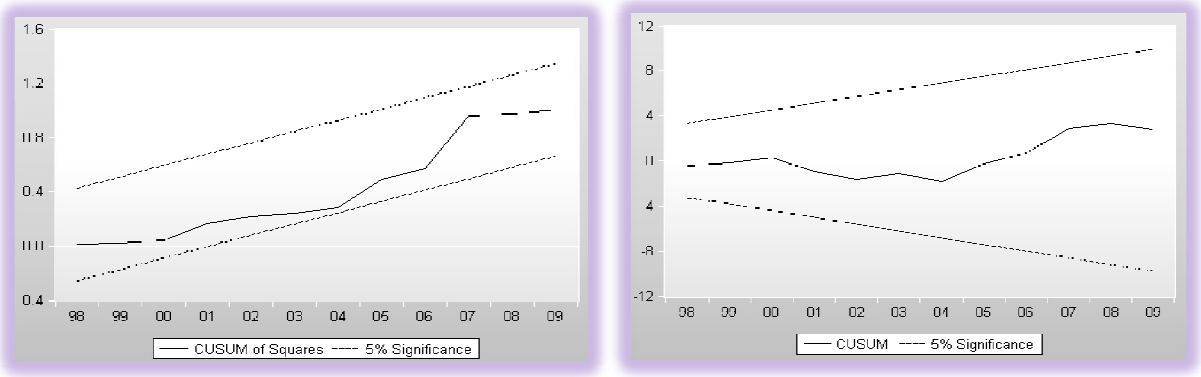
المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

بما أن قيمة الاحتمال المقابل لقيمة F هو $prob = 0.81 \rangle 0.05$ ،ومنه يشير إحصاء اختبار *RESET* إلي صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج المستخدم.

8.3.1. اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات النموذج : بإتباع طريقة Pesaran فإن الخطوة التالية بعد تقدير صيغة النموذج يتمثل في اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات النموذج خلال فترة الدراسة. ولتحقيق ذلك سوف يتم استخدام اختبارين هما: اختبار المجموع التراكمي للبواقي المتكررة Cumulative Sum of Recursive Residual (*CUSUM*)، واختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المتكررة Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals (*CUSUMSQ*) ، ("Brown" و "al" سنة 1975). هذان الاختباران يسمحان باكتشاف عدم الثبات الهيكلي لمعادلات الانحدار عبر الزمن،عكس اختبار"Chow" الذي يتطلب مسبقا معرفة تاريخ التغير الهيكلي.

ويتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة إذا وقع الشكل البياني لإحصاء كل من *CUSUMSQ* و *CUSUM* داخل الحدود الحرجة عند مستوي معنوية 5 % ومن ثم تكون هذه المعاملات غير مستقرة إذا انتقل الشكل البياني لإحصاء الاختبارين المذكورين خارج الحدود الحرجة عند هذا المستوى[1].

شكل رقم (20.4): الأشكال البيانية لإحصائية كل من *CUSUMSQ* و *CUSUM*

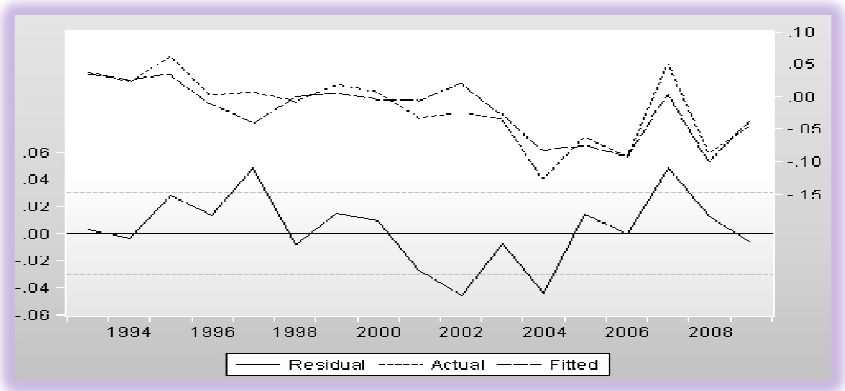


المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج Eviews 7.0.

ويتضح من الشكل رقم (20.4) أن المعاملات المقدرة للنموذج مستقرهيكليًا عبر الفترة محل الدراسة، حيث وقع الشكل البياني لإحصاء الاختبارين المذكورين لهذا النموذج داخل الحدود الحرجة عند مستوي معنوية 5 %.

9.3.1. اختبار الأداء التنبؤي للنموذج المقدرنظرًا لأن جودة النتائج المقدرة تعتمد علي جودة الأداء التنبؤي للنموذج، فإنه يجب التأكد من أن هذا النموذج يتمتع بقدرة جيدة علي التنبؤ خلال الفترة الزمنية للتقدير، هذا الأداء الجيد يمكن تتبعه بمجرد النظر إلي الشكل رقم (21.4) الذي يوضح سلوك القيم الفعلية والمقدرة لمعدلات نمو البطالة حيث نجدها عموما متطابقة، ومن ثم يمكن الاعتماد علي نتائج هذا النموذج لأغراض السياسات الاقتصادية.

الشكل رقم (21.4) :القيم الفعلية و المقدرة لمعدلات نمو البطالة.



المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

[1] Régis Bourbonnais, **économétrie,** Référence déjà cité , p82-83.

4.1. التحليل الاقتصادي لنتائج التقدير:

- وفقا للنقاط السابقة فان الصيغة القياسية المثلى للنموذج هي :

$$d\log U_t = 0.58\, d\log U_{t-4} - 3.88\, d\log Y_{t-1} + 2.54\, d\log Y_{t-4}$$

- يتضح مما سبق ما يلي:

- وجود أثر موجب و قوي معنويا لنمو معدل البطالة المتأخر بأربع سنوات علي معدل نمو البطالة الحالي،ويعني هذا أن زيادة معدل نمو البطالة المتأخر بأربع سنوات بنسبة 1%سوف تؤدي إلى زيادة معدل نمو البطالة بحوالي 0.58 %.

- وجود أثر موجب و غير معنوي لمعدل نمو الـ *PIB* علي معدل نمو البطالة ،مما يدل على عدم تأثر معدل نمو البطالة بمعدل النمو الاقتصادي الحالي (في الأجل القصير).

- وجود أثر سالب ومعنوي قوي لمعدل نمو الـ*PIB* (النمو الاقتصادي) للسنة الماضية علي البطالة في الأجل القصير فقد بلغت القيمة المقدرة للمرونة الجزئية للبطالة بالنسبة للنمو الاقتصادي حوالي-3.88 ، ويعني هذا أن الزيادة في النمو الاقتصادي بنسبة 1 % سوف تؤدي إلي انخفاض معدل نمو البطالة بـ 3.88 % في الأجل القصير.

- وجود أثر موجب ومعنوي قوي لمعدل نمو الـ*PIB* (النمو الاقتصادي) المتأخر بأربع سنوات علي البطالة. فقد بلغت القيمة المقدرة للمرونة الجزئية للبطالة بالنسبة للنمو الاقتصادي حوالي 2.54 ، ويعني هذا أن الزيادة في النمو الاقتصادي بنسبة 1 % سوف تؤدي إلي زيادة معدل نمو البطالة بـ 2.54 %.

- وجود أثر سالب و قوي معنويا لمعدل نمو الـ*PIB* (النمو الاقتصادي) علي البطالة في الأجل الطويل .

حيث أن مرونة البطالة بالنسبة للنمو الاقتصادي في الأجل الطويل هي:

$$\alpha_{LT} = \frac{\sum_{i=0}^{4} c_{t-i}}{1-\sum_{i=1}^{4} b_{t-i}} = \frac{-1.34}{1-(0.58)} \approx -3.2$$

- و هذا يعني أن الزيادة في النمو الاقتصادي بنسبة 1 % سوف تؤدي إلي انخفاض معدل نمو البطالة بـ 3.2 % في الأجل الطويل.

- تدل هذه القيمة على وجود حساسية شديدة بين التغير في معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي و التغير في معدل البطالة ، بمعنى أن تغير طفيف في الناتج المحلي، يؤدي إلى تغير حاد و في الاتجاه المعاكس في معدل البطالة.

- نظرا لأهمية النتائج التي تحصلنا عليها،سوف يتم تدعيمها من خلال الاعتماد على علاقة 'أوكن' المطورة من طرف 'غوردن' كما يلي:

2. تحديد علاقة 'أوكن' المطورة من طرف 'غوردن'"Gordon " :

1.2. التقدير على أساس علاقة 'غوردن' البسيطة:

الصيغة البسيطة لعلاقة 'غوردون'[1]، تكمن في إيجاد علاقة الانحدار بين فجوة البطالة (écarte du chomage) التي تمثل معدل البطالة الظرفية، وفجوة الناتج (écarte du PIB) التي تمثل الناتج المحلي الظرفي، كما هو مبين في العلاقة (19.4) أدناه:

$$U_t^c = \alpha \cdot Y_t^c + \beta + \varepsilon_t \text{.....(19.4)}$$

حيث أن : $\alpha \langle 0$.

أين يشكل كل من U_t^c و Y_t^c الفارق بين الاتجاه العام ومعدل البطالة الفعلي و الفارق بين الاتجاه العام للناتج المحلي الإجمالي و الناتج المحلي الإجمالي الفعلي على التوالي أي :

$$U_t^c = \log U_t - \log U_t^T \text{ و } Y_t^c = \log Y_t - \log Y_t^T$$

باعتبار أن Y_t^T و U_t^T : هما الاتجاه العام لكل من الناتج و البطالة على التوالي.

قبل حساب معادلة الانحدار على أساس علاقة 'غوردن' البسيطة، علينا أن نحسب أولا:

$$Y_t^c = \log Y_t - \log Y_t^T \quad \text{و} \quad U_t^c = \log U_t - \log U_t^T$$

1.1.2. إيجاد الاتجاه العام لكل من معدل البطالة و الناتج المحلي الإجمالي :

أهم التقنيات المستعملة لتقدير الاتجاه العام لمتغيرة اقتصادية كلية (مثل البطالة أو *PIB*) هي: مصفاة 'هودريك وبراسكوت' (filtre de Hodrick et Prescott)، مصفاة المتوسط المتحرك ، طريقة الاتجاه العام الخطي و طريقة الاتجاه العام المجزئ. [2]

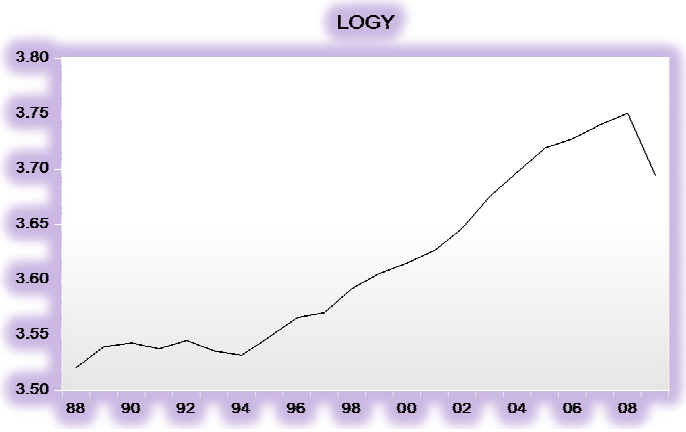
– تعتبر هذه التقنيات إحصائية حيث ترتكز على استعمال المعلومات المتضمنة في تاريخ السلسلة دون مرجع لنموذج اقتصادي خاص، أين تعتبر على الأمد الطويل أن *pib* أو *u* الملاحظ يتطور حول *pib* أو *u* طبيعي، بحيث نستطيع تقريبه من طرف الاتجاه العام لل *pib* أو *u* الملاحظ ، ومنه فان الاتجاه العام يمثل التوازن في الأجل الطويل و الدورة تؤسس الحركية في الأجل القصير (Doz et al 1995) .

[1] Durand, J., Huchet-Bourdon. « **La loi d'Okun comme indicateur de dispersion des pays européens : peut-on parler de convergence des structures ?** », Référence déjà cité **,** p 6 .

[2] Papa Lamine DIOP, **Estimation de La Production Potentielle de L'UEMOA,** Référence déjà cité, p3.

أولا . الناتج المحلي الإجمالي:

الشكل رقم (22.4) :تطور لوغاريتم الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي الفعلي عبر الزمن.



المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* .

نلاحظ أن الـ *pib* يأخذ عموما اتجاه عام موجب و أن السلسلة قليلة التذبذبات أي أنها تحمل معدل نمو متصاعد و عليه فان تطبيق الطرقتين الأوليتين (المصفاتين) لتحديد الاتجاه العام غير ممكن ، لأن الشرط الأولي و الضروري لتطبيق هذين المصفاتين هو توفر المعطيات الثلاثية(أي لكل ثلاثة أشهر).هذا من جهة و من جهة أخرى،أن تكون السلسلة لا تحمل اتجاه عام متصاعد أو متنازل و أن تكون بها تغيرات (تذبذبات) مهمة، وعليه و لتعذر تحقيق هذه الشروط اكتفينا في دراستنا على المعطيات السنوية، مع استعمال طريقة الاتجاه العام الخطي، التي تفترض أن يكون للسلسلة معدل نمو يتطور في نفس الاتجاه .

أ. طريقة الاتجاه العام الخطي:

التحليل الأكثر استعمالا لسلسلة متغيرة اقتصادية كلية مثل الـ *pib* يرتكز على الاتجاه العام الذي تسلكه هذه المتغيرة و الذي عادة ما يكون خطيا، حيث أن الـ*pib* المحتمل (أو الممكن) يمثل الاتجاه العام الخطي للناتج الفعلي ("Conway" و"Hunt " 1997) و هو نفس التحليل الذي قام به تايلور من اجل قياس فجوة الإنتاج، من خلال استعمال العلاقة التالية : $y_t = \alpha + \beta \cdot t$.....(20.4)

أين y_t تمثل لوغاريتم الناتج الفعلي، في هذا النموذج الاتجاه يكون مقدر بالانحدار و البواقي المحصل عليها تكون مشابهة للجزء الدوري للسلسلة.[1]

– أعطت نتائج التقدير ما يلي :

[1] Papa Lamine DIOP , **Estimation de La Production Potentielle de L'UEMOA**, Référence déjà cité, p 6-7.

الشكل رقم (23.4) :نتائج تقدير طريقة الاتجاه العام الخطي للسلسلة y_t .

Dependent Variable: LOGY
Method: Least Squares
Date: 11/21/10 Time: 20:35
Sample: 1988 2009
Included observations: 22

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	0.011478	0.000824	13.93416	0.0000
C	-19.32408	1.646255	-11.73820	0.0000

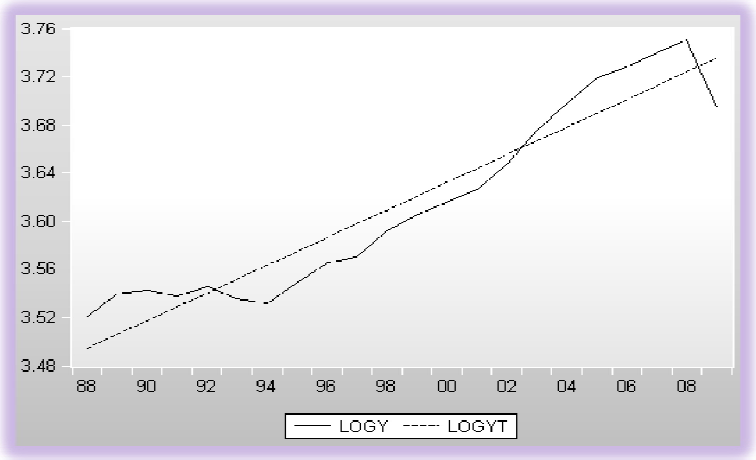
R-squared	0.906612	Mean dependent var	3.614986
Adjusted R-squared	0.901943	S.D. dependent var	0.078279
S.E. of regression	0.024512	Akaike info criterion	-4.492771
Sum squared resid	0.012017	Schwarz criterion	-4.393585
Log likelihood	51.42048	Hannan-Quinn criter.	-4.469405
F-statistic	194.1608	Durbin-Watson stat	1.637300
Prob(F-statistic)	0.000000		

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* .

أي : $$\log Y_t^T = -19.32 + 0.0115 \cdot t \ldots\ldots\ldots (21.4)$$

أين الشكل يكون على النحو التالي:

الشكل رقم (24.4) :تطور الناتج المحلي الإجمالي الفعلي واتجاهه العام (الممكن) عبر الزمن.

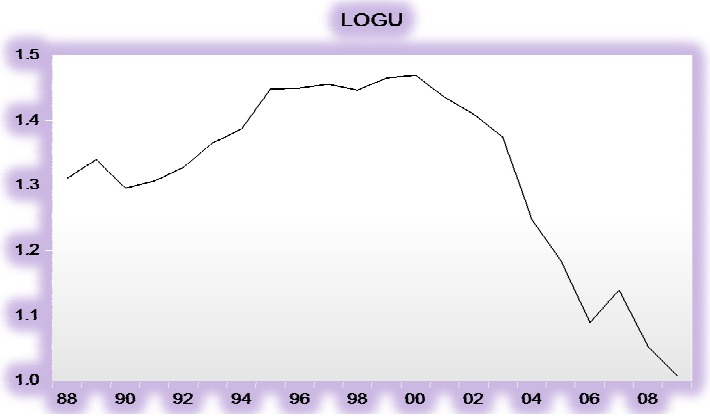


المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* .

تحليل هذا الشكل يبين أن الناتج المحتمل ينمو عندما الإنتاج الفعلي يرتفع بشكل دائم، من جهة أخرى يكون غير متأثر عندما الزيادة للإنتاج الفعلي لا تكون سوى مؤقتة.

ثانيا. معدل البطالة:

الشكل رقم (25.4) :تطور لوغاريتم معدل البطالة الفعلي عبر الزمن.



المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* .

