الجمـــهورية الجـــزائرية الـــــديمقراطية الشـــعبية

وزارة التعليم العالي و البحث العلمي

جامعة ابو بكر بلقايد *تلمسان*

كلية العلوم الاقتصادية و علوم التسيير و العلوم التجارية

قسم العلوم الاقتصادية

مذكرة تخرج لنيل شهادة الماجستير

تخصص اقتصاد كمي

سوق العمل في الجزائر محاولة للنمذجة الفترة 1980-2014.

نوقشت واجيزت علنا بتاريخ: 24 أكتوبر 2016.

من إعداد الطالبة: متيوي رحمة

لجنة المناقشة			
أ.د بطاهر سمير	أستاذ التعليم العالي	جامعة تلمسان	رئيسا
أ.د بلمقدم مصطفى	أستاذ التعليم العالي	جامعة تلمسان	مشرفا
أ.د بزاوية محمد	أستاذ التعليم العالي	جامعة تلمسان	ممتحنا
د موسليم حسين	أستاذ محاضر	جامعة تلمسان	ممتحنا

السنة الجامعية: 2016/2015.

بسم الله الرحمن الرحيم

شكر و عرفان

﴿قال رسول الله : "من لا يشكر الناس لا يشكر الله حديث صحيح" ﴾

{أولا نحمد الله ونشكره على منحنا القدرة لإتمام هذا العمل المتواضع }

كما نتقدم بالشكر الجزيل إلى كل من ساهم في إتمام هذا العمل ونخص بالذكر الأولياء الأعزاء.

و الأستاذ المشرف البروفيسور بلمقدم مصطفى الذي لم يبخل بتوصياته ونصائحه.

كما أشكر جميع الأساتذة الَّذِينَ أقدموا على تدرسي خلال السنوات المنصرمة و الَّذِينَ أفادوا مسيرتي خلال هذه السنوات للقيام بحثي هذا المتواضع.

وإلى كل الأصدقاء جازاهم الله خيرا.

إلى كل من ساهم ولو بالكلمة الطيبة في إعداد هذا العمل المتواضع سائلين المولى تبارك وتعالى أن يجزيهم عنا وعن الأمة الإسلامية كل الخير إنه وليّ ذلك والقادر عليه.

الإهداء

الحمد لله الذي وفقنا لهذا ولم نكن لنصل إليه لو لا فضل الله علينا أما بعد

إلى من نزلت في حقّهم الآيتين الكريمتين في قوله تعالى

بسم الله الرحمن الرحيم

﴿ وقضى ربك ألاّ تعبدوا إلاّ إياه وبالوالدين إحسانا إما يبلغنّ عندك الكبر أحدهما أو كلاهما فلا تقل لهما أفٍ ولا تنهرهما وقل لهما قولا كريما * واخفض لهما جناح الذّل من الرّحمة وقل ربّ ارحمهما كما ربياني صغيرا ﴾ { الإسراء 32 – 33 }

أهدي هذا العمل المتواضع إلى أغلى ما أملك في الوجود أبي وأمي العزيزين حفظهما الله لي اللّذان سهرا وتعبا على تعليمي في إتمام هذا العمل من قريب أو من بعيد.

وإلى زوجي العزيز سيد احمد و ابنتي الغالية مريم وإلى جميع أفراد أسرتي .

سندي في الدنيا, ولا أحصي لهم فضل.

وإلى كافة الأصدقاء والأحباب كل بإسمه ...

إلى الأستاذ الكريم البروفيسور بلمقدم مصطفى ورفاق الدراسة ...

وفي الأخير أرجوا من الله تعالى أن يجعل عملي هذا نفعا يستفيد منه جميع الطلبة من قريب أو بعيد.

وَشُكرًا

فهرس المحتويات.

فهرس المحتويات.

فهرس المحتويات.....أ

قائمة الجداول.....ث

قائمة الأشكال.....خ

المقدمة العامة.....ز

الفصل الأول: الاطار و التفسير النظري لسوق العمل و البطالة.....01.

تمهيد.....02.

المبحث الأول: مفاهيم عامة حول سوق العمل.....03.

المبحث الثاني: البطالة.....20.

المبحث الثالث: التفسير النظري لسوق العمل و البطالة.....29.

خلاصة الفصل الأول.....59.

الفصل الثاني: واقع سوق العمل في الجزائر.....60.

تمهيد.....61.

المبحث الأول: سوق العمل بين الاصلاح والانعاش الاقتصادي.....63.

المبحث الثاني: آداء سوق العمل في الجزائر.....73.

المبحث الثالث: أجهزة مكافحة البطالة في الجزائر.....82.

خلاصة الفصل الثاني.....93.

الفهرس.

الفصل الثالث: تطبيق نموذج أشعة الانحدار الذاتيVARللفترة 1980-2014....94

تمهيد.....95.

المبحث الأول: الاطار النظري لنموذج الانحدار الذاتي VAR.....96.

المبحث الثاني: تطبيق نموذج أشعة الانحدار الذاتي VAR.....109.

المبحث الثالث: اختبار السببية و الصدمات.....150.

خلاصة الفصل الثالث.....154.

الخاتمة العامة.....155.

المراجع.....161.

الملاحق.....168.

قائمة الجداول.

فهـــــــــرس الجـــــــــداول

رقم الجدول	عنوان الجدول	الصفحة
1-2	تطور معدلات البطالة للفترة ما بين 1989 و2014.	60
2-2	تراجع عرض العمل خلال سنوات الاصلاح الاقتصادي.	64
3-2	العمال المسرحين من المؤسسات التي تم حلها خلال الفترة 1994-1997:	66
4-2	تطور التشغيل المؤقت في الجزائر ما بين 1990-2001.	67
5-2	تطور الشغل في الجزائر حسب القطاع الرسمي و غير الرسمي.	68
6-2	التوزيع القطاعي لبرنامج دعم الإنعاش الاقتصادي.	69
7-2	تطور حجم العمالة و معدلات البطالة في الجزائر ما بين 2005-2009.	70
8-2	تطور نمو السكان و تطور النمو الديمغرافي في المغرب العربي.	72
9-2	تطور نسبة السكان في سن العمل من إجمالي السكان.	73
10-2	تطور معدل العمالة في الفترة 2004-2014.	75
11-2	تطور العمالة حسب القطاعات الاقتصادية.	76
12-2	توزيع العمالة حسب الفئات العمرية.	77
13-2	توزيع العمالة حسب القطاع الجغرافي.	79
14-2	تطور عدد المستفيدين من التعويض في إطار نشاطات ذات منفعة عامة.	84
1-3	جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة CH. عند المستوى	110
2-3	جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة CH عند الفروق الأولى.	111
3-3	جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة PA عند المستوى.	114

4-3	جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة PA عند الفروق الأولى.	115
5-3	جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة PA عند الفروق الثانية.	116
6-3	جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة PA عند الفرق الثالث.	117
7-3	جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة R عند المستوى.	119
8-3	جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة R عند الفروق الأولى.	120
9-3	جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة PIB عند المستوى.	122
10-3	جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة PIB عند الفروق الأولى.	123
11-3	جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة PIB عند الفروق الثانية.	125
12-3	جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة G عند المستوى.	127
13-3	جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة G عند الفروق الأولى.	128
14-3	جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة G عند الفروق الثانية.	129
15-3	جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلةPP عند المستوى.	131
16-3	جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة PP عند الفروق الأولى.	132
17-3	جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلةW عند المستوى.	134
18-3	جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة W عند الفروق الأولى.	135
19-3	جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة W عند الفروق الثانية.	136

قائمة الأشكال.

فهـــــــــرس الأشـــــــكال

رقم الشكل	عنوان الشكل	الصفحة
1-1	مخطط السكان و القوة العاملة.	4
2-1	تركيب السكان الإجمالي.	5
3-1	منحنى الطلب الفردي على العمل.	10
4-1	منحنى الطلب على العمل بدلالة الناتج الحدي للعمل.	11
5-1	منحنى الطلب السوقي علي العمل بدلالة الأجر.	13
6-1	منحنى السواء للدخل و عدد ساعات الراحة.	15
7-1	منحنى عرض العمل الفردي.	16
8-1	العلاقة بين كمية العمل المعروضة و الأجر الحقيقي الذي يدركه العامل.	17
9-1	منحنى عرض العمل الكلي.	18
10-1	التوازن في سوق العمل.	19
1-2	منحنى تساوي العرض و الطلب على العمل.	39
2-2	منحنى البطالة عند الكلاسيك.	40
3-2	منحنى عرض العمل حسب كينز.	43
4-2	منحنى الطلب على العمل حسب كينز.	44
5-2	منحنى البطالة الكلاسيكية.	49
6-2	منحنى البطالة الكينزية وفقا لنظرية الاختلال.	50
7-2	منحنى فيليبس.	53

فهـــــــــرس الأشـــــــكال

8-2	منحنى فيليبس و العلاقة العكسية و غير الخطية بين البطالة و معدل الاجور.	54
1-3	تطور معدل البطالة في الجزائر مابين 1989-2014.	62
2-3	تطور كل من العرض و طلب على العمل خلال 1989-2014.	66
3-3	تطور معدلات البطالة و النشاط خلال الفترة 2004-2014.	75
4-3	تطور معدلات العمالة.	76
5-3	توزيع معدلات العمالة حسب القطاعات الاقتصادية.	77
6-3	توزيع العمالة حسب فئات العمرية في الجزائر.	79
7-3	توزيع العمالة حسب القطاع الجغرافي.	81
1-4	المنحنى البياني لسلسلة معدل البطالة CH.	110
2-4	دالة الارتباط الذاتي البسيط و الجزئي لسلسلة معدل البطالة CH.	110
3-4	المنحنى البياني لسلسلة الفئة النشطة PA.	114
4-4	دالة الارتباط الذاتي البسيط و الجزئي لسلسلة PA.	114
5-4	المنحنى البياني لسلسلة معدل التضخم R.	119
6-4	دالة الارتباط الذاتي البسيط و الجزئي لسلسلة R .	119
7-4	المنحنى البياني لسلسلة إجمالي الناتج المحلي PIB.	121
8-4	دالة الارتباط الذاتي البسيط و الجزئي لسلسلة PIB.	121
9-4	المنحنى البياني لسلسلة إجمالي الإنفاق الحكومي G.	127
10-4	دالة الارتباط الذاتي البسيط و الجزئي لسلسلة G.	127

11-4	المنحنى البياني لسلسلة أسعار البترول PP.	131
12-4	دالة الارتباط الذاتي البسيط و الجزئي لسلسلة PP.	131
13-4	المنحنى البياني لسلسلة كتلة الأجور W.	134
14-4	دالة الارتباط الذاتي البسيط و الجزئي لسلسلة W.	134

المقدمة العامة.

مقدمة عامة:

يعتبر سوق العمل من بين أهم الأسواق المكونة لاقتصاديات الدول، لما يحظى به عنصر العمل من أهمية بالغة في العملية الانتاجية، وما ينتج عنه من سلع وخدمات من جهة، وباعتباره حق ومطلب أساسي لأفراد المجتمع جميعهم من جهة أخرى، فالبطالة لم تعد مشكلة تواجه الأفراد فقط بل آفة تزعزع استقرار أكبر الاقتصادات في العالم.

فقد حظي سوق العمل باهتمام الكثير من المفكرين الاقتصاديين على تعدد المدارس التي ينتمون إليها، واختلاف وجهات النظر فيما يخص التشغيل و البطالة، واختلاف المبادئ و العصور، فاختلال هذا السوق يعتبر أحد مؤشرات تدهور الأداء الاقتصادي، لذا امتد هذا الاهتمام إلى الخبراء الاقتصاديين وبعض المنظمات الدولية وصناع القرار في مختلف الأجهزة و المؤسسات الحكومية في محاولة منهم لتفسير الاختلالات القائمة به.

وظاهرة البطالة في الجزائر ليست بمشكلة جديدة، فجدورها تمتد منذ الفترة الاستعمارية، وقد ظلت الشغل الشاغل للحكومة، حيث سعت هذه الأخيرة جاهدة ومنذ السنوات الأولى للاستقلال إلى النهوض بالاقتصاد الوطني، فانتهجت في منتصف الستينات استراتيجية تنموية شاملة اعتمدت فيها على التخطيط المركزي لتجسيد أهدافها الاستراتيجية، تطلب هذه الاستراتيجية استثمارات ضخمة تحقق من خلالها نمو اقتصادي ملموس قدر ب: 8% سنويا كما تم استيعاب الكثير من العمال رغم افتقارهم للمهارات اللازمة، فأصبحت الدولة هي المشغل الرئيسي للعمالة حيث اعتبر العمل حق لكل مواطن في حين لم تأخذ تكاليف المؤسسات ولم تعنى مردوديتها بأدنى اعتبار أمام تدخل الدولة التي كانت تضخ الأموال في كل مرة حفاضا على استمرارية هذه المؤسسات.

استمرت هذه الوضعية خلال فترة الرخاء النفطية و التي غطت خاصة الفترة من 1974 إلى غاية 1985،إلا أن الهبوط الحاد في أسعار البترول منتصف الثمانينات (1986) وارتفاع العرض من جهة

المقدمة العامة.

أخرى نتيجة التطور الديمغرافي أدى إلى بروز اختلالات كبيرة في سوق العمل، وعرفت الاستثمارات تراجعا نتيجة لتقلص ايرادات الدولة والركود الاقتصادي فبدأت معدلات البطالة في الارتفاع.

لجأت الحكومة بعد أزمة 1986 إلى صندوق النقد الدولي FMI لإعادة جدولة ديونها الخارجية فقبل ذلك مقابل خضوعها لبرنامج التكييف الهيكلي في إطار الاصلاح الاقتصادي و الانتقال من نمط اقتصادي لآخر، وكان الهدف الأساسي اعادة هيكلة الاقتصاد الوطني للتكيف مع الظروف الاقتصادية و السياسية الدولية الراهنة.

إن التحول من النظام الاقتصادي الموجه إلى نظام اقتصاد السوق لم يساهم في تحسين وضعية سوق العمل في الجزائر،كما انعكس عن الإصلاحات الهيكلية التي تبنتها الحكومة الجزائرية خلال التسعينيات، مستويات جد مرتفعة لنسب البطالة نتيجة للتسريحات الجماعية لعمال المؤسسات العمومية قصد تقليص نفقات الدولة. ومع حلول سنة 2001 حقق الاقتصاد الجزائري انتعاشا نتيجة الطفرة النفطية مما انعكس ايجابا على بعض المؤشرات الاقتصادية من بينها سوق العمل، حيث عرفت معدلات البطالة تراجعا ملحوظا من 27.30% سنة 2001 إلى 10.60% سنة 2014.
تتأثر معدلات البطالة في الجزائر بمتغيرات اقتصادية وعوامل ديمغرافية، كما تتأثر إلى حد ما ببعض المتغيرات الاجتماعية (الوازع الديني و الأخلاقي فيما يخص قبول بعض الوظائف)، وتأثر هي الأخرى في المتغيرات الاقتصادية و كذا انتشار بعض الظواهر الاجتماعية، ومن أبرز التحديات التي تواجهها هي ظاهرة العمل الغير رسمي أو ما يعرف بالعمل في القطاع الموازي، و الذي أصبح يعد المتنفس الوحيد للشباب الوافدين الجدد لسوق العمل.

الاشكالية العامة:

لمعالجة هذا الموضوع سنحاول الاجابة على الاشكالية الرئيسية المتضمنة في السؤال الجوهري التالي:
في ظل الظروف الاقتصادية الراهنة، و بناء على العوامل والمتغيرات الاقتصادية الداخلية و الخارجية، كيف يمكن بناء نموذج قياسي لمحددات البطالة في الجزائر؟.

الأسئلة الفرعية:

للإجابة على الاشكالية الرئيسية للموضوع لابد من التطرق أولا إلى الأسئلة الفرعية التالية:

1-ما المقصود بسوق العمل؟ وماهي محددات هذا السوق؟

2-كيف تعالج مختلف المدارس الاقتصادية موضوع التشغيل و البطالة؟

3-ماهي وضعية سوق العمل في الجزائر؟

4-كيف تؤثر المتغيرات الاقتصادية على معدل البطالة في الجزائر؟

فرضيات البحث:

للبحث في الموضوع سنحاول وضع بعض الفرضيات التي سنقوم بتقصيها خلال بحثنا هذا:

1-يتأثر سوق العمل بآلية العرض و الطلب كغيره من الأسواق، وتشير أدبيات الفكر الاقتصادي دائما إلى وجود اختلاف بين طالبي العمل وعارضيه، وذلك ما يفسر بوجود البطالة.

2-يوجد تباين في التفسيرات التي قدمتها المدارس الاقتصادية للبطالة وذلك باختلاف العصور و المبادئ ووجهات النظر.

3-هنالك عدة عوامل تؤثر في معدلات البطالة في الجزائر من بين هذه العوامل نجد النمو الديمغرافي، وذلك إلى جانب المتغيرات الاقتصادية كالناتج المحلي الاجمالي PIB والتضخم R.....

4-يمكن بناء نموذج قياسي لمحددات سوق العمل في الاقتصاد الجزائري وذلك بالاعتماد على نماذج التأخير (النماذج الديناميكية-نموذج أشعة الانحدار الذاتي VAR) في معالجة الظواهر الاقتصادية الخطية.

الدراسات السابقة:

❖ **مذكرة ماجستير للباحثة حنان بقاط بعنوان" نمذجة قياسية للبطالة في الجزائر في ظل الاصلاحات الاقتصادية منذ1994"**،حيث قامت الباحثة ببناء نموذج قياسي بهدف معرفة كان الهدف مسببات البطالة في الجزائر في ظل الاصلاحات الاقتصادية، وقد توصلت الباحثة الى ان:

- برامج الاصلاحات الاقتصادية خالية من سياسة ملائمة وفعالة للتعامل مع الجوانب الاجتماعي، بالرغم من تحسن بعض المؤشرات الاقتصادية.

– النموذج المتوصل اليه من خلال الدراسة التطبيقية كشف على ان البطالة تتحكم فيها المتغيرات الاقتصادية :الانفاق العمومي، الاستثمار، الصادرات، الواردات، التضخم والكتلة النقدية، هذا بالإضافة الى بعض المتغيرات التي لم تتمكن الباحث من الوصول اليها على حد قولها.

❖ **مذكرة ماجستير للباحث بن طجين محمد عبد الرحمن بعنوان "دراسة قياسية لسوق العمل في الجزائر خلال الفترة 1970–2008"**، أين حاول الباحث بناء نموذج قياسي لتفسير ظاهرة البطالة انطلاقا من الانحدار الخطي المتعدد في وجود المتغيرات الاقتصادية التالية: اجمالي عدد السكان–الناتج الداخلي الخام–الاستثمار –الأجور–التضخم وعامل التكنولوجيا، بالإضافة إلى أسعار النفط، وبالاستعانة بطريقة فيرش للتخلص من مشكلة وجود ازدواج خطي بين المتغيرات التفسيرية تم استبعاد المتغيرات التالية: اجمالي عدد السكان، الناتج الداخلي الخام، و معدل التضخم، ثم قام بعدها بتطبيق تقنية أشعة الانحدار الذاتي على المتغيرات التي تم الابقاء عليها. وبذلك توصل إلى:

–أن الاستثمار هو المؤثر المباشر على سوق العمل، ذلك أن أي استثمار يتطلب أيدي عاملة من السوق، مما يعني تخفيض معدلات البطالة إلى مستويات مقبولة.

❖ **رسالة ماجستير للباحث خدير أسامة بعنوان "التحليل الاحصائي ونمذجة سوق العمل في الجزائر"**، أين قدم الباحث دراسة ميدانية في ولاية تلمسان وربط أهم النتائج المتحصل عليها بمشكلة البطالة في الجزائر وذلك باستعمال برنامج SPSS كما قدم نموذجا لتحديد أهم المتغيرات المؤثرة في حجم البطالة خلال الفترة 1980–2009، ومن أهم النتائج المتحصل عليها:

–البطالة في الجزائر بطالة نوعية و شابة تخص حاملي الشهادات من التعليم العالي.

–إهمال القطاع الصناعي وضعف الاستثمار في هذا القطاع، أدى إلى تقليص اليد العاملة المنتمية إليه.

–جل الاجراءات التي اتخذتها السلطات العمومية و التي مست ميدان التشغيل كانت سياسية أكثر منها اقتصادية ولم تخضع لأي معيار اقتصادي، بل كانت تخضع لمعايير سياسية محضة.

منهجية البحث:

اعتمدنا في هذا البحث على المنهج الوصفي المطعم بالتحليل والاستقراء والذي يتناسب والدراسة عند التطرق للمفاهيم الأساسية المرتبطة بسوق العمل.

كما قمنا بالاستعانة بالمنهج التحليلي الاحصائي و القياس الاقتصادي لوضع نموذج قياسي لمحددات سوق العمل في الاقتصاد الجزائري.

هيكل البحث:

سنقوم بتقسيم بحثنا هذا إلى ثلاث فصول:

الفصل الأول: تطرقنا فيه إلى الاطار النظري لمفهوم العمل و القوة العاملة، سوق العمل و آلية العرض و الطلب، البطالة. كما تطرقنا فيه إلى مختلف المدارس الاقتصادية المفسرة للعمل و البطالة، و النظرية المفسرة لعلاقة البطالة بالتضخم والناتج المحلي.

الفصل الثاني: تعرضنا لواقع البطالة في الجزائر، وأثر كل من برنامج التعديل و الاصلاح الهيكلي على سوق العمل، كما تطرقنا لمختلف الأجهزة التي استعملتها الحكومة للتخفيف من ظاهرة البطالة.

الفصل الثالث: قمنا بتطبيق نموذج أشعة الانحدار الذاتي VAR على سوق العمل في الجزائر خلال الفترة 1980-2014.

الفصل الأول.

تمهيد:

تعتبر البطالة إحدى المشكلات الأساسية التي تواجه اقتصاديات الدول المختلفة، باختلاف أنظمتها الاقتصادية، الاجتماعية، السياسية ومستويات تقدمها، حيث تسعى الأنظمة الاقتصادية باختلافها الى تحقيق التشغيل الكامل، ويعد سوق العمل نقطة تبادل أين يلتقي فيها عرض العمل و الطلب عليه وتتحدد فيه كل من معدلات التشغيل و البطالة.

ويحتل سوق العمل و البطالة مكانة خاصة في تاريخ الفكر الاقتصادي، فقد تعددت النظريات التي فسرة ظاهرة اختلال سوق العمل باختلاف وجهات النظر التي ركزت عليها وتعدد المدارس غير أنها اتفقت على تصنيفها ضمن خانة أخطر الظواهر الاقتصادية و الاجتماعية التي قد تمس المجتمع، فأصبحت محل جدل وصراع فكري بين المفكرين.

وسنحاول في هذا الفصل التطرق إلى المفاهيم العام حول سوق العمل والبطالة، وأهم النظريات التي تحدثت عن ظاهرة البطالة و اختلال سوق العمل من أجل التعرف أكثر على العوامل و المتغيرات التي قد تؤدي إلى نشوء هذه الظاهرة و تأزمها، من خلال ثلاث مباحث:

المبحث الأول: مفاهيم عامة حول سوق العمل.

المبحث الثاني: البطالة.

المبحث الثالث: التفسر النظري لسوق العمل و البطالة.

المبحث الأول: مفاهيم عامة حول سوق العمل.

I .مفهوم العمل والقوة العاملة:

أولا: مفهوم العمل.

يستعمل مصطلح العمل اقتصاديا للتعبير على مدلولين، يتمثل الأول في الجهد البدني أو الفكري المبذول بهدف خلق المنفعة أو زيادتها، أما المدلول الثاني فنعني به حجم العمال أو **القوة العاملة،** وتتأتى أهمية العمل من كونه يلعب أدوارا مختلفة في الحيات الاقتصادية، سواء في مجال الإنتاج أو كمصدر للدخل أو كونه موردا بشريا إلى جانب مساهمته في تحقيق عملية التنمية الاقتصادية,[1]

كما يشير العمل إلى البعد الإجرائي و التنفيذي لمضامين واشتراطات عقد العمل، وهو مزاولة لنشاط ما قصد إنتاج سلع أو تقديم خدمات، تبعا للاتفاقية التي تمت بين العامل و مستخدميه، فيما يتعلق بمواصفات وحجم وآجال إنتاجه لهذه السلع و الخدمات، أو المشاركة في إنتاجها بتنفيذ المهام الموكلة إليه، مقابل الحصول على أجر متفق عليه مسبقا.[2]

ثانيا: القوة العاملة.

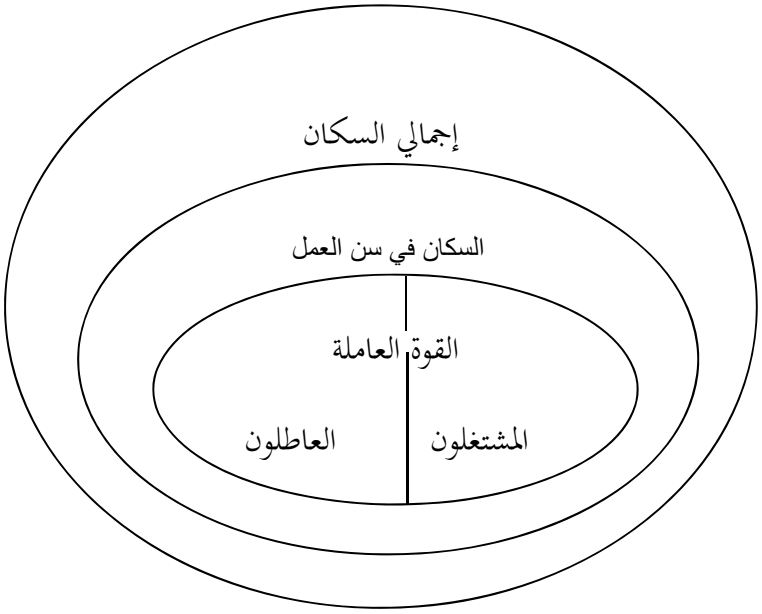
تحتوي التركيبة السكانية في أي مجتمع كان على عدة فئات من بينها القوة العاملة أو السكان ذوي النشاط الاقتصادي أو النشيطون اقتصاديا، وحتى نتمكن من دراسة مكونات هذه الفئة علينا أولا التمييز بينها و بين الفئات الأخرى من المجتمع.

إن مجموع السكان (PT) يتكون من فئتين، فئة بلغة السن القانوني للعمل (15-65) ونطلق على هذه المجموعة مصطلح السكان في سن العمل (PAT) وفئة أخرى لم تبلغ هذا السن أو تجاوزته (أقل من 15 سنة أو أكثر من 65 سنة)، ويقسم السكان كذلك إلى سكان ينتمون للقوى العاملة

1 :مدحت القريشي ، اقتصاديات العمل ،2007، دار وائل للنشر ،الطبعة الأولى،ص17,

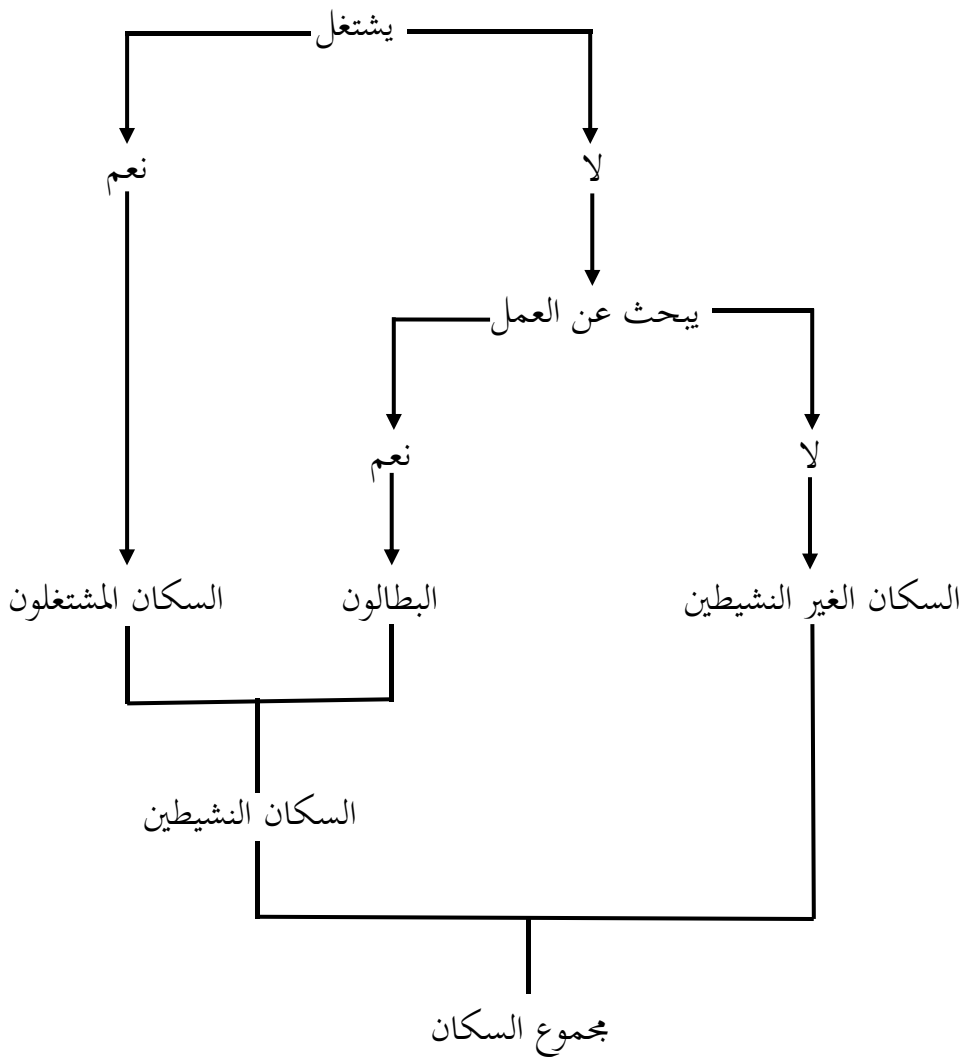
2 :دحماني محمد أدريوش،(2012-2013)، إشكالية التشغيل في الجزائر: محاولة تحليل، أطروحة مقدمة لنيل شهادة دكتوراه في العلوم الاقتصادية فرع اقتصاد التنمية، جامعة أبي بكر بلقايد تلمسان، كلية العلوم الاقتصادية والتسيير والعلوم التجارية، ص 42.