نلاحظ أن السلسة u يمكن تقسيمها إلى فترتين الأولى يأخذ فيها معدل البطالة اتجاه عام متصاعد و بعدها من سنة 2000 اتجاه عام متنازل عكس سلسلة y التي لها اتجاه عام متصاعد. طريقة الاتجاه الخطي تفرض لتطبيقها أن يكون هناك اتجاه عام واحد في السلسلة، وعليه فهي غير ملائمة في هذه الحالة لعدم ثبات تطور معدل النمو في اتجاه واحد، ومنه سوف يتم الاستنجاد بطريقة الاتجاه المجزئ.

أ. طريقة الاتجاه العام المجزئ (Méthode de la tendance segmentée) :

هذه التقنية قدمت من طرف(NBER (National Bureau of Economic Research الأمريكي، و كانت واسعة الاستعمال من طرف إدارة OCDE خلال السنوات الأخيرة ("Price" و "Muller" 1984 ؛ "Chouraqui" و"al "1990، "Baccouche" و "al" 1997) ، بهذه الطريقة معدل النمو الطبيعي ممكن يغير مساره عند نقاط الانكسار (points de rupture) و لكن يبقى ثابت الاتجاه داخل الفترات الجزئية، تطبيق هذه الطريقة يطرجم من طرف تمليس (lissage) السلسلة u بتقدير اتجاه محدد خطي لكل فترة جزئية، بواسطة انحدار للوغاريتم U لعدة فترات زمنيةفي دالة لنقاط الانكسار المعر ّ فة . يتطلب إذن تقدير الدالة التالية :

$$u_t = \gamma + \eta \cdot t + \sum \eta_r \cdot tr + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots(22.4)$$

في هذه العلاقة، المتغيرة u تمثل لوغاريتم U ، t: الزمن.

tr :هي متغيرة زمنية حيث أن $tr = 0$ إذا $t \leq r$ و $tr = t - r$ إذا $t \rangle r$.

المؤشر r يدل على التار يخ المحتمل لحدوث كسر في السلسلة، بإدخال تواريخ الانكسارات في هذا النموذج يسمح بالحصول على مركبة الاتجاه العام الذي يكون اقل حساسية (تأثر) في مختلف الفترات الجزئية، واختبار المعنوية الإحصائية لهذه الانكسارات[1]

– أعطت نتائج تقدير هذه الطريقة باستعمال برنامج *Eviews 7.0* ما يلي:

[1] Papa Lamine DIOP , **Estimation de La Production Potentielle de L'UEMOA**, Référence déjà cité, p 8-9.

الشكل رقم (26.4) :نتائج تقدير طريقة الاتجاه العام المجزئ لـ u .

Dependent Variable: LOGU
Method: Least Squares
Date: 11/18/10 Time: 17:47
Sample: 1988 2009
Included observations: 22

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	0.016727	0.002014	8.307160	0.0000
TR	-0.072250	0.004314	-16.74952	0.0000
C	-31.96212	4.016607	-7.957492	0.0000

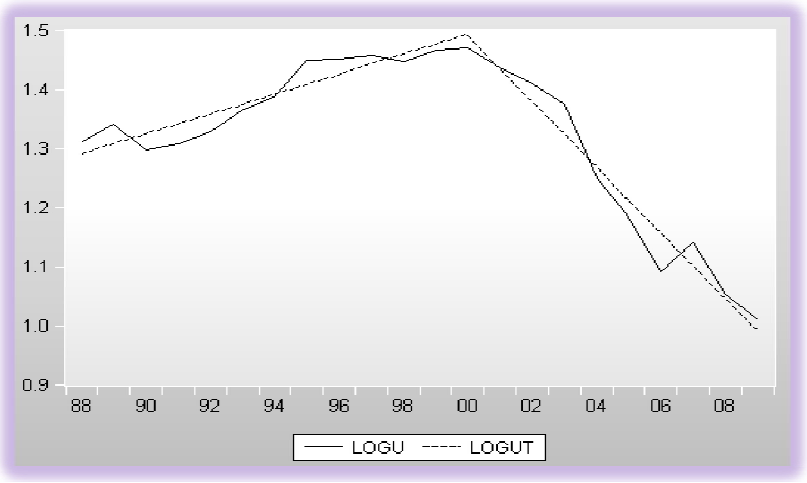
R-squared	0.955865	Mean dependent var	1.319130
Adjusted R-squared	0.951219	S.D. dependent var	0.141687
S.E. of regression	0.031294	Akaike info criterion	-3.964681
Sum squared resid	0.018607	Schwarz criterion	-3.815902
Log likelihood	46.61149	Hannan-Quinn criter.	-3.929633
F-statistic	205.7483	Durbin-Watson stat	1.691884
Prob(F-statistic)	0.000000		

المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* .

ومنه الصيغة الرياضية لهذه الدالة هي : $\log U_t^T = 0{,}0167 \cdot t - 0{,}07 \cdot tr - 31{,}96 .....(23.4)$

الشكل يكون على النحو التالي:

الشكل رقم (27.4) :تطور معدل البطالة الفعلي واتجاهه العام (الطبيعي) عبر الزمن.



المصدر:من اعداد الطالب بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0* .

يظهر من الشكل أن معدل البطالة الطبيعي (في المدى الطويل) لا يتبع التغيرات المؤقتة التي تحدث في معدل البطالة الفعلي.

ملاحظة: قد تم إدخال عدة نقاط انكسار عند تقدير u إلا أنها كانت معنويا لا تختلف عن الصفر إلا سنة 2000، من جهة أخرى عند استعمال طريقة الاتجاه المجزئ على السلسلة y وجدنا أن مختلف نقاط الانكسار المستعملة (عند تواريخ انخفاض معدل النمو) كانت معاملاتها غير معنوية إحصائيا و هو دليل على استعمال طريقة الاتجاه الخطي.

الجدول رقم (10.4) : تطور البطالة و الناتج المحلي الحقيقي و اتجاههما العام خلال الفترة 1988-2009.

السنوات	tr	$\log U_t$	$\log U_t^T$ (1)	U_t^c	$\log Y_t$	$\log Y_t^T$ (2)	Y_t^c
1988	0	1,31175386	1,291156	0,02059786	3,52079262	3,494184	0,02660862
1989	0	1,34044411	1,307883	0,03256111	3,53949313	3,505662	0,03383113
1990	0	1,29666519	1,32461	-0,02794481	3,54295364	3,51714	0,02581364
1991	0	1,30749604	1,341337	-0,03384096	3,53771058	3,528618	0,00909258
1992	0	1,3283796	1,358064	-0,0296844	3,54514417	3,540096	0,00504817
1993	0	1,36548798	1,374791	-0,00930302	3,53588092	3,551574	-0,01569308
1994	0	1,38738983	1,391518	-0,00412817	3,53204488	3,563052	-0,03100712
1995	0	1,44870632	1,408245	0,04046132	3,5482421	3,57453	-0,0262879
1996	0	1,45024911	1,424972	0,02527711	3,56577355	3,586008	-0,02023445
1997	0	1,45636603	1,441699	0,01466703	3,5704458	3,597486	-0,0270402
1998	0	1,44715803	1,458426	-0,01126797	3,59213687	3,608964	-0,01682713
1999	0	1,46597737	1,475153	-0,00917563	3,60581657	3,620442	-0,01462543
2000	0	1,46982202	1,49188	-0,02205798	3,61526746	3,63192	-0,01665254
2001	1	1,43616265	1,436357	-0,00019435	3,62660882	3,643398	-0,01678918
2002	2	1,40993312	1,380834	0,02909912	3,64663536	3,654876	-0,00824064
2003	3	1,37474835	1,325311	0,04943735	3,67548777	3,666354	0,00913377
2004	4	1,24797327	1,269788	-0,02181473	3,69750676	3,677832	0,01967476
2005	5	1,18469143	1,214265	-0,02957357	3,71905004	3,68931	0,02974004
2006	6	1,08990511	1,158742	-0,06883689	3,72753267	3,700788	0,02674467
2007	7	1,13987909	1,103219	0,03666009	3,74018321	3,712266	0,02791721
2008	8	1,05307844	1,047696	0,00538244	3,75053086	3,723744	0,02678686
2009	9	1,00860017	0,992173	0,01642717	3,69446512	3,735222	-0,04075688

المصدر:من إعداد الطالب بالاعتماد على معطيات الملحق رقم (2).

(1) :الاتجاه العام للبطالة بالاعتماد على العلاقة (23.4).

(2) :الاتجاه العام للناتج بالاعتماد على العلاقة (21.4).

2.1.2. دراسة استقرارية السلسلتين Y_t^c **و** U_t^c: سوف يتم الاعتماد على اختبار ديكي – فولر المطور : Dicky-Fuller Augmente (*ADF*) Test

أولا. السلسلة Y_t^c : نتائج الاختبار ملخصة في الجدول التالي[1]:

الجدول رقم (11.4) : نتائج اختبار *ADF* **على السلسلة** Y_t^c

نوع النموذج	النموذج الاول		النموذج الثاني		النموذج الثالث	
	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5
اختبار *ADF* (السلسلة الاصلية)	-2.68	-1.96	-2.81 (الثابت غ م)	-3.04	-1.94 (الاتجاه غ م)[2]	-3.96
اختبار *ADF* (السلسلة المفرقة من الدرجة الاولى)	-1.3	-1.95	- 1.29 (الثابت غ م)	-3.01	-0.81 (الاتجاه غ م)	-3.65
اختبار *ADF* (السلسلة المفرقة من الدرجة الثانية)	-2.89	-1.96	-2.88 (الثابت غ م)	-3.02	-2.91 (الاتجاه غ م)	-3.67
اختبار *ADF* (السلسلة المفرقة من الدرجة الثالثة)	-4.99	-1.96	-4.82 (الثابت غ م)	-3.05	-5.31 (الاتجاه غ م)	-3.71

المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

من خلال الجدول نلاحظ انه عند الفروق الثالثة للسلسة Y_t^c الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1}$ تصبح اكبر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $\tau_{tabulè}$ في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية 5 % ، و منه لا نقبل الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ **أو** $(H_0 : \phi_1 = 1)$ ، وهذا يعني عدم وجود جذر وحدوي في السلسلة ،وكذلك عدم معنوية الثابت و معامل الاتجاه ،ومنه فان السلسلة $DDDY_t^c$ أو($d(Y_t^c,3)$) مستقرة من نوع *DS* بدون بمشتق(Sant dérivé).

ثانيا. السلسلة U_t^c : نتائج الاختبار ملخصة في الجدول التالي[3]:

[1] انظر الملحق رقم (7) ، الفرع 1.

[2] غ م :تعني غير معنوي عند حد معنوية 5 **%**.

[3] انظر الملحق رقم (7)، الفرع 2.

الجدول رقم (12.4): نتائج اختبار ADF على السلسلة U_t^c

نوع النموذج	النموذج 1		النموذج2		النموذج3	
	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5
اختبار ADF (السلسلة الاصلية)	-5.26	-1.96	-5.14 (الثابت غ م)	-3.02	-4.98 (الاتجاه غ م)	- 3.67

المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

من خلال الجدول نلاحظ انه بالنسبة للسلسلة U_t^c ،الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1}$ اكبر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $\tau_{tabulè}$ في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية 5 % ، و منه لا نقبل الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ **أو** $(H_0 : \phi_1 = 1)$ ، وهذا يعني عدم وجود جذر وحدوي في السلسلة ،أي أنها مستقرة في المستوى $(I(0))$

3.1.2. اختبار التكامل المتزامن بين المتغيرتين Y_t^c و U_t^c :

بعد دراستنا لخصائص السلاسل الزمنية Y_t^c **و** U_t^c وجدنا أن U_t^c مستقرة في المستوى $(I(0))$، أما السلسلة Y_t^c فهي متكاملة من الدرجة الثالثة $(I(3))$. وهكذا نستطيع القول أن اختبار إمكانية وجود مسار مشترك بين المتغيرات لا يكون إلا بين المتغيرات المتكاملة من نفس الدرجة والتي تنمو بنفس وتيرة الاتجاه على المدى الطويل، و التي نقوم بتطبيق طريقة المرحلتين 'لأنجل' و 'غرانجر' وعليه و حسب المعطيات التي هي لدينا فانه لا يوجد مجال للتكامل المشترك (المتزامن) بين هذين المتغيرين كون أن تكاملهما ليس من نفس الدرجة.

4.1.2. تقدير النموذج البسيط:

نتائج تقدير النموذج البسيط باستعمال طريقة المربعات الصغرى والاعتماد على برنامج *Eviews* كانت على النحو الآتي:

الشكل رقم (28.4) :نتائج تقدير علاقة 'غوردن' البسيطة.

Dependent Variable: LOGUCT
Method: Least Squares
Date: 11/21/10 Time: 20:42
Sample: 1988 2009
Included observations: 22

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGYCT	-0.247416	0.272683	-0.907339	0.3750
C	0.000195	0.006374	0.030602	0.9759

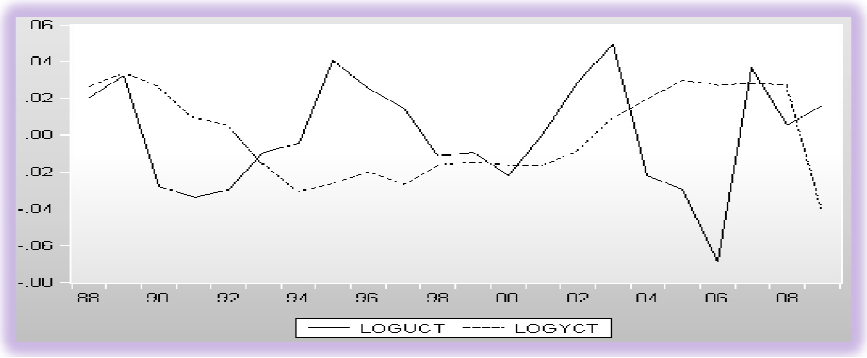
R-squared	0.039536	Mean dependent var	0.000125
Adjusted R-squared	-0.008487	S.D. dependent var	0.029766
S.E. of regression	0.029892	Akaike info criterion	-4.095929
Sum squared resid	0.017871	Schwarz criterion	-3.996743
Log likelihood	47.05521	Hannan-Quinn criter.	-4.072563
F-statistic	0.823264	Durbin-Watson stat	1.319903
Prob(F-statistic)	0.375031		

المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

حيث المعادلة المقدرة هي : $U_t^c = -0.247 \cdot Y_t^c + 0.00019$ .....(24.4)

نلاحظ أن كل من اختبار ستيودنت و فيشر لا يرفض فرضية انعدام معامل المتغيرة المفسرة،كما أن معامل التحديد ضعيف زيادة على احتمال وجود ارتباط في الأخطاء ($DW = 1.3$) و عليه سوف نعتمد على علاقة 'غوردن' المطورة كما سيأتي لاحقا، غير أن هذه العلاقة مهمة كتحليل أولي لقانون 'أوكن' ،أين نجد علاقة عكسية بين المتغيرتين كما يظهر في الشكل التالي الذي يمثل سلسلتي الفارق بين معدل البطالة و اتجاهه العام U_t^cو الفارق في كل من الناتج المحلي الإجمالي و اتجاهه العام Y_t^c.

الشكل رقم (29.4): تطور الفارق بين معدل البطالة و اتجاهه العام U_t^c و الفارق في كل من الناتج المحلي الإجمالي و اتجاهه العام Y_t^c .



المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

يظهر من الشكل، أن العلاقة غير مستقرة في الأمد القصير. قد نجد تفسيرا لذلك في أن علاقة 'أوكن' البسيطة أو علاقة 'غوردون' البسيطة لا تأخذ بعين الاعتبار الطابع الديناميكي لعلاقة التأثير بين البطالة و الناتج المحلي، بمعنى آخر لا تأخذ العلاقتان (علاقة 'أوكن' و'غوردن' البسيطة) بعين الاعتبار الوقت اللازم لتعتدل فيه البطالة مع النمو الاقتصادي.

– نعتمد لدراسة العلاقة الديناميكية بين النشاط الاقتصادي و البطالة في الجزائر على صيغة 'غوردون' المطورة بصفتها نموذجا ديناميكيا يسمح بتبيين التأثير الديناميكي للنمو الاقتصادي على البطالة. تقدير معادلة الانحدار الديناميكية، التي يظهر فيها التغير في معدل البطالة في الزمن t بدلالة التغير في معدل النمو الاقتصادي في الزمن t و بدلالة التغير في معدل النمو الاقتصادي في الأزمنة السابقة و بدلالة التغير في معدل البطالة في الأزمنة السابقة.

2.2. التقدير على أساس نموذج 'أوكن' المطور من طرف 'غوردن' الديناميكي: (le modèle de "okun " augmenté)

علاقة 'أوكن' الجديدة المطورة من طرف 'غوردون' "R.J.Gordon" سنة 1984، تظهر فيها المتغيرات المفسرة متأخرة مقارنة بالنموذج البسيط،كما هو مبين في الصيغة (25.4) التالية:

$$U_t^c = \sum_{i=1}^{k} b_{t-i} \cdot U_{t-i}^c + \sum_{i=0}^{k} c_{t-i} \cdot Y_{t-i}^c + \varepsilon_t \text{.....}(25.4)$$

1.2.2. تحديد التأخر الزمني P :

يسمح إدخال التأخر بإلغاء الارتباط الذاتي للبواقي ε_t، أما تحديد عدد التأخر P فيتحدد بتطبيق نفس الخطوات السابقة :

الجدول رقم (13.4): تحديد عدد التأخيرات بالاعتماد على كل من معيار *AIC* و*SC* و *HQ* :

عدد التأخيرات k	معيار *Akaike*	معيار *Schwarz*	معيار *Quinn - Hannan*
0	-4.18	-4.13	-4.17
1	-4.09	-3.94	-4.06
2	-4.01	-3.76	-3.96
3	-5.09	-4.74	-5.03
4	-4.88	-4.43	-4.82
5	-5.95	-5.41	-5.9

المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

نلاحظ أن قيمة P التي تدني مختلف المعايير السابقة هي $P=5$.