(PA) وسكان خارج القوى العاملة (PNA) ويطلق الاقتصاديون على هذين الصنفين السكان النشطين وغير النشطين،[1] وهذا ما يوضحه المخططين التاليين:



المصدر: د/البشير عبد الكريم، (2008)، دلالات معدل البطالة والعمالة ومصداقيتهما في تفسير فعالية سوق العمل، مجلة اقتصاديات شمال افريقيا– العدد السادس، جامعة الشلف – الجزائر، ص178.

1 :د/البشير عبد الكريم، (2008)، دلالات معدل البطالة والعمالة ومصداقيتهما في تفسير فعالية سوق العمل، مجلة اقتصاديات شمال افريقيا– العدد السادس، جامعة الشلف – الجزائر، ص176-ص177.



المصدر: قنيدرة سمية،(2010-2009)، دور المؤسسات الصغيرة و المتوسطة في الحد من ظاهرة البطالة –دراسة ميدانية بولاية قسنطينة– مذكرة مكملة لنيل شهادة الماجستير في علوم التسيير فرع تسيير الموارد البشرية، ص12.

1.السكان ذوي النشاط الاقتصادي (القوة العاملة):

تمثل قوة العمل ما يعرف بالفئة النشطة اقتصاديا من السكان، وهي الفئة التي تتراوح أعمارها بين 15-65 عاما، بعد استبعاد ربات البيوت و المرضى و العاجزين عن العمل و فئة الطلاب في المدارس و الجامعات.[1]

1 : د/مدحت القريشي، مرجع سبق ذكره ،ص24.

و تعرف هيئة الأمم المتحدة السكان النشطين، على أنهم أولئك الأشخاص الذين يتراوح سنهم بين 15 و 64 سنة و يساهمون في عملية إنتاج السلع و الخدمات الاقتصادية الموجهة إلى السوق، بالإضافة إلى أولئك الذين لا يعملون ولكنهم مستعدون للعمل.

[1] وتنقسم قوة العمل تبعا لذلك إلى قسمين – السكان المشتغلين – السكان العاطلين

1.1.السكان المشتغلين:

إن السكان العاملين حسب المكتب العالمي للعمل يشمل مجموع الأفراد من الجنسين الذين صرحوا أنهم زاولوا نشاطا اقتصاديا بالمقابل على الأقل ساعة واحدة خلال الفترة المرجعية.[2]

ويعتبر الديوان الوطني للإحصائيات أن المشتغل (الذي يملك منصب شغل) هو ذلك الشخص (مهما كان سنه) الذي يمارس عملا أو يقوم بنشاط معين و هذا خلال فترة زمنية معينة و هي فترة الاستقصاء، و تضم فئة المشتغلين:[3]

-الذين يمارسون عملا أثناء الاستقصاء.

-الغائبون عن عملهم خلال فترة الاستقصاء.

-الذين هم في عطلة مرضية قصيرة الأجل أثناء الاستقصاء (أقل من ثلاث شهر).

-الأشخاص الذين يزاولون دراساتهم موازاة مع امتهانهم نشاطا مأجورا.

-الشباب الذين يقومون بأداء واجب الخدمة الوطنية.

-المتربصون.

-أعضاء القوات المسلحة.

-المتقاعدون الذين يمارسون نشاطا ما.

-الأشخاص الذين يعملون في بيوتهم، كأعمال الحقول و الأعمال التقليدية مثل: أعمال الخياطة، الطرز.....و كذا خدمات الدروس الخصوصية، التكفل بالأطفال في البيوت.....إلخ.

---

1 : قنيدرة سمية،(2010-2009)، دور المؤسسات الصغيرة و المتوسطة في الحد من ظاهرة البطالة –دراسة ميدانية بولاية قسنطينة- مذكرة مكملة لنيل شهادة الماجستير في علوم التسيير فرع تسيير الموارد البشرية، ص12-ص13.

2 : د/البشير عبد الكريم، مرجع سبق ذكره ، ص179.

2.1.السكان العاطلين:

وهم كل الأفراد القادرين على العمل و الراغبين فيه و الباحثين عنه، ولكنهم لا يعثرون على فرص عمل متاحة لهم في ظل مستويات الأجور السائدة، وهم بدورهم قسمان متعطل سبق له العمل ومتعطل لم يسبق له العمل.

2. السكان غير النشطين (خارج القوة العاملة):

وتمثل باقي أفراد المجتمع بعد تمييز الفئة النشطة اقتصاديا و هي تضم:[1]

-الأفراد خارج الفئة العمرية وهو الأمر الذي يختلف من دولة إلى أخرى. ووفقا لذلك يستبعد من قوة العمل الأفراد دون سن معينة، و كذلك الأفراد فوق سن معينة وهي سن التقاعد أو المعاش.

-الأفراد غير القادرين على العمل، مثل: المرضى و العجزة، وكذلك غير المتاحين للعمل لأسباب مختلفة، مثل: الطلبة.

-الأفراد الدين لا يطالبون المجتمع بوظائف رغم قدرتهم على العمل، مثل: ربات البيوت أو الأفراد الذين لا يبحثون عن عمل ولا يرغبون فيه، وذلك باختيارهم في ظل الأجور المتاحة.

Π .ماهية سوق العمل.

أولا: مفهوم سوق العمل.

يعبر سوق العمل عن المؤسسة التنظيمية الاقتصادية التي يتفاعل فيها عرض العمل والطلب عليه، بمعنى أنه يتم فيها بيع خدمات العمل وشراؤها، وبالتالي تسعير خدمات العمل .وتمتاز سوق العمل بعدة خصائص، وهي أن خدمات العمل تؤجر ولا تباع ولا يمكن فصلها عن العامل، وظروف العمل لا تقل عن السعر(الأجر)في تفسير قرارات العرض والطلب والحركة.[2]

1 : د/ علي عبد الوهاب نجا،(2005)، مشكلة البطالة وأثر برنامج الاصلاح الاقتصادي عليها دراسة تحليلية وتطبيقية، الدار الجامعية، الاسكندرية، مصر، ص11-ص12.

2: أ.حسن الحاج، مؤشرات سوق العمل، جسر التنمية، العدد 16 ، المعهد العربي للتخطيط، .الكويت، أفريل2003 ،ص4.

و يعطي كودمان Goodman تعريفا عمليا لسوق العمل المحلي، فيعرفه بأنه المنطقة التي تفتش فيها المؤسسات عن العمال و التي فيها يشتغل معظم القاطنين.[1]

كما يمكن تعريف سوق العمل اقتصاديا بأنه الآلية –أي تفاعل قوى الطلب و العرض على خدمات العمل– التي تتحدد من خلال مستويات الأجور و التوظيف.[2]

الا أنه نظرا لتطور الظروف الاقتصادية والاجتماعية المتمثلة خاصة في بروز ظواهر جديدة كانعدام التوازن بين عارضي العمل وطالبيه والبطالة المتنامية، تبين أن سوق العمل ليست كغيرها من الاسواق،[3]فسوق العمل يتسم بجانبين[4]:

1–الجانب السوقي في سوق العمل:

والمقصود به هنا سوق التشغيل وهو العرض والطلب المحكوم بالسعر الذي يحدد بجملة من العناصر كحجم الطلب وحجم العرض وعنصر الكفاءة المتوفرة لدى طالبي الشغل وما ينجر عن كل ذلك من منافسة شديدة خاصة في وضع يتسم بندرة العمل وارتفاع سقف الشروط المستوجبة للتوظيف من قبل المؤسسات والحجم المرتفع لطالبي الشغل بفعل البطالة . وكل هذه العوامل الضاغطة تزيد من المنافسة على التشغيل. ويطلق على هذا الجانب سوق التشغيل المحكوم بالأبعاد الاقتصادية وبآليات السوق.

2–الجانب غير السوقي في سوق العمل:

وهو جانب غير خاضع لميكانيزمات السوق . ويتمثل ذلك في تشريعات العمل والحوار الاجتماعي بين شركاء الانتاج والمفاوضات الاجتماعية ، .....الخ وهو الدور الذي تضطلع به السلطات العمومية بالتنسيق مع الأطراف الاجتماعية.

و بذلك يتميز هذا السوق عن غيره بمايلي:

– غياب المنافسة التامة بحيث لا نجد أجر موحد في السوق كمقابل للأعمال المتشابهة.

1:ضياء مجيد الموسوي، سوق العمل و النقابات العمالية في اقتصاد السوق الحرة، ديوان المطبوعات الجامعية الساحة المركزية بن عكنون الجزائر 9-2007، ص 11.

2 :الدكتور نعمة الله نجيب إبراهيم، 2002/2001، نظرية اقتصاد العمل، مؤسسة شباب الجامعة، الاسكندرية، ص15.

3 :د. ثائر محمود العاني، م م. أحمد كامل الناصح، التنافسية الجديدة واعادة هيكلة سوق العمل العراقية، مجلة الإدارة و الاقتصاد العدد الثاني و الثمانون 2010،جامعة بغداد، ص137.

-تباين خدمات العمل، حتى و إن تشابهت لأسباب عنصرية مثل الدين و الجنس أو بسبب اختلاف السن أو الثقافة.....

- ارتباط عرض العمل بمتغيرات متعددة لا تقتصر على الأجر فقط (كأوقات الفراغ ونظم التأمينات الاجتماعية.....).

-تأثر سوق العمل بالتقدم التقني و التكنولوجي.

- الفروق الموجودة على جانبي العرض و الطلب فيما بين سوق العمل و أسواق السلع الأخرى حيث أن:

الطلب على العمل طلب مشتق بمعنى أنه مشتق من السلعة النهائية.

أما من ناحية العرض فنجد استحالة الفصل بين خدمات العمل وبين العامل بحيث أن العامل يبيع خدماته محتفظا برأسماله لنفسه.

ثانيا: الطلب على العمل.

يعتبر الطلب على العمل إحدى مكونات سوق العمل ،حيث أن الطلب على الأيدي العاملة على المستوى المحلي يمثل قدرة الاقتصاد الوطني على توظيف الأيدي العاملة عند أجر حقيقي معين، ويعني ذلك تجميع الطلبات الفردية لأصحاب الأعمال.[1]

1.الطلب الفردي على العمل:

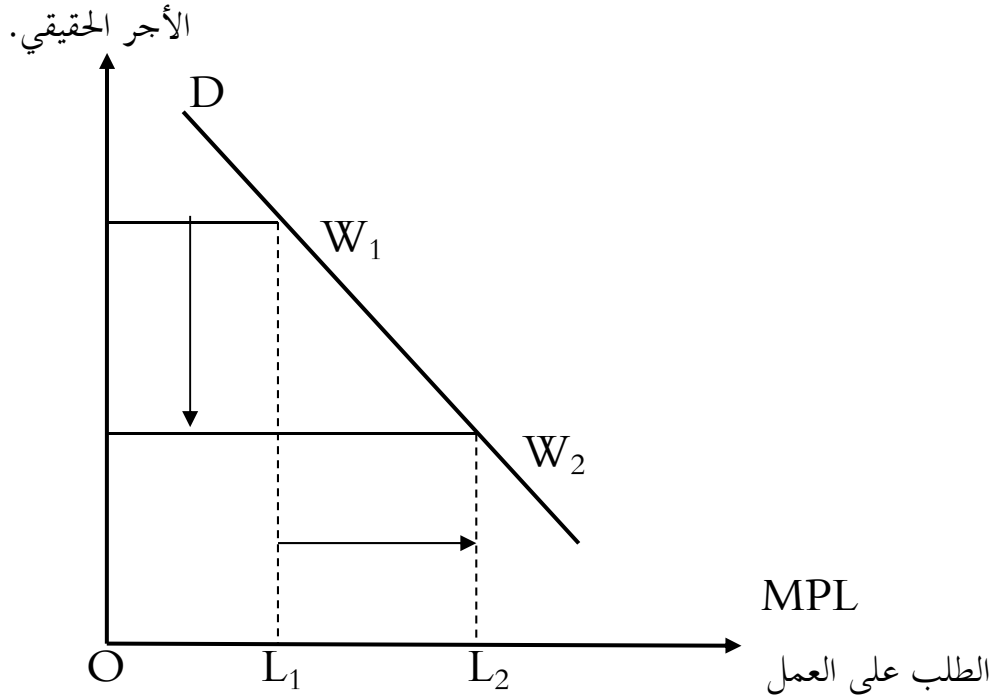
الطلب على العمل هو عبارة عن كمية الجهود البشرية المطلوبة من قبل أصحاب(أرباب) العمل مقابل اجر معين، و عليه يمكن القول بأن الطلب على العمل يتحدد وفقا لأهداف الإنتاج المقررة في الخطة إذا كانت الدولة تتبع أسلوب الإنتاج المخطط، و بناء على الطلب المستقبلي على السلع و الخدمات.[2]

لذلك فإن الطلب على الأيدي العاملة يعرف بأنه طلب مشتق من الطلب على السلع التي يشارك في إنتاجها، أو الطلب على الخدمات التي يشارك في تقديمها.

1 :د/ مدحت القريشي،(2007)، اقتصاديات العمل، دار وائل للنشر و التوزيع، عمان، الأردن، الطبعة الأولى، ص31.

2 : د/محمد طاقة و آخرون، (2008)، اقتصاديات العمل، إثراء للنشر و التوزيع، عمان ،الأردن، الطبعة الأولى، ص49.

إن للطلب على العمل خاصيتين: الأولى، أن منحنى طلب العمال ينحدر إلى الأسفل، و الثانية هي درجة استجابة الطلب للتغيرات الحاصلة في الأجور.[1] و ينصّ قانون الطلب على العمل على أن العلاقة بين كمية العمل المطلوب و معدل الأجر الحقيقي علاقة عكسية. ويمكن توضيح هذه العلاقة في الشكل التالي:



المصدر: د/ مدحت القريشي،(2007)، اقتصاديات العمل، دار وائل للنشر و التوزيع ،عمان، الأردن، الطبعة الأولى، ص33.

يمكننا ملاحظة العلاقة العكسية التي أشرنا إليها سابقا من خلال حركتنا على منحنى D، فعندما يكون الأجر الحقيقي مساويا إلى W_1 فان الكمية المطلوبة من العمل تكون مساوية إلى OL_1، وعندما ينخفض الأجر الحقيقي إلى W_2 تزداد الكمية المطلوبة من العمل إلى OL_2.

و الطلب على العمل (من قبل أصحاب العمل) يعتمد على الأجر الحقيقي من جهة و على الإنتاجية الحدية للعامل من جهة أخرى. والجدير بنا الإشارة إلى أن المنتجين أو أصحاب العمل يسعون دائما إلى تحقيق أكبر ربح ممكن وذلك بمقارنة التكلفة الحدية (MCL)و الناتج الحدي للعامل (MPL)، بحيث كلما فاقة التكلفة الحدية الناتج الحدي للعامل دفع ذلك بأصحاب العمل

1 : د/ مدحت القريشي،(2007)، اقتصاديات العمل، دار وائل للنشر و التوزيع، عمان، الأردن، الطبعة الأولى، ص31، ص32.

للتخلي على استئجار العمل، و تتحقق أعلى الأرباح عندما تتساوى الإنتاجية الحدية للعامل (MPL) و التكلفة الحدية لاستئجار الوحدة الأخيرة من العمل (MCL) أي الأجر الحقيقي (W/P).

$$L^d=L^d(W).....(1)$$

$$MCL=(W/P)=MPL .....(2)$$

وباعتبار ثبات رأس المال في المدى القصير فإن مستوى الإنتاج يعتمد على كمية العمل المستخدمة وعليه: $Y=y(L).....(3)$.

حيث نعبر بـــ:

Y:مستوى الإنتاج.

L:كمية العمل.

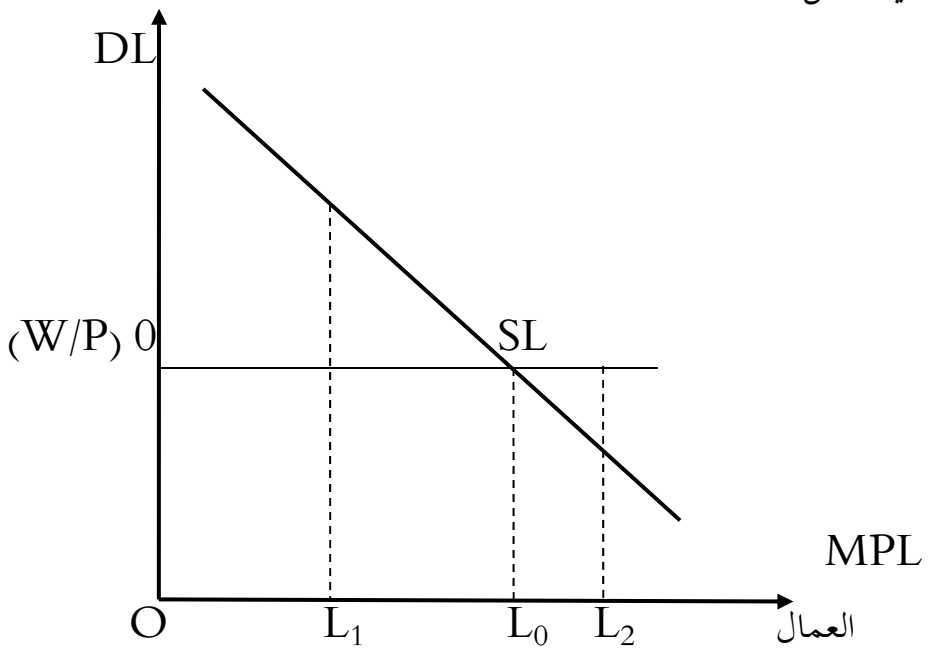
بشرط: $Y'(L)> 0$

$Y''(L)<0$

بمعنى أن الانتاجية الحدية موجبة ولكنها متناقصة و ذلك بسبب قانون تناقص الغلة.

ويمكن شرح ذلك من خلال الشكل التالي:

الناتج الحدي للعمل.



المصدر: د/ مدحت القريشي،(2007)، اقتصاديات العمل، دار وائل للنشر و التوزيع، عمان، الأردن، الطبعة الأولى، ص33.

يتحقق تعظيم الربح حسب الشكل عندما يستخدم المنتج كمية العمل OL_0،أي عند تساوي الأجر الحقيقي و الإنتاجية الحدية للعمل، فإذا رفع المنتج كمية العمل إلى OL_2 تصبح التكلفة الحدية للعمل (الأجر الحقيقي) أكبر من الناتج الحدي للعمل، ما يدفع بالمنتجين إلى تقليص استخدامهم للعمال من أجل زيادة أرباحهم، أما عند كمية العمل OL_1 تكون التكلفة الحدية للعمل أقل من الناتج الحدي للعمل مما يدفع بالمنتجين إلى الزيادة في كمية العمل إلى أن يتساوى الناتج الحدي للعمل و التكلفة الحدية للعمل أين يمكنهم تحقيق أكبر ربح ممكن.

و يجدر الإشارة هنا إلى أن التغير في حجم الطلب على العمل في المدى القصير يتأثر بعامل الحجم أو السعة، أي زيادة كمية العمل أو خفضها حسب التغير في الأجر و حسب إمكانيات المؤسسة، أما في المدى الطويل فالتغير في الطلب على العمل يتأثر بعامل الإحلال، أي إحلال عامل إنتاجي محل الآخر _العمل محل رأس المال أو العكس_ باعتبار أن: في الأمد الطويل يستطيع المنتج تغيير رأس المال و العمل معا.

وبذلك يصبح الطلب على العمل يعتمد على مزج الكميات المناسبة من رأس المال و العمل بهدف تعظيم الأرباح بأدنى التكاليف، عن طريق تحقيق شرط التوازن في استخدام عوامل الإنتاج حسب المعادلة التالية:

$$\frac{\text{الانتاجية الحدية لرأس المال}}{\text{سعر رأس المال}} = \frac{\text{الانتاجية الحدية للعمل}}{\text{سعر العمل}}$$

ونجد أن المعادلة تحافظ على توازنها حتى وإن تغير سعر أحد عوامل الإنتاج حيث يؤدي ذلك إلى إحلاله بالعامل الآخر، مما يرفع من الناتج الحدي لهذا العامل وينقص في نفس الوقت من الناتج الحدي للعامل الآخر إلى أن تعود المعادلة في النهاية إلى حالة التوازن رغم التغيير في الكميات المستخدمة من عوامل الانتاج.

2. الطلب الكلي على العمل (الطلب السوقي):

الطلب الكلي على العمل عبارة عن الجمع الأفقي لمنحنيات الطلب الفردية على العمل من قبل أصحاب العمل ويأخذ الميل السالب، وانطلاقا مما سبق يعبر عن الطلب الكلي على العمل بالدالة التالية:

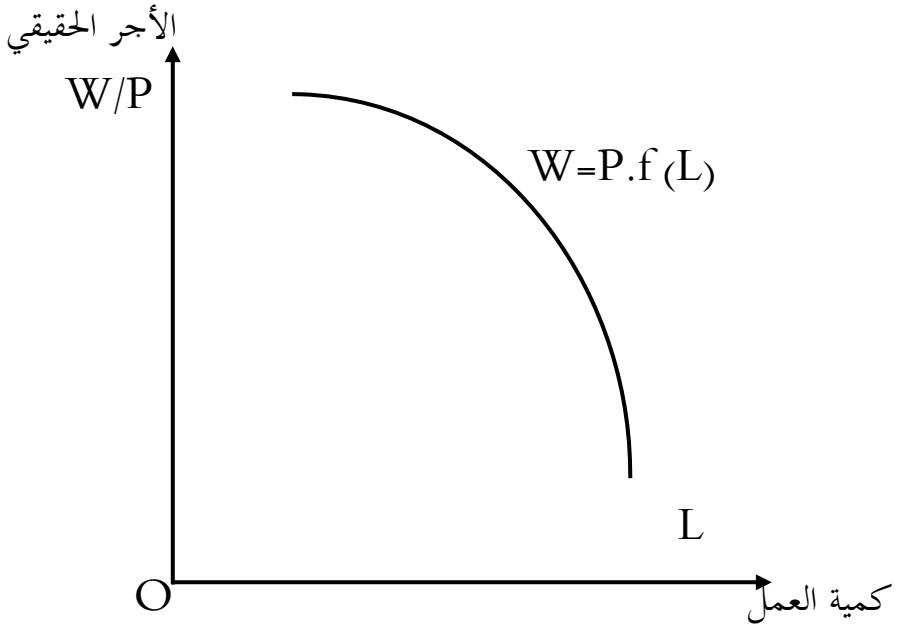
$$W/P=w=f(L).....(4).$$

$$W=P.f(L).....(5).$$

حيث أن:

W:الأجر الاسمي.

w:الأجر الحقيقي.



الشكل (1):منحنى الطلب السوقي على العمل بدلالة الأجر.

المصدر: من إعداد الباحثة.

ثالثا: عرض العمل.

يعبر عرض العمل عن حجم قوة العمل من السكان المشتغلين و العاطلين الذين يبحثون عن عمل ممن هم في سن العمل في مجتمع معين.

و بالنسبة لعرض العمل فإنه يصدر عن العمال (أو العائلات)، حيث انه لا يمكننا الفصل بين خدمة العمل والعامل الذي يقدمها ذاته، فظروف العمل وطبيعته وعدد الساعات الأسبوعية للعمل وطلب العامل نفسه لوقت فراغ، كلها عوامل إلى جانب عامل الأجور والتكاليف تدخل في تحديد ظروف عرض العمل[1].

1-العرض الفردي للعمل:

فحسب ما سبق يعرض العامل خدمات العمل في السوق مقابل الأجر الذي يراه كافيا للتخلي عن السلعة البديلة (وقت الفراغ)، أي أنه يفاضل بين العمل (الدخل الحقيقي) و وقت الفراغ (الراحة) للوصول إلى أكبر إشباع ممكن، و بفرض أن للعامل خياران اثنان فقط لاستهلاك وقته وهما العمل و وقت الفراغ. يصبح من الممكن استخدام تحليل السواء بنفس الطريقة التي يتم استخدامها في نظرية سلوك المستهلك.[2]

و باعتبار أن الطلب على أي سلعة (وقت الفراغ) يتحدد بعوامل أساسية هي:

-تكلفة الفرصة البديلة.

-مستوى الدخل و الثروة.

-تفضيلات الأفراد.

سنقوم بتحليل عرض العمل الفردي من خلال بناء النموذج التالي:

نرمز للدخل الحقيقي الذي يستلمه العامل بالرمز (y^x)، و(w^x) للتعبير عن معدل الأجر الحقيقي الذي يحصل عليه العامل (والذي نحصل عليه بقسمة معدل الأجر الاسمي على معدل السعر p^x الذي يتأثر به العامل). و لنعتبر دالة المنفعة التالية:

$$U = u(y^x, s).....(6)$$

حيث يسعى العامل إلى تحقيق أكبر منفعة تحت قيد دخله الحقيقي، و الذي هو عبارة عن أجره الحقيقي مضروبا في عدد ساعات عمله المبذولة "n"، وهذا الأخير يساوي عدد الساعات "H" منقوص منه عدد الساعات التي يتمتع فيها بالراحة "S"،وعليه يصبح قيد الميزانية الذي يواجهه العامل كالتالي:

---

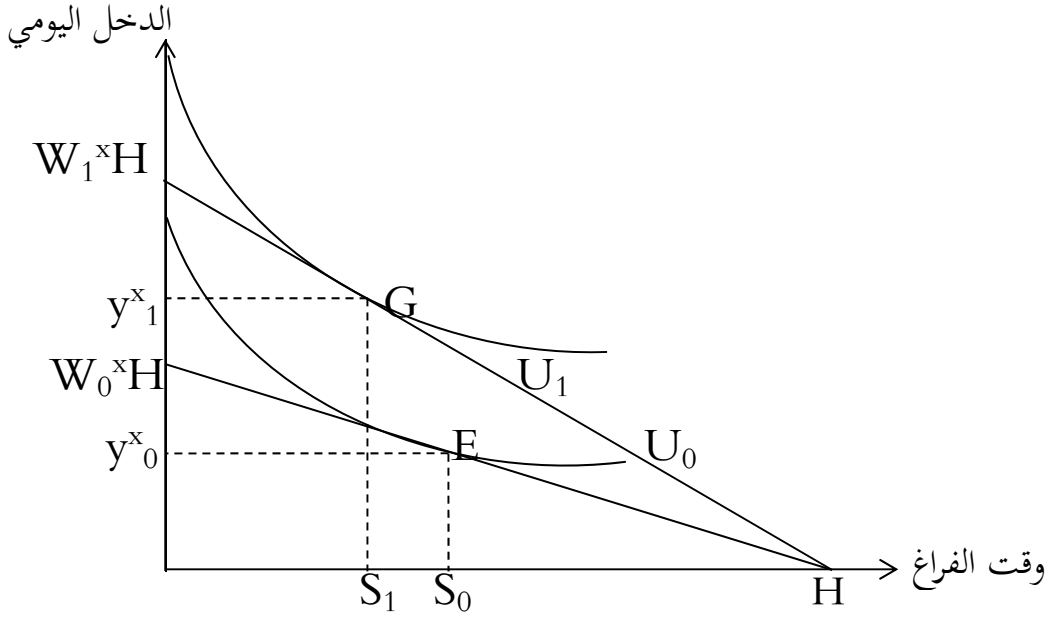
1 : د.نعمة الله نجيب إبراهيم، 2002/2001، نظرية اقتصاد العمل، مؤسسة شباب الجامعة، الاسكندرية، ص13-ص14.