– نحصل على نفس النتائج من خلال استعمال البرنامج في *Eviews 7.0* التالي :

```
for !i=5 to 0 step -1
Equation eq.ls loguct loguct(0 to -!i) logyct(0 to -!i)
' Calcul du critère de Akaike
Scalar aich!I=log( @ ssr/ @ regobs)+!i*2/ @regobs
' Calcul du critèr de Schwartz
Scalar sch!I= log( @ ssr/ @ regobs)+!i*log( @ regobs)/ @ regobs
End if
next
SMPL 1988 2009.
```

2.2.2. تقدير النموذج :

أعطت السلسلتين U_t^c و Y_t^c للفترة الزمنية 1988–2009، الممثلة في الجدول (10.4) أعلاه النتائج التالية:

أين علاقة 'غوردون' المطلوب اختبارها تكون على الشكل الآتي :

$$U_t^c = \sum_{i=1}^{5} b_{t-i} U_{t-i}^c + \sum_{i=0}^{5} c_{t-i} Y_{t-i}^c + \varepsilon_t \quad .....(26.4)$$

– بعد نزع المتغيرة log*UCT*(*-2*) من النموذج بالاعتماد على طريقة Tang نتحصل على:

الشكل رقم (30.4) : نتائج تقدير علاقة 'غوردن' الديناميكية.

Dependent Variable: LOGUCT
Method: Least Squares
Date: 11/27/10 Time: 13:28
Sample (adjusted): 1993 2009
Included observations: 17 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGUCT(-1)	0.595453	0.247807	2.402887	0.0473
LOGUCT(-3)	-1.278751	0.160694	-7.957682	0.0001
LOGUCT(-4)	0.792939	0.282295	2.808902	0.0262
LOGUCT(-5)	-0.895482	0.186507	-4.801338	0.0020
LOGYCT	1.032140	0.206359	5.001663	0.0016
LOGYCT(-1)	-3.856016	0.779869	-4.944444	0.0017
LOGYCT(-2)	3.339851	1.005613	3.321208	0.0127
LOGYCT(-3)	-0.645887	0.573018	-1.127166	0.2968
LOGYCT(-4)	0.956864	0.638406	1.498833	0.1776
LOGYCT(-5)	-1.457361	0.499640	-2.916821	0.0224

R-squared	0.942668	Mean dependent var	0.002415
Adjusted R-squared	0.868956	S.D. dependent var	0.029808
S.E. of regression	0.010790	Akaike info criterion	-5.931162
Sum squared resid	0.000815	Schwarz criterion	-5.441037
Log likelihood	60.41488	Hannan-Quinn criter.	-5.882443
Durbin-Watson stat	1.870891		

المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

- نلاحظ أن الاحتمال المقابل للمتغيرة $\log YCT(-5)$ اصغر من 0.05، المعامل إذن معنويا يختلف عن الصفر،هذا حتما يؤكد النتائج التحصل عليها، ومنه الفرق بين لوغاريتم معدل البطالة و اتجاهه العام هو دالة للفرق بين لوغاريتم *PIB* و اتجاهها العام للخمس سنوات الماضية.

3.2.2. تشخيص النموذج المقدر: نهدف من خلال هذه المرحلة إلى اختبار قوة النموذج إحصائيا عبر النقاط التالية:

أولا. اختبار معنوية المعالم المقدرة :كون الاحتمال المقابل لمعاملات المتغيرات$\log YCT(-3)$ و$\log YCT(-4)$ اكبر من 0.05 فان معاملاتها معنويا لا تختلف عن الصفر،أما باقي معاملات المتغيرات المفسرة فهي معنوية إحصائيا.

- وتشير قيمة معامل التحديد (R^2) إلي ارتفاع القوة التفسيرية للمتغيرات المستقلة محل الاهتمام (0.94) .

- وفقا لهذه النقاط تكون الصيغة القياسية المثلى للنموذج هي:

$$U_t^c = 0.59U_{t-1}^c - 1.28U_{t-3}^c + 0.79U_{t-4}^c - 0.89U_{t-5}^c + 1.03Y_t^c - 3.85Y_{t-1}^c + 3.34Y_{t-2}^c - 1.46Y_{t-5}^c$$

نتائج التقدير كانت كما يلي:

U^c_{t-i}	b_{t-i}	Y^c_{t-i}	c_{t-i}
U^c_{t-1}	0.59	Y^c_{t-0}	1.03
U^c_{t-2}	0	Y^c_{t-1}	-3.85
U^c_{t-3}	-1.28	Y^c_{t-2}	3.34
U^c_{t-4}	0.79	Y^c_{t-3}	0
U^c_{t-5}	-0.89	Y^c_{t-4}	0
$\sum_{i=1}^{5} b_{t-i}$	-0.79	Y^c_{t-5}	-1.46
		$\sum_{i=0}^{5} c_{t-i}$	-0.94

و منه يكون الأثر على الأمد الطويل يساوي:

$$\alpha_{LT} = \frac{\sum_{i=0}^{k} c_{t-i}}{1-\sum_{i=1}^{k} b_{t-i}} = \frac{-0.94}{1-(-0.79)} \approx -0.53$$

ثانيا. اختبار عدم ارتباط البواقي : الإحصائية $DW = 1.87$ تشير إلى عدم وجود ارتباط البواقي من الدرجة الأولى.

ثالثا.اختبار مضاعف 'لاغرانج' للارتباط التسلسلي بين البواقي :Multiplier Test of Lagrange. [Breush-Godfrey (*BG*)] Residual: باستعمال برنامج *Eviews 7.0* تحصلنا على :

الشكل رقم (31.4) :نتائج اختبار*BG*.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	0.061745	Prob. F(3,4)		0.9773
Obs*R-squared	0.750783	Prob. Chi-Square(3)		0.8612
Dependent Variable: RESID				
Date: 11/27/10 Time: 23:50				
Sample: 1993 2009				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGUCT(-1)	0.106052	3.341844	0.031735	0.9762
LOGUCT(-3)	-0.021543	0.585278	-0.036808	0.9724
LOGUCT(-4)	0.102801	3.148210	0.032654	0.9755
LOGUCT(-5)	-0.021090	1.192834	-0.017681	0.9867
LOGYCT	-0.049311	1.282554	-0.038448	0.9712
LOGYCT(-1)	-0.174811	6.531229	-0.026765	0.9799
LOGYCT(-2)	0.243160	9.495857	0.025607	0.9808
LOGYCT(-3)	0.009019	0.766119	0.011773	0.9912
LOGYCT(-4)	-0.021424	0.940966	-0.022768	0.9829
LOGYCT(-5)	-0.069194	2.177746	-0.031773	0.9762
RESID(-1)	-0.071472	5.222045	-0.013687	0.9897
RESID(-2)	-0.297426	2.816115	-0.105616	0.9210
RESID(-3)	-0.117051	1.300016	-0.090038	0.9326

المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

يشير إحصاء اختبار*LM" BG* "إلي خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي (من اجل P=3) حيث أن الاحتمال المقابل لقيمة F اكبر من القيمة الحرجة : ($prob = 0.97 \rangle 0.05$) ومنه لا نرفض فرضية العدم.

رابعا.اختبار الانحدار الذاتي المشروط بعدم ثبات التباين (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) (*ARCH*): وهو يستعمل لاختبار فرضية العدم التي تقرر بثبات تباين حد الخطأ العشوائي (Homoscedasticity) و يتم ذلك من خلال تقدير النموذج التالي :

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{P} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \ldots\ldots\ldots (27.4)$$

بالاعتماد على اختبار فيشر F أو مضاعف لاغرانج $LM = n \times R^2$ يمكن قبول أو رفض فرضية العدم.

– يمكن استعمال مباشرة برنامج *Eviews 7.0* لتفعيل هذا الاختبار حيث نتحصل على النموذج التالي:

الشكل رقم (32.4) :نتائج اختبار *ARCH*

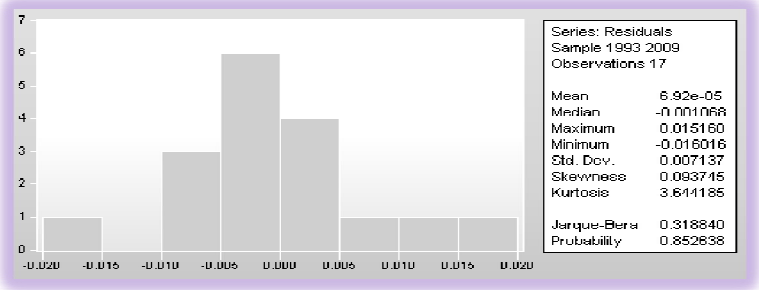
Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	0.717937	Prob. F(5,6)		0.6333
Obs*R-squared	4.491931	Prob. Chi-Square(5)		0.4810
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 11/27/10 Time: 23:51				
Sample (adjusted): 1998 2009				
Included observations: 12 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000151	7.02E-05	2.157470	0.0743
RESID^2(-1)	-0.434685	0.326601	-1.330938	0.2315
RESID^2(-2)	-0.470963	0.342615	-1.374612	0.2184
RESID^2(-3)	-0.516931	0.342268	-1.510311	0.1817
RESID^2(-4)	-0.248379	0.349917	-0.709821	0.5045
RESID^2(-5)	-0.385001	0.328015	-1.173731	0.2850

المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

من خلال الشكل نجد أن :كل معاملات النموذج لا تختلف معنويا عن الصفر (كل الاحتمالات المقابلة للمعاملات اكبر من 0.05،كما أن الاحتمال القابل لإحصائية فيشر اكبر من0.05 ($prob = 0.63 \rangle 0.05$) وعليه تشير إحصائية *ARCH* إلي عدم رفض فرضية العدم القائلة بثبات تباين حد الخطأ العشوائي (Homoscedasticity) في النموذج المقدر.

خامسا. اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي: باستعمال برنامج *Eviews 7.0* نجد:

الشكل رقم (33.4) :نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي.



المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

اختبار 'جاك– بيرا' "Jarque-Bera " :

لدينا من الشكل الاحتمال المقابل للإحصائية JB اكبر من 0.05 ومنه نقبل فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي (H_0) بمعنوية 5%.

سادسا. تحليل دالة الارتباط الذاتي للبواقي :

الشكل رقم (34.4) :نتائج دالة الارتباط الذاتي للبواقي.

Correlogram of Residuals

Date: 01/02/11 Time: 22:56
Sample: 1993 2009
Included observations: 17

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.088	0.088	0.1563	0.693
		2	-0.142	-0.151	0.5930	0.743
		3	-0.071	-0.045	0.7095	0.871
		4	-0.440	-0.466	5.5270	0.237
		5	0.080	0.182	5.6995	0.337
		6	0.074	-0.157	5.8599	0.439

المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

اختبارLjung-Box-Pierce : يسمح بالتحقق من أن السلسلة عبارة عن تشويش ابيض، أي التحقق من عدم ارتباط البواقي، ثبات التباين، طبيعية الأخطاء في آن واحد .

لدينا من الشكل السابق إحصائية LB تساوي $Q = 22\,(22+2)\sum_{k=1}^{6}\frac{\hat{p}_k^{\,6}}{n-k} = 5.85 \langle \chi^2_{1-\alpha}$ وكذلك $prob = 0.43 \rangle 0.05$ ،و منه نقبل بفرضية التشويش الأبيض (Bruit Blanc) للبواقي التي تقرر أن كل معاملات دالة الارتباط الذاتي لا تختلف عن الصفر .

سابعا. اختبار الارتباط بين المتغيرات المفسرة (اختبار "Klein"): من مصفوفة معاملات الارتباط بين المتغيرات المفسرة[1] نلاحظ انه كل معاملات الارتباط البسيطة بين مختلف المتغيرات المفسرة اصغر من معامل التحديد للنموذج و عليه لا توجد مشكلة التعدد الخطي بين المتغيرات.

ملاحظة :من بين الطرق التي تلغي مشكلة التعدد الخطي بين المتغيرات المفسرة إن وجد، هو اختيار النموذج الذي يعطي أدنى قيمة لمعايير AIC وSC و HQ وهو ما قمنا به، وهو ما يؤكد خلو النموذج من هذا المشكل .

ثامنا. اختبار مدى ملائمة تحديد أو تصميم النموذج المقدر من حيث الشكل الدالي لهذا النموذج [Ramsey (*RESET*)]:(Regression error specification test) : يمكن استعمال مباشرة برنامج *Eviews 7* لتفعيل هذا الاختبار حيث نتحصل على النموذج التالي:

[1] انظر الملحق رقم(8).

الشكل رقم (35.4) :نتائج اختبار *RESET*

Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Specification: LOGUCT LOGUCT(-1) LOGUCT(-3) LOGUCT(-4) LOGUCT(-5) LOGYCT LOGYCT(-1) LOGYCT(-2) LOGYCT(-3) LOGYCT(-4) LOGYCT(-5)
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.171862	6	0.8692
F-statistic	0.029537	(1, 6)	0.8692
Likelihood ratio	0.083482	1	0.7726

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	3.99E-06	1	3.99E-06
Restricted SSR	0.000815	7	0.000116
Unrestricted SSR	0.000811	6	0.000135
Unrestricted SSR	0.000811	6	0.000135

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	60.41488	7
Unrestricted LogL	60.45662	6

Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: LOGUCT
Method: Least Squares
Date: 11/27/10 Time: 23:52
Sample: 1993 2009
Included observations: 17

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGUCT(-1)	0.579428	0.282818	2.048763	0.0864
LOGUCT(-3)	-1.278252	0.173168	-7.381571	0.0003
LOGUCT(-4)	0.778221	0.315991	2.462799	0.0489
LOGUCT(-5)	-0.894931	0.200982	-4.452795	0.0043
LOGYCT	1.033217	0.222435	4.645023	0.0035
LOGYCT(-1)	-3.821505	0.863949	-4.423300	0.0045
LOGYCT(-2)	3.290767	1.120531	2.936794	0.0261
LOGYCT(-3)	-0.625756	0.628426	-0.995751	0.3578
LOGYCT(-4)	0.948205	0.689709	1.374791	0.2183
LOGYCT(-5)	-1.460328	0.538627	-2.711207	0.0350
FITTED^2	-0.381526	2.219955	-0.171862	0.8692

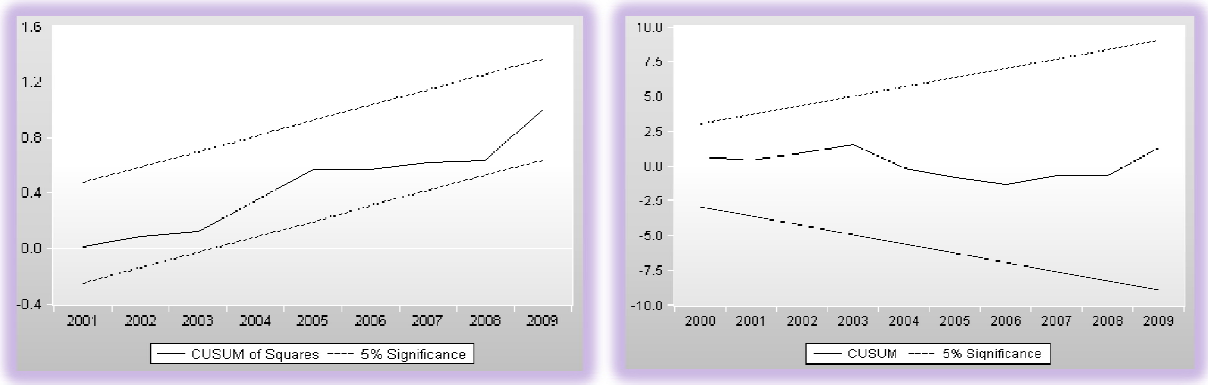
المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

بما أن قيمة الاحتمال المقابل لقيمة F هو $prob = 0.86 \rangle 0.05$ ،ومنه يشير إحصاء اختبار *RESET* إلي صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج المستخدم.

تاسعا. اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات النموذج: يتم اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج خلال فترة الدراسة. ولتحقيق ذلك سوف يتم استخدام كل من اختبار المجموع التراكمي للبواقي المتكررة Cumulative Sum of Recursive Residual (*CUSUM*)،و اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المتكررة Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals (*CUSUMSQ*).

ويتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة إذا وقع الشكل البياني لإحصاء كل من *CUSUMSQ* و *CUSUM* داخل الحدود الحرجة عند مستوي معنوية 5 % .

شكل رقم (36.4):الأشكال البيانية لإحصائية كل من *CUSUMSQ* و *CUSUM* لاستقرار معاملات النموذج المختار.

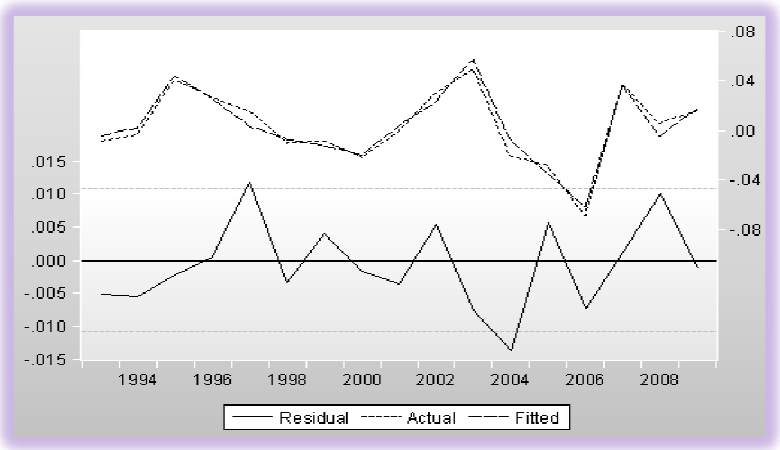


المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

ويتضح من الشكل رقم (36.4) أن المعاملات المقدرة للنموذج مستقرهيكلي ًا عبر الفترة محل الدراسة، حيث وقع الشكل البياني لإحصاء الاختبارين المذكورين لهذا النموذج داخل الحدود الحرجة عند مستوي معنوية 5 %.

عاشرا. اختبار الأداء التنبؤي للنموذج المقدرنظر ً ا لأن جودة النتائج المقدرة تعتمد علي جودة الأداء التنبؤي لنموذج، فإنه يجب التأكد من أن هذا النموذج يتمتع بقدرة جيدة علي التنبؤ خلال الفترة الزمنية للتقدير، هذا الأداء الجيد يمكن تتبعه بمجرد النظر إلي الشكل رقم (37.4) الذي يوضح سلوك القيم الفعلية والمقدرة لفجوة البطالة ، حيث نجدها عموما متطابقة، ومن ثم يمكن الاعتماد علي نتائج هذا النموذج لأغراض السياسات الاقتصادية .

الشكل رقم (37.4) :القيم الفعلية و المقدرة لفجوة البطالة.



المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

3.2. التحليل الاقتصادي لنتائج التقدير: الصيغة القياسية المثلى للنموذج هي :

$$U_t^c = 0.59U_{t-1}^c - 1.28U_{t-3}^c + 0.79U_{t-4}^c - 0.89U_{t-5}^c + 1.03Y_t^c - 3.85Y_{t-1}^c + 3.34Y_{t-2}^c - 1.46Y_{t-5}^c$$

يتضح من هذه الصيغة ما يلي:

– وجود أثر موجب و قوي معنويا لفجوة معدل البطالة المتأخر بسنة و أربع سنوات علي فجوة البطالة الحالي(معدل البطالة الظرفي) ،ويعني هذا أن زيادة معدل البطالة الظرفية المتأخر بسنتين بنقطة واحدة أو معدل البطالة الظرفية المتأخر بأربع سنوات بنقطة واحدة سوف تؤدي إلى زيادة معدل البطالة الظرفي بحوالي0.59،0.79 وحدة على التوالي.

– وجود أثر سالب و قوي معنويا لمعدل البطالة الظرفي المتأخر بثلاث و خمس سنوات علي معدل البطالة الظرفي الحالي، ويعني هذا أن زيادة معدل البطالة الظرفي المتأخر بثلاث سنوات أو خمس سنوات سوف تؤدي إلى انخفاض معدل البطالة الظرفي بحوالي 1.28 ، 0.89 وحدة على التوالي في الأجل القصير.

– وجود أثر موجب و معنوي لفجوة الناتج الحالي علي معدل البطالة الظرفي الحالي ،حيث أن الزيادة في فجوة الناتج بنقطة واحدة تؤدي إلى زيادة فجوة البطالة الحالي بـ 1.03 نقطة.

– وجود أثر سالب (موجب) و قوي لفجوة الناتج للفترة الماضية(لفجوة الناتج المتأخرة بسنتين) علي معدل البطالة الظرفي في الأجل القصي، فقد بلغت القيمة المقدرة للتأثير بالنسبة للناتج الظرفي حوالي-3.85 (3.34)، ويعني هذا أن الزيادة في فجوة الناتج بنقطة واحدة سوف تؤدي إلي انخفاض (ارتفاع) فجوة البطالة بـ -3.85 (3.34) نقطة في الأجل القصير.

– وجود أثر سالب ومعنوي للـ*PIB* الظرفي المتأخر بخمس سنوات علي البطالة الظرفية . فقد بلغت القيمة المقدرة للتأثير حوالي-1.46، ويعني هذا أن الزيادة في الناتج الظرفي بوحدة واحدة سوف تؤدي إلى انخفاض فجوة البطالة الحالية بـ 1.46 نقطة.

– وجود أثر سالب للـ*PIB* الظرفي (فجوة الناتج *"output gap"*) علي البطالة الظرفية (فجوة البطالة) في الأجل الطويل .حيث أن تأثير تطور الناتج الظرفي على البطالة الظرفية في الأجل الطويل(معامل 'أوكن' في الأجل الطويل) هو:

$$\alpha_{LT} = \frac{\sum_{i=0}^{5} c_{t-i}}{1-\sum_{i=1}^{5} b_{t-i}} = \frac{-0.94}{1-(-0.78)} \approx -0.53$$

– ويعني هذا أن نمو فجوة الناتج بنقطة واحدة سوف تؤدي إلى انخفاض البطالة الظرفية(écarte du chomage) بـ 0.53 نقطة في الأجل الطويل، بمعنى أن معدل البطالة الفعلي يقترب من معدل البطالة الطبيعي بحوالي نصف نقطة إذا بقي معدل البطالة الطبيعي ثابت.

3. التفسير الاقتصادي للنتائج :

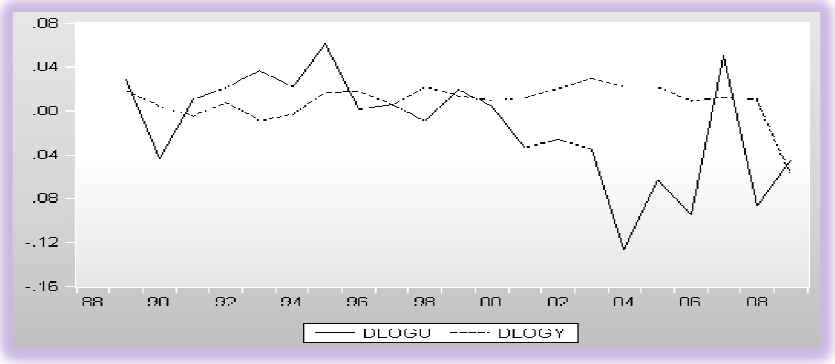
إن النتائج المتوصل إليها من خلال ما سبق تبدوا قياسية[1]، قد نجد تفسير لهذه النتائج حسب النظرية الاقتصادية كما يلي:

– وفقا للنظرية الكينزية هي تعرض الاقتصاد الجزائري إلى صدمات الطلب الايجابية الذي يعني زيادة مفاجئة وكبيرة في الطلب الكلي نتيجة تحسن الوضع الاقتصادي في البلد من خلال السياسات المطبقة (تسمى سياسات إنعاش الطلب)، ينجم عنها زيادة الأسعار نتيجة محدودية العرض الكلي مقارنة بفائض الطلب يترتب عن هذا زيادة إنتاج المؤسسات لزيادة أرباحها، أين يتطلب هذا الأخير زيادة مدخلات الإنتاج المتمثلة في التوظيف و عليه انخفاض مستوى البطالة.

– قد نجد تفسيرا آخر لذلك هو انه مع زيادة التضخم في الجزائر (زيادة مستوى الأسعار) الملاحظ خلال فترة الدراسة و الجمود النسبي للأجور بسبب تعرض العمال للوهم النقدي (illusion monétaire) – بمعني أنهم لا يأخذون في الحسبان الزيادات في الأسعار و الذي يدل على أن توقعاتهم تكون خاطئة (غير رشيدة) اتجاه تطور الأسعار–حسب نظرية "Friedman" أو ضعف قوة تفاوض النقابة حسب نظرية تفاوض الأجور، مما يعني تزامن ارتفاع أسعار المنتوجات مع انخفاض الأجر الحقيقي للعمال، من جهة أخرى فان المؤسسات تستغل هذه الفرصة بزيادة مستوى الإنتاج بسبب زيادة الأسعار لزيادة أرباحها و الذي يتطلب زيادة مستوى التوظيف و منه انخفاض معدل البطالة.

– إلا انه نتيجة للمعطيات التي بحوزتنا فان معدلات البطالة شهدت انخفاضات مهمة في الفترات الأخيرة فكما رأينا في الفصل السابق من معدلات تقارب 30% في أواخر التسعينيات إلى معدلات تقارب 10% أواخر سنة 2000، إلا أن معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي لم يشهد سوى بعض الزيادات الطفيفة في معدل نموه خلال الفترة، و لتبيين ذلك يكون من المفيد إعادة رسم الشكل رقم (5.3) للفصل السابق.

الشكل (38.4): تطور معدل نمو الـ*PIB* و البطالة خلال فترة الدراسة.



المصدر:من اعداد الطالب، بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*.

[1] حسب دراسة 'دورند' و 'بوردن' على مجموعة *EU* فان قيمة المرونة في الأجل الطويل لعلاقة 'أوكن' بلغت أقصى قيمة لها في فنلندا (–0.34%)، أما بالنسبة لعلاقة 'غوردن' في بلجيكا وبلغت –0.09.

يظهر في الشكل التالي أن منحنى تطور معدل نمو الـ*pib* الحقيقي خلال فترة الدراسة يأخذ تقريبا الشكل الأفقي عكس منحنى معدل نمو البطالة الذي يشهد انخفاضات مهمة.

-وعليه قد نجد أن هذه التفسيرات الاقتصادية قد لا تنطبق على حالة الجزائر، ما يلاحظ في الجزائر في السنوات الأخيرة هو إقحام الشباب الذي يمثل اكبر نسبة من البطالين (65%) في العمل من جراء اعتماد برنامج الإدماج المهني الذي يقضي بإقحام البطالين في المؤسسات، و الذي لا يشكل عائق(أي تكاليف) لها مهما كان العدد لان اجر هؤلاء يكون من طرف الدولة حسب هذا البرنامج، من جهة أخرى تنمية مشاركة المرأة في العمل التي كانت تمثل اكبر نسبة من البطالة، أين أعطي لها الحق بـ75% في العمل خلال المخطط الخماسي الأخير-حسب تصريحات الحكومة-.

و لهذا فان النسبة 3.2% لا تعود إلى نمو الـ*pib* وحده، وإنما النسبة الكبيرة من هذا الانخفاض في معدل البطالة خلال الفترة يعود إلى البرنامج المطبق الذي قامت به الحكومة للتخفيف من حدة البطالة وما ينجم عليها من آثار.

- و الدليل على ذلك هو من خلال تحليل الإحصائيات الخاصة بمعدل التشغيل و معدل نمو الإنتاجية المتوسطة (الإنتاج لكل عامل)[1] أين يظهر أن زيادة معدلات التشغيل يترافق مع انخفاض معدل إنتاجية العمل، أي أن زيادة التوظيف تزامن مع انخفاض معدل الإنتاجية مما يؤدي إلى تعويض الانخفاض في الإنتاجية بالزيادة في اليد العاملة .

* يمكن استعمال النتائج التي توصلنا إليها للتنبؤ بمعدل النمو اللازم للوصول إلى معدل البطالة الطبيعي للخمس سنوات القادمة "في الأجل الطويل" (توافق هذه الفترة المخطط الخماسي الذي أطلقته الجزائر الذي يمتد من أواخر سنة 2009 إلى غاية سنة 2014)، من خلال ما سبق نجد أن:

- حسب معادلة الاتجاه العام للبطالة رقم (23.4) نجد أن معدل البطالة الطبيعي سنة 2014 يكون :

$$\log U_t = 0{,}0167 \cdot (2014) - 0{,}07 \cdot (14) - 31{,}96 = 0.6938 \Rightarrow U_t = 4.94$$

من خلال علاقة 'أوكن' الديناميكية (النموذج الأول) فان زيادة نمو الناتج بـ1% تؤدي إلى انخفاض البطالة بـ 3.2% في الأجل الطويل (خمس سنوات)، لدينا معدل البطالة سنة2009 هو 10.2% أما الطبيعي سنة 2014 يكون4.94 % ومنه معدل انخفاضه هو: $\frac{4.94-10.2}{10.2} \simeq -0.52$ أي -52%، رأينا من قبل أن زيادة النمو بـ1% يؤدي إلى تخفيض معدل البطالة بـ3.2%، أما لتحقيق معدل البطالة الطبيعي 4.94% سنة 2014 لابد من تحقيق معدل نمو للـ*pib* قدره: $\frac{52}{3.2} = 16.25\,\% = 0.1625$.وهو معدل نمو الناتج اللازم للوصول إلى معدل البطالة الطبيعي، أين نجد أن قيمة الناتج (بالمليار دينار) هي:

$$\frac{pib_{2014} - pib_{2009}}{pib_{2009}} = \frac{pib_{2014} - 4948.4}{4948.4} = 0.1625 \Rightarrow pib_{2014} \approx 5752.515$$

وهو مستوى الناتج اللازم لمعدل البطالة الطبيعي.

[1] انظر الملحق رقم (2).

– لدينا مستوى الناتج الطبيعي سنة 2014 بالاستعانة بمعادلة الاتجاه العام للناتج رقم (21.4) هو (بالمليار دينار) :

$$\log Y_{2014} = -19.32 + 0.0115 \cdot (2014) = 3.841 \Rightarrow Y_{2014} = 6934.426$$

ومنه فان معدل نمو الـpib الطبيعي لسنة 2014 هو: $\frac{pib_{2014} - pib_{2009}}{pib_{2009}} = \frac{6934.426 - 4948.4}{4948.4} \approx 0.4$ ، أي 40%.

– وعليه من خلال النتائج التي توصلنا إليها نجد أن معدل النمو الاقتصادي اللازم للوصول إلى معدل البطالة الطبيعي (4.94) سنة 2014 هو 16.25%، و الذي يمثل حوالي 40% من معدل النمو الطبيعي للناتج خلال هذه السنة أي : $\frac{16.25}{40} \approx 0.4 \approx 40\,\%$.

خلاصة الفصل الرابع :

استهدف هذا الفصل قياس أثر النمو الاقتصادي علي البطالة في الأجلين القصير والطويل في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة 1988-2009 ، ولتحقيق هذا الهدف تم تطبيق علاقة 'أوكن' الديناميكية التي تستلزم إدخال في النموذج المتغيرات بتأخيرات زمنية، في المرحلة الأولى، ثم بعدها تم تقدير علاقة 'أوكن' المطورة من طرف 'غوردن' الديناميكية وذلك بهدف تقدير مرونات الأجلين القصير و الطويل، وتتلخص أهم نتائج هذه الدراسة في الآتي:

- وجود أثر موجب و معنوي لمعدلات البطالة لفترات متأخرة علي معدل البطالة الحالي في النموذجين.أي أن معدل البطالة في الفترة (t) يرتبط بمعدل البطالة في الفترات السابقة(t-i) وعموما يتناسب طرديا معها،إن هذه العلاقة تظهر شيئا مهما وهو الطبيعة الحركية للبطالة أي أن بطالة الفترة الحالية تتوقف على بطالة الفترة السابقة.
- إن آثار التغير في نمو الناتج على البطالة لا يكون فوريا في النموذج الأول،بمعنى أن :
- معدل نمو الـpib في الفترة t لا يؤثر على معدل نمو البطالة في نفس الفترة في النموذج الأول،كما انه يكون عالي التأثير في الفترات المتأخرة زمنيا.
- وجود أثر سالب ومعنوي لمعدلات نمو الـpib على البطالة في النموذجين، في الأجل الطويل (و الأجل القصير). حيث وجدنا أن مرونة البطالة بالنسبة لنمو الناتج تقدر بـ -3.2% في النموذج الأول ،و 0.53- نقطة في النموذج الثاني.

أولاً . ملخص:

تعتبر الجزائر كغيرها من البلدان النامية التي تسعى إلى تخفيض نسب البطالة، من اجل ذلك وضعت الحكومة عدة تدابير لعل أهمها تحقيق معدلات نمو اقتصادي مقبولة ومستديمة، والتي سوف تؤدي إلى تخفيض معدلات البطالة على الأقل نظريا، جراء ذلك عملت السلطات الجزائرية على إيجاد السياسات الاقتصادية الكلية الكفيلة بتحقيق معدلات نمو اقتصادي مقبولة، فخلال المرحلة 1988 – 2009 (فترة الدراسة) طبقت الحكومات المتعاقبة جملة من الإجراءات أثرت كلها بشكل أو بآخر على سوق العمل، التي عموما انقسمت إلى مرحلين رئيسيتين: مرحلة علاج الاقتصاد من خلال إصلاحات جذرية، امتدت من 1988 إلى2000، أين كانت نتائجها مؤلمة على المجتمع الجزائري فقد كانت هذه الأخيرة شديدة و لم تكن في صالح الأسر الجزائرية التي انخفضت قدرتها الشرائية بشكل محسوس ناهيك عن ارتفاع عدد البطالين في الأسرة الواحدة و ما زاد من حدة هذه الآثار السلبية هو عدم تحقق الإقلاع الاقتصادي و لم تتحقق معدلات النمو التي كانت الحكومات تتوقعها من خلال برامجها السنوية. حيث أن متوسط المعدل السنوي للفترة 1990-2000 لم يتعدى 1.45%. بعدها لجأت الدولة لبرنامج الإنعاش الاقتصادي ابتداءا من سنة 2001 لتستجيب لمتطلبات أفراد المجتمع الملحة، خاصة توفير مناصب شغل جديدة و تحسين ظروفه المعيشية. من أجل ذلك، قامت الدولة بضخ -في إطار مخططات خماسية، يمتد كل طول فترة خمس سنوات- أموال من إيراداتها الناتجة من التقشف المفروض على الأسر الجزائرية خلال سنوات الإصلاحات و من ارتفاع أسعار البترول.

❖ نتائج الدراسة :

بعد الدراسة التي قمنا بها حول الموضوع والمعنون بـ : " **أمثلية البطالة تحت قيد أمثلية النمو الاقتصادي وفق قانون 'أوكن'– دراسة حالة الجزائر–**" ، تم التوصل إلى مجموعة من النتائج، وهي:

*** النتائج المتعلقة بالجانب النظري:**

1. إن رفع حجم العمالة يتوقف عند الكلاسيكيين الجدد على درجة مرونة السياسة الأجرية، حيث كلما كانت هذه الأخيرة مرنة أدت إلى تخفيض البطالة الاحتكاكية و عدم الرغبة في العمل و كذلك تؤدي إلى رفع الإنتاجية الحدية للعمل. بالعكس يرى الكينزيون في المقابل أن هناك أسبابا تحول دون أن تكون الأجور مرنة كاهتمام الأفراد بتطور الأجور الاسمية عن اهتمامهم بتطور المستوى العام للأسعار و الفرض المؤسساتي للأجر الأدنى و وجود النقابة إلى غير ذلك من العوامل، هذا من جهة. ظهور الركود التضخمي أعاد الجدال من جديد حول دور سوق العمل و دور الأجر الحقيقي في عملية التوازن من جهة أخرى.
2. إن المدرسة النقدية لا تنكر دور السياسة الظرفية في تخفيض معدل البطالة إلى المستوى الطبيعي، و عليه يجب التركيز حسب المدرسة على السياسة الاقتصادية الهيكلية الكفيلة بأن تخفض معدل البطالة الطبيعي.