2 : ضياء مجيد الموسوي، سوق العمل و النقابات العمالية في اقتصاد السوق الحرة، ديوان المطبوعات الجامعية الساحة المركزية بن عكنون الجزائر 9-2007، ص 38.

$$y^{x} = {}^{W}/_{p^{x}} . (H - S) = W^{x}(H - S) \ldots\ldots (7)$$

حيث أن: $n = H - S$

والشكل الموالي يتضمن النموذج أعلاه للتحليل أكثر:

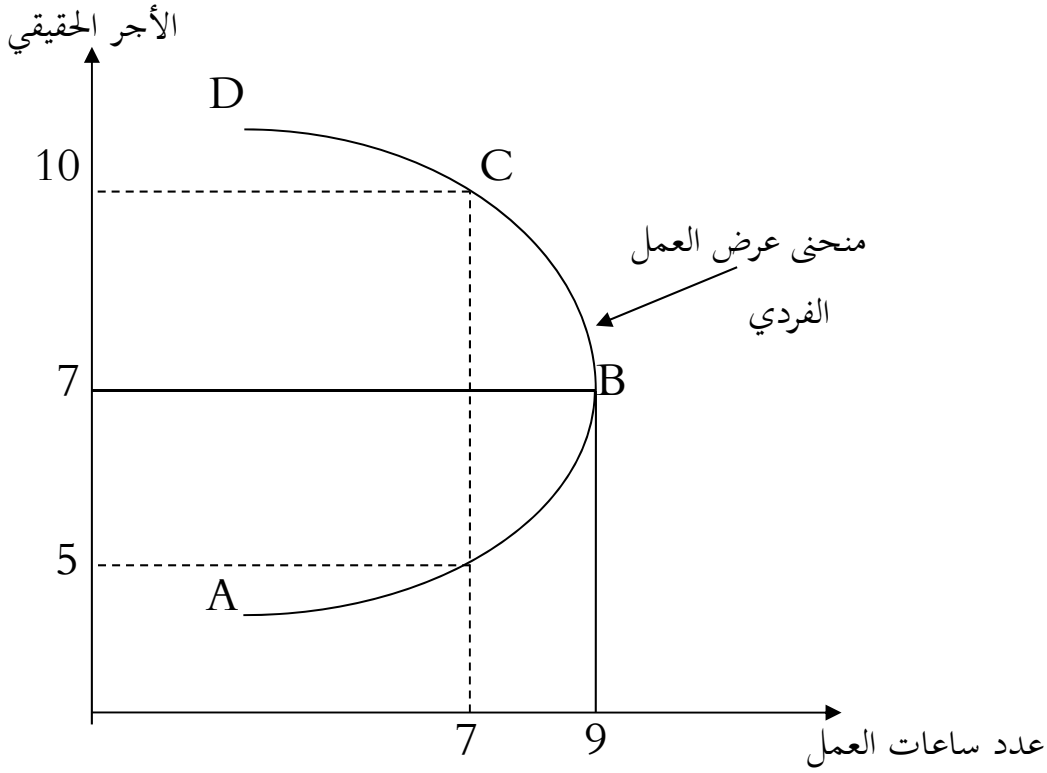


الشكل البياني:

المصدر: من إعداد الباحثة

نجد في الشكل السابق منحنيات سواء و خطي الدخل كما هو مبين، حيث يمثل منحنى السواء مجموع التركيبات ذات الإشباع المتساوي بحيث يحقق منحنى السواء U_1 منفعة أعلى من المنفعة التي يحققها منحنى السواء U_0، وعليه يحاول الفرد تحقيق أعلى منفعة ممكنة في حدود خط الدخل الخاص به و الذي يتغير بتغير معدل الأجر الحقيقي الذي يحصل عليه هذا الفرد، فعند معدل أجر حقيقي $W_0{}^{x}$ يتحقق توازن الفرد عند نقطة تماس منحنى السواء U_0 و خط الدخل $(W_0{}^{x}H.H)$ أي عند النقطة E فيحصل على دخل يومي قدره $y^{x}{}_0$ ووقت فراغ قدره S_0 ، بينما يتخلى الفرد على بعض وقت فراغه (S_0S_1) عند معدل أجر حقيقي $W_1{}^{x}$ بحيث يتحقق توازن الفرد عند نقطة التماس G لمنحنى السواء U_1 وخط الدخل $(W_1{}^{x}H.H)$ فيحصل على دخل يومي أعلى قدره $y^{x}{}_1$ ووقت فراغ أقل قدره S_1 ،و بالتالي هو يزيد من ساعات عمله بالتخلي على ساعات الراحة من أجل تعظيم دخله.

ويتم الحصول على منحنى عرض العمل الفردي انطلاقا من المنحنى السابق وذلك بالأخذ بنقاط التوازن، أي عن طريق تحديد عدد ساعات العمل عند أي معدل أجر حقيقي، ويأخذ منحنى عرض العمل الفردي الشكل التالي:



الشكل البياني:

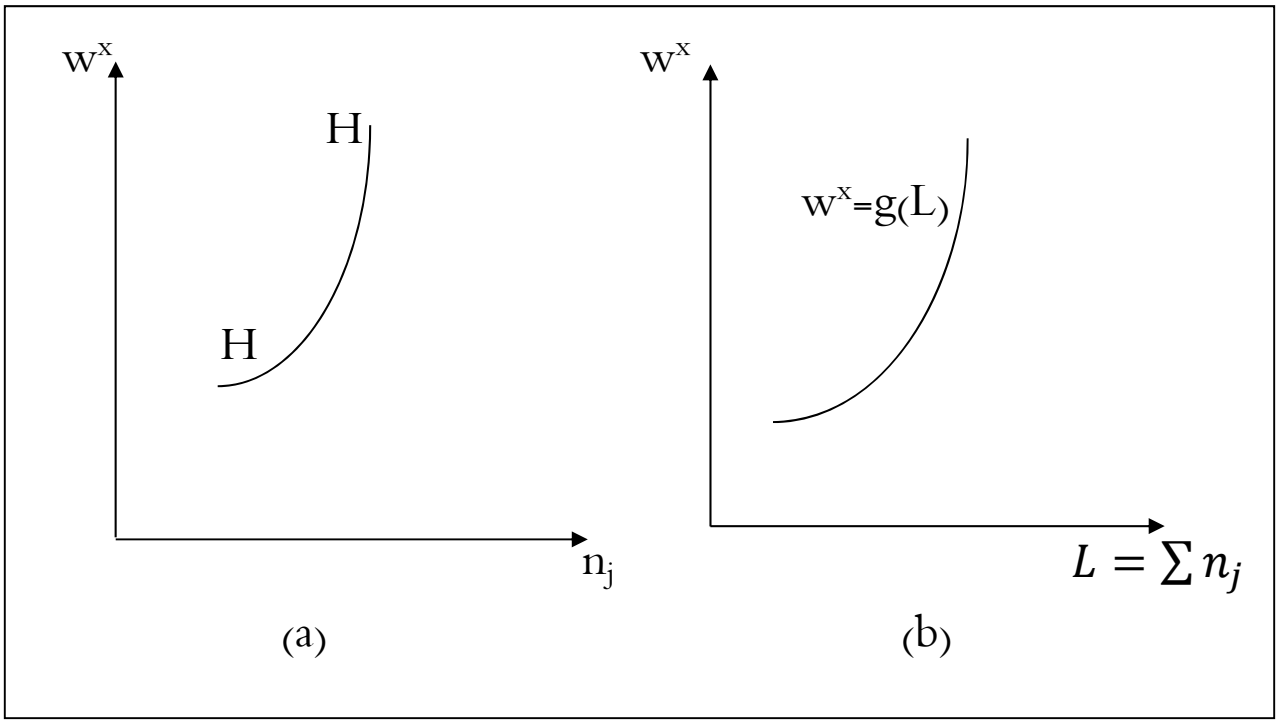
المصدر: د/ مدحت القريشي،(2007)، اقتصاديات العمل، دار وائل للنشر و التوزيع، عمان، الأردن، الطبعة الأولى، ص78.

من الشكل البياني نلاحظ أن منحنى عرض العمل الموجب يظهر في الجزء AB حيث يزيد العامل أو الفرد عدد ساعات العمل التي يعرضها من 7 ساعات عمل يوميا عند معدل أجر حقيقي 5 وحدات نقدية إلى 9 ساعات عمل يومية عند معدل أجر حقيقي 7 وحدات نقدية، بحيث يرفع العامل من دخله اليومي، و في حالات استثنائية مثل ما هو موجود بالشكل البياني بعد مستوى معين من الأجر (7 وحدات نقدية) يتجه منحنى العرض إلى الخلف (الجزء BCD) بحيث يسعى الفرد إلى تحقيق أكبر منفعة (زيادة وقت فراغه) في ظل دخل أعلى (7ساعمل ×10 ون =70ون).

وبخصوص العلاقة بين مستوى دخل العامل وعدد ساعات العمل التي يعرضها فيمكن ملاحظة أن الفرد قد يستطيع الحفاظ على مستوى دخله بالرغم من قيامه بتقليل ساعات العمل وذلك حصول ارتفاع في الأجر.[1]

2-عرض العمل الكلي:

لقد استطعنا الحصول على منحنى عرض العامل لكمية العمل مقابل الأجر الحقيقي الذي يدركه هذا العامل، وبفرض أن وحدات العمل متجانسة (باختلاف الصناعات و اختلاف الأشخاص....) مع وجود معدل أجر حقيقي واحد يدركه جميع العمال (أي أن العمال يتأثرون بنفس مستوى الأسعار P^x)، يصبح بإمكاننا جمع منحنيات عرض العمل الفردية لـ j عامل للحصول على منحنى عرض العمل الكلي، كما هو موضح في الشكل:



الشكل البياني: العلاقة بين كمية العمل المعروضة و الأجر الحقيقي الذي يدركه العامل.
المصدر: فريد بختي، جوان 2005، دراسة تحليلية وقياسية للبطالة باستعمال نماذج أشعة تصحيح الخطأ "VECM" 1970-2003، مذكرة لنيل شهادة الماجستير في الاقتصاد و الإحصاء التطبيقي، المعهد الوطني للتخطيط و الإحصاء INPS، ص35.

1 : د/ مدحت القريشي،(2007)، اقتصاديات العمل، دار وائل للنشر و التوزيع، عمان، الأردن، الطبعة الأولى، ص79.

وحتى نتمكن من إيجاد منحنى عرض العمل لكمية العمل مقابل معدل الأجر الحقيقي بدلا من معدل الأجر الحقيقي الذي يدركه العامل، وذلك حتى يكون ملائما لمنحنى الطلب و يسهل عملية التوصل إلى التوازن في سوق العمل، ذلك انطلاقا من المنحنى السابق كما يلي:

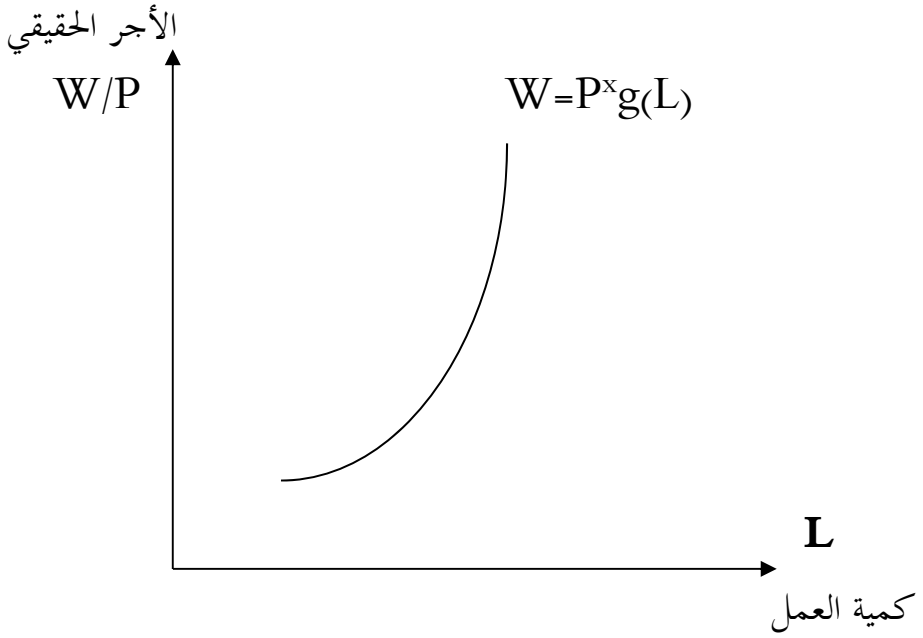
$$w^x=g(L)\ldots\ldots\ldots\ldots(8)$$

$$w^x = \frac{W}{P^x} \ldots\ldots\ldots\ldots(9)$$

بتعويض المعادلة (9)في المعادلة (8) نحصل على ما يلي:

$$W = P^x.g(L) \ldots\ldots\ldots\ldots(10)$$

ومن المعادلة (10) يمكننا الحصول على منحنى العرض الكلي بما يتلاءم مع أسلوب التحليل المتبع في توضيح الطلب على العمل كما يلي:



الشكل البياني: منحنى عرض العمل الكلي.

المصدر: من إعداد الباحثة.

كما يمكن ملاحظة احتمال انعكاف المنحنى إلى الخلف ضئيل جدّا، بحيث لا يمكن أن يحدث هذا إلا عند وصول المجتمع إلى درجة من الغنى يفضل من خلالها مجموع العمال أوقات الراحة كلما ارتفعت أجورهم .لذا يمكن استنتاج أن ظاهرة ارتداد المنحنى إلى الخلف هي ظاهرة فردية فحسب.[1]

1 : د .نعمة الله نجيب إبراهيم .أسس علم الاقتصاد .مؤسسة شباب الجامعة مركز دلتا للطباعة .الاسكندرية. 2000 . ص274.

رابعا: توازن سوق العمل:

يحدث التوازن في سوق العمل نتيجة تفاعل كل من قوى العرض و الطلب على العمل في السوق، الأمر الذي ينتج عنه تحديد مستوى الأجور وساعات العمل المعروضة و المطلوبة. و التعريف الأدق للتوازن في سوق العمل هو أنه يمثل عدد الساعات التي يرغب العمال عرضها و بيعها في السوق و التي تتساوى مع عدد الساعات التي يرغب أصحاب العمل في شرائها و استخدامها.[1]

ومن التحليل السابق للطلب على العمل و عرضه تحصلنا على ما يلي:

الطلب على العمل: $W = P.f(L)$ .....(5)

عرض العمل: $W = P^x.g(L)$ .....(10)

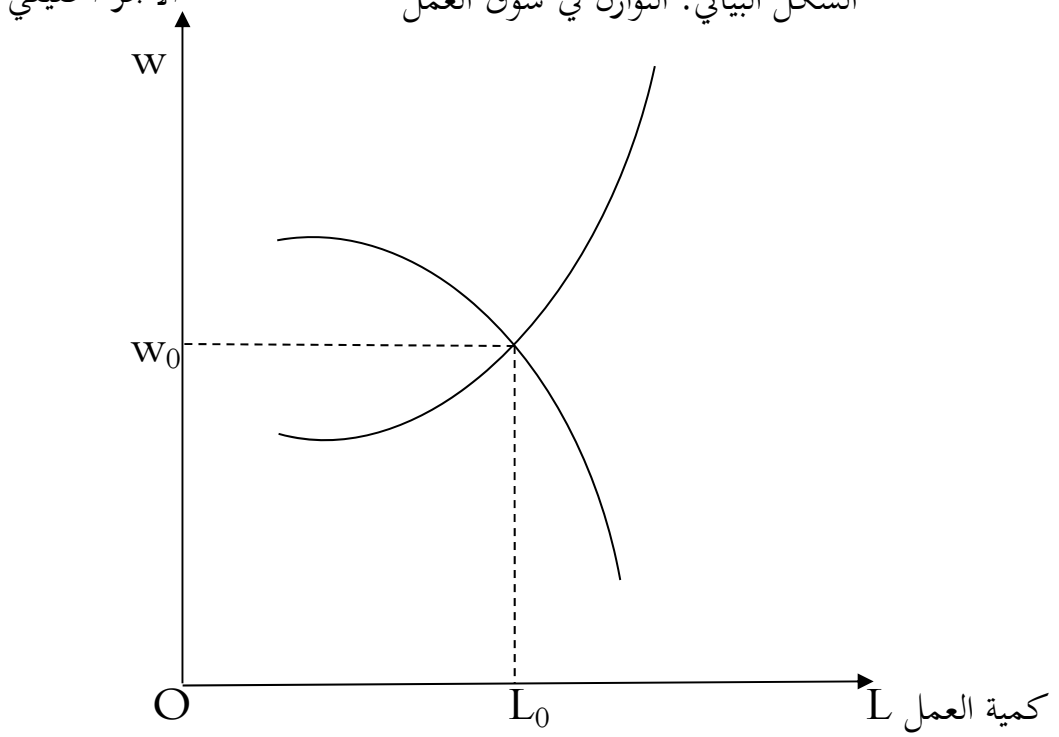
عند التوازن يتساوى عرض العمل مع الطلب عليه:

$$P.f(L) = P^x.g(L) \text{ .....(11)}$$

$$f(L) = \left(P^x/_P\right).g(L) \text{.....(12)}$$

كما يمكننا الحصول على نقطة التوازن من الشكل البياني كما يلي:

الشكل البياني: التوازن في سوق العمل



المصدر: من اعداد الباحثة.

1 : د/ مدحت القريشي،(2007)، اقتصاديات العمل، دار وائل للنشر و التوزيع، عمان، الأردن، الطبعة الأولى، ص111.

المبحث الثاني: البطالة.

I مفهوم البطالة وأنواعها:

أولا: مفهوم البطالة:

تعرف البطالة على أنها التوقف الجبري لجزء من القوة العاملة في مجتمع ما برغم القدرة و الرغبة في العمل و الانتاج.[1]أو هي حالة وجود أشخاص راغبين في العمل و قادرين عليه وباحثين عنه لكن لم يجدوه.[2]أي أنها تعني صفة العاطل عن العمل و مع ذلك نجد أن هناك كثير ممن لا يعملون ولا يمكن اعتبارهم عاطلين ببساطة لأنهم لا يقدرون على العمل مثل الأطفال و المرضى و العجزة و كبار السن و الدين أحيلوا على التقاعد. وفي المقابل هناك كثيرين ممن هم قادرين على العمل لكن لا يمكن اعتبارهم عاطلين لأنهم لا يبحثون عن عمل مثل الدين يدرسون في الثانويات و الجامعات و المعاهد العليا و الأثرياء ولا ننسى الذين أحبطوا تماما من البحث عن عمل فبشكل عام لا يمكن القول عن أحد أنه عاطل عن العمل إلا إذا توفر فيه الشرطان التاليان:

-القدرة على العمل.

-البحث عن العمل.

وهذا ما زكاه كل من المكتب الدولي للعمل و الديوان الوطني للإحصاء.

1.تعريف البطالة حسب المكتب الدولي للعمل:[3]

تتكون فئة البطالين من كل الأشخاص الذين تتراوح أعمارهم بين 16 و59 سنة و وجدوا أنفسهم في يوم معين أو أسبوع معين في إحدى الفئات التالية:

---

[1] :خالد الواصف الوزني ، (2006)، مبادئ الاقتصاد الكلي، دار وائل للنشر و التوزيع عمان، ص 265.

[2] :مدحت القرشي ،(2007)،اقتصاديات العمل، دار وائل للنشر، الأردن، الطبعة الأولى، ص183.

[3] :Bureau international du travail ;La normalisation international du travail ;(nouvelle série 53, GENEVE1953) . p48-p49.

-بدون عمل: أي الذين لا يعملون مقابل أجر.

-متاح للعمل: أي الذين باستطاعتهم القيام بالعمل فورا.

-يبحث عن العمل: أي الذين اتخذوا خطوات محددة خلال فترة معينة للبحث على عمل مأجور.

2. تعريف البطالة حسب الديوان الوطني للإحصاء ONS :

يعتبر الشخص عاطلا عن العمل إذا توافرت فيه المواصفات التالية:[1]

-أن يكون في سن يسمح له بالعمل (بين 15 و 64 سنة).

-لا يملك عملا عند إجراء التحقيق الإحصائي، و نشير إلى أن الشخص الذي يملك عملا هو الشخص الذي لم يزاول عملا ولو لمدة ساعة واحد خلال فترة إجراء التحقيق.

-أن يكون في حالة بحث عن العمل، حيث أنه يكون قد قام بالإجراءات اللازمة للعثور على منصب شغل.

ورغم عدم وجود تعريف أو مفهوم رسمي موحد للبطالة إلا أننا نعني بها. الفرق بين كمية العمل المعروضة وكمية العمل المأجورة.[2]و قد وجهة عدة انتقادات لهدا المفهوم تم تداركها في المفهوم العلمي للبطالة، ونجد أن من أهم هذه الانتقادات أنه:[3]

[1] :L'office national des statistiques; L'emploi et le chômage; données statistiques; n°226; Algérie; 1995 ;p8 .

[2] :محمد طاقة، وحسين عجلان حسن، (2008)، اقتصاديات العمل، إثراء للنشر و التوزيع ، الأردن، الطبعة الأولى، ص141.

[3] :د/ علي عبد الوهاب نجا،(2005)، مشكلة البطالة وأثر برنامج الاصلاح الاقتصادي عليها دراسة تحليلية وتطبيقية، الدار الجامعية، الاسكندرية، مصر، ص08.

-لا يأخذ في حسبانه كلا من البطالة المقنعة و البطالة الجزئية، فالفرق يعد في تعداد العاملين مادام يعمل ولو لساعة واحدة، مثله في ذلك مثل الفرد الذي سبع أو ثمانية ساعات يوميا.

-لا يربط بين العمل و الإنتاجية، فالفرد الذي يعمل وينتج ما قيمته جنيه واحد في اليوم _مثلا_ يحسب في تعداد العاملين مثل الفرد الذي يعمل وينتج ما قيمته 100 جنيه.

-لا يأخذ في تعداد العاطلين إلّا الأفراد الذين لا يعملون و يبحثون عن عمل، و بالتالي، يهمل قطاعا كبيرا من العاطلين الذين لا يبحثون عن عمل بعد ما يئسوا من الحصول على وظيفة.

-يتجاهل الأفراد الذين يعملون في وظائف هامشية أو يقومون بأنشطة غير مشروعة.

أما المفهوم العلمي للبطالة فهي. الحالة التي لا يستخدم المجتمع فيها قوة العمل فيه استخداما كاملا و/أو أمثلا ومن ثم يكون الناتج الفعلي في هذا المجتمع أقل من الناتج المحتمل، مما يؤدي إلى تدني مستوى رفاهية أفراد المجتمع عما كان يمكن الوصول اليه.[1]

فنلاحظ أن هذا المفهوم جاء بإضافة فقد تطرق إلى الجزئية أو الموسمية (لا يستخدم المجتمع فيها قوة العمل فيه استخداما كاملا)، وإلى البطالة المقنعة (و/أو أمثلا).

ثانيا: أنواع البطالة:

تحدث البطالة نتيجة لأسباب عديدة في مختلف الاقتصاديات فتتعدد أنواعها و تختلف طرق علاجها ودرجة خطورتها ومدتها، ويتم تصنيفها إلى نوعان رئيسيان هما البطالة السافرة و البطالة المقنعة.

1 : د/ علي عبد الوهاب نجا، مرجع سبق ذكره، ص08.

1.البطالة السافرة (الصريحة):

وهي البطالة التي ينصرف إليها الذهن عندما يثار موضوع البطالة، وهي حالة وجود أفراد في المجتمع قادرين على العمل في حالة تعطل تام وبالتالي يكون وقت العمل لديهم صفرا وإنتاجيتهم صفرا، ويمكن التمييز بين نوعين للبطالة السافرة هما: البطالة الإجبارية و البطالة الاختيارية.[1]

1.1.البطالة الإجبارية:

هي حالة التعطل التي يكون الفرد مجبرا عليها رغم بحثه ورغبته في العمل،[2]فهي تخص الأفراد القادرين على العمل ولكنهم لم يجدوا فرص عمل متاحة لهم في ظل الأجور السائدة وهي تأخذ عدة أشكال حسب الأسباب المؤدية لها، ونجد منها:

1.1.1.البطالة الاحتكاكية:

البطالة الاحتكاكية تحدث بسبب التنقلات المستمرة للعاملين بين المناطق والمهن المختلفة وتنشأ بسبب نقص المعلومات لدى الباحثين عن العمل، و لدى أصحاب الأعمال الذين تتوافر لديهم فرص العمل.[3]وتتواجد البطالة الاحتكاكية في كافة الاقتصاديات باختلاف طبيعتها ومستويات نموها حتى في حالة تساوي العرض على العمل بالطلب عليه، وذلك نتيجة لحركية سوق العمل وعدم تدفق المعلومات بصورة مثلى داخل هذا السوق.

ولعل السمة الأساسية في هذا النوع من البطالة أنها مؤقتة، وتتوقف مدتها على تكلفة البحث عن عمل المتمثلة في تكلفة التنقلات و النشر والإعلان في وسائل الإعلام، لدى لا يوليها الكثير من الاقتصاديون اهتماما، ويرى هؤلاء الاقتصاديون أنها لا تدعوا للقلق ولا تتطلب إجراءات تصحيحية

1 :د/ على عبد الوهاب نجا، مرجع سبق ذكره، ص17.

2 :محمد طاقة وآخرون، مرجع سبق ذكره ، ص142.

3 :د/ مدني بن شهرة،(2009)، الاصلاح الاقتصادي وسياسة التشغيل (التجربة الجزائرية)،الطبعة الأولى، دار الحامد للنشر و التوزيع، ص235.

في السياسات الاقتصادية كونها ترتبط بعوامل وقتية تؤول إلى الزوال بشكل ذاتي غير أنها قد تساهم في وضع الشخص المناسب في المكان المناسب.

2.1.1البطالة الهيكلية:

يقصد بها ذلك النوع من التعطل الذي يصيب جانبا من قوة العمل، بسبب التغيرات الهيكلية التي تحدث في الاقتصاد، وتؤدي إلى وجود حالة من عدم التوافق بين فرص العمل المتاحة، ومؤهلات وخبرات العمال المتعطلين الراغبين في العمل والباحثين عنه.[1]ويكون هذا الاختلاف إما بعدم التوافق بين فرص العمل المتاحة ومؤهلات وخبرات الأفراد المتعطلين الراغبين في العمل و الباحثين عنه، أو بعدم التوافق بين مناطق تواجد فرص العمل ومناطق تركز الأفراد المتعطلين الراغبين في العمل و الباحثين عنه.

ونجد أن البطالة الهيكلية تنشأ لأسباب منها التغيرات في هيكل الطلب والتقدم التكنولوجي بإدخال أنواع جديدة من التكنولوجيا الحديثة، و التغير في الهيكل العمري للسكان، و زيادة نسبة صغار السن و الإناث في القوى العاملة. إلا أن علاج البطالة الهيكلية تتطلب فترة طويلة نسبيا لعلاجها حيث تتطلب تدريب و تكوين لاكتساب مهارات جديدة و التكيف مع المهارات الجديدة المطلوبة.[2]

3.1.1.البطالة الدورية:

جاءت هذه التسمية لارتباط هذا النوع من البطالة بالدورات الاقتصادية، حيث تظهر في فترات الركود والانكماش نتيجة لقصور الطلب الكلي على السلع و الخدمات، وبالتالي الطلب الكلي على العمل مما يدفع بمعدل البطالة إلى الارتفاع.

1 :د/ إياد عبد الفتاح النسور،(2013)، أساسيات الاقتصاد الكلي، الطبعة الأولى، دار صفاء للنشر و التوزيع، عمان، الأردن، ص224.