3. بيّن الكينزيون المجددون كرد فعل للانتقادات الموجهة إليهم، أن فهم مقتضيات البطالة اللاإرادية يستوجب أولا و قبل كل شيء فهم الأسباب التي تجعل الأجور لا تنخفض (غير مرنة) إذا كان هناك فائض في سوق العمل. أي البحث في الأسباب التي تحول دون طلب العمل عند مستوى أجر أقل من الأجر التوازني و الأسباب التي تحول دون عرض البطال العمل بأجر أقل من أجر السوق.
4. بيّنت مختلف نظريات النمو أن النمو مرتبط بعامل تراكم رأس المال من جهة و زيادة الإنتاجية من جهة أخرى وهذا من خلال الابتكارات التي تسمح من رفعها، بحيث كل ابتكار يسمح بإعطاء دفع جديد للنمو، وعليه فإن محدداته تتمثل في كل من كمية العمل(حجم السكان النشيطين)تراكم رأس المال، رأس المال البشري، التطوير و الابتكار دون أن ننسى دور الدولة في تدعيمه.
5. السياسة التوسعية (سياسة الإنعاش الاقتصادي) سياسة فعالة في النظر الكينزي أما السياسة الفعالة في نظر النقديين هي التي تحارب التضخم. ترى في المقابل المدرسة الكلاسيكية المجددة أن السلطة التنفيذية لا تستطيع إبعاد البطالة الفعلية عن مستواها الطبيعي؛ بمعنى أن الإنعاش الظرفي للاقتصاد لا يمكن له أن يؤثر على البطالة لا في الأمد القصير و لا في الأمد الطويل.

*** النتائج المتعلقة بالجانب التطبيقي:**

استهدف هذا الجانب قياس أثر النمو الاقتصادي علي البطالة في الأجلين القصير والطويل في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة الممتدة من 1988-2009 ولتحقيق هذا الهدف تم تطبيق نموذج 'أوكن' الديناميكي و نموذج 'أوكن' المطور من طرف 'غوردن' بهدف تقدير مرونات الأجلين القصير و الطويل. وتتلخص أهم نتائج هذه الدراسة في الآتي:

1. فائدة التقنية الإحصائية للحصول على و التمييز بين البطالة الهيكلية أو الطبيعية (اتجاهها العام) و البطالة الظرفية (دورتها) من جهة، و حساب الناتج المحتمل أو الطبيعي (اتجاهه العام) و مستواه الظرفي من جهة أخرى.
2. وجود أثر موجب و معنوي لمعدلات البطالة لفترات متأخرة على معدل البطالة الحالي في النموذجين .أي أن معدل البطالة في الفترة (t) يرتبط بمعدل البطالة في الفترات السابقة($t-i$) وعموما يتناسب طرديا معها، إن هذه العلاقة تظهر شيئا مهما وهو الطبيعة الحركية للبطالة أي أن بطالة الفترة الحالية تتوقف على بطالة الفترة السابقة.
3. إن معدل نمو الـ *pib* في الفترة t لا يؤثر على معدل نمو البطالة في نفس الفترة في النموذج الأول، إلا انه يكون عالي التأثير في الفترات المتأخرة زمنيا.
4. وجود أثر سالب ومعنوي لمعدلات نمو الـ*pib* على البطالة في الأجل الطويل (و الأجل القصير) في النموذجين.
5. إن تغيرا طفيفا في الناتج المحلي، يؤدي إلى تغير حاد و في الاتجاه المعاكس في معدل البطالة، عندما يزيد الإنتاج معدل البطالة ينخفض بشكل معتبر.حيث وجدنا أن مرونة البطالة بالنسبة لنمو الناتج تقدر بـ -3.2% في النموذج الأول، و-0.53 نقطة في النموذج الثاني في الأجل الطويل.

6. من خلال النتائج المتوصل إليها يمكن استنتاج أن: معدل البطالة الطبيعي لسنة 2014 (نهاية المخطط الخماسي الثالث) يقدر بـ 4.94، أما معدل نمو الناتج الطبيعي لسنة 2014 هو 40%، أما معدل النمو الاقتصادي اللازم للوصول إلى أدنى مستوى من البطالة حسب النموذج الأول سنة 2014 يقدر بـ 16.25%. و الذي يمثل حوالي 40% من معدل النمو الطبيعي للناتج خلال هذه السنة.

ثانياً . إختبار الفرضيات:

- **الفرضية الأولى:** يرجع رواد المدرسة النقدية و رواد المدرسة الكلاسيكية المجددة "NMC"، سبب تزامن الزيادة في وتيرة التضخم ووتيرة البطالة مع نهاية سنوات الستينات من القرن التاسع عشر، إلى التوقعات التكييفية (المدرسة النقدية) أو التوقعات الرشيدة (المدرسة الكلاسيكية المجددة). أي أن السلوك الرشيد للأعضاء الفاعلين في الاقتصاد و المتمثل في توقع آثار أي سياسة اقتصادية على النشاط الاقتصادي هو الذي يحول دون فعالية السياسة الاقتصادية في تخفيض معدل البطالة على الأقل في الأمد الطويل بالنسبة للمدرسة النقدية و في الأمدين القصير و الطويل بالنسبة لمدرسة التوقعات الرشيدة، وعليه إذا انحرفت البطالة عن مستواها الطبيعي، فالسبب يعود إلى العوامل الاقتصادية غير المتوقعة (الصدمات العشوائية) و ليس إلى تدخل الدولة في الاقتصاد.
- **الفرضية الثانية:** اغلب النماذج التقليدية للنمو ركزت على المردودية الحدية لمخزون رأس المال المرتبطة بمعدل الادخار مما يفسر إهمالها لتأثيرات المتغيرات الخارجية على النمو، الأداء الضعيف لنظريات النمو النيوكلاسيكية في تفسير مصادر النمو طويل الأجل دفع بظهور فكر جديد لتحليل معدلات النمو في المدى الطويل، التي تخلصت من فرض النيوكلاسيك القائم على تناقص العوائد الحدية لرأس المال المستثمر، حيث أنها سمحت بزيادة عوائد الحجم في الإنتاج الكلي، أين كان التركيز على دور العوامل الخارجية في تحديد معدل العائد على رأس المال المستثمر، و التي تتمثل في رأس المال البشري ، المعرفة العلمية ، الإنفاق العمومي و غيرها.
- **الفرضية الثالثة:** يمكن الحصول على العلاقة العكسية بين معدلات النمو الاقتصادي و البطالة نظريا من خلال دمج منحنى العرض الكلي بمنحنى 'فيلبس' المطور. حيث من خلال منحنى 'فيلبس' معدل بطالة ضعيف يوافق تضخم مرتفع، وفي نفس الوقت عند نفس معدل التضخم بالاعتماد على منحنى العرض الكلي، يكون مستوى الإنتاج مرتفع، و العكس، و عليه بجمع منحنيي 'فيلبس' والعرض الإجمالي في المدى القصير، نجد أن : معدل ضعيف من البطالة يوافق مستوى أعلى من الإنتاج و العكس ، أي وجود علاقة عكسية بين معدل البطالة ومستوى الإنتاج تسمى بعلاقة 'أوكن' و التي تعطي الإطار النظري العام لقانون 'أوكن'. من جهة أخرى يمكن الحصول على قانون 'أوكن' من خلال دالة الإنتاج ذات متغير عنصر العمل فقط.
- **الفرضية الرابعة:** من خلال الدراسة القياسية في الفصل الرابع وجدنا أن هناك علاقة قوية بين زيادة النمو و انخفاض البطالة خاصة في الأجل الطويل وهي ما تؤكد علاقةأو' كن' على حالة الجزائر.

- **الفرضية الخامسة:** من خلال تحليل البيانات و الأشكال الخاصة بالبطالة و النمو في الفصل الثالث تبين أن سياسة الإنعاش المطبقة منذ سنة2001 في الجزائر كان لها وقع كبير على تغيير معدلات البطالة. إن تطبيق سياسة اقتصادية توسعية عن طريق زيادة الإنفاق الحكومي (برنامج الإنعاش الاقتصادي)، ستعمل بفعل آثار مضاعف الإنفاق على زيادة الطلب مما يؤدي إلى زيادة الاستثمار و الإنتاج في القطاعات الأخرى مما يؤدي إلى زيادة التشغيل(النظرية الكينزية). تؤدي هذه السياسة إلى انخفاض معدل البطالة. إلا أنه في المقابل سترتفع القيم الاسمية للمتغيرات الكلية التي تعمل بدورها على رفع مستوى البطالة الطبيعي (نظرية فريدمان) مما يضعف من قدرة التشغيل في الجهاز الإنتاجي.
- **الفرضية السادسة:** من خلال النتائج المتحصل عليها نجد أن معدل النمو اللازم للوصل إلى معدل البطالة الطبيعي البالغ 4.94 في الأجل الطويل هو 16.25 % . والذي يمثل حوالي 40% من معدل النمو الطبيعي للناتج لسنة 2014 .

ثالثاً . مقارنة النتائج المتوصل إليها مع نتائج الدراسات السابقة:

بمقارنة الدراسات السابقة التي اهتمت بدراسة علاقة 'أوكن'- و بالاعتماد على المعطيات فيما يخص معدلات البطالة و النمو الاقتصادي - وجدنا أن النتائج التي توصلنا إليها قياسية ومبالغ فيها، مقارنة بهذه الدراسات. فمن خلال دراسة "Durand " و "Bourdon " على مجموعة *EU* فان قيمة المرونة في الأجل الطويل لعلاقة 'أوكن' بلغت أقصى قيمة لها في فنلندا (-0.34%)، أما بالنسبة لعلاقة 'غوردن' في بلجيكا وبلغت -0.09. كما أن مختلف الدراسات التجريبية للعلاقة،التي جاءت في الفصل الثالث العنصر (3.1.3) قد كانت أقصى قيمة مقدرة لمرونة البطالة بالنسبة للناتج - حسب دراسة " Revenga " و "Bentalia" لعلاقة 'أوكن' على دول منظمة التعاون الاقتصادي و التنمية (OCDE)- تخص المملكة المتحدة (-0.574) ، بينما كانت أدنى قيمة مقدرة لهذه المرونة تخص اليابان (-0.12).وهذا إن دلّ على شيئ إنما يدل على تمتع هذه الدول بمعدلات نمو اقتصادي كبيرة خلال السنة و معدلات بطالة قليلة وهذا عكس حالة الجزائر تماما. ومن جهة أخرى بالنسبة للدراسات التي تناولت نفس القانون على حالة الجزائر نجد أن بعضها ينفي تماما قانون 'أوكن' كدراسة بوصفي كمال (مذكرة دكتوراه) أين وجد أن قيمة المرونة موجبة و السبب يعود إلى فترة الدراسة أين قدّر الباحث هذه المرونة في الفترة من 1990 إلى 2001 التي توافق فترة الإصلاح الاقتصادي، أو إلى تطلب معدل نمو اقتصادي كبير جدا للوصول إلى معدل البطالة الطبيعي كدراسة مختاري فيصل توصل إلى أن معدل النمو الاقتصادي الذي يثبت معدل البطلة خلال السنة هو 5.4% .أو دراسة الد.البشير عبد الكريم ووصل إلى أن معدل النمو الاقتصادي اللازم للاستخدام الكامل لليد العاملة لسنة2000 (معدل البطالة المعدوم) هو 138% ،و السبب يعود أيضا إلى فترة الدراسة.

رابعاً . التوصيات:

من خلال دراستنا لهذا الموضوع، تبين لنا بعض مناطق الضعف في الاقتصاد الوطني، لذلك سوف نحاول وضع مجموعة من التوصيات والتي ربما تكون الحل المناسب في نظرنا، وهي:

- **تحسين النظام الإحصائي الجزائري** : ضرورة توفير قاعدة بيانات أساسية متكاملة عن مشكلة البطالة في الجزائر تراعي التعريفات و المصطلحات و القياسات و المعايير الدولية المتعارف عليها بما يمكن من إنجاز إجراءات مقارنة وواقعية غير متضاربة، خصوصا أن مسألة الإعلام الاقتصادي باتت ضرورة ملحة خاصة بالنسبة للقائمين على التخطيط والتنبؤ المستقبلي لسلوكات الظواهر الاقتصادية و على رأسها البطالة كما نقترح على الديوان الوطني للإحصائيات ما يلي:

– أن يعد دوريا (على الأقل في كل ثلاثة أشهر) مجموعة من المعطيات الإحصائية حول ظاهرة البطالة، هذه المعطيات نراها ضرورية لكل تحليل تجريبي صارم عن هذه الظاهرة و أن تراعي ما يلي:

– بنية البطالة حسب المدة المستغرقة في البطالة .

– بنية البطالة من حيث مصدر مجيء البطال (طرد، جديد في سوق العمل، خروج إرادي من العمل).

– العدد الشهري من البطالين الجدد و عدد البطالين الذين وجدوا منصب شغل خلال هذا الشهر و الذين خرجوا من فئة السكان النشطين .

– بنية البطالة حسب الفرع و حسب القطاع القانوني (عام و خاص).

– مناصب الشغل الشاغرة شهريا أو على الأقل لكل ثلاثة أشهر.

– لحساب معدل النشاط يستلزم توفر معطيات عن السكان النشطين و مجموع السكان في سن العمل لكل ثلاثة أشهر على الأقل.

– يجب على الوزارة المعنية أن تعلن تفاصيل استعمال المبالغ المخصصة للبطالة، على الأقل كل ثلاثة أشهر.

–البحث عن الطرائق المناسبة لمشاهدة كل أنواع التشغيل الأخرى، مثل العمل داخل البيوت أو بعض الأعمال المأجورة في القطاع الخاص، التي لا تغطيها المشاهدة الإحصائية الحالية. كما على الجهاز الإحصائي أن يسجل أيضا حتى البطالة التي تدخل في إطار ما يسمى بالبطالة التقنية أو عطل غير مأجورة.

- **تطبيق سياسات جدية تحقق نمو اقتصادي مستدام:** تتمثل أهم العناصر اللازمة لتحقيق نمو مستدام في الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج ومن ثم النمو الاقتصادي في الآتي:

–توفر المؤسسات على درجة عالية من الجودة: ويتطلب ذلك وجود عدة أمور منها: سيادة حكم القانون، ووجود درجة منخفضة من الفساد ، ومصداقية مرتفعة للحكومة في تنفيذ العقود.

– تنمية رأس المال البشري: ويتطلب ذلك العمل علي زيادة حجم الخدمات الصحية والتعليمية وتحسين جودتها وتكوين المهارات.

– وجود بيئة لسياسة اقتصادية كلية مواتية: وتتمثل عناصر هذه البيئة في وجود مستويات منخفضة لكل من الدين الخارجي والاستهلاك الحكومي، ووجود مستويات مرتفعة من الاحتياطيات الدولية.

– تنويع القاعدة الاقتصادية: وذلك من أجل خلق فرص عمل أكثر والحصول على مصادر متعددة للدخل.

- ضرورة الاهتمام بالصناعات التصديرية كثيفة العمل بجانب صناعات تحل محل الواردات و خاصة الصناعات التي تتميز فيها الجزائر بميزة تنافسية مثل الصناعات المشتقة من المحروقات، مع إعطاء الأولوية لتشغيل الطاقات العاطلة و تشجيع الصناعات الصغيرة في الريف و الحضر، وذلك من خلال التركيز على دور المؤسسات المتوسطة و المصغرة لإدماج الشباب في ميدان الشغل من خلال تسهيلات تقديم القروض،وبالتالي يمكن تنمية كفاءة مستوى تشغيل الموارد البشرية من خلال الاهتمام بالنظام التعليمي المهني والتدريبي لتسهيل عملية الإدماج في سوق العمل بمعطياته الحالية والمستقبلية بما يخدم أهداف إستراتيجية التنمية كثيفة العمل من جهة، وبما يحقق ترشيد الإنفاق والاستقرار النقدي من جهة أخرى.
- الاهتمام بقطاعات الخدمات الإنتاجي (مثل : النقل ، الاتصالات ، التجارة ، والتأمين ، والمطاعم والفنادق) وقطاعات الخدمات الاجتماعية (مثل:الإسكان، والخدمات الشخصية والاجتماعية ، والخدمات الحكومية.) حيث نجد انه في مختلف الدول النامية أن قطاع الخدمات يحتل النصيب الأكبر من إجمالي العمالة، أي أن هذا القطاع له طاقة استيعابية للعمالة أكبر بالمقارنة بباقي القطاعات الأخرىونظر ً ا معظم مشروعاتهذا القطا ع هي مشروعات صغيرة ومتوسطة، فيجب علي الحكومة إعطاء المزيد من الاهتمام لهذه المشروعات من أجل تحقيق معدلات مرتفعة من النمو، وذلك لتحقيق معدلات مرتفعة من العمالة.
- ضرورة اعتماد مبدأ التخطيط المستقبلي للعمالة مع الأخذ بعين الاعتبار البعدين: الكمي(العرض المتاح من القوة العاملة) و البعد الكيفي (التأهيل، التدريب، المستوى التعليمي...) وذلك على المستويين القطاعي و الإقليمي.
- ضرورة الاستفادة من تجارب الدول في مجال التشغيل خاصة تلك التي تتزامن مع تطبيق برامج الإنعاش الاقتصادي، والهادفة إلى إصلاح الخلل الاقتصادي الكلي المميز لأجل الدو ل النامية بما فيها الجزائر.

خامساً . آفاق البحث :

لقد تمت دراستنا لهدف رئيسي تمثل في معرفة كيفية التحكم و بالتالي التأثير على البطالة بالاعتماد على قانون أو' كن' أي ربط البطالة بالنمو الاقتصادي، وما تم إغفاله دون قصد هو وجود متغيرات أخرى قد تكون لها علاقة سببية قوية بالبطالة كالإنتاجية و التكنولوجيا و مستوى الأسعار و التضخم و أسعار المحروقات....الخ ، لذلك نرى نأّ موضوعنا لم ينتهي بعد وانّه مجال خصب للدراسة، وفي هذا المجال نقترح بعض المواضيع التي تبلغ أهمية كبيرة ، ومن أهمها:

- ✓ أثر المتغيرات النقدية والمالية على البطالة في الجزائر.
- ✓ إجراء مقارنة من خلال اختبار أثر العوامل المحلية(النمو الاقتصادي، إجمالي تكوين رأس المال الثابت الحقيقي) والعوامل الدولية (الصادرات السلعية، الواردات السلعية، الاستثمارات الأجنبية المباشرة) على البطالة في الأجلين القصير و الطويل
- ✓ دراسة العلاقة بين البطالة والناتج في الدول العربية باستخدام بيانات السلاسل الزمنية المقطعية The Panel Data لعينة مكونة من أهم الدول العربية .
- ✓ الدراسة التجريبية لعلاقة 'أوكن' على المستوى الجزئي أي الخاص بولايات محددة في الجزائر.

أولا: المراجع باللغة العربية:

❖ الكتب:

01. عبد الوهاب الأمي، **التنمية الاقتصادية** ،المشكلات و السياسات المقترحة مع الإشارة إلى البلدان النامية ، المكتب الجامعي الحديث ، الإسكندرية،2001.

02. ميشيل تودارو،ترجمة :محمود حسن / محمود حامد محمود، **التنمية الاقتصادية** ،دار المريخ ، المملكة العربية السعودية ، 2006 .

03. داود حسام و آخرون ،**مبادئ الاقتصاد الكلي** ، دار المسيرة للنشر و التوزيع، عمان ، الأردن، 2000 .

04. فليح حسن خلف، **التنمية والتخطيط الاقتصادي** ، عمان ، الأردن ، ط1 ، 2006 .

05. رمزي زكي، **الاقتصاد السياسي للبطالة، "تحليل لأخطر مشكلات الرأسمالية المعاصرة"**، عالم المعرفة، الكويت، 1998.

06. عبد المطلب عبد الحميد، **النظرية الاقتصادية (تحليل جزئي و كلي)**،الدار الجامعية ، الإسكندرية ، مصر ، 2006.

07. محمد عبد العزيز عجمية، إيمان عطية ناصف، **التنمية الاقتصادية –دراسات نظرية وتطبيقية–** قسم الاقتصاد. كلية التجارة– جامعة الإسكندرية ،2003.

08. حسين عمر، **الاستثمار و العولمة**، دار الكتاب الحديث، القاهرة، مصر، 2000 .

09. محمد مدحت مصطفى، سهير عبد الظاهر أحمد، **النماذج الرياضية للتخطيط والتنمية الاقتصادية**، مكتبة ومطبعة الإشعاع الفنية، مصر، 1999.

10. ضياء مجيد الموسوي ،**النظرية الاقتصادية ، التحليل الاقتصادي الكلي** ، ديوان المطبوعات الجامعية ، الجزائر، الطبعة 2005.

11. سالم توفيق النجفي، **أساسيات علم الاقتصاد**، الدار الدولية للاستثمارات الثقافية، مصر ، 2000 ، ص294.

❖ المجلات و التقارير:

01. مولود حشمان، عائشة مسلم ، **اتجاهات النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1990 -2004** . الموقع: http// :www.hms-koutla.net/Doc/Growth%20Algeria%20Hachmane%20M.pdf.

02. مجدي الشوربجي ،**أثر النمو الاقتصادي على العمالة في الاقتصاد المصري**، مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا ،العدد 6، جامعة حسيبة بن بوعلي بالشلف ، الجزائر، 2005.

03. مختاري فيصل، **العلاقة بين البطالة و النمو الاقتصادي و الآثار على السياسات الاقتصادية**، المركز الجامعي مصطفى اسطنبولي، معسكر،2008 . الموقع: www.kantakji.com/fiqh/Files/Economics/7841.doc. .

04. شيبي عبد الرحيم ، شكوري محمد ، **البطالة في الجزائر مقاربة تحليلية وقياسية** ، المؤتمر الدولي حول "أزمة البطالة في الدول العربية "، القاهرة ، جمهورية مصر العربية : 17-18 مارس 2008. الموقع:
http// :www.arab-api/jodep/products/abstracts/abstracts-v10-2.pdf.

05. قدي عبد المجيد، **الإصلاحات الاقتصادية في الجزائر، محاولة تقويمية**، Cahiers du CREAD n°61/ 3ème trimestre 2002 ،الجزائر،2002 .

06. الديوان الوطني للإحصائيات (O.N.S) ، من موقع الديوان: http://www.ons.dz/

❖ الأطروحات والمذكرات:

01. كمال بوصافي ، **حدود البطالة الظرفية و البطالة البنيوية في الجزائر خلال المرحلة الانتقالية**، أطروحة دكتوراه، عوم اقتصادية ، جامعة الجزائر، 2006 .

02. عبد الكريم تاج ،**نماذج النمو الاقتصادي –دراسة قياسية على الاقتصاد الجزائري–** ،مذكرة ماجستير،قسم العلوم الاقتصادية ، فرع الاقتصاد القياسي ، جامعة الجزائر ، 2003 .

03. عبد الحكيم سعيج ،**الناتج الوطني و النمو الاقتصادي–دراسة قياسية لحالة الجزائر–** مذكرة ماجستير، كلية العلوم الاقتصادية و علوم التسيير ،فرع اقتصاد قياسي ، جامعة الجزائر،2001 .

04. جلالي شرفي،**دراسة قياسية لمحددات مدة البطالة عند خريجي الجامعات**،مذكرة ماجستير، اقتصاد كمي ، جامعة الجزائر ، 2006-2007 .

05. صواليلي صدر الدين، **النمو و التجارة الدولية في الدول النامية**، أطروحة دكتوراه، قسم: العلوم الاقتصادية ،فرع : اقتصاد قياسي، جامعة الجزائر، 2006 .

06. مهدي كلو، **الخروج من البطالة نحو وضعيات مختلفة :دراسة حالة عينة من حملة الشهادات العليا**،مذكرة الماجستير ،تخصص الاقتصاد القياسي،جامعة الجزائر ، 2002-2003 .

07. عز الدين مخلوف،**دراسة قياسية لأثر الاستثمار الأجنبي المباشر على النمو الاقتصادي–حالة الجزائر–** ، مذكرة ماجستير، علوم اقتصادية ، تخصص اقتصاد كمي ، جامعة الجزائر ، 2006 .

08. مسعودي مليكة ، **البطالة و حلقة أسعار– أجور** ،مذكرة ماجستير، قسم العلوم الاقتصادية ، جامعة الشلف، 2007-2008 .

ثانيا: باللغة الأجنبية:

❖ *Ouvrages:*

01. Akerlof, G.A. and Yellen, J.L.,**Efficiency Wage Models of the Labour Market**, Cambridge University Press. Cambridge, 1986, England .

02. Jean Arrous, **Les théories de la croissance**, éditions du seuil, Paris, France, 1999 .

03. Patrick Arthuis, Muet Pierre Alain, **Théories du chômage** , Economica, Paris, 1997 .

04. Agnès Bènassy-Pierre Jacquet et autres, préface d'Olivier Blanchard, **Politique économique**, édition De Boeck Université, 1er édition, Belgique, 2004 .

05. Olivier Blanchard et Daniel Cohen , **Macroéconomie**,4eme édition, publié par Pearson Education France, paris , 2007.

06. Régis Bourbonnais**, économétrie**, 5 édition , édition Dunod , paris, Francs, 2004.

07. Michael Burda & Charles Wyplosz : **Macroéconomie : une perspective européenne**. Traduction de la 3ème édition par Jean Houard. Ed. DeBoeck université , Bruxelles , Belgique, 2003 .

08. Michael Burda & Charles Wyplosz, **Macroéconomie ,A l'échelle européenne**, traduction de la 4eme èditon anglaise par Stanislas Standaert , 4eme éditons , éditons De Boeck Univercity , Bruxelles, Belgique,2006.

09. Isabelle Cadoret-Catherine Benjamin et autres, **économétrie appliquée : méthode et application** , édition de Boeck université, 2eme édition , Belgique , 2009 .

10. Pierre Cahuc, Andrè Zylberberg, **Le marché du travail**, édition de Boeck université, 1er édition, Belgique, 2001.

11. Arture Charpentier, **cours de séries temporelles, Théorie et Application**, Dauphine, université de Parie , ENSAE, volume 2, 2005.

12. Arture Charpentier, **cours de séries temporelles, Théorie et Application**, Dauphine, université de Parie, volume1, ENSAE, 2005.

13. Philippe Darreau , **Croissance et politique économique** , 1er édition , édition De Boeck Université , Bruxelles, Belgique , 2003.

14. Gilbert Abraham-Frois, **Dynamique économique**, 7 édition, édition Dalloz, Paris ,France,1991 .

15. Gemieve GRANGEAS, Jean Marie LEPAGE, **Economie de l'emploi** , PUF: paris, France , 1993 .

16. Jean olivier hairault, **analyse macroéconomique**, 1er édition, édition la découvert et Syros, Paris, 2000 .

17. Mankiw N. Gregory, **Macroéconomie** , traduction de la 5eme édition américaine par Jean Houard, 3eme édition , édition De Boeck Univercity , Bruxelles, Belgique, 2003 .

18. A Perrot, **Les nouvelles théories du marché du travail**, Repères, La découverte, Paris,2001.

19. Robert J.Barro and Xavier Sala-I-Martin, **Economic Growth**, Library of Congress Cataloging-in-Publication Data, Second Edition, Cambridge, Massachusetts, London, England , 2004.

20. Abdelkader Sid Ahmed, **Croissance et développement (théorie et politique)**, tom 2, édition office publications universitaires, Alger, 1981 .

21. Brian Snowdon and Howard R. Vane, « **Modern Macroeconomics: Its Origins, Developpment and Current State** », Edward Elgar Publishing Limited, Cheltenham, UK , 2005.
22. Isabelle Waquet , Marc Montoussè , **Macroèconomie** , Brèal 2006 , Paris , France , 2006 .

❖ ***Theses et memoires:***

01. André Makutubu Balibwanabo , **vérification empirique de la loi d'okun « Cas de la RD Congo entre 1960-2000 »**, master en sciences économiques, Option de gestion financière, Université de Parie ,Juin 2008.
Cite :http// :www.mèmoireonline.com.
02. Ali Raad , **What Explains the Algerian Economic Growth Record?A Cross-Country Approach over the Period 1970-00**, Doctorat d'Etat in Economics, Algiers University, 2006 .

❖ ***Publications et Rapports:***

01. Andriansy A.Djstera , **Le role du capital humain dans la croissance :Le cas des économies émergences d'ASIE** ,dans le
cite :http://gdrdeveloppementtransition.org/papiers/jchd/DJISTERA.pdf .
02. Ambassade de France en Algérie -service économique régional- **Indicateurs économiques et financiers de l'Algérie**, D'après l'Office national des statistiques(ONS), Publication des services économique, Février 2010 .
cite : www.ambafrance-dz.org/IMG/pdf/ALG_fs_Indicateur_economique_et_financiers_02_10-3.pdf.
03. donnés du Bank mondial, CD 2005.
04. Ghislaine Destais, Céline Lecuyer, Gian Luigi Mazzi, **« L'estimation du produit potentiel et de l'écart de production de la zone euro basée sur un modèle VAR structurel »**, SESAME – XVèmes Journées, Rennes, 26 et 27 septembre 2005 .
Cite: colloquesesame 2005.univ-rennes1.fr/communication_sesame_fichiers/DESTAIS%20LECUYER%20MAZZI%20SVIO.doc.
05. Papa Lamine DIOP, **Estimation de La Production Potentielle de L'UEMOA**, UNION MON ETAIRE OUEST AFRICAIN, N° 506, Août/Septembre 2000.
Cite :www.bceao.int/internet/bcweb.nsf/files/er23.pdf/FILE/er23.pdf.
06. A . Durand « **Détermination d'une mesure de croissance potentielle pour le Luxembourg : application de la méthodologie des VAR structurels** » ; cellule de recherche en économie appliquée, document de travail n° 024 ,
Cite:www.sciencedirect.com .
07. Durand, J., Huchet-Bourdon. **« La loi d'Okun comme indicateur de dispersion des pays européens : peut-on parler de convergence des structures ? »** ; Communication , in Journées de l'Association françaises de sciences économiques ; Lille 26-27 , mai 2003 .
cite :www.lille1.fr/afsemedee/communications/huchetbourdon.marilyne.pdf.
08. Hénin.P.Y., Jobert.T., **« La persistance du chômage, caractérisation et mesure »**, Rapport d'Etude pour le Commissariat au plan, Convention n°18, 1999, document n°2.
Cite :annales.ensae.fr/anciens/n44/vol44-02.pdf..
09. Ho-Chuan Huang , Shu-Chin Lin, **Smouth-time-varying Okun's coefficients**, Departmente of Economics, Tamkang University,Taiwan,26 June 2007.
cite: www.elsevier.com/locate/econbas.

10. M LALLEMENT , **Les nouvelles théories de la relation d'emploi**, les cahiers français ,documentation française , N° 246 , Mai-Juin 1999.
cite :http://www.mage.cnrs.fr/CD GDRE Magepour Web/lallement.html.
11. Saib Musette, Hamouda Nacereddine, Evaluation des effets du (PAS) sur le marché du travail en Algérie, in :les cahiers du CREAD : Alger, N°46/47, 1er trimestre 1999,1999.
12. Pesaran M H. Shin Y.and Smith R J ,**Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Relationships** ,Journal of Applied Econometrics,(2001) .
cite :http// :www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/pss1.pdf .
13. Jean –paul simonnet, **la courbe de phillips .**
cite: http/:www.lyc-arsonval-brive.ac-limoges.fr/jp-simonnet/spip.php?page=la courbe de Philips.

❖ *Cite d'internet :*

01. (BIT) Bureau International de Travail , **définition du chomage**.
Cite : http://www.insee.fr/fr/methodes/defualt.asp?page=définitions/chomage-au-sens-du-bit,html.
02. Un peut d'èconomi, **La courbe de Beveridge**, dans le cite :http:// www.lyc-assonval-brive.ac-limoges.fr/un peut d'èconomie/spip.php?page=recherche= Beveridge.
03. http :// www.lyc-assonval-brive.ac-limoges.fr/jp-simonnet/spip.php?article155.
04. http:// www.lyc-assonval-brive.ac-limoges.fr/un peut d'èconomie/spip.php?page=recherche= Beveridge.
04. www.sciencedirect.com .
05. www.mèmoireonline.com.

الملحق رقم (1): النموذج العام للتوازن الاقتصادي الكلي عند النيوكلاسيك.

يفترض النموذج الكلاسيكي أن معادلة الإنتاج لكل مؤسسة i تكون خطية على الشكل التالي : $Y_i = AL_i$ أين Y_i و L_i هي على التوالي كمية الإنتاج و مستوى العمل في المؤسسة i، العامل A يمثل الإنتاجية المشتركة لكل المؤسسات، نقبل أن كل وحدة إنتاجية تقرر متغيرات خاصة بها (P_i, Y_i, L_i) باعتبار لا يوجد أي تأثير على الكمية الكلية في كل من Y و P التي تتبع القرارات الواردة من كل المؤسسات،هذه الفرضية توضح أن كل وحدة إنتاجية تبحث عن مجموعة الاختيارات في ظل التنافسية من أجل تحقيق توازنها،هو إذن توازن غير تعاوني، يسمى أيضا توازن 'ناش'، البرنامج للمؤسسة i يكتب كما يلي :

$$\underset{\{P_i, L_i, Y_i\}}{Max}\left(P_i Y_i - W L_i\right) \qquad S.C \qquad Y_i = \frac{\theta M_0}{(1-\theta)\cdot n}\left(\frac{P_i}{P}\right)^{-\sigma} \qquad \text{و} \qquad Y_i = AL_i$$

حيث أن : M_0 تمثل مخزون كمية النقود الأولي في الاقتصاد. $\theta \in]0,1[$:تمثل الميول (التفضيل) الحدي للاستهلاك (propension marginale à consommer) ، و σ : تمثل مرونة الإحلال بين الـ n سلعة منتجة.

-بافتراض أن كل مؤسسة i متخصصة في إنتاج منتوج Y_i ،نحصل على المستوى الأمثل للسعر P_i للمؤسسة i من خلال المعادلة التالية: $P_i = v.\frac{W}{A}$ مع $v = \frac{\sigma}{1-\sigma} \rangle 1$.

يظهر أن كل منتج يثبت سعره بضرب معدل الهامش v في الأجر الاسمي W المكمّش من طرف حد الإنتاجية A . المعلمة v تقيس قوة الاحتكار في سوق السلع الخاص بالمؤسسة i ، نجد أنه إذا كانت $v = 1$ ،فان كل السلع تكون قابلة للإحلال محل بعضها البعض بشكل تام و تكون المؤسسات في وضعية المنافسة التامة، بهذا الشكل يتأكد أنه من أجل مستوى معطى من الأجر، أسعار السلع ترتفع مع قوة الاحتكار للمنتجين.

- بافتراض أن الأجر الاسمي متساوي في كل المؤسسات، كما أن أسعار المنتجات تؤسس كلها على نفس القيمة التالية: $v.W/A$ ،في هذه الحالة نجد أن السعر الخاص بكل مؤسسة سيكون يساوي إلى قيمة مشتركة P

أين : $P = v.\frac{W}{A}$ ،لتكن لدينا n سلعة منتجة و منه فان: $Y_i = \frac{Y}{n}$ ،وعليه فان مستوى العمل الكلي يساوي إلى : $n \cdot L_i = \frac{n \cdot Y_i}{A} = \frac{Y}{A}$ ، ليكن H يمثل عدد العائلات، بعد جملة من المعادلات نحصل على معادلة تعرف عرض العمل وهي :

$$\eta = 1/(E-1) \quad \text{مع} \quad L^s = \sum_{h=1}^{H} L_h^s = Hd^{1/(1-e)} \cdot \left(\frac{W}{P}\right)^{\eta}$$

مع: $d \rangle 0$ ، $e \geq 1$ ، و $\eta = 1/(e-1)$ وهي عبارة عن معلمات ثابتة.