2 :د/ مدني بن شهرة،(2009)، مرجع سبق ذكره، ص 234.

ويهتم الاقتصاديون و واضعو السياسات الاقتصادية بهذا النوع من البطالة لخطورته محاولين –دائما– المحافظة على عدم تدني مستويات الإنتاج مع تحقيق مستويات ملائمة للنشاط الاقتصادي، مما يؤدي إلى عدم ظهور هذا النوع من البطالة والتقليل من حدته.[1]

4.1.1.البطالة الموسمية:

تحدث البطالة الموسمية بسبب موسمية بعض النشاطات و القطاعات الاقتصاديات. فهناك قطاعات يزداد الطلب لديها على الأيدي العاملة في موسمها، مثل القطاع السياحي والقطاع الزراعي (حيث تعتمد على المناخ وغيرها من العوامل) ويقل الطلب على الأيدي العاملة في هذه القطاعات خارج موسمها مما يؤدي إلى حدوث بطالة في الفترات الزمنية التي تقع خارج الموسم.[2]

ويلاحظ أن هناك تشابه بين البطالة الموسمية و البطالة الدورية، فكلاهما ينتجان عن قصور الطلب غير أن الاختلاف بينهما يكمن في أن البطالة الدورية تنتج عن انخفاض الطلب الكلي خلال الدورات الاقتصادية التي تدوم من ثلاث إلى عشرة سنوات، أما البطالة الموسمية فتنتج عن انخفاض في الطلب الكلي على العمل في مواسم معينة وقطاعات محددة خلال السنة وبذلك تكون أكثر انتظاما، ويمكن التنبؤ بها سنويا.

2.1.البطالة الاختيارية:

تنشأ البطالة الاختيارية حين يختار العامل الفراغ ويرفض بإرادته ومعرفته تلك الوسائل أو السبل التي لو اتبعها لاستطاع أن يحصل على عمل.[3]أي أن الفرد يرجح البطالة (وقت الفراغ) على العمل، و يفسر ذلك بالارتفاع النسبي لتعويضات البطالة أو الحصول على دخول أخرى كالدخل من الإيجار،

1 : د/ على عبد الوهاب نجا ، مرجع سبق ذكره، ص25، ص26.

2 :د/مدحت القريشي، مرجع سبق ذكره،ص193.

3 :محمد طاقة وآخرون ، مرجع سبق ذكره ، ص142.

الفائدة من الادخار أو السندات، أرباح الأسهم.....إلخ، إلا أن حجم هذه البطالة لا يؤخذ بعين الاعتبار في الإحصائيات الخاصة بسوق العمل.

2. البطالة المقنعة:

تعرف كذلك بالبطالة المستترة لأنها غير ملحوظة، هذا النوع من البطالة لا يعني وجود قوة عاملة عاطلة، بل هي الحالة التي يمكن فيها الاستغناء عن حجم معين من العمالة دون التأثير على العملية الإنتاجية، بسبب تكدس قوة العمل في قطاع معين.[1]أي أن هناك أفراد في المجتمع يعتبرون ضمن القوة العاملة، يمارسون العمل ظاهريا و يتقاضون أجورا ولكن إنتاجيتهم معدومة (صفرا) أو تكاد تكون معدومة.

Π قياس معدل البطالة:

إن حساب عدد البطالين الإجمالي يعد مؤشرا ضعيفا عن مدى انتشار و خطورة هذه الظاهرة، لدى يعد معدل البطالة أحد أهم المؤشرات الاقتصادية عن الأداء الاقتصادي وأوضاع العمل، حيث لا يمكن علاج مشكلة البطالة ما لم يكن هناك تصور حقيقي لها.

تقوم الدول وبخاصة المتقدمة منها بحساب معدلات البطالة بصفة دورية ومنتظمة (شهرية أو فصلية أو سنوية)، وذلك بإتباع أسلوب العينات، وليس الإحصاء العام، نظراً لما يتطلبه ذلك من وقت طويل وتكاليف باهظة.

وعادة ما يقاس معدل البطالة من قبل الجهات الرسمية، كنسبة عدد العاطلين عن العمل إلى القوة العاملة بالمجتمع عند نقطة زمنية معينة، وذلك باستخدام الصيغة التالية:[2]

---

1 :د/ اياد عبد الفتاح النسور،(2013)، أساسيات الاقتصاد الكلي، الطبعة الأولى، دار صفاء للنشر و التوزيع، عمان، الأردن، ص223.

2 : د/ على عبد الوهاب نجا ، ص10 – 14.

*: هو ذلك المعدل الذي يكون عنده معدل التضخم في الأسعار والأجور في حالة توازن، ويكون في حدود 5%.

$$\text{معدل البطالة} = \frac{\text{عدد العاطلين}}{\text{قوة العمل}} \times 100 \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (1-1)$$

فهو مؤشر نسبي محصور بين الصفر و المائة يسمح بمقارنة حجم البطالة بين البلدان المختلفة، وداخل البلد الواحد على مدى فترات زمنية مختلفة، ورغم أن المقياس الرسمي للبطالة أكثر مقاييس سوق العمل انتشارا تأخذ به مختلف الدول وكدلك منظمة العمل الدولية إلا أنه قد وجهت له عدة انتقادات نجد منها:

-يهتم هذا المقياس بالبطالة الصريحة ويهمل باقي الأنواع من البطالة، كما لا يأخذ في الحسبان الأشخاص الذين لا يعملون ولا يبحثون عن عمل أو الذين يئسوا من الحصول على عمل.

-اختلاف طريقة قياس معدل البطالة من دولة إلى أخرى نتيجة التباين في سن العمل وكدا الفترة الزمنية المحددة للبحث عن عمل.

وانطلاقا من المفهوم العلمي للبطالة هناك مقياس علمي يقوم على ان التشغيل الكامل يتحقق عندما يتساوى الناتج الفعلي في الاقتصاد مع الناتج المحتمل، أين يكون معدل البطالة مساويا لمعدل البطالة الطبيعي غير التضخمي*.

إذا كان الناتج الفعلي في الاقتصاد أقل من الناتج المحتمل، يكون معدل البطالة الفعلي أكبر من معدل البطالة الطبيعي، وفي هذه الحالة، يعاني المجتمع من وجود بطالة بالمفهوم العلمي، ويحدث ذلك إما بسبب عدم الاستخدام الكامل لقوة العمل و/أو بسبب عدم الاستخدام الأمثل لها.

ويتطلب الاستخدام الأمثل أن لا تقل انتاجية العامل عن الانتاجية المتوسطة المحتملة كحد أدنى، وتعرف بأنها أعلى متوسط للإنتاجية فيما بين قطاعات الاقتصاد الواحد. وعليه:

$$\text{الناتج المحتمل} = \text{قوة العمل} \times \text{الانتاجية المتوسطة المحتملة} \quad \ldots\ldots\ldots (1)$$

وباعتبار أن الاقتصاد يعاني من معدل بطالة طبيعي غير تضخمي يقدر ب 5% ، فإن الناتج المحتمل هو ذلك الناتج الذي يتم الحصول عليه عند تشغيل 95% من القوة العاملة تشغيلا كاملا و/أو أمثلا، ومنه:

$$\text{الناتج المحتمل} = 0.95 \times \text{قوة العمل} \times \text{الانتاجية المتوسطة المحتملة} \quad \ldots\ldots\ldots (2)$$

ومن ناحية أخرى:

$$\text{الناتج الفعلي} = \text{قوة العمل} \times \text{الانتاجية المتوسطة الفعلية} \quad \ldots\ldots\ldots (3)$$

و:

$$\text{فجوة الناتج} = \text{الناتج المحتمل} - \text{الناتج الفعلي} \dots \dots \dots (4)$$

تعرف فجوة الناتج بأنها تمثل قيمة الناتج المفقود نظرا لعدم استخدام موارد المجتمع استخداما كاملا و/أو أمثلا.

ومن المعادلات 1 و2 و3:

$$\text{فجوة الناتج} = \mathbf{0.95} \times \text{قوة العمل} \times \left(\text{الانتاجية المتوسطة المحتملة} - \text{الانتاجية المتوسطة الفعلية}\right) \dots \dots (5)$$

ويمكن تحويل فجوة الناتج المقاسة بوحدات نقدية إلى فجوة بطالة مقاسة بوحدات العمل، عن طريق قسمة المعالة 5 على الانتاجية المتوسطة المحتملة.

$$\text{حجم البطالة} \left(\text{عدد العاطلين}\right) = \frac{\text{فجوة الناتج}}{\text{الانتاجية المتوسطة المحتملة}} \dots (6)$$

$$\text{حجم البطالة} = \frac{\mathbf{0.95} \text{ قوة العمل} \left(\text{الانتاجية المتوسطة المحتملة} - \text{الانتاجية المتوسطة الفعلية}\right)}{\text{الانتاجية المتوسطة المحتملة}} \dots (7)$$

$$\text{حجم البطالة} = \mathbf{0.95} \text{ قوة العمل} \left(\frac{\text{الانتاجية المتوسطة الفعلية}}{\text{الانتاجية المتوسطة المحتملة}} - \mathbf{1}\right) \dots \dots \dots (8)$$

من جهة أخرى فإن معدل البطالة يحتسب بقسمة حجم البطالة على قوة العمل أي:

$$\text{معدل البطالة} = \frac{\mathbf{0.95} \text{ قوة العمل} \left(\frac{\text{الانتاجية المتوسطة الفعلية}}{\text{الانتاجية المتوسطة المحتملة}} - \mathbf{1}\right)}{\mathbf{0.95} \text{ قوة العمل}} \dots \dots \dots (9)$$

و عليه:

$$\text{معدل البطالة} = 1 - \frac{\text{الانتاجية المتوسطة الفعلية}}{\text{الانتاجية المتوسطة المحتملة}} \quad \ldots\ldots\ldots (10)$$

و المعادلة 10تمثل معدل البطالة وفقا للمقياس العلمي، وهذا المقياس يأخذ في حسبانه كافة أنواع البطالة في المجتمع سواء كانت سافرة أو جزئية أو مقنعة وغيرها، أو بمعنى آخر كل من البطالة الصريحة و البطالة غير الصريحة[1].

المبحث الثالث: التفسير النظري لسوق العمل و البطالة.

I: النظريات التقليدية:

تعتبر النظرية الكلاسيكية الليبرالية من أوائل النظريات التي تعرضت لسوق العمل من حيث تحديد الأجر و حجم العمالة عند المستوى التوازني، وقد تعددت النظريات المفسرة لسوق العمل عند الكلاسيك قبل أن يظهر التيار النيوكلاسيكي، لذى سنتطرق أولا إلى أبرز نظريات التيار الكلاسيكي قبل أن نستعرض أفكار التيار النيوكلاسيكي:

أولا. النظرية الكلاسيكية عن البطالة و سوق العمل:

1.1.نظرية حد الكفاف:

لقد نشأت هذه النظرية في القرن الثامن عشر على يد أحد رواد فكر المدرسة الطبيعية "الفزيوقراطية" الاقتصادي الفرنسي "تورغو-Turgot". وتبناها في منتصف القرن التاسع عشر الاقتصاديين أدم سميت، دافيد ريكاردو و لاسال F.Lassalle وعرفت هذه النظرية عند هذا

1 : د/ على عبد الوهاب نجا، مرجع سبق ذكره ، ص 14.

الأخير بنظرية " القانون الحديدي للأجور"، وأطلق عليها نظرية "القانون الحديدي" لما يلحق العامل فيها من ظلم واجحاف وحتمية في تحديد أجره.[1]

تحدد هذه النظرية الأجور التي تدفع كثمن لخدمات عنصر العمل بأدنى حد لمستوى المعيشة" وهو ما يسمي بحد الكفاف" لكي لا يتمكن العامل من الإنجاب إلا بالقدر الذي يضمن استمرار عرض العمل في مقابل الطلب عليه، وتسمى الأجور في هذه الحالة بالأجر الطبيعي أو الثمن الطبيعي للعمل[2].

فقد أوضحت نظرية أجر الكفاف، أو ما يطلق عليها أحيانا بقانون الأجر الحديدي بأن معدل الأجر في الأمد الطويل يبقى ثابتا أو جامدا عند مستوى أجر الكفاف. ففي الأمد القصير قد يرتفع معدل الأجر عن مستوى أجر الكفاف لكن هذه الزيادة في معدل الأجر ستحفز الوالدين على انجاب المزيد من الأطفال و بالتالي سيزيد حجم السكان و القوة العاملة مما يؤثر على معدل الأجر فيخفضه إلى مستوى أجر الكفاف. ومن الجهة الأخرى فإن انخفاض معدل الأجر دون مستوى أجر الكفاف سيؤدي إلى حصول مجاعة وارتفاع معدل الوفيات مما يترتب عليه نقص في حجم السكان وانخفاض في اليد العاملة. وهذا كله سيؤدي في الأمد الطويل إلى رفع معدل الأجر إلى مستوى أجر الكفاف.[3]

وقد أكد ذلك كنساي في قوله " أن معدل الأجور إذا هبط عن الحد الأدنى الذي يتناسب وحد الكفاف يبدأ العمال في الهجرة وبذلك يقل عرض العمل و ترتفع الأجور إلى مستوى الكفاف مرة أخرى" [4]غير أنه لم يتعرض إلى حالة الوفاة أو تخفيض النسل عند انخفاض الأجور.

1 : دحماني محمد أدريوش، إشكالية التشغيل في الجزائر محاولة تحليل، أطروحة مقدمة لنيل شهادة دكتورا في العلوم الاقتصادية، سنة 2013/2012،ص73-74.

2 : : إبراهيم بن عند الرحمن آل عروان، مجلة جامعة الملك سعود ، **نظرية التوزيع :دراسة اقتصادية فقهية**، جانفي 2010 ،ص 571.

3 :د/ضياء مجيد الموسوي، مرجع سبق ذكره ، ص97.

4 : د/ البشير عبد الكريم، مرجع سبق ذكره ، ص10.

ان نظرية حد الكفاف قد تتضمن قدر معين من الصحة، وبالذات عندما يؤخذ في الاعتبار ظروف الواقع الذي نشأت فيه هذه النظرية، وهي بدايات الثورة الصناعية، و مع الفكر الكلاسيكي الذي ارتبط بهذه الثورة و ظروفها، إلا أن التطورات اللاحقة وجهت لهذه النظرية عدة انتقادات نجد منها:

-إن الزيادة في الأجور لا تؤدي بالضرورة إلى زيادة الانجاب، ولكنه يؤدي بالعامل إلى الرغبة في تحسين مستوى معيشته مما يؤثر مستقبلا على مستوى الأجور، حيث يلاحظ أن الفئات مرتفعة الدخل يكون عدد أفراد أسرها أقل مقارنة بالفئات الأقل دخلا.

- في الحقيقة يصعب تطبيق هذه النظرية على الواقع، فمستوى الكفاف مفهوم نسبي ولا يمكن ضبطه بقيمة محددة، حيث يرجع ذلك لعادات وتقاليد كل مجتمع.

-يفترض أن تكون الأجور متساوية بين العمال، بناء على هذه النظرية ولكن الواقع خلاف ذلك، لأن العمال المهرة يأخذون أجورا أعلى من غيرهم، ومنه عجزت النظرية عن تفسير هذا التفاوت في الأجور في المهن المختلفة.[1]

-اهتمت هذه النظرية بجانب العرض و العوامل المؤثرة على العرض في حين أنها أهملت جانب الطلب.

2.1.نظرية رصيد الأجور:

مع بداية القرن التاسع عشر ظهرت نظرية مخصص الأجور أو رصيد الأجور في انجلترا، وجاءت كنظرية مكملة لنظرية حد الكفاف وليست بديلة لها، ويتوقف معدل الأجور حسب هذه النظرية على العلاقة بين ما يتم تخصيصه من أموال للإنفاق على أجور العمال وعدد العاملين، لأن المبلغ

1 :كامل بكري، محمد محروس، مرجع سبق ذكره ، ص 259-260 كامل بكري، محمد محروس، مبادئ الاقتصاد الجزئي، مركز الاسكندرية للكتاب، 2005، ص 259-260.

الدي يخصص للأجور أي رصيد الأجور يمثل الطلب على العاملين، وأن عدد العاملين يمثل عرضهم.[1]

لذلك لا يمكن زيادة الأجور مالم تحصل زيادة في رصيد الأجور أو انخفاض في عدد العمال المشتغلين. غير أن هذه النظرية تفترض ثبات رصيد الأجور، لذلك لا يمكن زيادة الأجور مالم ينخفض عدد العمال المشتغلين.[2]

إن الحالة التي يترتب عنها زيادة أجور شريحة من العمال لأي سبب من الأسباب وفق هذه النظرية ستكون على حساب خفض أجور شريحة أخرى من العمال في ظل ثبات مخصص الأجور وعدم تغير عدد العمال، في حين إذا تم رفع قيمة رصيد الأجور فسيكون ذلك على حساب أرباح المنتجين.

ويمكن توضيح العلاقة بين مخصص الأجور و عدد العمال ومتوسط الأجور كما يلي:

$$\text{متوسط الأجور} = \frac{\text{مخصصات الأجور}}{\text{عدد العمال}} \quad \ldots\ldots\ldots (01)$$

وقد عرفت نظرية رصيد الأجور عدة انتقادات نجد منها:

-إن زيادة الأجر قد تكون مرتبطة بزيادة إنتاجية العاملين، بحيث يمكن أن تكون هذه الزيادة في الأجر سببا في دفع العاملين نحو زيادة انتاجيتهم بتحسين مستويات معيشتهم و حياتهم، كما أن زيادة الإنتاجية يمكن أن تكون سببا في زيادة الأجور، و دون أن يكون ذلك متحققا لشريحة على حساب أخرى، أو على حساب أرباح المنتجين.

-أخدت طابع السطحية نتيجة اهمالها لعوامل مهمة وأساسية تدخل في تحديد الأجور.

- لم تبين النظرية طريقة حساب قيمة رصيد الأجور من طرف المنتجين، كما أنها عجزت على تفسير ظاهرت اختلاف الأجور بين العمال بحسب اختلاف كفاءتهم.

-اهتمت هذه النظرية بجانب الطلب "رصيد الأجور" وأهملت جانب العرض.

---

1 : د/فليح حسن خلف،الاقتصاد الجزئي، الطبعة الأولى، جدارات للكتاب العالمي، عمان-العبدلي-مقابل جوهرة القدس،2007.ص407-408.

2 : د/ضياء مجيد الموسوي، مرجع سبق ذكره ، ص99.

-ولقد أثبتت الوقائع التاريخية عدم صحة هذه النظرية من أوجه ثلاث:[1]

-أنها تفترض زيادة الأجور بنقصان عدد العمال، ولكن ثبت بقاء الأجور منخفضة في ايرلندا من سنة 1848 إلى سنة 1851 وذلك بالرغم من هجرة حوالي مليون مواطن ايرلندي إلى أمريكا.

-أنها تفترض انخفاض الأجور بزيادة عدد العمال، ولكن ثبت ارتفاع الأجور في أمريكا بالرغم من زيادة عدد العمال فيها.

-ثبت انخفاض الأجور في أوربا الغربية بالرغم من تراكم رؤوس الأموال فيها أثناء الأزمة التجارية العالمية في منتصف القرن التاسع عشر.

3.1.نظرية الانتاجية الحدية للأجور:

تعتبر نظرية الانتاجية الحدية من أشهر نظريات الأجور. وقد ظهرت في الفكر الاقتصادي على أثر ظهور التحليل الحدي في نظرية القيمة، واكتشاف فكرة المنفعة الحدية وظهور فكرة الانتاجية الحدية لتفسير أثمان خدمات عناصر الانتاج و في مقدمتها عنصر العمل.

حيث ترى هذه النظرية أن الانتاجية الحدية للعامل هي التي تحدد أجر العامل، لأن المنتج يستمر في رفع عدد العمال إلى أن تتساوى الانتاجية الحدية للعامل مع أجره، وحسب فروض هذه النظرية فإنه سيسود أجر واحد في السوق مما يفرض سيادة نقطة توازن واحدة.

واعتبرت هذه النظرية الحل العادل والمرضي بين العمال و المنتجين لأنها تحدد الأجر الطبيعي للعمل، باعتبار أن هذا الأجر يكون على أساس الانتاجية الحدية للعامل، وبالتالي لا يكون هناك استغلال للعامل.

1 : دحماني محمد أدريوش، مرجع سبق ذكره ، ص 76-77.

وجهت الكثير من الانتقادات إلى هذه النظرية نجد منها:[1]

-أنها تعنى بجانب الطلب على العمل وتهمل جانب العرض.

-أن النظرية لا تستطيع تحديد ثمن العامل "الأجر" لأنها تركز على تحديد الكمية اللازمة من العمال لكي تحقق المنشأة أكبر ربح ممكن عند ثمن معين لخدمات العامل.

-أنه لا وجود للمنافسة الكاملة في سوق العمل إلا في حالات نادرة، لأن معظم الحالات تسودها منافسة غير كاملة.

-إن بعض العمال يعملون و لكنهم لا ينتجون حقيقة كالمراقبين و البوابين و الحراس فهؤلاء عجزت النظرية عن بيان كيفية تحديد أجورهم.

-أن النظرية افترضت بعض العوامل ثابتة ولكنها في الحقيقة كلها متغيرة باستمرار.

ثانيا. النظرية النيوكلاسيكية:

يعد النيوكلاسيك امتدادا للفكر الكلاسيكي، ولذا، فإنهم يؤمنون بالحرية الاقتصادية، وسيادة ظروف التوظف الكامل تأسيا على "**قانون ساي للأسواق**" الذي ينص على:

" **أن كل عرض يخلق الطلب عليه**".[2]ومن تم استبعاد امكانية حدوث أزمات افراط في الانتاج أو فترات الركود الطويلة في ظل نظام السوق.

وقد اعتمد التحليل النيو كلاسيكي على نظرية "التوازن العام". فإن مرونة الأجور و الأسعار تضمن العمالة الكاملة دائما في سوق العمل، وأي اختلال يصحح تلقائيا من خلال تغير الأجور، وسريعا ما

1 : إبراهيم بن عبد الرحمن آل عروان، نظرية التوزيع: دراسة اقتصادية فقهية، مجلة جامعة الملك سعود، المجلد16، العلوم التربوية و الدراسات الاسلامية"1"،2003،ص586.

2 :د/على عبد الوهاب نجا، مرجع سبق ذكره ، ص37-38.

تختفي البطالة الاجبارية إن وجدت، ووفقا لهذا الفكر، فإن وجود البطالة واستمرارها ينطبق فقط على البطالة الاختيارية أو الاحتكاكية.

ويقوم هذا التحليل كغيره على مجموعة من الفروض نجد منها:

-افتراض اقتصاد مغلق، وسوق تسوده المنافسة التامة.

-التجانس التام في عنصر العمل وحرية انتقاله.

-اعتمد التحليل النيوكلاسيكي للظواهر على الأجل القصير.

-الوضع الطبيعي لأي اقتصاد هو التشغيل الكامل لكافة موارده الاقتصادية بما في ذلك عنصر العمل، وهذا أن ليس هناك مبررا لتدخل الدولة في النشاط الاقتصادي.[1]

وينطلق التحليل الكلاسيكي للتوازن الكلي من دالة الانتاج الكلية، منه فإن دالة الإنتاج الكلية علاقة تقنية بين حجم الإنتاج الحقيقي "y" و المتغيرين الأساسيين: العمل "N" ورأس المال "k"

$$Y = Y(N; k) \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (01)$$

وباعتبار التحليل في المدي القصير فان حجم الانتاج "Y" يعتمد على عنصر العمل "N" كعنصر متغير باعتبار عنصر رأس المال ثابت أي أن:

$$Y = F(N) \qquad f'(N) > 0 \dots\dots\dots\dots\dots\dots (02)$$

فالإنتاجية الحدية للعمل موجبة ولكن متناقصة:

$$f''(N) < 0 \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (03)$$

ولنتمكن من تحليل سوق العمل لابد من تحليل كل من العرض و الطلب على العمل.

1 : حسن الحاج، مؤشرات سوق العمل، سلسلة جسر التنمية، المعهد العربي للتخطيط بالكويت، الإصدار 16، أبريل 2003، الكويت، ص03.

1.2.عرض العمل:

يعبر عرض العمل عن عدد العمال الراغبين في العمل عند معدل الأجر الحقيقي السائد، وحسب النيوكلاسيك يتأثر عرض العمل ايجابا بمعدل الأجر الحقيقي، حيث أنه كلما ارتفع معدل الأجر الحقيقي زاد عرض العمل من طرف الأفراد.

وتعتمد دالة عرض العمل على أساس المفاضلة النظرية. اذ يفترض بكل عامل أن يحصل على منفعة من الاستمتاع بوقت الراحة ، وكذلك من الدخل الحقيقي الذي يمكن زيادته فقط عن طريق التضحية بوقت الراحة. ويتضمن قرار عرض العمل الفردي تحقيق أعلى منفعة من وقت العمل و الراحة.[1]

فالزيادة في معدل الأجر الحقيقي معناه ارتفاع في تكلفة ساعات الراحة، و عليه ارتفاع في تكلفة الوقت المتنازل عنه، هذا ما يحفز على زيادة عدد ساعات العمل المعروضة بدلاً من استغلالها في الراحة. ولكن ذلك لن يدوم طويلا، حيث أنه في المدى الطويل ومع ارتفاع الأجر الحقيقي فإن الدخل المعتبر الذي يحصلون عليه يجعلهم يقلعون عن العمل في أوقات الراحة، أما في المدى القصير فيزيد الإقبال على عرض المزيد من ساعات العمل.
ويعبر معدل الأجر الحقيقي من وجهة نظر العمل على القدرة الشرائية للأجر الاسمي أو النقدي، ونرمز للأجر الحقيقي بالرمز "w" و الأجر الاسمي بالرمز "W" و المستوى العام للأسعار بالرمز "P" حيث أن:

$$w = {}^{W}/_{P} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (04)$$

وتصبح دالة عرض العمل بالشكل التالي:

$$N^{O} = N^{O}(w) = N^{O}\left({}^{W}/_{P}\right) \dots\dots\dots\dots (05)$$

وبفرض أن هذه الدالة مستمرة وقابلة للاشتقاق فإن:

$$(N^{O})' = {}^{dN^{O}}/_{dw} > 0 \dots\dots\dots\dots (06)$$

1 : ضياء مجيد الموسوي، مرجع سبق ذكره ،ص77.

على اعتبار أن العلاقة طردية "ايجابية" بين عرض العمل و الأجر الحقيقي، كأي سلعة معروضة في السوق تربطها علاقة طردية بسعرها.

2.2.الطلب على العمل:

يصدر الطلب على العمل عن المنتجين، وهو يعبر عن كمية ساعات العمل أو عدد العمال الدين يحتاج اليه المنتجون في العملية الانتاجية، و الطلب على العمل دالة في الأجر الحقيقي بالشكل التالي:

$$N^d = N^d(w) = N^d\left(W/P\right) \dots\dots\dots\dots\dots (07)$$

وعلى اعتبار السلوك العقلاني للمنتج، حيث يلجأ إلى اختيار حجم معين من الانتاج و التشغيل يسمح له بتعظيم الربح في ظل أسعار السلع و التكلفة الحدية لعنصر العمل، يرتبط الطلب على العمل بعلاقة عكسية بمعدل الأجر الحقيقي، وبفرض استمرارية الدالة السابقة وقابليتها للاشتقاق يكون لدينا:

$$(N^d)' = dN^d/dw < 0 \dots\dots\dots\dots . (08)$$

و يمكن الإشارة إلى الملاحظات التالية المتعلقة بالاستدلالات الكلاسيكية:

-الملاحظة 1:

يستند البرهان الكلاسيكي في الواقع على سلوك المستحدث الفرد "المنتج" في ظل المنافسة الكاملة، إذ أن هذا المستحدث يكون هدفه الأساسي تحقيق الحدّ الأقصى من الربح .ولبلوغ هذا الهدف، فإنه سوف يعمل إلى زيادة الإنتاج إلى غاية النقطة التي تتساوى عندها قيمة الإنتاج الحدي مع تكلفة هذا الإنتاج.

هذا يعني أن صاحب المؤسسة الإنتاجية من وجهة نظر الاستخدام، يستعمل عمال إضافيين إلى حدّ بلوغ نقطة التوازن بين قيمة الناتج الحدي للعمل و تكلفته الحدية.