في النهاية يعرض النموذج الأربع معادلات السابقة التي تحمل المجمعات الكلية التالية (P,W,Y,L_s,M_0) تمثل على التوالي:المستوى العام للأسعار،الأجر الاسمي،مستوى الإنتاج الكلي،عرض الكلي للعمل و الكتلة النقدية، تكتب كما يلي:

$$P = v.\frac{W}{A} \quad ، \quad Y = AL \quad ، \quad Y = \frac{\theta}{1-\theta}\left(\frac{M_0}{P}\right) \quad ، \quad L^s = Hd^{1/(1-e)}.\left(\frac{W}{P}\right)^{\eta} \quad و$$

نفرض انه في البداية للمدة t –أو في النهاية للفترة $(t-1)$– المخزون النقدي يساوي الى M_t ،إذا رمزنا بالأحرف الصغيرة (miniscule) للوغاريتم المتغيرة المقابلة – مثلا $(p=\log P)$– و بـ Δ لعامل التفرقة ، نحصل إذن على : $\Delta m_t = m_t - m_{t-1} = \log(M_t/M_{t-1})$ ، نقبل أن نمو الكتلة النقدية يكون بكمية ضعيفة بالنسبة للمخزون النقدي وعليه نحصل على : $\log(M_t/M_{t-1}) \simeq (M_t - M_{t-1})/M_{t-1}$ وكنتيجة: $(M_t - M_{t-1})/M_{t-1} \simeq \Delta m_t$ ، المتغيرة Δm_t هي إذن تقريبا تساوي لمعدل نمو الكتلة النقدية بين الفترة t و$(t-1)$ [1].

بإدخال اللوغاريتم و الزمن على المعادلات السابقة نحصل على أربع معادلات خطية تربط المجمعات الرئيسية السابقة و هي:

$$y_t = m_t - p_t$$

$$y_t = a_t + l_t$$

$$p_t = w_t - a_t + \chi$$

$$l_t^s = \bar{l} + \eta \cdot (w_t - p_t) \quad \text{مع} \quad \bar{l} = \log Hd^{1/(1-e)}$$

في هذا النموذج المعلمات يفترض أنها غير متغيرة و لا تتأثر بالزمن ، هذه الأربع معادلات تطابق العلاقات من (1.1) إلى (4.1) في الفصل الأول.

[1] Pierre Cahuc, Andrè Zylberberg, **Le marché de travail**, Référence déjà cité, p 420-422.

الملحق رقم (2): البيانات الإحصائية لمتغيرات الدراسة القياسية خلال الفترة 1988- 2009.

السنوات	الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (Y)	U	معدل التشغيل (%)	الناتج المحلي الحقيقي لكل عامل(Y)	معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي لكل عامل (%)
1988	3317,4	20,50	36,35	263356,4	4,34-
1989	3463,3	21,90	35,25	265696,5	0,89
1990	3491,0	19,80	34,8	258772,3	2,61-
1991	3449,1	20,30	34,74	246964,4	4,56-
1992	3508,7	21,30	34,41	242699,2	1,73-
1993	3434,6	23,20	33,7	229542,3	5,42-
1994	3404,4	24,40	35,23	219894,2	4,2-
1995	3533,8	28,10	33,94	220615,1	0,33
1996	3679,4	28,20	33,96	222107,7	0,68
1997	3719,2	28,60	33,95	217161,9	2,23-
1998	3909,6	28,00	33,87	220971,4	1,75
1999	4034,7	29,24	33,25	220931	0,02-
2000	4123,5	29,50	33,14	218969,9	0,89-
2001	4232,6	27,30	34,01	218187,3	0,36-
2002	4432,4	25,70	34,66	222092,9	1,79
2003	4736,8	23,70	32,58	230896,6	3,96
2004	4983,2	17,70	34,67	221533,2	4,06-
2005	5236,6	15,30	34,74	222349,7	0,37
2006	5339,9	12,30	37,28	224476,3	0,96
2007	5497,7	13,8	35,26	225556,3	0,48
2008	5630,3	11,30	36,97	227613,3	0,91
2009	4948,4	10,20	38.11	228360.2	0.33

المصدر: الديوان الوطني للإحصائيات (O.N.S) ،من موقع الديوان:

http://www.ons.dz/

تاريخ الاطلاع :2010/04/23.

- قيم سنة 2009 :

Ambassade de France en Algérie -service économique régional- **Indicateurs économiques et financiers de l'Algérie**, référence déjà cité .

Y:الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي باستعمال مكمش سنة 2000 (بالمليار دينار).

U: معدل البطالة.

معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي لكل عامل من إعداد الطالب.

الملحق رقم (3) : اختبار استقرارية السلسلة $\log Y_t$:

1. اختبار *ADF* لاستقرارية السلسلة $DD\log Y_t$: نريد من خلال اختبار *ADF* تأكيد استقرارية السلسلة $DD\log Y_t$ تكون النماذج المستخدمة هذه المرة إذا تعلق الأمر $DD\log Y_t$ من الشكل:

$$\Delta^3 \log Y_t = \lambda \Delta^2 \log Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{P} \phi_{j+1} \cdot \Delta^3 \log Y_{t-j} + \mu_t \ldots\ldots\ldots (1)$$

$$\Delta^3 \log Y_t = \lambda \Delta^2 \log Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{P} \phi_{j+1} \cdot \Delta^3 \log Y_{t-j} + c + \mu_t \ldots\ldots (2)$$

$$\Delta^3 \log Y_t = \lambda \Delta^2 \log Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{P} \phi_{j+1} \cdot \Delta^3 \log Y_{t-j} + c + bt + \mu_t \ldots (3)$$

أ.تقدير النموذج الثالث: يكون مستوى P الذي يعطي اقل قيمة للمعايير السابقة و يحسن قيمة *DW* أي الذي يلغي مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء هو2=P.

Null Hypothesis: D(LOGY,2) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 2 (Fixed)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.950718	0.9247
Test critical values:	1% level	-4.616209	
	5% level	-3.710482	
	10% level	-3.297799	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LOGY,3) Method: Least Squares Date: 12/16/10 Time: 10:20 Sample (adjusted): 1993 2009 Included observations: 17 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGY(-1),2)	-1.056891	1.111677	-0.950718	0.3605
D(LOGY(-1),3)	-0.238489	0.767212	-0.310852	0.7612
D(LOGY(-2),3)	-0.537312	0.438106	-1.226445	0.2436
C	0.018661	0.012788	1.459256	0.1702
@TREND(1988)	-0.001665	0.000914	-1.821080	0.1236

ب.تقدير النموذج الثاني: اقل قيمة لمعايير (AIC،SC) و (HQ) توافق P= 4

Null Hypothesis: D(LOGY,2) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 4 (Fixed)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.268156	0.9676
Test critical values:	1% level	-3.959148	
	5% level	-3.081002	
	10% level	-2.681330	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LOGY,3) Method: Least Squares Date: 12/16/10 Time: 10:22 Sample (adjusted): 1995 2009 Included observations: 15 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGY(-1),2)	0.583156	2.174688	0.268156	0.7946
D(LOGY(-1),3)	-1.367182	1.843648	-0.741563	0.4773
D(LOGY(-2),3)	-1.488193	1.527264	-0.974418	0.3553
D(LOGY(-3),3)	-0.585926	1.021102	-0.573817	0.5801
D(LOGY(-4),3)	-0.203140	0.578997	-0.350849	0.7338
C	-0.005054	0.006015	-0.840304	0.4225

ج.تقدير النموذج الأول : اقل قيمة لمعايير (AIC،SC) و (HQ) توافق **P= 4**

Null Hypothesis: D(LOGY,2) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 4 (Fixed)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.011219	0.6706
Test critical values:	1% level	-2.728252	
	5% level	-1.966270	
	10% level	-1.605026	

2. اختبار *ADF* لاستقرارية السلسلة $DDD\log Y_t$:تكون النماذج المستخدمة هذه المرة إذا تعلق الأمر بـ $DD\log Y_t$ من الشكل:

$$\Delta^4 \log Y_t = \lambda\Delta^3 \log Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{P} \phi_{j+1} \cdot \Delta^4 \log Y_{t-j} + \mu_t \ldots\ldots\ldots (1)$$

$$\Delta^4 \log Y_t = \lambda\Delta^3 \log Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{P} \phi_{j+1} \cdot \Delta^4 \log Y_{t-j} + c + \mu_t \ldots\ldots (2)$$

$$\Delta^4 \log Y_t = \lambda\Delta^3 \log Y_{t-1} - \sum_{j=1}^{P} \phi_{j+1} \cdot \Delta^4 \log Y_{t-j} + c + bt + \mu_t \ldots (3)$$

أ. **تقدير النموذج الثالث** : اقل قيمة لمعايير (AIC،SC) و (HQ) توافق p=1

Null Hypothesis: D(DLOGY,2) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.314098	0.0029
Test critical values:	1% level	-4.616209	
	5% level	-3.710482	
	10% level	-3.297799	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DLOGY,3)
Method: Least Squares
Date: 12/16/10 Time: 10:27
Sample (adjusted): 1993 2009
Included observations: 17 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DLOGY(-1),2)	-2.752837	0.518025	-5.314098	0.0001
D(DLOGY(-1),3)	0.842234	0.297343	2.832535	0.0141
C	0.016028	0.012438	1.288602	0.2200
@TREND(1988)	-0.001490	0.000892	-1.670460	0.1187

ب. **تقدير النموذج الثاني**: اقل قيمة لمعايير (AIC،SC) و (HQ) توافق p=0

Null Hypothesis: D(DLOGY,2) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.467120	0.0029
Test critical values:	1% level	-3.857386	
	5% level	-3.040391	
	10% level	-2.660551	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DLOGY,3)
Method: Least Squares
Date: 12/16/10 Time: 10:27
Sample (adjusted): 1992 2009
Included observations: 18 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DLOGY(-1),2)	-1.414888	0.316734	-4.467120	0.0004
C	-0.002908	0.005288	-0.549958	0.5899

ج. **النموذج الأول** : اقل قيمة لمعايير (AIC،SC) و (HQ) توافق p=1

Null Hypothesis: D(DLOGY,2) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.990438	0.0001
Test critical values:	1% level	-2.708094	
	5% level	-1.962813	
	10% level	-1.606129	

3. نتائج اختبار Phillips et Perron على السلسلة $DDD\log Y_t$: نتائج تقدير النماذج (3)، (2)و (1) بالاستعانة ببرنامج *Eviews 7.0* كانت كمايلي :

أ. النموذج الثالث (ذو الاتجاه و الثابت) (3):

Null Hypothesis: D(DLOGY,2) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 1 (Used-specified) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-4.781011	0.0068
Test critical values:	1% level	-4.571559	
	5% level	-3.690814	
	10% level	-3.286909	
Residual variance (no correction)			0.000386
HAC corrected variance (Bartlett kernel)			0.000312

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(DLOGY,3)
Method: Least Squares
Date: 12/16/10 Time: 12:09
Sample (adjusted): 1992 2009
Included observations: 18 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DLOGY(-1),2)	-1.462345	0.305924	-4.780090	0.0002
C	0.015890	0.013322	1.192708	0.2515
@TREND(1988)	-0.001501	0.000983	-1.526328	0.1477

ب. النموذج الثاني(ذو الثابت) (2) :

Null Hypothesis: D(DLOGY,2) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 1 (Used-specified) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-4.399915	0.0033
Test critical values:	1% level	-3.857386	
	5% level	-3.040391	
	10% level	-2.660551	
Residual variance (no correction)			0.000446
HAC corrected variance (Bartlett kernel)			0.000368

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(DLOGY,3)
Method: Least Squares
Date: 12/16/10 Time: 12:10
Sample (adjusted): 1992 2009
Included observations: 18 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DLOGY(-1),2)	-1.414888	0.316734	-4.467120	0.0004
C	-0.002908	0.005288	-0.549958	0.5899

ج. النموذج الأول (لا اتجاه و لا ثابت) (1) :

Null Hypothesis: D(DLOGY,2) has a unit root Exogenous: None Bandwidth: 1 (Used-specified) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-4.533126	0.0001
Test critical values:	1% level		-2.699769	
	5% level		-1.961409	
	10% level		-1.606610	
Residual variance (no correction)				0.000455
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.000379
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(DLOGY,3) Method: Least Squares Date: 12/16/10 Time: 12:10 Sample (adjusted): 1992 2009 Included observations: 18 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DLOGY(-1),2)	-1.422387	0.309880	-4.590123	0.0003

4. اختبار *KPSS* على السلسلة $DDD\log Y_t$:نتائج تقدير النماذج (3) و (2) بالاستعانة ببرنامج *Eviews 7.0* كانت كمايلي :

أ. النموذج الثالث(ذو الاتجاه و الثابت) (3) :

Null Hypothesis: D(DLOGY,2) is stationary Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 1 (Used-specified) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				0.077183
Asymptotic critical values*:	1% level			0.216000
	5% level			0.146000
	10% level			0.119000
Residual variance (no correction)				0.000422
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.000301
KPSS Test Equation Dependent Variable: D(DLOGY,2) Date: 12/16/10 Time: 12:22 Sample (adjusted): 1991 2009				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012923	0.012003	1.076621	0.2967
@TREND(1988)	-0.001301	0.000910	-1.430125	0.1708

ب. النموذج الثاني (ذو الثابت) (2) :

Null Hypothesis: D(DLOGY,2) is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 1 (Used-specified) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				0.271818
Asymptotic critical values*:		1% level		0.739000
		5% level		0.463000
		10% level		0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				0.000473
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.000362
KPSS Test Equation Dependent Variable: D(DLOGY,2) Method: Least Squares Date: 12/16/10 Time: 12:23 Sample (adjusted): 1991 2009 Included observations: 19 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002693	0.005127	-0.525362	0.6057

الملحق رقم (4) : اختبار استقرارية السلسلة $\log U_t$:

1. اختبار *ADF* للسلسلة $\log U_t$: يعتمد اختبار(ADF) في دراسة استقرارية السلسلة $\log U_t$ على تقدير النماذج الثلاثة التالية :

$$\Delta \log U_t = \lambda \log U_{t-1} - \sum_{j=1}^{P} \phi_{j+1} \cdot \Delta \log U_{t-j} + \mu_t \ldots\ldots\ldots (1)$$

$$\Delta \log U_t = \lambda \log U_{t-1} - \sum_{j=1}^{P} \phi_{j+1} \cdot \Delta \log U_{t-j} + c + \mu_t \ldots\ldots (2)$$

$$\Delta \log U_t = \lambda \log U_{t-1} - \sum_{j=1}^{P} \phi_{j+1} \cdot \Delta \log U_{t-j} + c + bt + \mu_t \ldots (3)$$

– حيث يحدد مستوى التأخيرات p حسب اقل قيمة للمعايير(Schwarz (SC، Akaike (AIC) ، و Hannan – Quinn (HQ) .

أ.تقدير النموذج الثالث :

نقوم بتقدير المعادلة الثالثة من اجل أعداد مختلفة للتأخيرات (p=1,2,……,6) ، ثم نختار القيمة الموافقة لأقل قيمة للمعايير (SC) ، (AIC) و (HQ) نجد أن : P=4

Null Hypothesis: LOGU has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.535936	0.9696
Test critical values:	1% level	-4.616209	
	5% level	-3.710482	
	10% level	-3.297799	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGU)
Method: Least Squares
Date: 12/16/10 Time: 12:49
Sample (adjusted): 1993 2009
Included observations: 17 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGU(-1)	-0.122526	0.228620	-0.535936	0.6037
D(LOGU(-1))	-0.011131	0.349656	-0.031835	0.9752
D(LOGU(-2))	0.218133	0.273102	0.798723	0.4430
D(LOGU(-3))	-0.321259	0.501723	-0.640312	0.5364
D(LOGU(-4))	0.238912	0.499748	0.478066	0.6429
C	0.256766	0.307121	0.836042	0.4227
@TREND(1988)	-0.008667	0.004452	-1.246862	0.1802

ب.تقدير النموذج الثاني : P=4

Null Hypothesis: LOGU has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 4 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.925346	0.7541
Test critical values:	1% level	-3.886751	
	5% level	-3.052169	
	10% level	-2.666593	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGU)
Method: Least Squares
Date: 12/16/10 Time: 12:50
Sample (adjusted): 1993 2009
Included observations: 17 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGU(-1)	-0.229876	0.248422	-0.925346	0.3746
D(LOGU(-1))	0.425331	0.300438	1.415705	0.1845
D(LOGU(-2))	0.430169	0.280416	1.534039	0.1533
D(LOGU(-3))	-0.047336	0.539222	-0.087786	0.9316
D(LOGU(-4))	0.745132	0.477849	1.559348	0.1472
C	0.304102	0.342794	0.887127	0.3940

ج.تقدير النموذج الأول :P=4

Null Hypothesis: LOGU has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 4 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.090522	0.2382
Test critical values:	1% level	-2.708094	
	5% level	-1.962813	
	10% level	-1.606129	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGU)
Method: Least Squares
Date: 12/16/10 Time: 12:51
Sample (adjusted): 1993 2009
Included observations: 17 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGU(-1)	-0.009636	0.008837	-1.090522	0.2969
D(LOGU(-1))	0.322236	0.274582	1.173554	0.2633
D(LOGU(-2))	0.419982	0.277683	1.512451	0.1563
D(LOGU(-3))	-0.400560	0.360385	-1.111478	0.2881
D(LOGU(-4))	0.463922	0.354383	1.309097	0.2150

2 . اختبار ADF **للسلسلة** $D\log U_t$:بالاستعانة بنفس النماذج السابقة أين نظيف فرق واحد لكل متغيرة نحصل على :

أ. تقدير النموذج الثالث : P= 1

Null Hypothesis: D(LOGU) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.575007	0.2935
Test critical values:	1% level	-4.532598	
	5% level	-3.673616	
	10% level	-3.277364	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGU,2)
Method: Least Squares
Date: 12/16/10 Time: 13:09
Sample (adjusted): 1991 2009
Included observations: 19 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGU(-1))	-0.858341	0.333335	-2.575007	0.0211
D(LOGU(-1),2)	-0.215687	0.230493	-0.935765	0.3642
C	0.048698	0.026830	1.815051	0.0896
@TREND(1988)	-0.105252	0.092301	-1.602787	0.1774

ب. تقدير النموذج الثاني :P= 1

Null Hypothesis: D(LOGU) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.263717	0.6238
Test critical values:	1% level		-3.831511	
	5% level		-3.029970	
	10% level		-2.655194	
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LOGU,2) Method: Least Squares Date: 12/16/10 Time: 12:58 Sample (adjusted): 1991 2009 Included observations: 19 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGU(-1))	-0.355142	0.281030	-1.263717	0.2244
D(LOGU(-1),2)	-0.457056	0.230191	-1.985555	0.0645
C	-0.008186	0.011178	-0.732389	0.4745

ج. تقدير النموذج الأول : P= 1

Null Hypothesis: D(LOGU) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.109844	0.2325
Test critical values:	1% level		-2.692358	
	5% level		-1.960171	
	10% level		-1.607051	
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LOGU,2) Method: Least Squares Date: 12/16/10 Time: 12:59 Sample (adjusted): 1991 2009 Included observations: 19 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGU(-1))	-0.293495	0.264447	-1.109844	0.2825
D(LOGU(-1),2)	-0.477305	0.225387	-2.117713	0.0492

3 . اختبار ADF **للسلسلة** $DD\log U_t$:

أ. تقدير النموذج الثالث : P= 0

Null Hypothesis: D(LOGU,2) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.060351	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.532598	
	5% level	-3.673616	
	10% level	-3.277364	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGU,3)
Method: Least Squares
Date: 12/16/10 Time: 13:14
Sample (adjusted): 1991 2009
Included observations: 19 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGU(-1),2)	-1.650918	0.182213	-9.060351	0.0000
C	0.012019	0.026437	0.454647	0.6555
@TREND(1988)	-0.001334	0.002007	-0.664944	0.5156

ب. تقدير النموذج الثاني : P= 0

Null Hypothesis: D(LOGU,2) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.190172	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.831511	
	5% level	-3.029970	
	10% level	-2.655194	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGU,3)
Method: Least Squares
Date: 12/16/10 Time: 13:15
Sample (adjusted): 1991 2009
Included observations: 19 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGU(-1),2)	-1.644695	0.178962	-9.190172	0.0000
C	-0.003956	0.010850	-0.364565	0.7199

ج. تقدير النموذج الأول : P= 0

Null Hypothesis: D(LOGU,2) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.429907	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.692358	
	5% level	-1.960171	
	10% level	-1.607051	

4 . اختبار Phillips et Perron للسلسلة $DD\log U_t$: نتائج تقدير النماذج (3) ،(2)و (1) بالاستعانة ببرنامج Eviews 7.0 كانت كمايلي :

أ. النموذج الثالث :

Null Hypothesis: D(LOGU,2) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 1 (Used-specified) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-9.089099	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.532598	
	5% level		-3.673616	
	10% level		-3.277364	
Residual variance (no correction)				0.001928
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.001909
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LOGU,3) Method: Least Squares Date: 12/16/10 Time: 13:17 Sample (adjusted): 1991 2009 Included observations: 19 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGU(-1),2)	-1.650918	0.182213	-9.060351	0.0000
C	0.012019	0.026437	0.454647	0.6555
@TREND(1988)	-0.001334	0.002007	-0.664944	0.5156

ب. النموذج الثاني :

Null Hypothesis: D(LOGU,2) has a unit root Exogenous: Constant Bandwidth: 1 (Used-specified) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-9.201157	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.831511	
	5% level		-3.029970	
	10% level		-2.655194	
Residual variance (no correction)				0.001981
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.001974
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LOGU,3) Method: Least Squares Date: 12/16/10 Time: 13:17 Sample (adjusted): 1991 2009 Included observations: 19 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGU(-1),2)	-1.644695	0.178962	-9.190172	0.0000
C	-0.003956	0.010850	-0.364565	0.7199

ج. النموذج الأول :

Null Hypothesis: D(LOGU,2) has a unit root Exogenous: None Bandwidth: 1 (Used-specified) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-9.448495	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.692358	
	5% level		-1.960171	
	10% level		-1.607051	
Residual variance (no correction)				0.001997
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.001985
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LOGU,3) Method: Least Squares Date: 12/16/10 Time: 13:18 Sample (adjusted): 1991 2009 Included observations: 19 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGU(-1),2)	-1.638154	0.173719	-9.429907	0.0000

5. اختبار *KPSS* على السلسلة $DD\log U_t$:لحساب احصائية اختبارKPSS للسلسلة $DD\log U_t$

استعملنا برنامج Eviews 7.0 فكانت لدينا النتائج التالية :

أ. النموذج الثالث :

Null Hypothesis: D(LOGU,2) is stationary Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 1 (Used-specified) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				0.065258
Asymptotic critical values*:	1% level			0.216000
	5% level			0.146000
	10% level			0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				0.003567
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.001341
KPSS Test Equation Dependent Variable: D(LOGU,2) Method: Least Squares Date: 12/16/10 Time: 13:21 Sample (adjusted): 1990 2009 Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006034	0.031405	-0.192139	0.8498
@TREND(1988)	0.000207	0.002441	0.084625	0.9335

ب. النموذج الثاني :

Null Hypothesis: D(LOGU,2) is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 1 (Used-specified) using Bartlett kernel		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.065307
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		
Residual variance (no correction)		0.003568
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.001331

KPSS Test Equation
Dependent Variable: D(LOGU,2)
Method: Least Squares
Date: 12/16/10 Time: 13:22
Sample (adjusted): 1990 2009
Included observations: 20 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003658	0.013704	-0.266963	0.7924

الملحق رقم (5) : **تقدير علاقة 'أوكن' البسيطة .**

نتائج تقدير علاقة 'اوكن' البسيطة التالية: $d\log U_t = \alpha + \beta \cdot d\log Y_t + \varepsilon_t$ بالاستعانة ببرنامج Eviewsتكون كما يلي:

Dependent Variable: DLOGU
Method: Least Squares
Date: 01/02/11 Time: 17:31
Sample (adjusted): 1989 2009
Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOGY	-0.151846	0.642928	-0.236179	0.8158
C	-0.013180	0.012293	-1.072189	0.2971

R-squared	0.002927	Mean dependent var	-0.014436
Adjusted R-squared	-0.049550	S.D. dependent var	0.049577
S.E. of regression	0.050790	Akaike info criterion	-3.031842
Sum squared resid	0.049013	Schwarz criterion	-2.932363
Log likelihood	33.83434	Hannan-Quinn criter.	-3.010252
F-statistic	0.055781	Durbin-Watson stat	1.262428
Prob(F-statistic)	0.815821		

نلاحظ ان كل قيم t المقابلة للمعلمات اصغر من قيمها الجدولية وكذلك الأمر بالنسبة لقيمة فيشر f وعليه يمكن تأكيد أن كل معلمات النموذج لا تختلف معنويا عن الصفر إضافة إلى وجود مشكل الارتباط الخطي للأخطاء (صغر قيمة DW) و قيمة معامل التحديد الصغيرة جدا ومنه يعتبر هذا النموذج مرفوض إحصائيا.

الملحق رقم (6) : مصفوفة معاملات الارتباط للمتغيرات المستخدمة في تقدير معادلة 'أوكن' الديناميكية.

	DLOGU(-2)	DLOGU(-4)	DLOGY	DLOGY(-1)	DLOGY(-4)
DLOGU(-2)	1				
DLOGU(-4)	-0.51	1			
DLOGY	0.47	-0.36	1		
DLOGY(-1)	-0.06	-0.22	-0.41	1	
DLOGY(-4)	0.23	0.33	0.22	-0.61	1

الملحق رقم (7) : دراسة استقرارية السلسلتين Y_t^c و U_t^c :

سوف يتم الاعتماد على اختبار ديكي – فولر المطور:

1. السلسلة Y_t^c :

– النموذج 3 : عدد التأخيرات هو 3.

ADF Test Statistic	-1.941674	1% Critical Value*		-4.5743
		5% Critical Value		-3.6920
		10% Critical Value		-3.2856
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOGYCTTR)				
Method: Least Squares				
Date: 11/22/10 Time: 22:27				
Sample(adjusted): 1992 2009				
Included observations: 18 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGYCTTR(-1)	-0.502380	0.258736	-1.941674	0.0760
D(LOGYCTTR(-1))	0.773912	0.478875	1.616104	0.1320
D(LOGYCTTR(-2))	0.257125	0.498442	0.515858	0.6153
D(LOGYCTTR(-3))	1.009625	0.468237	2.156227	0.0521
C	0.012762	0.016609	0.768349	0.4571
@TREND(1988)	-0.001327	0.001268	-1.046862	0.3158

– النموذج 2 : عدد التأخيرات هو 3.

ADF Test Statistic	-2.814179	1% Critical Value*		-3.8572
		5% Critical Value		-3.0400
		10% Critical Value		-2.6608
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOGYCTTR)				
Method: Least Squares				
Date: 11/22/10 Time: 22:29				
Sample(adjusted): 1992 2009				
Included observations: 18 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGYCTTR(-1)	-0.635879	0.225956	-2.814179	0.0146
D(LOGYCTTR(-1))	0.561487	0.435356	1.289720	0.2196
D(LOGYCTTR(-2))	0.089497	0.473760	0.188908	0.8531
D(LOGYCTTR(-3))	0.909354	0.460023	1.976756	0.0697
C	-0.004164	0.003816	-1.091253	0.2950

– النموذج 1 : عدد التأخيرات هو 3.

ADF Test Statistic	-2.682711	1% Critical Value*	-2.7057
		5% Critical Value	-1.9614
		10% Critical Value	-1.6257

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGYCTTR)
Method: Least Squares
Date: 11/22/10 Time: 22:30
Sample(adjusted): 1992 2009
Included observations: 18 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGYCTTR(-1)	-0.605704	0.225780	-2.682711	0.0179
D(LOGYCTTR(-1))	0.545784	0.438074	1.245873	0.2333
D(LOGYCTTR(-2))	0.099572	0.476888	0.208795	0.8376
D(LOGYCTTR(-3))	0.873935	0.461994	1.891660	0.0794

ب. السلسلة dY_t^c :

– النموذج 3 : عدد التأخيرات هو 0.

ADF Test Statistic	-0.814768	1% Critical Value*	-4.5000
		5% Critical Value	-3.6591
		10% Critical Value	-3.2677

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGYCTTR,2)
Method: Least Squares
Date: 11/22/10 Time: 22:33
Sample(adjusted): 1990 2009
Included observations: 20 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGYCTTR(-1))	-0.380284	0.466738	-0.814768	0.4265
C	0.002675	0.009918	0.269740	0.7906
@TREND(1988)	-0.000557	0.000788	-0.707531	0.4888

– النموذج 2 : عدد التأخيرات هو 0.

ADF Test Statistic	-1.298637	1% Critical Value*	-3.8067
		5% Critical Value	-3.0199
		10% Critical Value	-2.6502

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGYCTTR,2)
Method: Least Squares
Date: 11/22/10 Time: 22:33
Sample(adjusted): 1990 2009
Included observations: 20 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGYCTTR(-1))	-0.531405	0.409202	-1.298637	0.2105
C	-0.003734	0.003983	-0.937435	0.3609

– النموذج 1 : عدد التأخيرات هو 0 .

ADF Test Statistic	-1.303661	1% Critical Value*	-2.6889
		5% Critical Value	-1.9592
		10% Critical Value	-1.6246

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGYCTTR,2)
Method: Least Squares
Date: 11/22/10 Time: 22:34
Sample(adjusted): 1990 2009
Included observations: 20 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGYCTTR(-1))	-0.531756	0.407894	-1.303661	0.2079

ج. السلسلة ddY_t^c :

– النموذج 3 : عدد التأخيرات هو 0.

DF Test Statistic	-2.910642	1% Critical Value*	-4.5348
		5% Critical Value	-3.6746
		10% Critical Value	-3.2762

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGYCTTR,3)
Method: Least Squares
Date: 11/22/10 Time: 22:36
Sample(adjusted): 1991 2009
Included observations: 19 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGYCTTR(-1),2)	-1.148974	0.394749	-2.910642	0.0102
C	0.010948	0.010027	1.091864	0.2911
@TREND(1988)	-0.001179	0.000760	-1.552032	0.1402

– النموذج 2 : عدد التأخيرات هو 0.

ADF Test Statistic	-2.884078	1% Critical Value*	-3.8304
		5% Critical Value	-3.0294
		10% Critical Value	-2.6552

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGYCTTR,3)
Method: Least Squares
Date: 11/22/10 Time: 22:37
Sample(adjusted): 1991 2009
Included observations: 19 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGYCTTR(-1),2)	-1.182904	0.410150	-2.884078	0.0103
C	-0.003213	0.004326	-0.742720	0.4678

– النموذج 1 : عدد التأخيرات هو 0.

ADF Test Statistic	-2.891851	1% Critical Value*	-2.6968
		5% Critical Value	-1.9602
		10% Critical Value	-1.6251

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGYCTTR,3)
Method: Least Squares
Date: 11/22/10 Time: 22:37
Sample(adjusted): 1991 2009
Included observations: 19 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGYCTTR(-1),2)	-1.170209	0.404658	-2.891851	0.0097

د. السلسلة $dddY_t^c$:

– النموذج 3 : عدد التأخيرات هو 1 .

ADF Test Statistic	-5.314098	1% Critical Value*	-4.6193
		5% Critical Value	-3.7119
		10% Critical Value	-3.2964

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DLOGYCTTR,3)
Method: Least Squares
Date: 11/22/10 Time: 22:39
Sample(adjusted): 1993 2009
Included observations: 17 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DLOGYCTTR(-1),2)	-2.752837	0.518025	-5.314098	0.0001
D(DLOGYCTTR(-1),3)	0.842234	0.297343	2.832535	0.0141
C	0.016028	0.012438	1.288602	0.2200
@TREND(1988)	-0.001490	0.000892	-1.670460	0.1187

– النموذج 2 : عدد التأخيرات هو 1 .

ADF Test Statistic	-4.829376	1% Critical Value*	-3.8877
		5% Critical Value	-3.0521
		10% Critical Value	-2.6672

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DLOGYCTTR,3)
Method: Least Squares
Date: 11/22/10 Time: 22:40
Sample(adjusted): 1993 2009
Included observations: 17 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DLOGYCTTR(-1),2)	-2.629989	0.544582	-4.829376	0.0003
D(DLOGYCTTR(-1),3)	0.781959	0.313451	2.494680	0.0257
C	-0.003440	0.004615	-0.745427	0.4683

– النموذج 1 : عدد التأخيرات هو 1 .

ADF Test Statistic	-4.990438	1% Critical Value*	-2.7158
		5% Critical Value	-1.9627
		10% Critical Value	-1.6262

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DLOGYCTTR,3)
Method: Least Squares
Date: 11/22/10 Time: 22:41
Sample(adjusted): 1993 2009
Included observations: 17 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DLOGYCTTR(-1),2)	-2.666372	0.534296	-4.990438	0.0002
D(DLOGYCTTR(-1),3)	0.803130	0.307503	2.611777	0.0196

2. السلسلة : U_t^c :

– النموذج 3 : عدد التأخيرات هو 2 .

ADF Test Statistic	-4.986822	1% Critical Value*	-4.5348
		5% Critical Value	-3.6746
		10% Critical Value	-3.2762

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGUCTTR)
Method: Least Squares
Date: 11/22/10 Time: 22:44
Sample(adjusted): 1991 2009
Included observations: 19 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGUCTTR(-1)	-1.535744	0.307960	-4.986822	0.0002
D(LOGUCTTR(-1))	0.667094	0.236411	2.821757	0.0136
D(LOGUCTTR(-2))	0.670857	0.199685	3.359572	0.0047
C	0.000347	0.013550	0.025645	0.9799
@TREND(1988)	-0.000252	0.001032	-0.244527	0.8104

– النموذج 2 : عدد التأخيرات هو 2 .

ADF Test Statistic	-5.144700	1% Critical Value*	-3.8304
		5% Critical Value	-3.0294
		10% Critical Value	-2.6552

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGUCTTR)
Method: Least Squares
Date: 11/22/10 Time: 22:45
Sample(adjusted): 1991 2009
Included observations: 19 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGUCTTR(-1)	-1.531785	0.297740	-5.144700	0.0001
D(LOGUCTTR(-1))	0.659161	0.226717	2.907423	0.0108
D(LOGUCTTR(-2))	0.662198	0.190262	3.480453	0.0034
C	-0.002670	0.005418	-0.492797	0.6293

– النموذج 1 : عدد التأخيرات هو 2 .

ADF Test Statistic	-5.260137	1% Critical Value*	-2.6968
		5% Critical Value	-1.9602
		10% Critical Value	-1.6251

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGUCTTR)
Method: Least Squares
Date: 11/22/10 Time: 22:45
Sample(adjusted): 1991 2009
Included observations: 19 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGUCTTR(-1)	-1.507412	0.286573	-5.260137	0.0001
D(LOGUCTTR(-1))	0.647171	0.220009	2.941561	0.0096
D(LOGUCTTR(-2))	0.651388	0.184467	3.531184	0.0028

الملحق رقم (8): **مصفوفة معاملات الارتباط للمتغيرات المفسرة المستخدمة في تقدير علاقة 'غوردن' المطورة :**

	LOGUCT(-1)	LOGUCT(-3)	LOGUCT(-4)	LOGUCT(-5)	LOGYCT	LOGYCT(-1)	LOGYCT(-2)	LOGYCT(-3)	LOGYCT(-4)	LOGYCT(-5)
LOGUCT(-1)	1									
LOGUCT(-3)	-0.26	1								
LOGUCT(-4)	0.65	-0.47	1							
LOGUCT(-5)	-0.46	0.34	-0.6	1						
LOGYCT	0.08	-0.46	0.21	-0.27	1					
LOGYCT(-1)	-0.58	0.28	-0.57	0.62	-0.38	1				
LOGYCT(-2)	0.62	-0.28	0.64	-0.65	0.25	-0.67	1			
LOGYCT(-3)	-0.17	0.13	-0.18	0.29	-0.3	0.364	-0.54	1		
LOGYCT(-4)	0.08	0.252	-0.01	-0.26	0.19	-0.37	0.33	-0.63	1	
LOGYCT(-5)	-0.28	-0.125	-0.06	0.44	-0.06	0.57	-0.48	0.28	-0.68	1