لنفرض أن صاحب المؤسسة الإنتاجية يبيع في السوق مجموعة من السلع بالسعر P ويدفع للعمال أجرا نقديا W. إذا اعتبرنا للتبسيط فقط أن التكاليف الوحيدة التي يدفعها صاحب المؤسسة هي

تكاليف الأجور، فإن الربح الإجمالي π، ما هو إلا الفرق ما بين الدخول P*Y و التكاليفW*N أي:

$$\pi = PY - WN \dots\dots\dots\dots\dots\dots (09)$$

وسيكون الربح في حده الأقصى بالنسبة للعدد المستعمل من العمال حيث أن:

$$d\pi/_{dN} = 0 \dots\dots\dots\dots (10)$$

أي:

$$PM = W/_P = dY/_{dN} \dots\dots\dots (11)$$

حيث تمثل dY/dN الانتاجية الحدية للعمل و التي نرمز إليها بPM.

انطلاقا من هذا، فإن شرط تعظيم الربح بالنسبة للمنتجين يحدث ما إن تعادلت الإنتاجية الحدية للعمل بمعدّل الأجر الحقيقي أي:

$$w = W/_P = MP = f'(N) \dots\dots\dots (12)$$

-الملاحظة 2:

لنفرض أن هذا الشرط قد تحقق، و حيث أن الناتج الحدي للعمل متناقص أي

$$f''(N) < 0 \dots\dots\dots (13)$$

ولذلك نلاحظ أن تخفيض الأجر الحقيقي "W/P" هو الحل الوحيد الذي يؤدي إلى زيادة الطلب على العمل، ويمكن الوصول إلى تخفيض "W/P" بطريقتين:

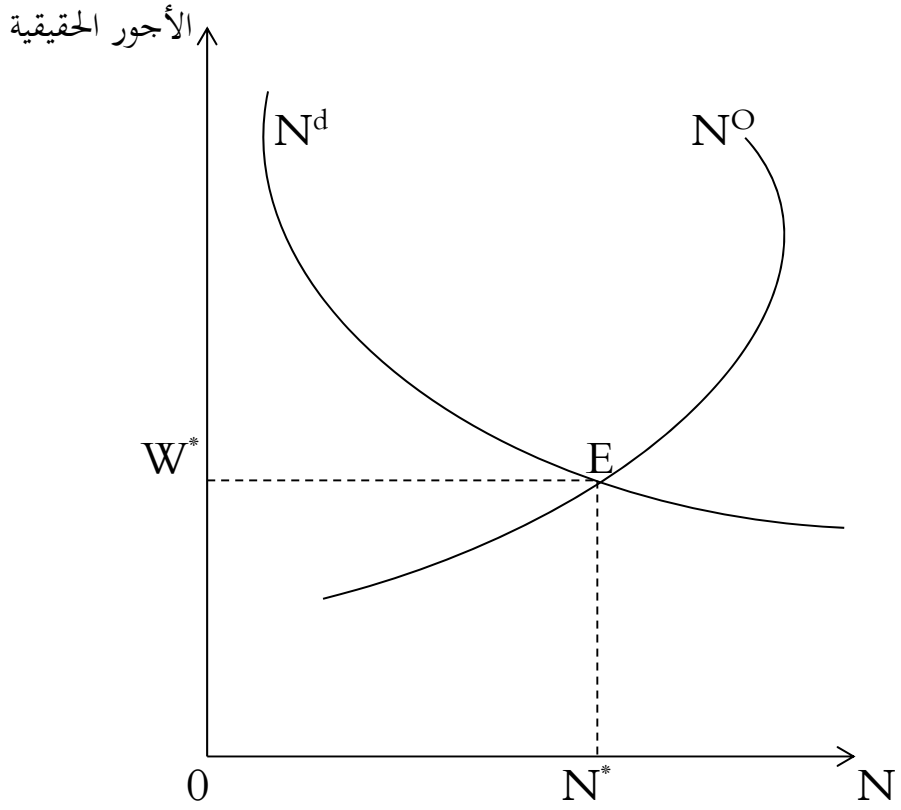
1-إما أن يخفض في الأجر الاسمي W مع بقاء سعر البيع P ثابتا مما يؤدي إلى انخفاض "W/P".

2-إما بارتفاع في الأسعار P مع بقاء الأجر الاسمي W ثابتا مما يؤدي إلى تخفيض "W/P".

عندما ينخفض معدل الأجر الحقيقي يدفع المنتج نحو زيادة الطلب على عنصر العمل.

3.2.التوازن في سوق العمل:

يحدث التوازن في سوق العمل عندما يتساوى عرض العمل مع الطلب عليه، ويتحدد في نفس الوقت معدل الأجر الحقيقي التوازني الذي يرضى به كل من المنتج و العامل في آن واحد، ويتحدد ذلك بيانيا بالشكل التالي:

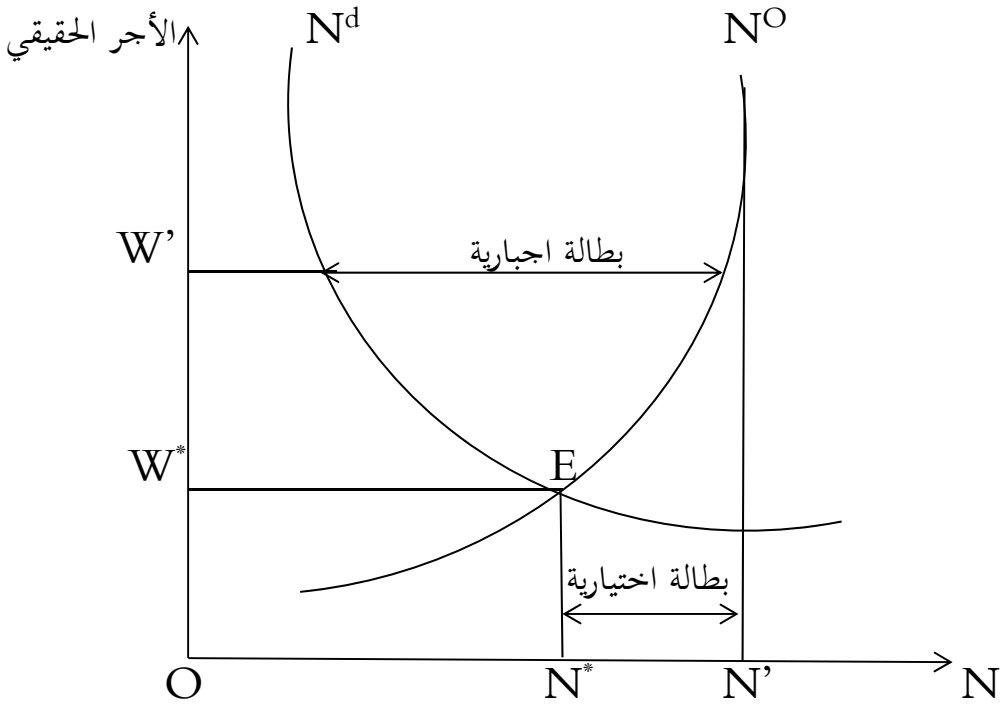


المصدر: عبد الوهاب أمين، مبادئ التحليل الاقتصادي الكلي، دار ومكتبة الحامد للنشر و التوزيع، عمان، 2002، ص 143.

من خلال الرسم البياني السابق فإن يتحقق توازن سوق العمل عند معدل أجر حقيقي W^* ومستوى استخدام N^*، حيث يتحقق عنده مستوى التشغيل الكامل، أين ينعدم وجود بطالة بين العمال عند مستوى معدل الأجر الحقيقي التوازني، نتيجة توفر فرص عمل لكل من يرغب في العمل عند معدل الأجر الحقيقي التوازني، ماعدا العمال الذين هم في طور البحث عن فرص عمل.

4.2.البطالة عند الكلاسيك:

وفقا للفكر النيوكلاسيكي، فإن مرونة الأجور والأسعار تضمن العمالة الكاملة دائما في سوق العمل، وأي اختلال يصحح تلقائيا من خلال تغير الأجور، وسريعا ما تختفي البطالة الاجبارية إن وجدت.[1]



المصدر: من اعداد الباحثة.

من الشكل البياني السابق يتضح لنا أن سوق العمل يتوازن عند النقطة E حيث تتعادل الكمية المطلوبة من العمل مع الكمية المعروضة منه، مما يعني أن التشغيل الكامل يتحقق بتشغيل الكمية "ON^*" وهي تعبر على كل القادرين على العمل و الراغبين فيه عند الأجر التوازني W^*، أما الكمية "N^*N'" تمثل عدد العمال القادرين على العمل وغير الراغبين فيه عند أجر التوازن، لذلك تعتبر بطالة اختيارية.

1 : د/على عبد الوهاب نجا، مرجع سبق ذكره ، ص38.

وعند ارتفاع الأجر الحقيقي عن الأجر التوازني يؤدي ذلك إلى ظهور البطالة الاجبارية، نتيجة قصور في الطلب، فعند أجر حقيقي قدره W' تظهر بطالة اجبارية تدفع بالعمال إلى التنافس عن طريق خفض أجورهم مما يؤدي إلى زيادة الكمية المطلوبة من العمل وخفض الكمية المعروضة منه في المقابل إلى أن يعود السوق إلى نقطة التوازن E أي إلى التشغيل الكامل.

ثالثا. النظرية الكنزية:

لقد مهدت أزمت الكساد العالمي لسنة 1929م الأرضية لبروز نظرية اقتصادية بديلة، بعد الفشل الذريع للنظرية الكلاسيكية و النيوكلاسيكية في تفسير الظاهرة، فاكتسح جون مينارد كينز♣ ساحة الفكر الاقتصادي عقب نشره لكتابه الشهير " النظرية العامة في التوظيف وسعر الفائدة و النقود" سنة 1936م حيث استهدف فيه كشف نقاط الضعف و القصور في النظرية الكلاسيكية و النيوكلاسيكية وتوضيح التناقضات المنطقية الكامنة بها، فكان بمثابة ثورة في علم الاقتصاد.

ويعتبر جون مينارد كينز أول من تطرق إلى مشكلة البطالة الإجبارية في حالات الركود الاقتصادي . حيث لاحظ أن معدلات الأجور لا تتكيف بالسرعة والكم اللازمين لإعادة التوازن إلى أسواق العمل، وبين بأن ميل الأجور نحو الانخفاض يتميز بالجمود التام في بعض الأسواق، وبالتباطؤ في أسواق أخرى، الأمر الذي يؤدي إلى ظهور بطالة دورية إجبارية في الاقتصاد ككل[1].

كما انتقد كينز النيوكلاسيك من خلال فرضيتهم عن مرونة الأجور لتحقيق التشغيل الكامل، فانخفاض الأجور سيؤدي إلى انخفاض دخل العمال و بالتالي انخفاض الطلب على السلع باعتبار أن العامل لا يملك سوى قوة عمله كمصدر للحصول على الدخل. وبذلك ينفي كينز مسؤولية العمال

♣:جون مينارد كينز عالم اقتصادي بريطاني "1883-1946" صاحب المؤلف الشهير "النظرية العامة في التوظيف و سعر الفائدة و النقود" سنة 1936م ، قاد ثورة في الفكر الاقتصادي أحدث انقلابا في الفكرة التي كانت سائدة آنذاك وهي أن الأسواق الحرة توفر تلقائيا التوظيف الكامل.

1 : مدحت القريشي، مرجع سبق ذكره ، ص199.

عن البطالة ويلقيها على رجال الأعمال الذين يتحكمون في جانب الطلب، و بالتالي يقرر أن حجم التوظف يتحدد عن طريق الطلب الكلي الفعال.[1]

وحسب النظرية الكنزية فان الطلب على العمل مشتق من الطلب الكلي الفعال، و الذي يتكون من مجموع الانفاق على الاستهلاك و الاستثمار في متطابقة الدخل القومي، لذا نادى كينز و أنصاره بضرورة تدخل الدولة لرفع مستوى إجمالي الطلب الفعال لضمان التشغيل الكامل لعناصر الانتاج .

ولدراسة توازن سوق العمل حسب النظرية الكنزية لابد من دراسة عرض العمل والطلب عليه:

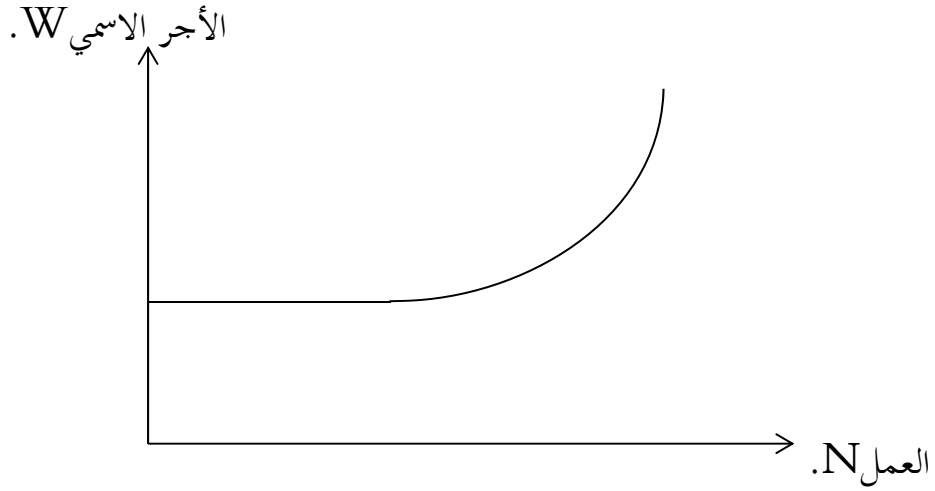
1.3.عرض العمل حسب كينز:

تختلف النظرية الكنزية عن النيوكلاسيكية في تحليلها لدالة عرض العمل، حيث يفترض كينز في نظريته العامة أن العمال يعارضون أي انخفاض في أجورهم الاسمية "النقدية" بهدف رفع مستوى الاستخدام، في حين أنهم لا يعارضون انخفاض أجورهم الحقيقية نتيجة ارتفاع المستوى العام للأسعار في ظل بقاء الأجر النقدي ثابتا. معنى ذلك أن العمال معرضون لظاهرة الخداع النقدي، ويعتبره كينز سلوكا رشيدا من العمال للحفاض على أجورهم النسبية. ويترتب على ذلك جمود الأجور نحو الأسفل.

وبذلك تصبح دالة عرض العمل حسب كينز دالة في الأجر الإسمي أي:

$$N^o = N^o(W) \dots\dots\dots\dots\dots (14)$$

1 : د/على عبد الوهاب نجا، مرجع سبق ذكره ، ص41.



المصدر: عمر صخري، التحليل الاقتصادي الكلي، ديوان المطبوعات الجامعية، الطبعة الأولى، الجزائر، 2000، ص 275.

نلاحظ أن المنحنى السابق لعرض العمل يتكون من جزأين، يعبر الجزء الأول "الجزء الأفقي" على جمود الأجور نحو الأسفل بحيث لا يقبل الأفراد العمل دون حد أدنى معين، وعندما يتم توظيف كل الذين يرغبون في العمل بهذا الأجر، وإذا ما أردنا زيادة حجم العمل فلابد من رفع معدل الأجر الاسمي W وذلك ما يعبر عنه الجزء الصاعد من المنحنى.

2.3.الطلب على العمل حسب كينز:

لا يختلف كينز مع الكلاسيك بخصوص دالة الطلب على العمل و فرضية المنافسة الكاملة، غير أنه يرى أن الطلب على العمل يتوقف على مستوى الطلب الفعال، معنى ذلك أن المنتجون يوظفون حجم اليد العاملة الضرورية لتحقيق الانتاج الموافق للطلب المتوقع. ويقبل كينز وجود دالة عكسية للأجر الحقيقي:

$$N^d = N^d(w) = N^d\left(W/P\right) \dots\dots\dots\dots\dots (15)$$

حيث أن:

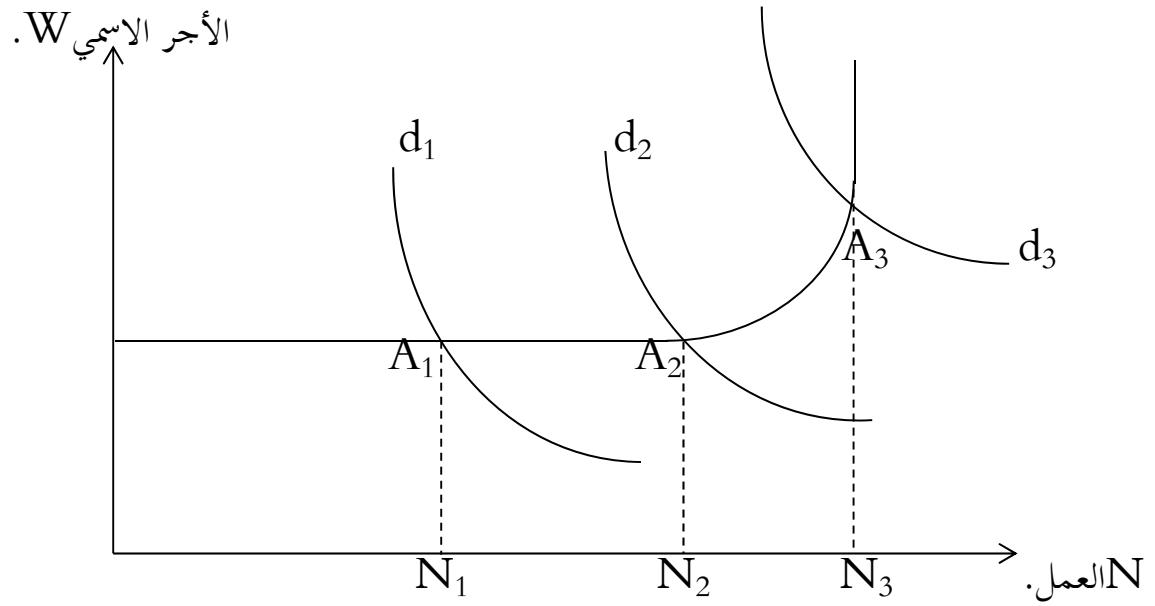
$$(N^d)' = dN^d/dw < 0 \dots\dots\dots\dots . (16)$$

التوازن في سوق العمل حسب كينز:

يتم التوازن في سوق العمل لما يتساوى عرض العمل مع الطلب عليه، بعبارة أخرى عندما يكون:

$$N^o = N^d \dots\dots\dots\dots\dots (17)$$

وذلك حسب الشكل التالي:



المصدر: د/على عبد الوهاب نجا، مشكلة البطالة وأثر برنامج الإصلاح الاقتصادي عليها دراسة تحليلية–تطبيقية، الدار الجامعية، 84شارع زكريا غنيم– الإبراهيمية الإسكندرية– جمهورية مصر العربية، 2005، ص42.

إن زيادة الطلب الكلي الفعال يؤدي إلى زيادة الطلب على العمل مثلا من d_1 إلى d_2 مما يترتب عليه الارتفاع بمستوى التوظيف ، ومنه تقليل معدل البطالة، ويتحقق التوظيف الكامل عند النقطة A_3، حيث يكون مستوى الطلب على العمل مناظرا لمستوى الطلب الكلي الفعال.

توصل كينز إلى أن حالة الاقتصاد الرأسمالي هو اقتصاد الكساد و البطالة وتعجز آليات السوق استرجاع التوازن التلقائي، كما كان الكلاسيكيون يتوقعون، لذا توصل إلى حل هذا المشكل عن

طريق تدخل الدولة في الحياة الاقتصادية باعتبارها الجهاز الوحيد القادر على إحداث هذا التأثير وتتمثل هذه السياسة و الآليات في تخفيض الضرائب وزيادة الإنفاق العام، حتى ينتعش الاقتصاد ويرتفع الاستثمار الذي يُولد توظيف اليد العاملة المعطلة ولو عن طريق حفر الخنادق وردمها ثانية[1].

Π: النظريات الحديثة لسوق العمل.

أولا. نظرية البحث عن عمل:

نشأت هذه النظرية بوصفها نتيجة لمحاولات استخدام مكونات النظرية الاقتصادية الجزئية لفهم المتغيرات الكلية وتحليلها.[2]وترجع صياغتها إلى مجموعة من الاقتصاديين من أمثال: Hall, Gordon, Phelps, Pevry،وقد استطاعت هذه النظرية في السبعينيات أن توفر اضاءة مهمة لمختلف مظاهر سوق العمل.[3]

وتعتبر هذه النظرية امتداد للفكر الكلاسيكي باعتبارها أن البطالة السائدة في المجتمع هي بطالة اختيارية، غير أنها تبنى على اسقاطها أحد فروض هذا الفكر ألا وهو المعرفة التامة بالسوق، حيث تنطلق هذه النظرية من فرضية أساسية مفادها صعوبة توفر المعلومات الكافية عن سوق العمل مما يرفع من درجة عدم التأكد عند الفرد أثناء اتخاده القرار.

طبقًا لهذه النظرية ترجع معدلات البطالة في المجتمع إلى رغبة الأفراد في ترك وظائفهم والتفرغ من اجل البحث وجمع المعلومات المتعلقة بأفضل فرص للعمل الملائمة لقدراتهم وهيكل الأجور المقترن بها. ومن ثم فإنه وفقا لهذه النظرية فإن البطالة السائدة في الاقتصاد تعد سلوكًا اختياريًا، كما أنها

1 : قصاب سعدية، اختلالات سوق العمل وفعالية سياسة التشغيل في الجزائر 1990-2004،أطروحة دكتوراه غير منشورة، جامعة الجزائر، 2006، ص20.

2 : د/على عبد الوهاب نجا، مرجع سبق ذكره ، ص46.

3 : : محمد لموتي، البطالة و النمو الاقتصادي في الجزائر –دراسة قياسية و اقتصادية للفترة "1970-2007"، مذكرة ماجستير غير منشورة، جامعة بن يوسف بن خدة، 2009، الجزائر،ص 21.

ضرورية من أجل الوصول إلى التوزيع الأمثل لقوة العمل فيما بين الأنشطة والاستخدامات المختلفة، ومن ناحية أخرى فإن رجال الأعمال يفضلون الاحتفاظ بوظائف شاغرة لبعض الوقت بدلا من شغلها، وذلك بهدف التأكد من العثور على أفضل العناصر الملائمة.[1]

وتتسم عملية البحث عن هذه المعلومات بسمتين أساسيتين:[2]

تتمثل الأولى منهما في أنها عملية مكلفة ماديا لكل من العمال والمؤسسات، حيث تتطلب نفقات تتعلق بالبحث و الانتقال من قبل العاملين، ونفقات اجراء الاختبارات من قبل رجال الأعمال.

وتتمثل الثانية منهما في أنها عملية تحتاج إلى وقت طويل، وإلى تفرغ من قبل الأفراد لجمع هذه المعلومات

وتستند هذه النظرية إلى هاتين السمتين في تفسير وجود كم هائل من المتعطلين جنبا إلى جنب مع وجود فرص عمل شاغرة، فضلا عن تفسير تباين الأجور المتعلقة بنفس فئات المهارة.

ووفقا لهذه النظرية فإن البطالة السائدة في المجتمع محل الدراسة هي بطالة احتكاكية، وتعتمد طول مدة هذه البطالة–فترة البحث عن عمل– على معدل الأجر الدي يتوقع الفرد الحصول عليه عند عمله، ومقدار الاعانة التي يحصل عليها البطال وكدا الظروف الاقتصادية السائدة. ففي حالة الرواج الاقتصادي فإن البطالة تطول نتيجة وفرة فرص العمل المتاحة و على العكس في حالة الكساد الاقتصادي، كما أن الداخلين الجدد إلى سوق العمل وخاصة الفئة الشبانية نظرا لانعدام خبرتهم بأحوال السوق تزداد درجة تنقلهم بين الوظائف المختلفة من أجل الحصول على المعلومات المطلوبة، و بالتالي يتعرضون لفترة بطالة أطول.[3]

لقد استطاعت هذه النظرية تفسير سبب وجود بطالين ومناصب شغل شاغرة في آن واحد، وسبب اطالتها بين فئات معينة مقارنة بفئات أخرى، غير أن ذلك يظل مشوبا بكثير من أوجه القصور، و يوجه إلى هذه النظرية عديدا من الانتقادات أهمها:[4]

---

1 :دادن عبد الغني– بن طحين محمد عبد الرحمن، دراسة قياسية لمعدلات البطالة في الجزائر 2008/1970، جامعة قاصدي مرباح–ورقلة–الجزائر، مجلة الباحث العدد 2012/10، ص178.

2 : د/على عبد الوهاب نجا، مرجع سبق ذكره ، ص47.

3 : مدني بن شهرة، الإصلاح الاقتصادي و سياسة التشغيل) (التجربة الجزائرية)، الطبعة الأولى، دار حامد للنشر و التوزيع، .عمان، 2009 ، ص24.

4 : د/على عبد الوهاب نجا، مرجع سبق ذكره ، ص49–50.

1 -عدم اتفاق هذه النظرية في تفسيرها للبطالة مع الواقع المشاهد ذلك أنها ترجع سبب البطالة إلى رغبة الأفراد في البحث عن عمل أفضل، ومن ثم، فان هذه النظرية ترى أن البطالة اختيارية. ولكن الواقع العملي يبين أن الجانب الأكبر من البطالة يرجع بالدرجة الأولى إلى الاستغناء عن العمال من قبل رجال الأعمال، ومن ثم، فان غالبية البطالة تكون إجبارية ليست اختيارية.

2 -أوضحت عديد من الدراسات التطبيقية – خاصة في الدول المتقدمة -أن الفرد يكون لديه قدرة اكبر في البحث عن فرصة العمل الأفضل حينما يكون موظفا وليس متعطلا .كما توجد حالات انتقالات بين الوظائف بدون مرور الفرد بحالة بطالة.

3 -من الصعب إرجاع الارتفاع المستمر للبطالة في أي مجتمع لمجرد رغبة الأفراد في جمع المعلومات عن سوق العمل.

4 -تعجز عن تفسير المحددات الأساسية للبطالة واستمرارها في الأجل الطويل.

ثانيا. نظرية الاختلال:

ظهرت هذه النظرية على يد الفرنسي "MALINVAUD" عندما حاول تفسير ارتفاع معدل البطالة في الدول الصناعية في السبعينات،[1]وتبنى هذه النظرية على اسقاطها لأحد الفروض الأساسية للنظرية التقليدية لسوق العمل –فرض مرونة الأجور و الأسعار-.

ووفقا لهذه النظرية، فإن الأجور والأسعار يتميزان بالجمود في الأجل القصير، غير أن هذا الجمود لا يرجع لأسباب غير اقتصادية –كوجود النقابات العمالية أو وضع حد أدنى للأجور- بل يرجع إلى عجز الأجور و الأسعار في الأجل القصير عن التغير بسرعة بما يضمن توازن سوق العمل.

وترتكز هذه النظرية في تحليلها للبطالة على سوقين اثنين هما سوق العمل وسوق السلع، ولا تقتصر على البحث عن أسباب البطالة في اطار دراستها لسوق العمل، وإنما تسعى أيضا لتحليلها من خلال دراسة العلاقة بين هذين السوقين. ولقد استطاع الاقتصادي الفرنسي E. Malinvaud

1 : : محمد لموتي، البطالة و النمو الاقتصادي في الجزائر –دراسة قياسية و اقتصادية للفترة "1970-2007"، مذكرة ماجستير غير منشورة، جامعة بن يوسف بن خدة، 2009، الجزائر،ص 23.

من خلال كتابه" Réeamen dela théorie chomage 1980" التمييز بين الحالات الثلاثة الاكثر واقعية وهي : البطالة الكينزية ، الكلاسيكية و التضخم المكبوح:[1]

الجدول :البطالة الكينزية ،الكلاسيكية والتضخم المكبوح

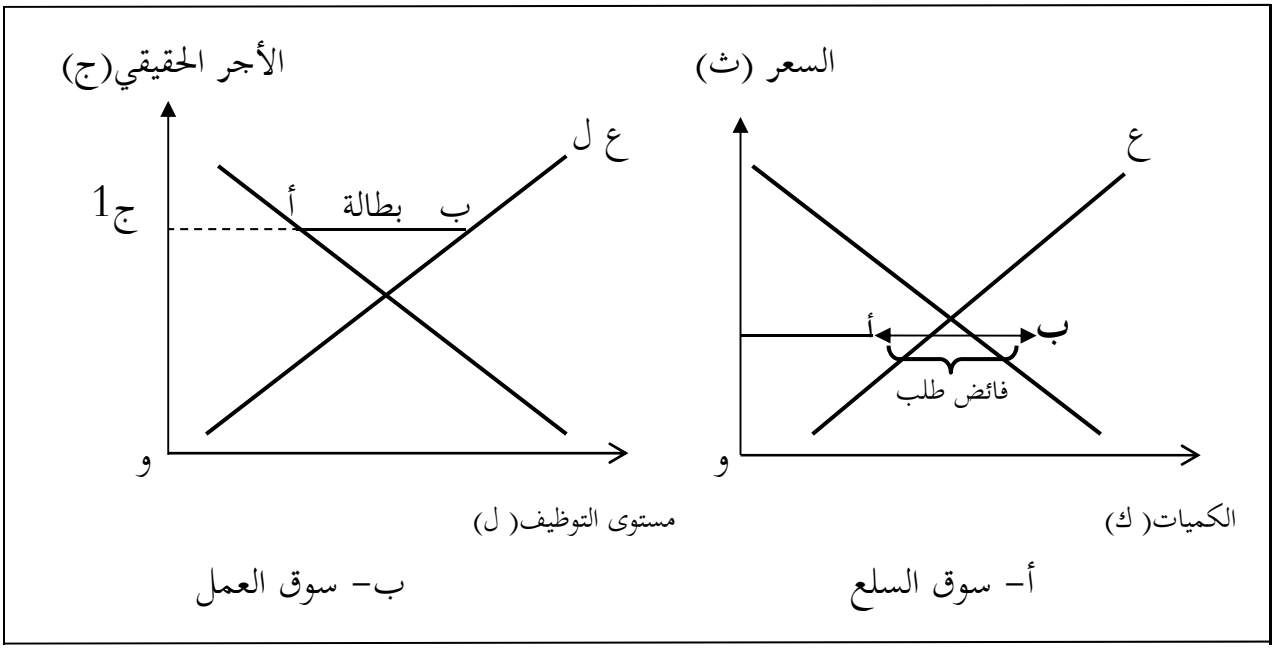
سوق العمل	سوق السلع	
	عرض زائد $C^d < Y^s$	طلب زائد $C^d > Y^s$
عرض زائد $L^S > L^d$	بطالة كينزية « Chomage keynésien »	البطالة الكلاسيكية « Chomage classique »
طلب زائد $L^S < L^d$		التضخم المكبوح « Inflation réprimée »

مصدر :محمد شريف المان ، محاضرات في النظرية الاقتصادية الكلية: نظريات ونماذج التوازن و اللاتوازن ،الجزء الاول ،ديوان المصبوعات الجامعية،2003.ص315

أ-البطالة الكلاسيكية:[2] وسميت البطالة بهذا الاسم نظرا لوجود تشابه بين هذا النوع من البطالة مع البطالة عند الكلاسيك التي ترجع الى زيادة الاجور عن اجر التوازن .ويقترن هذا النوع من البطالة بوجود فائض طلب في سوق السلع مع وجود فائض عرض في سوق العمل. و يرجع سبب البطالة هذا الى ارتفاع الاجور الحقيقية للعمال ،مما يدفع رجال الاعمال الى عدم زيادة مستوى التشغيل، و بالتالي ، عدم زيادة عرض السلع ، وذلك بسبب انخفاض ربحية الاستثمارات الاضافية وانخفاض ارباح رجال الاعمال . ويوضح الشكل التالي هذا النوع من البطالة الذي يوجد فيه فائض عرض في سوق العمل وفائض طلب في سوق السلع.

1 : محمد شريف المان ، محاضرات في النظرية الاقتصادية الكلية: نظريات ونماذج التوازن و اللاتوازن ،الجزء الاول ،ديوان المصبوعات الجامعية،2003.ص315.

2 : د/على عبد الوهاب نجا، مرجع سبق ذكره ، ص51.



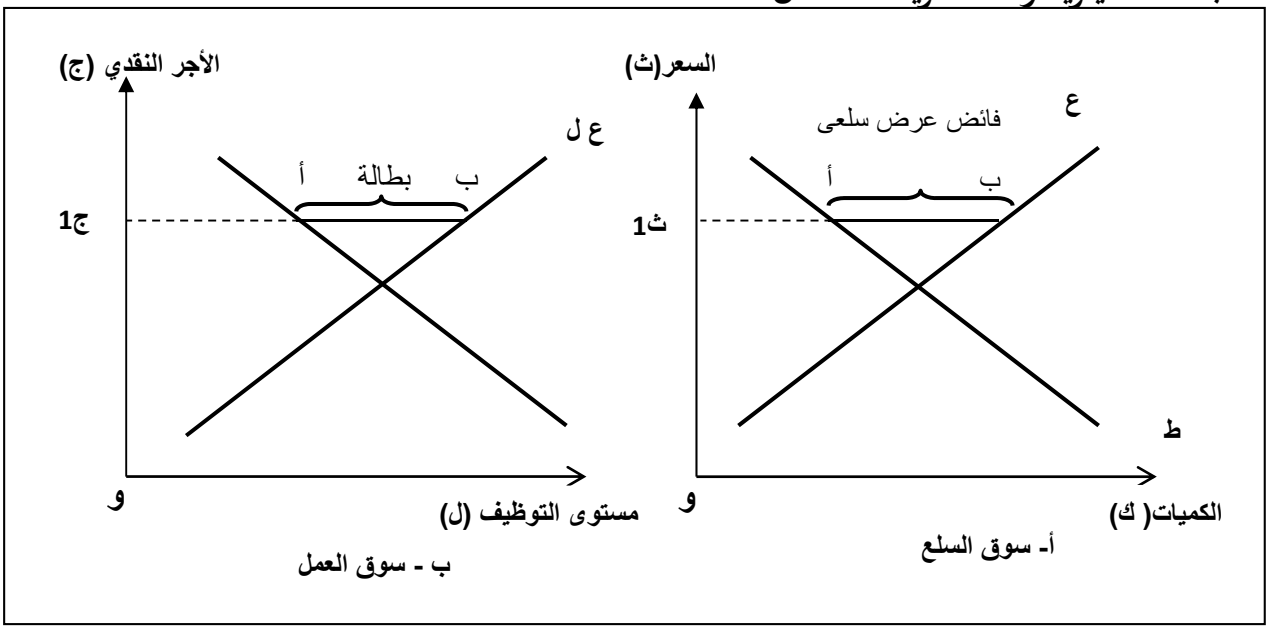
المصدر: د/على عبد الوهاب نجا، مشكلة البطالة وأثر برنامج الإصلاح الاقتصادي عليها دراسة تحليلية-تطبيقية، الدار الجامعية، 84شارع زكريا غنيم- الإبراهيمية الإسكندرية- جمهورية مصر العربية، 2005، ص52.

ب -البطالة الكينزية:[1] وسمى هذا النوع من البطالة بهذا الاسم نظرا لوجود تشابه بين هذا النوع من البطالة مع حالة نقص التشغيل الناتجة عن قصور الطلب الفعال في التحليل الكنزي ، وتتميز بوجود فائض عرض في كل من سوق العمل و سوق السلع ، وفي هذه الحالة لا ترجع البطالة إلى ارتفاع الأجور ،وإنما إلى قصور الطلب في سوق السلع ،مما ينتج عنه زيادة العرض ووجود مخزون وبالتالي، يحجم رجال الأعمال عن تشغيل مزيد من العمال طالما أن الزيادة في الانتاج المقترنة بذلك أن تجد من يشتريها.

ويوضح الشكل التالي هذا النوع من البطالة الذي يوجد فيه فائض عرض في كل من سوقى العمل و السلع .

1 : د/على عبد الوهاب نجا، مرجع سبق ذكره ، ص52

البطالة الكينزية وفقا لنظرية الاختلال



المصدر: د/على عبد الوهاب نجا، مشكلة البطالة وأثر برنامج الإصلاح الاقتصادي عليها دراسة تحليلية–تطبيقية، الدار الجامعية، 84شارع زكريا غنيم– الإبراهيمية الإسكندرية– جمهورية مصر العربية، 2005، ص53.

لقد استطاعت هذه النظرية أن تعطي تحليلا عصريا لأسباب البطالة، حين أوضحت أن البطالة الاجبارية تعود إلى سبب أساسي واحد وهو انخفاض مستوى الانتاج، والذي يرجع بدوره إما إلى عدم وجود الطلب الكافي –حسب النظرية الكنزية– أو إلى انخفاض ربحية الاستثمارات بسبب ارتفاع الأجور الحقيقية –حسب النظرية الكلاسيكية–.

وبالرغم من الاضافة التي قدمتها هذه النظرية في تحليلها لسوق العمل غير أنها لم تخلو من بعض النقائص مما عرضها إلى العديد من الانتقادات من بينها:[1]

1–أنها تقتصر على تحليل البطالة في الفترة القصيرة فقط، ولا توضح أسبابها واستمرارها في الأجل الطويل.

2–افتراض تجانس عنصر العمل، الأمر الذي يعني إما أن تكون البطالة كينزية أو كلاسيكية . وهذا لا يعكس الواقع، حيث توجد أنواع مختلفة من عنصر العمل، ومن ثم، يمكن أن يتزامن نوعي البطالة معا، الأمر الذي يؤدي إلى تعارض الحل المقترح لعلاج البطالة الكينزية مع الحل المقترح لعلاج البطالة

1 : د/على عبد الوهاب نجا، مرجع سبق ذكره ، ص54.

الكلاسيكية، حيث أن السياسة الملائمة لعلاج البطالة الكينزية هي سياسة مالية توسعية تهدف إلى زيادة الطلب الكلي – من خلال زيادة الإنفاق الحكومي و/ أو الأجور بهدف زيادة الاستهلاك – ولكن ذلك سوف يؤدي إلى زيادة حجم البطالة الكلاسيكية نظرا لتناقص معدل ربحية الاستثمارات بدلا من زيادتها.

كما أن علاج البطالة الكلاسيكية يتم من خلال خفض الأجور، الأمر الذي يترتب عليه انخفاض الدخول، ومن ثم، الاستهلاك، وبالتالي، خفض الطلب الكلي، مما يزيد من حدة البطالة الكينزية . وبالتالي، فان هذه النظرية لا تقدم السياسات الاقتصادية الواجب إتباعها لعلاج مشكلة البطالة نظرا لوجود النوعين من البطالة أنيا.

ثالثا. نظرية تجزئة سوق العمل:

يعتبر الاقتصاديين "M. Piore" و "P. Doeringer" أول من تطرقا إلى موضوع ازدواجية سوق العمل، بعد الدراسة الميدانية التي قاما بها لسوق العمل الأمريكي في سنوات الستينات، والتي أسفرت على أن القوة العاملة تتعرض لنوع من التجزئة على أساس العرق، النوع، السن والمستوى التعليمي.

وتقوم هذه النظرية على فرض عدم تجانس وحدات العمل، وتهدف إلى تفسير تزامن وجود معدلات بطالة مرتفعة في قطاعات معينة مع وجود عجز في القوة العاملة في قطاعات أخرى.

وتفترض هذه النظرية وجود نوعين من الاسواق وفقا لمعيار درجة الاستقرار التي يتمتع بها سوق العمل هما :سوق رئيس وسوق ثانوي .كما تفترض النظرية ان عنصر العمل لديه القدرة على الانتقال والتحرك داخل كل سوق ، ولا يتحقق له ذلك فيما بين السوقين ،ذلك لاختلاف السوقين من حيث خصائص الافراد و الوظائف بكل منهما.[1] وذلك كما يلي:

النوع الاول اي السوق الرئيس: فهو سوق المنشآت كبيرة الحجم التي تستخدم فنونا انتاجية كثيفة راس المال بجانب عمالة على درجة عالية من المهارة ، وتعمل هذه المنشآت على الاحتفاظ بهم لما اكتسبوه من مهارات اثناء عملهم ، ومن ثم ، يكون العمال في هذا السوق اكثر عرضة للبطالة ،خاصة في ظل الافتقار الى التشريعات التي تنظم هذا السوق.

1 : د/على عبد الوهاب نجا، مرجع سبق ذكره ، ص55-56.

اما النوع الثاني وهو السوق الثانوي :فهو سوق المنشآت صغيرة الحجم التي تستخدم اساليبا انتاجية بسيطة مكثفة للعمل .ويتسم هذا السوق بانخفاض الاجور ووجود ظروف غير مواتية للعمل، فضلا عن تعرضه لدرجة اكبر من التقلبات وفقا لظروف النشاط الاقتصادي، ومن ثم ،يكون العمال في السوق اكثر عرضة للبطالة ، خاصة في ظل الافتقار الى التشريعات التي تنظم هذا السوق .

III: علاقة البطالة بالتضخم و الناتج.

أولا. علاقة البطالة بالتضخم، منحنى فلبس:

تعتبر فكرة المبادلة بين التضخم والبطالة المكونة الأساسية للمعتقدات النقدية عند المفكرين الكلاسيك أمثال "David Hume"1752. لكن أول من تطرق لهده العلاقة بشكل واضح كان المفكر النيوكلاسيكي"Irving Fischer "1926، وذلك بالرغم من أنه كان يرى هذه السببية تمر من التضخم إلى البطالة عوضا عن العكس. ثم كانت هناك عدة محاولات من طرف Tim Berger "1936" و "Klein "1955، وتم رسم العلاقة في الأخير في شكل انتشاري وبياني بواسطة كل من "Brown"1955 و "Sultan"1957.[1]

وبالرغم من كل هذه الجهود المتطورة و المتلاحقة، غير أن هذا التحليل ظل مهملا بين طيات النسيان إلى غاية. تشرين الثاني "نوفمبر" من العام 1958 حين نشر الاقتصادي النيوزلندي Alban William Phillips مقالا في British Journal of Economic وذلك بعنوان:" The Relation Between Unemployment and the Rate of Change in Money wage Rates in the United Kingdom 1861-1957"♣ طور فيها رسما بيانيا يصور العلاقة–وليس قانونا– بين معدل البطالة و معدل التغير في الأجر النقدي كمؤشر لمعدل

1 : د/تومي صالح، مبادئ التحليل الاقتصادي الكلي، الطبعة الثانية، دار أسامة للطباعة و النشر و التوزيع، 2009، ص 358.

♣: جزّء فليبس دراسته إلى ثلاث سلاسل زمنية، السلسلة الأولى من 1861إلى 1913، و السلسلة الثانية من 1913 إلى 1948، و السلسلة الثالثة من 1948 إلى 1957.

التضخم باعتبار أن الأجور تمثل نسبة كبيرة من التكلفة و بالتالي السعر، أطلق على هذه العلاقة اسم "منحنى فلبس".

والشكل التالي يبين منحنى فلبس كما جاء في المقال الأصلي:

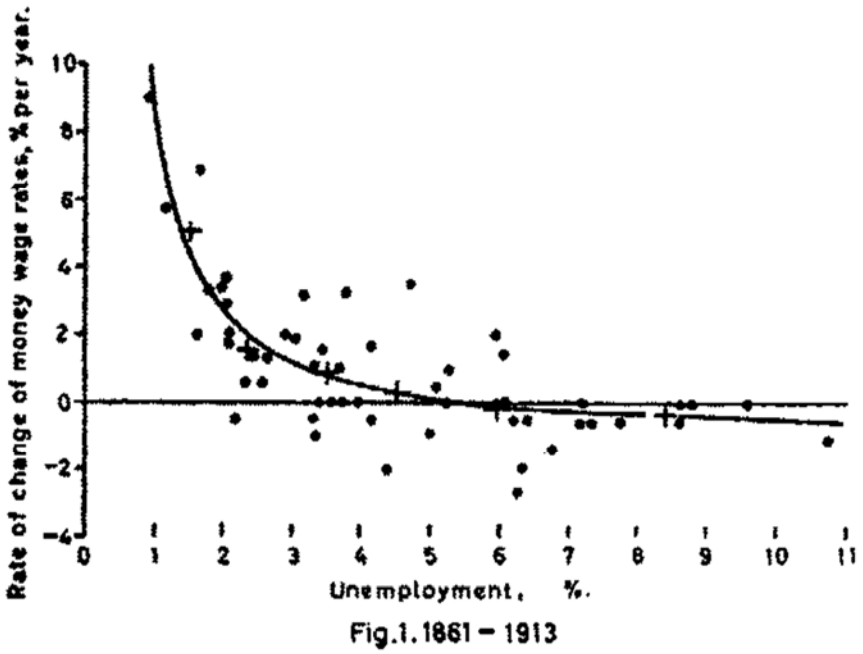


Fig.1. 1861 – 1913

المصدر: محمد بخاري الاقتصاد الكلي المعمق، الجزء الأول، دار هومه للطباعة و النشر و التوزيع– الجزائر 2014،ص201.

كما يتضح من الشكل السابق فهناك علاقة إحصائية عكسية بين نسبة تغير الأجور الإسمية و البطالة، فحين تكون نسبة تغير الأجور الاسمية مرتفعة تكون البطالة منخفضة، أما ارتفاع معدل البطالة فيوافق التغير الضعيف أو السلبي للأجور الاسمية، بالتالي فالعلاقة غير خطية.[1]

وقام فليبس بصياغة علاقته الشهيرة بالشكل التالي:[2]

$$y + a = bx^c \dots\dots\dots\dots\dots (18)$$

أي:

1 : محمد بخاري الاقتصاد الكلي المعمق، الجزء الأول، دار هومه للطباعة و النشر و التوزيع–الجزائر 2014،ص202.

2 : دحماني محمد أدريوش ، مرجع سبق ذكره ، ص 104.

$$\log(y + a) = \log b + c \log x \dots\dots\dots\dots\dots (19)$$

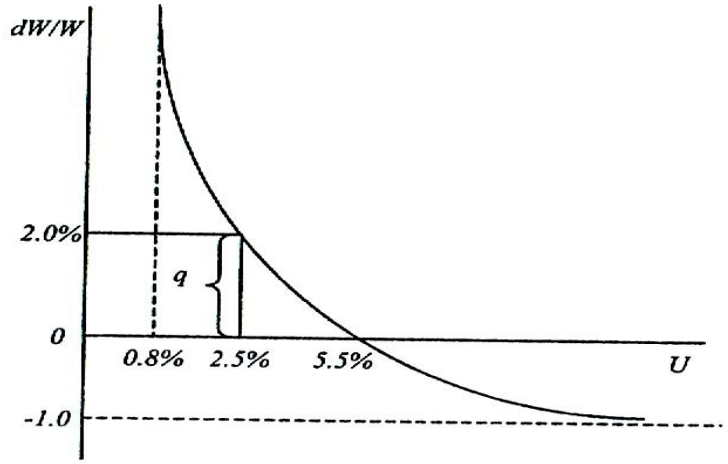
وتوصل فليبس في دراسته الشهيرة إلى صياغة العلاقة الجبرية و التي وجدها كما يلي:[1]

$$y + 0.900 = 9.638x^{-1.394} \dots\dots\dots\dots\dots (20)$$

أو:

$$\log(y + 0.900) = 0.984 - 1.394 \log x \dots\dots\dots\dots\dots (21)$$

ويمكن شرح منحنى فلبس انطلاقا من الشكل التالي:



المصدر: محمد بخاري الاقتصاد الكلي المعمق، الجزء الأول، دار هومه للطباعة و النشر و التوزيع–الجزائر 2014،ص202.

من الشكل البياني نلحظ أن، تلك العلاقة غير الخطية تقع ضمن "خطي مقاربة"، أو نهاية "asymptotes": الأول، ويوضح أن معدل التغير في الأجور النقدية يبلغ قيمة لانهائية، وذلك عندما ينخفض معدل البطالة إلى مستوى (0.8%). والثاني، ويوضح أن معدل التغير في الأجور النقدية يبلغ حده الأدنى (-1.0%) وذلك عندما يرتفع معدل البطالة ليشمل جميع المعروض من العمال في سوق العمل.[2]

1 : دحماني محمد أدريوش، مرجع سبق ذكره ، ص 104.

2 : د/ أسامة بشير الدباغ، البطالة و التضخم–المقولات النظرية ومناهج السياسة الاقتصادية–، الأهلية للنشر و التوزيع، المملكة الأردنية عمان، الطبعة العربية الأولى2007، ص 196.

ونلاحظ من البيان أن منحنى فليبس يقطع محور البطالة عند النقطة 5.5% حيث تكون فيها الأجور مستقرة، في حين أن أي نقطة على يسار هده النقطة تسارع الأجور نحو الارتفاع، والعكس فأي نقطة على يمينها تضع الأجور في حالة تباطؤ (تكون الأجور الاسمية في حالة تقهقر نتيجة لإرتفاع معدل البطالة عن نسبة 5.5%).

في النهاية خلص الاقتصادي النيوزلندي فليبس إلى أن معدل البطالة يرتبط بعلاقة عكسية غير خطية بمعدل التغير في الأجور النسبية. و قد أكد فيما بعد في العام 1960 P.A.Samuelson و R.Solow الارتباط السابق في الولايات المتحدة الأمريكية.[1]

وقد خلقة العلاقة العكسية غير الخطية مشكلة أمام صانع السياسة الاقتصادية، في تحقيق معدلات منخفضة لكل من البطالة و التضخم في آن واحد، بعد أن أصبح ذلك مستحيلا في ظل العلاقة التبادلية بين التضخم و البطالة.

مما استدعى ظهور العديد من البحاث النظرية التي كان همها تقصي العوامل التي أدت، في الأصل، إلى نشوء هذه العلاقة التبادلية بين المعدل الذي تنمو به الأجور النقدية، ومعدل البطالة. ولعل أول، وأهم المحاولات، التي اجتهدت لتقديم أساس نظري " لمنحنى فليبس"، كان ما قام به " ريتشارد ليبسي" (R.Lipsy) عام 1960، فقد بنى "ليبسي" أعماله النظرية في موضوع العلاقة التبادلية بين التضخم، و البطالة، على أساس فرضيتين رئيسيتين:[2]

-الأول: وجود علاقة خطية، وموجبة (طردية)، بين المعدل الذي تنمو به الأجور النقدية، وبين فائض الطلب على الأيدي العاملة، في أسواق العمل.

- و الثاني: وجود علاقة سالبة (عكسية)، وغير خطية، بين فائض الطلب على الأيدي العاملة، و بين مستوى البطالة.

و بالاستعانة بالشكل السابق نلاحظ أن:

1-في الجزء الأول (الأجر الاسمي بدلالة حجم اليد العاملة): انخفاض الأجر الاسمي عن المستوى التوازني (w_e) يخلق فائض في الطلب على اليد العاملة، مما سيدفع بالأجر الاسمي بالارتفاع والعودة إلى الوضع التوازني.

1 : د/هوشيار معروف، تحليل الاقتصاد الكلي، الطبعة الأولى 2005، دار صفاء للنشر و التوزيع-عمان، ص 215.

2 : د/ أسامة بشير الدباغ، مرجع سبق ذكره ، ص 198.

2-في الجزء الثاني (معدل التغير في الأجر الاسمي بدلالة معدل أو قيمة الفائض في اليد العاملة):

حيث نعبر على معدل الفائض في اليد العاملة بالقيمة Z وهي تساوي:

$$Z = \left(\frac{L_d - L_s}{L_s}\right) \dots\dots\dots\dots (1-2)$$

و نعبر على معدل التغير في الأجر الاسمي بالقيمة W^* و هي تساوي:

$$W^* = {dW}/{W} \dots\dots\dots\dots\dots (1-3)$$

كلما زاد معدل التغير في الأجر الاسمي (كلما انخفض الاجر الاسمي بقيمة أكبر) زاد معدل الفائض في اليد العاملة، مما يقتضي ارتفاع الأجور النسبية بسرعة أكبر وذلك وفقا لمبدأ " التماثل" الذي وضعه " بول سام ويلسون" (P.Samuelson). وقام "ليبسي" بتطبيقه على أوضاع التوازن في سوق العمل.[1]

من خلال ما سبق نخلص إلى أنه كلما كان معدل التغير في الاجر الاسمي W^* مرتفعا نسبيا زاد حجم الفائض من الطلب على اليد العاملة Z مما يدفع بمعدل البطالة إلى الانخفاض التدريجي باعتبار العلاقة العكسية بين فائض الطلب على الأيدي العاملة ومستوى البطالة، أما في حالة اقتراب النسبة Z من الصفر يسر هذا الانخفاض نحو التباطؤ. مما يعني أن استمرار الانخفاض في معدل البطالة يستدعي زيادة في نسبة الفائض من الطلب على اليد العاملة.

يشرح هذا التحليل العوامل التي أدت إلى العلاقة العكسية بين معدل البطالة والمعدل الذي تنموا به الأجور الاسمية، مما يعطي تحليلا اقتصاديا رشيدا لمنحنى فلبس.

و للانتقال من "منحنى فليبس" كنظرية في تحديد الأجور النقدية، إلى نظرية في قياس التضخم في الأسعار، تعتبر خطوة مباشرة، وتلقائية. فإذا افترضنا أن الأسلوب الجاري في تحديد السعر يقوم على إضافة نسبة محددة إلى جملة التكاليف المتغيرة (a mark-up)، وكذلك إذا افترضنا أن المعدل، الذي تنمو به الانتاجية (q^*) هو متغير معطى، ويتحدد من خارج النظام، عند ذلك يمكن تعديل "منحنى فليبس"، وتحويله، ليمثل الآن علاقة بين المعدل الذي يتغير به المستوى العام للأسعار (p^*)، أو معدل التضخم، وبين معدل البطالة (U).

1 : د/ أسامة بشير الدباغ، مرجع سبق ذكره ، ص199-204 .

ورغم شهرة مفهوم منحنى فيليبس واستخدامه من قبل الكثيرين، إلا أن ما حدث في بعض الفترات الزمنية في السبعينيات والثمانينيات الميلادية في أمريكا وبعض الدول الأوروبية أثار عديدا من التساؤلات حول صحة هذا المفهوم، حيث برزت ظاهرة التضخم المصحوب بالركود الاقتصادي، هنا اختلفت العلاقة بين التضخم والبطالة، فأصبح هناك تضخم مع ركود اقتصادي وبطالة مرتفعة، بينما المتوقع أن التضخم يقلص من مستوى البطالة .كما أن بريطانيا شهدت حالة عكسية لسنوات عديدة في التسعينيات، حيث كان هناك انخفاض في مستوى البطالة وانخفاض في مستوى التضخم في الوقت نفسه .وعلى الرغم من ذلك، لا يزال العرف الاقتصادي القائم هو أن منحنى فيليبس موجود وصحيح، لكن على المدى القصير فقط، وهو ما نادى به ملتون فريدمان، الأب الروحي للنظرية النقودية، المعارض لنظرية كينز، الذي لا يرى فائدة في توظيف السياسة المالية لرفع الطلب الكلي، لأن تأثير ذلك في البطالة غير مجد على المدى الطويل، حتى إن أعطى نتائج إيجابية على المدى القصير[1].

ثانيا. علاقة أوكن:

لقد قام الاقتصادي الأمريكي أوكن (1980-1928) بدراسة تحليلية لبعض متغيرات الاقتصاد الأمريكي في الفترة الممتدة بين 1948 وسنة1960 وقد لاحظ أن أي ارتفاع بنقطة اضافية واحدة (1%) في معدل البطالة سيصاحبها انخفاض بثلاث نقاط (3%) في الناتج الوطني الحقيقي.[2]

فاهتدى إلى وجود علاقة عكسية خطية بين الناتج المحلي الاجمالي ومعدل البطالة، ونشر ذلك في مقاله المشهور سنة 1962، حيث عرفت هذه العلاقة في البداية بـ **معامل أوكن** أو **العلاقة PIB/Chômage**.

وفسر أوكن العلاقة بين معدلات البطالة والناتج المحي الاجمالي بصيغتين مختلفتين:

1 : فهد بن عبد الله الحويماني، علاقة تضخم الأسعار بالبطالة، قنات العربية 2014، ص2/2.
/http://www.alarablya.net/ar/aswaq/2012/12/03.

2 : دحماني أدريوش، مرجع سبق ذكره ، ص1301.

- **الصيغة الأولى:**

التغير في البطالة بالتغير في الناتج المحلي:[1]

$$\Delta Y_t = \beta_0 - \beta_1 \Delta U_t + e_t \dots\dots\dots (1-4)$$

وعند إجراء الدراسات التجريبية يتحدد المتغير التابع والمتغير المستقل للمعادلة المقدرة لقانون Okun طبقا لموضوع الدراسة، فإذا كان موضوع الدراسة هو قياس أثر البطالة علي النمو الاقتصادي، يتم استخدام المعادلة رقم ( )، أما إذا كان موضوع الدراسة هو قياس أثر النمو الاقتصادي علي البطالة، فيتم استخدام المعادلة التالية:

$$\Delta U_t = b_0 - b_1 \Delta Y_t \dots\dots\dots (1-5)$$

- **الصيغة الثانية:**

تعبر هذه الصيغة عن فجوة أوكن وذلك بالشكل التالي:[2]

$$Y_t - Y_t^* = -\beta (U_t - U_t^*) \dots\dots\dots (1-6)$$

حيث أن:

Y:الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي الفعلي.

*Y: الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي الممكن.

U: المعدل الفعلي للبطالة.

*U: المعدل الطبيعي للبطالة.

B: معامل أوكن okun.

ويمثل قانون Okun مفهوم مهم في الاقتصاد الكلي على المستويين النظري و التجريبي. فمن الناحية النظرية، فإن هذا القانون عبارة عن علاقة بين منحني العرض الكلي و منحنى Phillips.

و من الناحية التجريبية، فإن معامل Okun يساعد في التنبؤ وصنع السياسات الاقتصادية.

1 : د/مجدي الشوربجي، أثر النمو الاقتصادي على العمالة في الاقتصاد المصري، مجلة اقتصاديات شمال افريقيا–العدد السادس،2009، ص 134-144.

2 : د/مجدي الشوربجي ، نفس المرجع السابق ، ص143-144 .

خلاصة الفصل الأول:

يعتبر الوقوف على الاطار النظري لسوق العمل دو أهمية بالغة لدى صناع القرار والخبراء الاقتصاديين لرسم السياسة الاقتصادية، حيث لايزال الجدل قائما حول التعاريف و المؤشرات والمقاييس الخاصة بسوق العمل، فقياس شريحة العاطلين عن العمل ليس بالأمر السهل، حيث يعرف هذا المقياس اختلافا في حسابه من بلد إلى آخر ولو بشكل نسبي، ويرجع ذلك إلى الاختلاف في تقسيم فئات المجتمع إلى مشتغلين، عاطلين، وبدون نشاط.

ويتضح لنا من خلال سرد النظريات الاقتصادية أن هناك جدل قائم وعدم اتفاق بين الاقتصاديين، فقد تباينت الرؤى باختلاف المبادئ والأزمات التي عايشوها، حيث تنقسم النظريات المفسرة لسوق العمل إلى نظريات تقليدية وأخرى حديثة، فنجد أن النظريات التقليدية تدخل ضمن توجهاتها، النظريات التي تنطلق من فكرة وجود سوق تنافسي للعمل، والتي كانت لها نظرة ظالمة بعض الشيء للعمال من حيث الأجر و الجهد، وهي تظم كل من النظرية الكلاسيكية و النيوكلاسيكية اللتان لا تعترفان بوجود البطالة الاجبارية، عكس النظرية الكينزية التي تقر وجودها وترجع ذلك إلى قصور الطلب الكلي الفعال.

أما النظريات الحديثة فكانت كامتداد للنظريات التقليدية، حاولت هذه النظريات تفسير البطالة انطلاقا من رفض أو إسقاط أحد فروض النظرية التقليدية، فأصابت في تفسير أحد أنواع البطالة، كنظرية البحث عن عمل التي ترجع وجود البطالة الاحتكاكية إلى رغبة الأفراد في التفرغ للبحث عن فرص عمل أفضل، كما استطاعت نظرية الاختلال إعطاء تحليل عصري لأسباب البطالة، في حين عمدت نظرية تجزئة سوق العمل إلى تقسيم سوق العمل إلى سوق رئيسية وأخرى ثانوية.

إضافة إلى ظهور نظريات لتفسير علاقة البطالة ببعض المتغيرات الاقتصادية، كمنحنى فيليبس الذي يصور العلاقة بين التضخم و البطالة، وعلاقة أوكن التي تفسر العلاقة بين البطالة و الناتج المحلي الاجمالي.

الفصل الثاني.

تمهيد:

أثرت الصدمة البترولية التي شهدها العالم سنة 1986 على الاقتصاد الجزائري، فقد انخفضت ايراداتها إلى النصف تقريبا وتفاقمت أزمة الديون، وقد أدت هذه الظروف بالحكومة إلى الانتقال بسياستها الاقتصادية من الاقتصاد الموجه إلى اقتصاد السوق، وذلك عن طريق تبني سياسة اصلاح –تحت رعاية صندوق النقد الدولي و البنك العالمي مقابل الحصول على تمويل– عرفت ببرنامج الاصلاح (التعديل) الهيكلي الذي تبنته الجزائر نهاية الثمانينات.

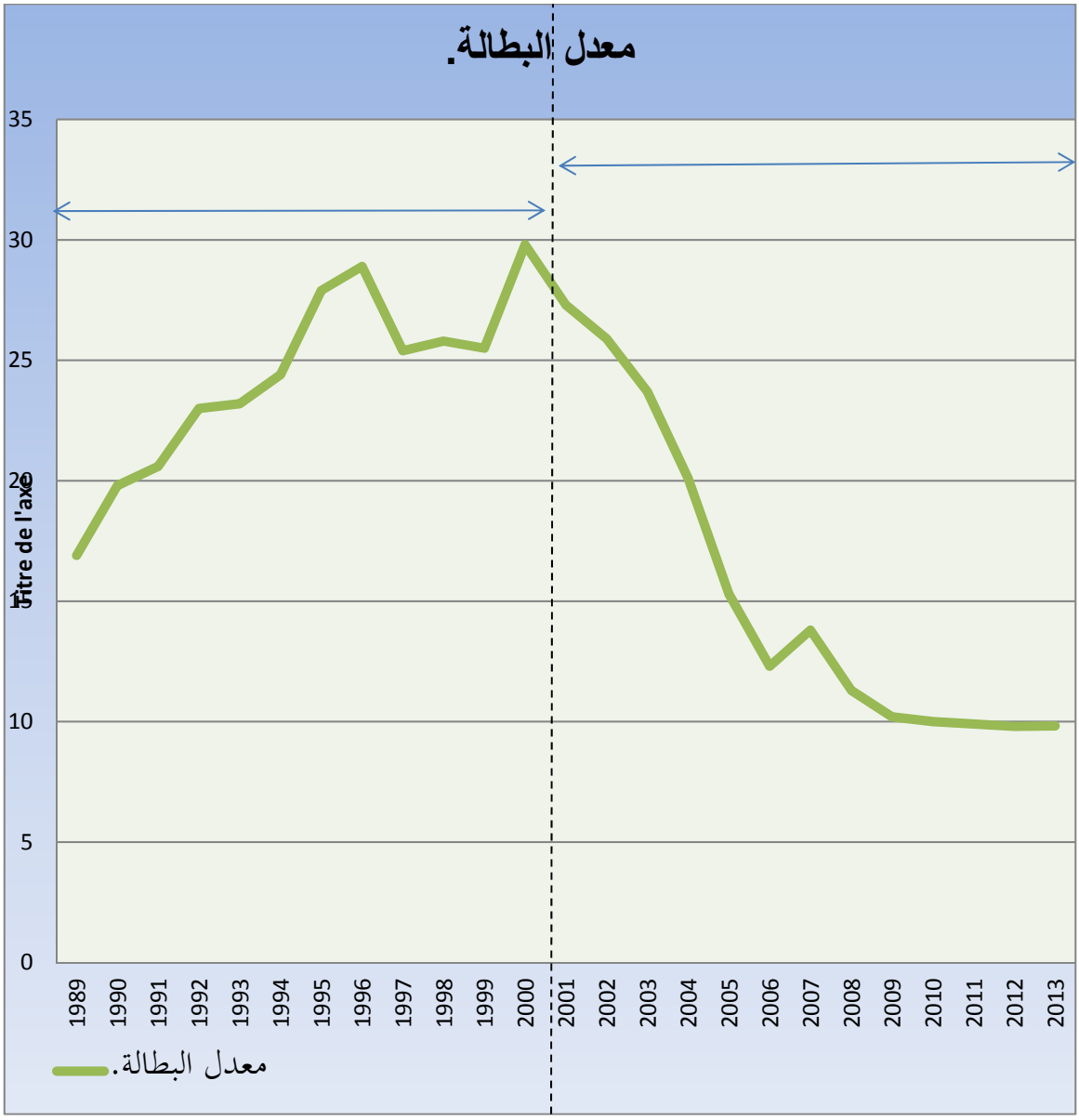
و قد حمل هذا البرنامج تدابير تأثر بشكل مباشر أو غير مباشر على سوق العمل، فمنذ انطلاق تطبيق برنامج التعديل الهيكلي لم يعرف معدل البطالة تراجع، حيث كان معدل البطالة 16.9% نهاية الثمانينات لينتقل إلى حوالي 29.8% سنة 2000 .

وللتخفيف من وطأة هذه الاصلاحات تدخلت الدولة للحد من الآثار الاجتماعية، عن طريق تبنيها لبرنامج الانعاش الاقتصادي منذ سنة 2001، ولحسن الحظ ارتفعت ايرادات الجزائر بارتفاع أسعار البترول، فخصصت لهذا البرنامج مبالغ مالية معتبرة، وقد كان لهذا البرنامج أثر ايجابي على سوق العمل، والجدول (1-2) يبين تطور معدلات البطالة للفترة ما بين 1989 و2014.

السنة	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
المعدل	16.9	19.8	20.6	23	23.2	24.4	27.9	28.9
1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
25.4	25.8	25.5	29.8	27.3	25.9	23.7	20.1	15.3
2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
12.3	13.8	11.3	10.2	10	9.9	9.8	9.82	

المصدر: الديوان الوطني للإحصائيات.

الشكل رقم (2-1): تطور معدل البطالة.



المبحث الأول: سوق العمل بين الاصلاح الانعاش الاقتصادي.

1-مرحلة الاصلاحات الاقتصادية:

تعتبر هذه المرحلة من أسوأ المراحل التي عرفتها الجزائر. فقد، تميّزت هذه الفترة بالانتقال التدريجي إلى اقتصاد السوق، و كانت المؤشرات الاقتصادية و المالية سلبية للغاية أهمها، تدني المداخيل من العملة الصعبة، ثقل الديون الخارجية، تدهور سعر صرف الدينار الجزائري، تقليص حجم الواردات، تسريح العمال من المؤسسات العمومية.[1]أضف إلى ذلك التطبيق الصارم لبرنامج الاصلاح الهيكلي.

فقد أبرمت الحكومة الجزائرية أول اتفاق للتثبيت الهيكلي♣ في 30 ماي 1989، وكان من أهم محاور الاتفاقية : إتباع سياسة نقدية أكثر تقييدا لهدف تقليص العجز العام للميزانية، تحرير سوق العمل وجعلها مرنة، بهدف الحفاظ على أجور منخفضة تسمح لشركات متعددة الجنسيات باستغلال اليد العاملة الرخيصة وتخفيض التكاليف لمواجهة المنافسة في السوق العالمية.[2]

وخلال هذه الفترة تقلصت عروض العمل مما أدى إلى زيادة نسبة البطالة بحيث انتقل عدد البطالين من 435000 بطال سنة 1985 ليصل إلى 1150000 بطال سنة 1990.[3]

و الجدير بالذكر هنا أن البطالة أكثر انتشارا عند الفئات الأصغر سنا، وبين ذوي التعليم الثانوي و الجامعي.

أما الاتفاقية الثانية♦ فعقدت بتاريخ 03 جوان 1991، والمعروفة باتفاقية "Stand-by" بقيمة 400 مليون دولار، على أربع أقساط كل قسط ب100 مليون دولار (جوان، سبتمبر، ديسمبر 1991 ومارس 1992). وكان من أهم أهداف الاتفاقية: تقليص تدخل الدولة في النشاط

---

1 : دحماني محمد ادريوش، ص190.

♣:برنامج التثبيت الاقتصادي الأول 1989/05/31 إلى 1990/05/30 بحيث استطاعت الحصول على ما يعادل 584مليون دولار أمريكي كقروض بعد تقديم رسالة النية في مقابل الالتزام بتطبيق برنامج مدعوم من طرف المؤسسات المالية العالمية.

2 : دادن عبد الغني، بن طجين محمد عبد الرحمن، دراسة قياسية لمعدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة 1970-2008، مجلة الباحث العدد 10-2012، ص180.

3 : د/ مدني بن شهرة، الاصلاح الاقتصادي وسياسة التشغيل (التجربة الجزائرية)، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان، الطبعة الأولى 2009، ص176.

♦:برنامج التثبيت الاقتصادي الثاني من 1991/06/03 إلى 1992/03/30.

الاقتصادي و التحكم في التضخم عن طريق تثبيت الأجور وخفض النفقات العامة، كذلك خوصصة المؤسسات العمومية التي لا تحقق مردودية.[1]

وتمت الاستفادة من ثلاث دفعات، أما الدفعة الرابعة ثم توقيفها نتيجة عدم التزام الجزائر ببنود الاتفاقية وخاصة فيما يخص تجميد الأجور و المرتبات التي عرفت زيادة نتيجة اتفاق بين الحكومة الجزائرية و الاتحاد العام للعمال الجزائريين. ومن نتائج هذا الاتفاق زيادة عدد البطالين من 1260000 بطال سنة 1991 ليصبح سنة 1992 -1482000بطال ليتزايد سنة(1993-1994) من 1770000 إلى 2100000بطال.[2]

بالرغم من الأهداف المسطرة إلا أن الجزائر عجزت عن توفير السيولة اللازمة، وذلك راجع لتقهقر أسعار البترول سنة 1993 والذي وصل إلى حوالي 14 دولار للبرميل. مما أدى ذلك إلى عقد الاتفاقية الثالثة♣ في أول افريل 1994؛ والتي سمُيت ببرنامج الاستقرار الاقتصادي بهدف إعادة الاستقرار الاقتصادي بعد الفوضى الاقتصادية الناتجة عن بداية تطبيق إجراءات الانتقال إلى اقتصاد السوق.[3]

وبهدف تعميق الإصلاحات الهيكلية للمؤسسة الصناعية والعمل على ضمان الحماية للفئة المتضررة من هذه الإصلاحات وبعث النمو الاقتصادي .بالإضافة إلى البدء بخوصصة جزء من المؤسسات العمومية ومواصلة تحرير الاقتصاد، عقدت الجزائر مع صندوق النقد الدولي اتفاقية برنامج التعديل الهيكلي- الاتفاقية الرابعة -في ماي 1995. ومن بين الأهداف المسطرة نجد : تخفيض التضخم إلى 10.3 %، تنمية الادخار الوطني لتمويل الاستثمارات وخلق مناصب شغل.[4]

---

1 : دادن عبد الغني، بن طجين محمد عبد الرحمن، دراسة قياسية لمعدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة 1970-2008، مجلة الباحث العدد 10-2012، ص180.

2 : د/ مدني بن شهرة، الاصلاح الاقتصادي وسياسة التشغيل (التجربة الجزائرية)، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان، الطبعة الأولى 2009، ص178.

♣:برنامج التثبيت الاقتصادي الثالث من أفريل 1994 إلى مارس 1995.

3 :بن طجين محمد عبد الرحمن، دراسة قياسية لسوق العمل في الجزائر خلال الفترة 1970-2008، مذكرة مقدمة لاستكمال متطلبات شهادة الماجستير في العلوم الاقتصادية تخصص نمذجة اقتصادية، جامعة قاصدي مرباح ورقلة، 2011/2010، ص52.

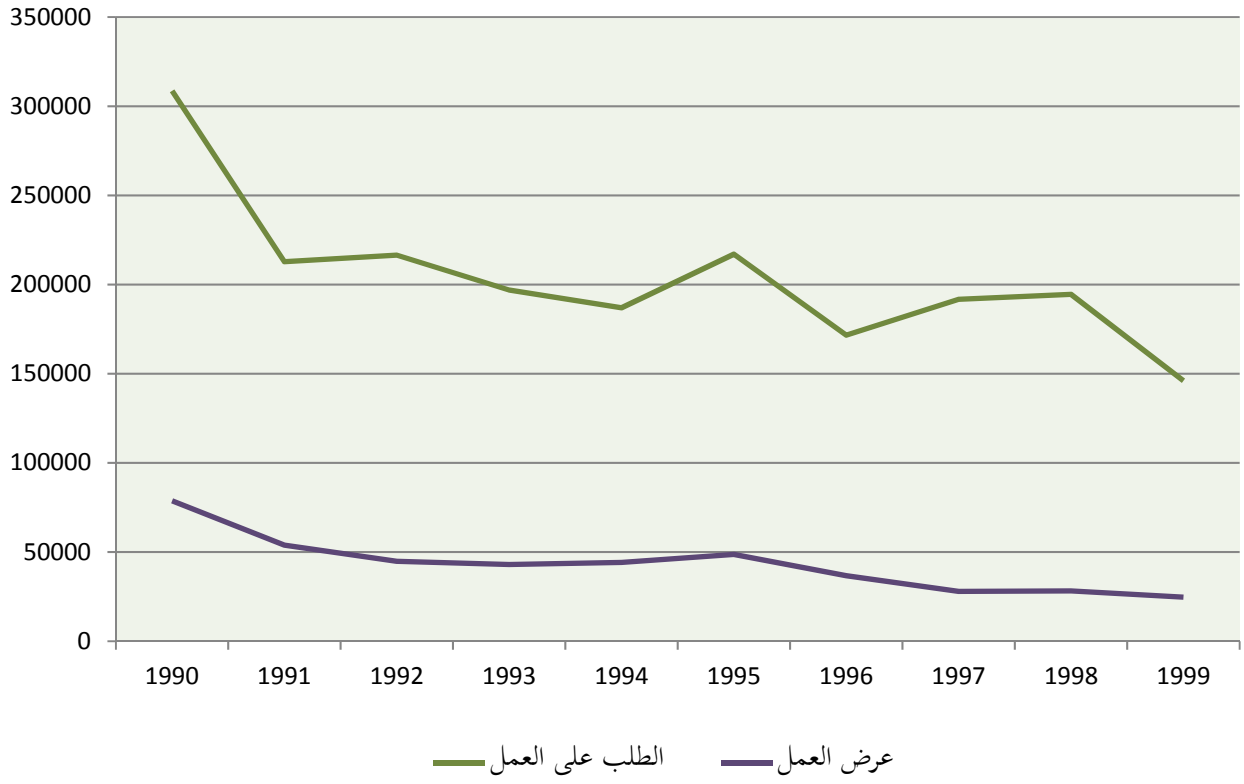
4 : دادن عبد الغني، بن طجين محمد عبد الرحمن، دراسة قياسية لمعدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة 1970-2008، مجلة الباحث العدد 10-2012، ص181.

وقد كان لتطبيق هذه الاصلاحات الاقتصادية أثار سلبية على سوق العمل الجزائري بحيث لم يعرف معدل البطالة تراجعا منذ بداية تطبيق هذه الاصلاحات، ويمكننا اجمال هذه الاثار في النقاط التالية:

1-تراجع عرض العمل خلال سنوات الاصلاح الاقتصادي إلى حوالي 50%، ويظهر ذلك من خلال الجدول (2-2):

السنوات	الطلب على العمل.	عرض العمل.
1990	229845	78783
1991	158875	53922
1992	170709	44815
1993	153898	43031
1994	142808	44205
1995	168387	48695
1996	134858	36768
1997	163800	27934
1998	166299	28192
1999	121309	24726

المصدر: من اعداد الباحثة بالاعتماد على الديوان الوطني للإحصاء.



الشكل رقم (2-2): تطور كل من العرض و الطلب على العمل.

نلاحظ من خلال الشكل السابق أن منحنى عرض العمل يبقى دائما تحت منحنى الطلب، رغم أن ميل منحنى الطلب إلى الانخفاض، حيث سجلت أعلى قيمة 229845 طلب على العمل سنة 1990،

2-الاقتصاد الوطني لم يعد قادرًا على خلق ربع الطلب الإضافي المتزايد، فقد استقر معدل خلق مناصب الشغل في معدل 40 ألف منصب خلال 1994 و 1997 ، أما بعدها فلقد استمر التدهور ليصل إلى 27 ألف منصب جديد فقط سنويًا.[1]

3- المركبة الجديدة التي أضيفت إلى مركبات البطالة في هذه السنوات الأخيرة المتمثلة في تسريح العمال، حيث صرحت وزارة العمل في 11ماي 1998 أن عدد مناصب الشغل المفقودة قدر بحوالي

1 : دادن عبد الغني، بن طجين محمد عبد الرحمن، دراسة قياسية لمعدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة 1970-2008، مجلة الباحث العدد 10-2012، ص181.

637188 منصب شغل.[1] وذلك من خلال الجدول (3-2) نبين عدد العمال المسرحين من المؤسسات التي تم حلها خلال الفترة 1994-1997:

البيان / السنوات	عدد العمال	عدد المؤسسات
1994	20908	20
1995	236300	300
1996	1004998	162
1997	162175	503
المجموع.	519881	*985

المصدر: د/مدني بن شهرة، الاصلاح الاقتصادي وسياسة التشغيل (التجربة الجزائرية)،دار الحامد للنشر و التوزيع، الطبعة الأولى 2009، ص 264.

*985 مؤسسة منها: 633 مؤسسة محلية، 268 مؤسسة عمومية، 85 مؤسسة خاصة.

4- واضافة إلى التقليص من حجم التشغيل بشكل عام عمدت الدولة إلى كبح التشغيل الدائم بالمؤسسات العمومية، بهدف تقليل الانفاق العمومي وترشيد تكاليف المؤسسات، فنلاحظ تزايد في التشغيل المؤقت و ابتداء من سنة 1991 فاق التشغيل المؤقت التشغيل الدائم حيث أصبح يحقق أكثر من 80% من التشغيل المحقق، وذلك حسب الجدول (4-2) التالي:

1 : بن طجين محمد عبد الرحمن، دراسة قياسية لسوق العمل في الجزائر خلال الفترة 1970-2008، مذكرة مقدمة لاستكمال متطلبات شهادة الماجستير في العلوم الاقتصادية تخصص نمذجة اقتصادية، جامعة قاصدي مرباح ورقلة، 2011/2010، ص54.

السنوات	مجموع التشغيل المحقق.		
	التشغيل الدائم	التشغيل المؤقت	المجموع
1990	33055 %54.64	27443 %45.36	60498
1991	19382 %45.91	22837 %54.09	42219
1992	14752 %40.23	21916 %59.77	36668
1993	15173 %42.82	20258 %57.18	35431
1994	12806 %34.62	24179 %65.38	36985
1995	11578 %27.92	29885 %72.08	41463
1996	6134 %19.10	25976 %80.90	32110
1997	5090 %20.50	19740 %79.50	24830
1998	3926 %14.78	22638 %85.22	26564
1999	3727 %16.66	18650 %83.34	22377
2000	3014 %13.57	19201 %86.43	22215
2001	3191 %13.47	20505 %86.53	23696

المصدر: من اعداد الباحثة بالاعتماد على الديوان الوطني للإحصاء.

5- تطور العمل غير الرسمي في الجزائر بشكل ملفت، حيث ارتفعت نسبة العاملين في هذا القطاع إلى 15.25% سنة 1993، و الجدول (5-2) يبين تلك النسبة بين القطاع الرسمي و القطاع غير الرسمي:

نوع التشغيل	1992	1997	1999
اجمالي الشغل	4974	5815	6073
التشغيل الرسمي	4286	4684	5162
التشغيل غير الرسمي	688	1131	911
نسبة (3) من (1) %	%13.8	%19.4	%15

تطور الشغل حسب القطاع الرسمي و غير الرسمي (بالآلاف).

المصدر: قميحة رابح، سياسة التشغيل في الجزائر في ظل برنامج التنمية 2001-2012، جامعة مولود معمري تيزي وزو، ماجستير في العلوم السياسية تخصص: التنظيم و السياسات العامة، 2014/2013،ص 56.

نلاحظ استمرار زيادة نسبة العمل غير الرسمي حيث نلاحظ ارتفاعه من 13.8% سنة 1992 إلى 19.4% سنة 1997 أي خلال تطبيق برنامج التعديل الهيكلي.

2-مرحلة الانعاش الاقتصادي:

عرفت الجزائر في هذه الفترة ارتفاعا في ايراداتها بارتفاع أسعار النفط، واستقرارا أمنيا، مما ساعد على الاستقرار السياسي وتحسن المؤشرات الاقتصادية و الاجتماعية، و لرغبة الحكومة في الحفاظ على التوازنات الاقتصادية المحققة في فترة الاصلاح الاقتصادي والتخفيف أو القضاء على النتائج الاجتماعية لهذه الاصلاحات، تبنت الدولة خلال فترة 2001-2014 ثلاث برامج للإنعاش الاقتصادي خصصت لها مبالغ مالية معتبرة، تم التركيز خلالها على ضرورة تنشيط الطلب الكلي من خلال تعزيز دور الإنفاق العام كآلية لدعم النمو و خلق مناصب الشغل.

1-برنامج دعم الانعاش الاقتصادي (2001-2004) Programme de " PSRE soutien à la relance économique": أو ما يعرف بالمخطط الثلاثي 2001-2004 و الذي خصص له غلافا مالي قدره 525 مليار دينار أي حوالي 7 مليار دولار، وجه أساسا لدعم المؤسسات و الأنشطة الإنتاجية الفلاحية و أخرى، كما خصصت لتعزيز المصلحة

العامة في ميدان الري، النقل والمنشآت و لتحسين المستوى المعيشي، التنمية المحلية و لتنمية الموارد البشرية. وضمن هذا الاطار يمكن تقسيم هذا البرنامج إلى أربع محاور رئيسية كل منها يخص قطاع رئيسي معين ويتكون من قطاعات فرعية، وذلك حسب الجدول التالي:

الوحدة: بالمليار دينار جزائري.

السنوات / القطاع	2001	2002	2003	2004	المجموع.	المجموع.
1)أشغال كبرى وهياكل قاعدية.	100.7	70.2	37.6	2.0	210.5	%40.1
2)تنمية محلية و بشرية.	71.8	72.8	53.1	6.5	204.2	%38.8
3)دعم قطاع الفلاحة و الصيد البحري.	10.6	20.3	22.5	12.0	65.4	%12.4
4)دعم الاصلاحات.	30.0	15.0	-	-	45.0	%8.6
المجموع.	205.4	185.9	113.9	20.5	525.0	%100

الجدول رقم (6-2): التوزيع القطاعي لبرنامج دعم الانعاش الاقتصادي.

المصدر: د/نبيل بوفليح، دراسة تقييمية لسياسة الانعاش الاقتصادي المطبقة في الجزائر في الفترة "2000-2010"، الاكاديمية للدراسات الاجتماعية و الانسانية، العدد 9-2013، (ص42-53)، ص46.

ساهم هذا البرنامج بامتصاص البطالة، بحيث منذ انطلاقه سمح بإنشاء 751812 منصب شغل منها 464930 منصب عمل دائم 292882 منصب عمل مؤقت،[1] ودعم هذا النمو ببرامج أخرى مثل البرنامج الوطني للتنمية الفلاحية والريفية الذي سجل منذ انطلاقه سنة 2000 إلى سنة 2004 إنشاء 822157 منصب عمل، وكدا الوكالة الوطنية لتطوير الاستثمارات التي أنشئت 74173 منصب شغل خلال سنة 2004.[2] مما انعكس على معدلات البطالة بالتراجع خلال فترة دعم الانعاش الاقتصادي من 27.3% سنة 2001 إلى 20.1% سنة 2004.

1 : علواش وردة، دراسة قياسية لأثر الاصلاحات الاقتصادية على البطالة في الجزائر، الأكاديمية للدراسات الاجتماعية و الانسانية، أ/قسم العلوم الاقتصادية و القانونية، العدد 12-جوان 2014، (ص 44-53)، ص49.

2 : المجلس الوطني الاقتصادي والاجتماعي، تقرير حول الظرف الاقتصادي والاجتماعي للسداسي الثاني من سنة2004 ، الدورة العامة العادية السادسة و العشرون، جويلية 2004 ، ص113-114.

2-البرنامج التكميلي لدعم النمو Programme complémentaire de " PCSC soutien à la croissance" (أو المخطط الخماسي الأول 2005-2009): لقد أعلنت رئاسة الحكومة بتاريخ 07 أفريل 2005 عن برنامج تكميلي خماسي ضخم يمتد على مدار خمسة سنوات (2005-2009)، وهو مشروع يهدف إلى تدعيم النمو. رصد له 4200مليار دينار، يهدف إلى نفس أهداف البرنامج السابق.[1]

وقد عرف معدل البطالة تراجعا خلال هذا البرنامج من 15.3 سنه 2005 إلى 10.2 سنة 2009، نتيجة تزايد حجم العمالة وهذا ما يؤكده الجدول (7-2)التالي الذي يوضح تطور حجم العمالة ومعدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة 2005-2009:

المؤشرات	2005	2006	2007	2008	2009
حجم العمالة المشغلة.	8044220	8868804	8594243	9146000	9472000
الفلاحة.	1380520	1609633	1170897	1252000	1242000
الصناعة.	1058835	1263591	1027817	1141000	1194000
بناء وأشغال عمومية.	1212022	1257703	1523610	1575000	1718000
التجارة/الخدمات الادارية.	4392844	4737877	4871918	5178000	5318000
معدل البطالة%	15.3	12.3	13.8	11.3	10.2

Source:Ministére de la Prospective et des Statistiques ,Algerie en quelque chiffres les édition des années 2005a 2010, http/www.mps.gov.dz
Et Ons , Rapport "Emploi et Chomage" des Années 2004-2010, www.ons.dz

ولقد سعى هذا البرنامج عند انشائه إلى ربح رهانين أساسيين، ويتعلق الأمر بإنشاء مليوني منصب شغل هذا من جهة ومن جهة أخرى فتح 100 ألف مؤسسة مصغرة جديدة في الفترة الممتدة إلى غاية 2009.[2]

1 : دادن عبد الغني، بن طجين محمد عبد الرحمن، دراسة قياسية لمعدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة 1970-2008، مجلة الباحث العدد 10-2012، ص182.

2 : أحمد أويحي، بيان السياسة العامة المقدمة أمام المجلس الشعبي الوطني، 22 ماي 2005، نقلا عن الموقع الالكتروني: http://WWW.apn.dz.org تاريخ التصفح 2009/05/19.

3-برنامج توطيد النمو الاقتصادي Programme de consolidation de " PCCE la croissance économique" (أو المخطط الخماسي الثاني 2010-2014): استهل اجتماع مجلس الوزارة المنعقد يوم 2010/05/24، أعماله بالموافقة على برنامج الاستثمارات العمومية للفترة 2010-2014، حيث يندرج هذا البرنامج ضمن ديناميكية اعادة الاعمار الوطني الذي انطلق مع انطلاق مخطط دعم الانعاش الاقتصادي سنة 2001-2004، الذي عزز بالبرنامج الخماسي التكميلي للفترة 2005-2009. خصص لهذا البرنامج مبلغ 21214 مليار دج.[1]

وقد سعى هذا البرنامج إلى خلق ثلاث ملايين منصب شغل إلى غاية 2014 و تخفيض نسبة البطالة إلى حدود 09%، وبهذا الصدد خصص غلاف مالي قدره 360 مليار دج موزعة بالشكل التالي:[2]

-150 مليار دج موجهة لدعم حاملي شهادات التعليم العالي والتكوين المهني في إطار برامج التكوين و التأهيل.

-80 مليار دج لدعم استحداث مؤسسات و نشاطات مصغرة.

-130 مليار دج موجهة لتراتيب التشغيل المؤقت.

وقد أعلنت الحكومة في حصيلتها أنها حققت خلال النصف الأول من سنة 2011 أكثر من مليون منصب شغل (1090435منصبا).[3]

---

[1] : دادن عبد الغني، بن طجين محمد عبد الرحمن، دراسة قياسية لمعدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة 1970-2008، مجلة الباحث العدد 10-2012، ص183.

2 : ملحق بيان السياسة العامة، مصالح الوزير الأول، أكتوبر 2010 ، ص 83 ، نقلا عن الموقع-www:premier ministre.gov.dz

3 : رحيم حسين، سياسة التشغيل في الجزائر: تحليل و تقييم، بحوث اقتصادية عربية، موضوعات في الاقتصاد الجزائري، العددان 61-62/ شتاء-ربيع 2013، ص 142.

المبحث الثاني: أداء سوق العمل في الجزائر.

1-التحول الديمغرافي السريع:

يؤثر النمو الديمغرافي على معدلات البطالة و العمالة في الحاضر و المستقبل، من خلال ارتفاع عدد الداخلين الجدد إلى أسواق العمل كل سنة، حيث يؤدي النمو السريع للسكان إلى زيادة في أعداد القوى البشرية العاملة ويؤثر في العرض والطلب على اليد العاملة، مما يسبب ارتفاع نسبة البطالة، حيث نجد أن. ارتفاع معدل النمو السكاني ما بين سنة 1960 و1970 (تجاوز معدل النمو السكاني 3%) و الخصوبة من 6إلى 7 أطفال لكل امرأة أدى إلى ضغوط شديدة على سوق العمل في الفترة ما بين سنة 1980 و 1990.[1]

والجدول (8-2) يبين تطور نمو السكان وتطور النمو الديمغرافي في المغرب العربي:

	معدلات الخصوبة (عدد الولادات لكل امرأة متزوجة)					النمو السكاني السنوي %				
	1985	1995	2000	2005	2007	1985	1995	2000	2005	2008
الجزائر	5.8	3.4	2.7	2.4	2.4	3.1	1.9	1.4	1.5	1.5
المغرب	4.8	3.3	2.7	2.4	2.4	2.2	1.7	1.3	1.0	1.2
تونس	4.3	2.7	2.1	2.0	2.0	1.9	1.6	1.1	1.0	1.0

المصدر:" Lahcen Archy, Trading High Unemployment For Bad Jobs-Employment Challenges "in the Maghreb, CARNEGIE PARERS, Carnegie Middle East Center, N 23 June 2010, p05.

نلاحظ من خلال الجدول السابق تراجع معدل الخصوبة في المغرب العربي خلال الفترة 1985-2007 ، بحيث تراجع معدل الخصوبة في الجزائر من 5.8 سنة 1985 إلى 2.4 سنة 2007. وذلك راجع لتطبيق البرنامج الوطني للتحكم في النمو الديمغرافي سنة 1983،حيث نلاحظ استقرار معدل الخصوبة عند القيمة 2.4 وذلك مند سنة 2002.

[1] : Lahcen Archy, Trading High Unemployment For Bad Jobs-Employment Challenges in the Maghreb, CARNEGIE PARERS, Carnegie Middle East Center, N 23 June 2010, p04.

بعد سنة 2002 إلى غاية سنة 2012 ، بدأ المؤشر التركيبي للخصوبة في العودة نسبيا إلى الارتفاع نتيجة ارتفاع عدد المواليد و ارتفاع المعدل الخام للزيجات، حيث ارتفع المؤشر من 2.48 طفل لكل امرأة سنة 2002 إلى3.02 طفل لكل امرأة سنة 2012.

ويؤثر النمو الديمغرافي في سوق العمل من خلال:[1]

-نسبة السكان في سن العمل حيث يؤدي التحول الديموغرافي إلى ارتفاعها.

-معدل الإسهام في قوة العمل. فانخفاض معدل الخصوبة يعطي للنساء فرصة أكبر للإسهام في قوة العمل. ولكن هذا الأثر كما اتضح من الدراسات التطبيقية يتوقف على عوامل أخرى ثقافية واجتماعية. ومن ناحيةٍ أخرى، فإن انخفاض عدد الأطفال يتيح الفرصة للمزيد من الاستثمار في تعليمهم، وهو ما يؤخر دخولهم إلى سوق العمل.

- عدد ساعات العمل لكل عامل.

2- تطور معدل النشاط:

ونقصد به نسبة السكان في سن العمل من اجمالي السكان، ويمثل الجدول (9-2) يبين تطور هذه النسبة في الجزائر:

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
معدل النشاط	42.1	41.0	42.5	40.9	41.7	41.4	41.7	40.0	42.0	43.2	40.7

المصدر: الديوان الوطني للإحصاء.

و الملاحظ من خلال هذا الجدول أنه أعلى نسبة مشاركة كانت 42.5% سجلت سنة 2006 ومع ذلك. لا تزال معدلات المشاركة في سوق العمل في الجزائر منخفضة بشكل استثنائي فوصلت في عام 2009 نسبة 41.4% فقط ويبلغ المتوسط العالمي للمشاركة في سوق العمل 64%، فيما يبلغ 65% في أميركا اللاتينية، و 69% في جنوب شرق آسيا، و 73% في شرق آسيا.[2]

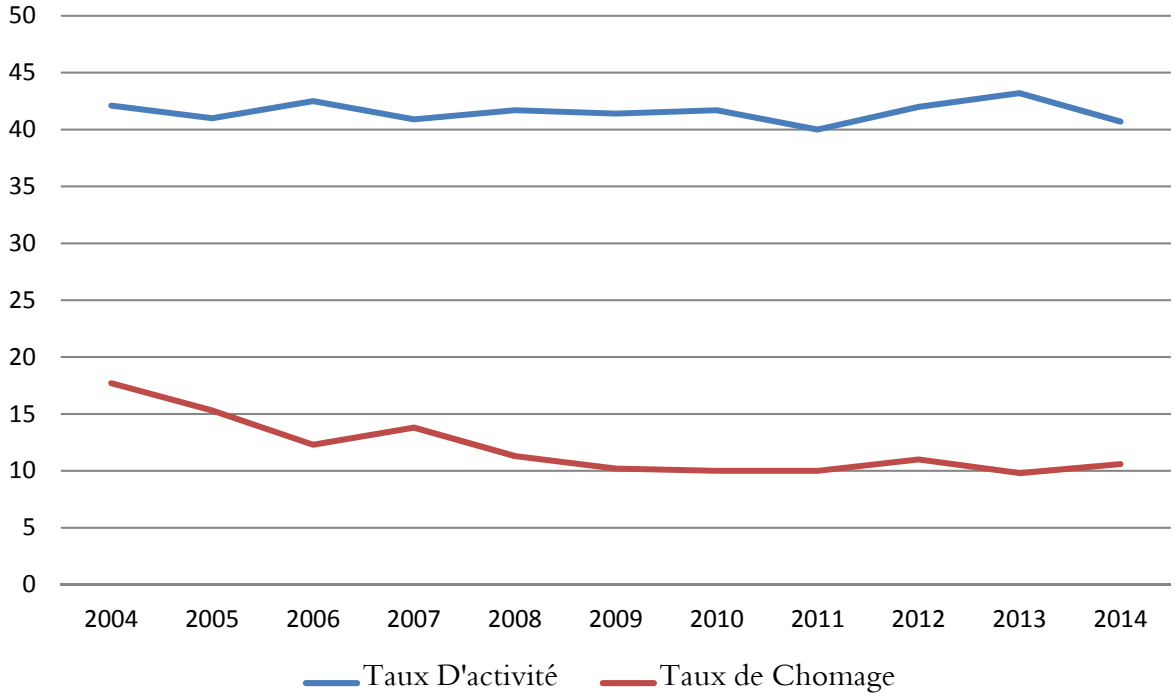
[1] : Heba Nassar (2006), Demographic Transition, Employment and Labour Migration in the Arab Region, UN/POP/EGM/2006/12 , 11 may 2006. P12

[2] : مولاي لخضر عبد الرزاق، تقييم أداء سياسة التشغيل في الجزائر 2000-2011، مجلة الباحث-العدد 2012/10، ص196.

أما عن مشاركة المرأة في قوة العمل فقد شهدت خلال السنوات الأخيرة ارتفاعا مستمرا من 21.4% خلال سنة 1980 إلى 39.8% في نهاية سنة 2008 ومع ذلك و على الرغم من التحسن الكبير في تعليم المرأة في الجزائر، إلا أن حصتها في التشغيل لا تزال منخفضة حيث انخفضت إلى اقل من 14% في سنة 2009 مقارنة ب 17% قبل عشر سنوات.[1]

ويجسد الشكل البياني التالي تطور كل من معدلات النشاط ومعدلات البطالة في الجزائر:

تطور معدلات البطالة ومعدلات النشاط خلال الفترة 2004-2014.



القوة العاملة المشتغلة (العمالة):

إن لتحليل العمالة أهمية بالغة في فهم سوق العمل ومعرفة النقائص التي تعاني منها هذه الشريحة من المجتمع، وإيجاد الحلول و التدابير اللازمة للتقليل من معدل البطالة، ومن أجل ذلك سنستعرض في هذا العنصر تطور معدلات العمالة وتوزيعها حسب القطاعات الاقتصادية ، المناطق الجغرافية و الجنس و العمر.

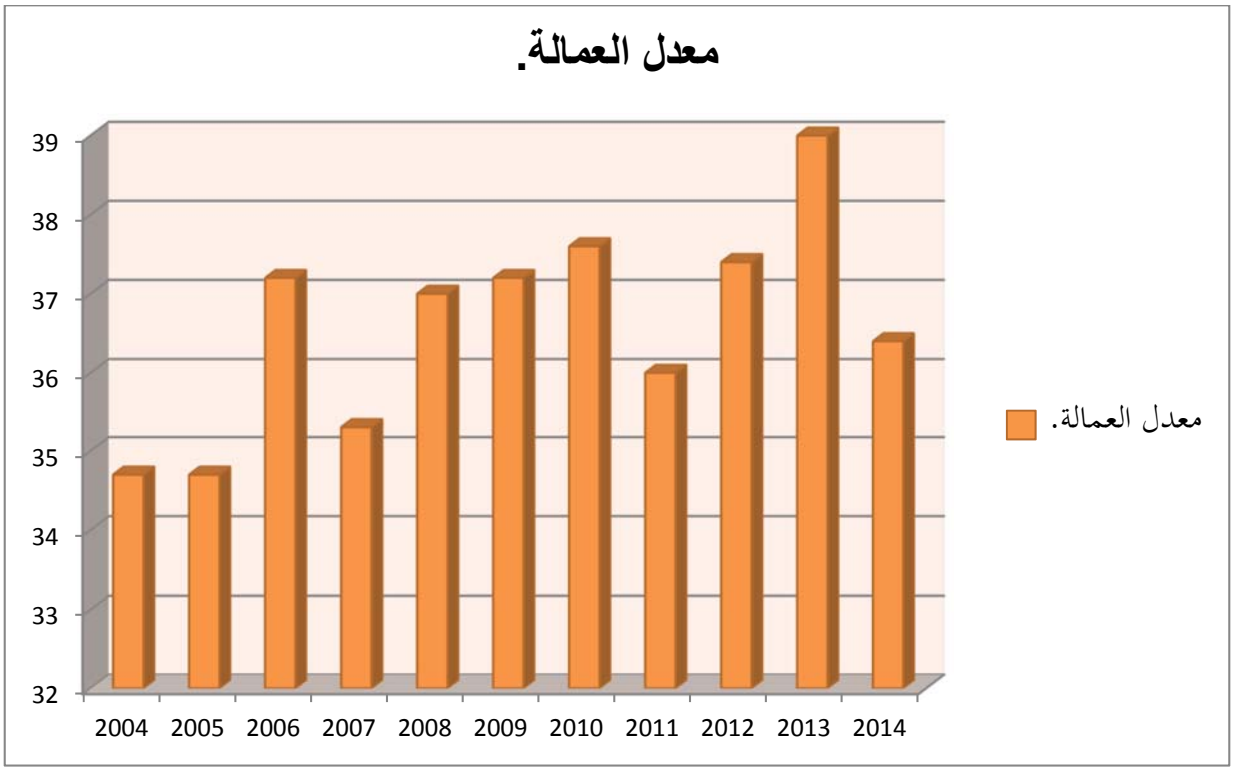
[1] : الحسن عاشي ,**مقايضة البطالة بالعمل غير اللائق:تحديات البطالة في العالم العربي** ,أوراق كارنيغي ,مؤسسة كارنيغي للسلام الدولي ,العدد23 ، يونيو 2010 ، ص8.

1-تطور معدل العمالة العام في الجزائر:

الجدول رقم(10-2)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
معدل العمالة	34.7	34.7	37.2	35.3	37.0	37.2	37.6	36.0	37.4	39.0	36.4

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على الديوان الوطني للإحصاء.



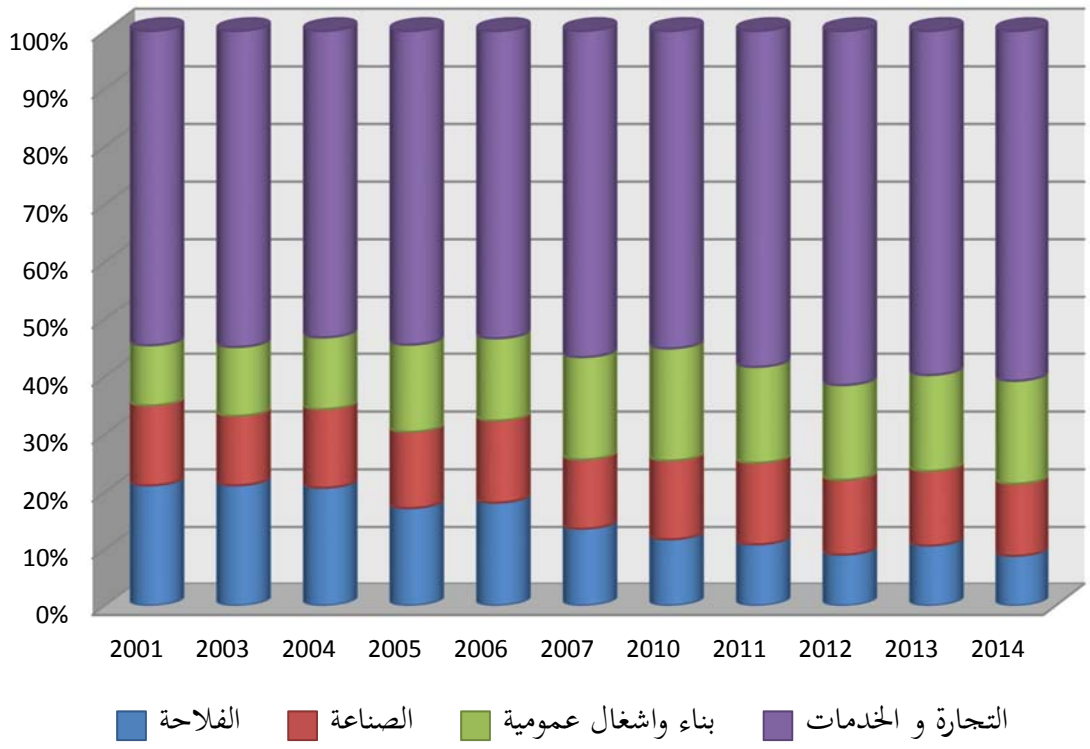
من الجدول و الرسم البياني السابق نلاحظ تدبدبا في معدل العمالة، وارتفاع هذا المعدل في المتوسط في السنوات الأخيرة، حيث بلغ ذروته سنة 2013 بمعدل 39%، ليعود للتراجع في سنة 2014 اين وصل معدل العمالة إلى 36.4%.

2-توزيع العمالة حسب القطاعات الاقتصادية:

السنة	الفلاحة		الصناعة		بناء وأشغال عمومية		التجارة و الخدمات		المجموع
	العدد	%	العدد	%	العدد	%	العدد	%	
2001	1312069	21.1	861119	13.8	650012	10.4	3405572	54.6	6228772
2003	1412340	21.1	804150	12.0	799914	11.9	3667650	54.9	6684056
2004	1617125	20.7	1060785	13.6	967568	12.4	4152934	53.3	7798412
2005	1380520	17.2	1058835	13.2	1212022	15.1	4392844	54.6	8044220
2006	1609633	18.1	1263591	14.2	1257703	14.2	4737877	53.4	8868804
2007	1170897	13.6	1027817	12.0	1523610	17.7	4871918	56.7	8594243
2010	1136000	11.7	1337000	13.7	1886000	19.4	5377000	55.2	9735000
2011	1034000	10.8	1367000	14.2	1595000	16.6	5603000	58.4	9599000
2012	912000	9.0	1335000	13.1	1663000	16.4	6260000	61.6	10170000
2013	1141000	10.6	1407000	13.0	1791000	16.6	6449000	59.8	10788000
2014	899000	8.8	1290000	12.6	1826000	17.8	6224000	60.8	10239000

المصدر: الجدول (11-2)من إعداد الباحثة بالاعتماد على الديوان الوطني للإحصاء.

توزيع معدلات العمالة حسب القطاعات الاقتصادية.



نلاحظ من الجدول والبيان السابقين لتوزيع العمالة حسب القطاع الاقتصادي أن قطاع التجارة و الخدمات يستحوذ على حصة الأسد من القوة العاملة، حيث تجاوز معدل العمالة في هذا القطاع نسبة 50% وهو في تزايد مستمر، ويأتي بعده قطاع البناء و الأشغال العمومية بنسبة 17.8% سنة 2014 وقد حقق هذا القطاع تقدما منذ بدأ برنامج الانعاش الاقتصادي، ويليه كل من قطاع الصناعة و الفلاحة حيث حقق هذا الأخير تراجعا ملحوظا منذ سنة 2001.

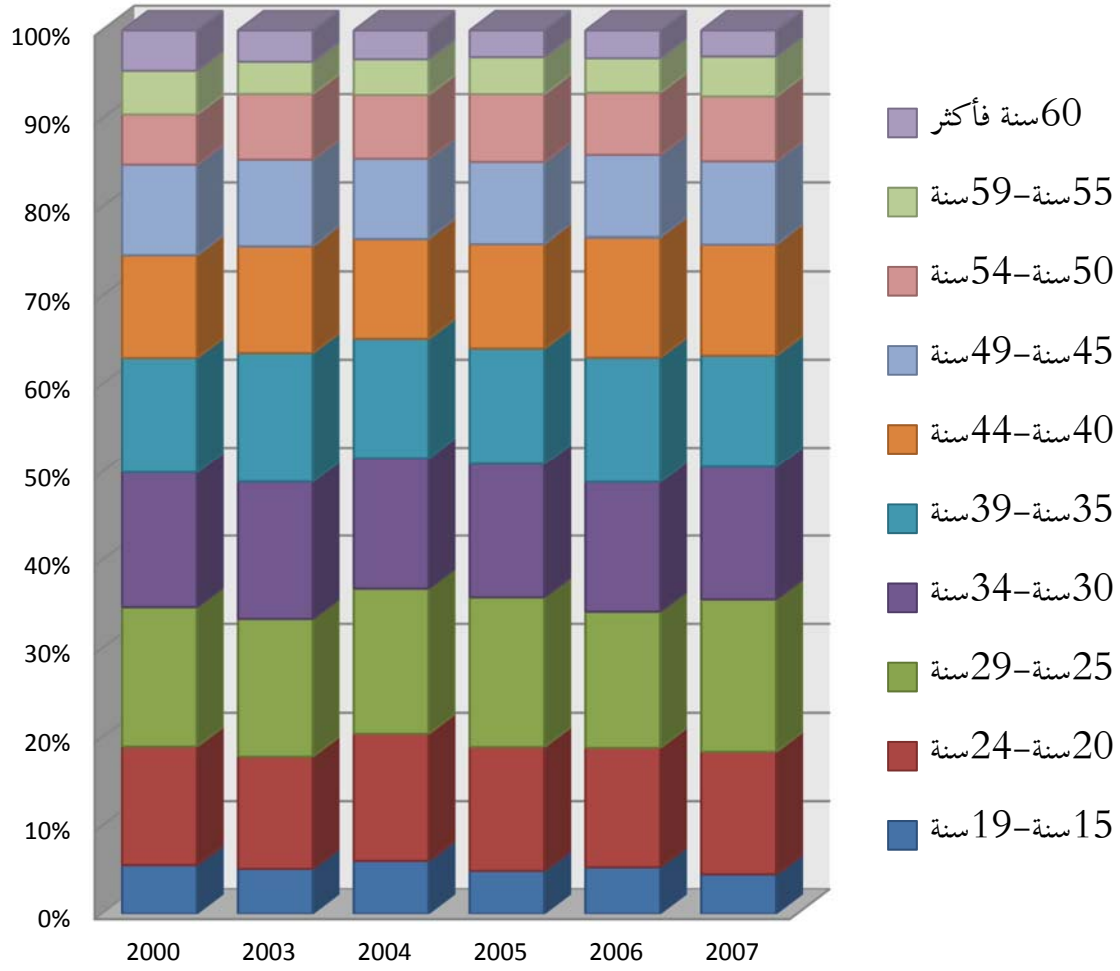
3-توزيع العمالة حسب العمر:

السنة / فئة العمر		2000	2003	2004	2005	2006	2007
15سنة-	العدد	315797	341538	469538	393147	469379	385352
19سنة	%	5.51	5.11	6.02	4.89	5.29	4.48
20سنة-	العدد	766709	851363	1123794	1129925	1201696	1194515
24سنة	%	13.39	12.74	14.41	14.05	13.54	13.90
25سنة-	العدد	896217	1036461	1275676	1357067	1360371	1477470
29سنة	%	15.65	15.51	16.36	16.87	15.34	17.19
30سنة-	العدد	873100	1041010	1157632	1217917	1305236	1292775
34سنة	%	15.25	15.57	14.84	15.14	14.72	15.04
35سنة-	العدد	741846	977556	1054982	1055709	1253100	1086317
39سنة	%	12.56	14.63	13.53	13.12	14.13	12.64
40سنة-	العدد	662844	807590	880621	950859	1205074	1080505
44سنة	%	11.58	12.08	11.29	11.82	13.59	12.57
45سنة-	العدد	581368	651461	704841	743339	825347	804121
49سنة	%	10.15	9.75	9.04	9.24	9.31	9.36
50سنة-	العدد	323948	495958	562296	615927	622754	630888
54سنة	%	5.66	7.42	7.21	7.66	7.02	7.34
55سنة-	العدد	281757	243577	315166	337505	346483	389470
59سنة	%	4.92	3.64	4.04	4.19	3.91	4.53

60سنة فأكثر.	العدد	260542	237543	253866	242826	279363	252831
	%	4.55	3.55	3.26	3.01	3.15	2.94
المجموع.		5725921	6684056	7798413	8044220	8868804	8594243

المصدر: الجدول (12-2)من إعداد الباحثة بالاعتماد على الديوان الوطني للإحصاء.

توزيع العمالة حسب الفئات العمرية في الجزائر.



نلاحظ من الجدول و البيان السابقين أن أكبر نسب العمالة تتركز في الفئتين العمريتين بين 25 و29 سنة وبين 30و34 سنة مما يدل على عمالة شابة.

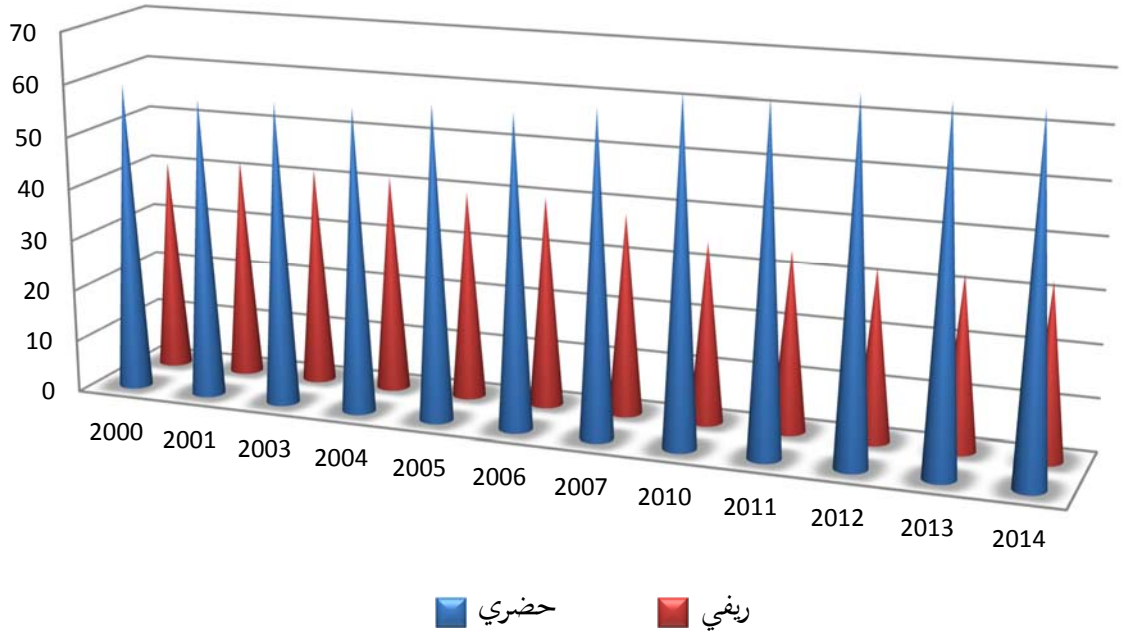
4-توزيع العمالة حسب القطاع الجغرافية:

المنطقة الجغرافية / السنوات	حضري		ريفي		المجموع.
	العدد	النسبة	العدد	النسبة	
2000	3389662	59.20	2336259	40.80	5725921
2001	3590366	57.64	2638406	42.36	6228772
2003	3886288	58.14	2797768	41.86	6684056
2004	4548045	58.32	3250367	41.68	7798412
2005	4826063	60.00	3218157	40.00	8044220
2006	5290595	59.65	3578209	40.35	8868804
2007	5288588	61.54	3305654	38.46	8594243
2010	6360000	65.33	3375000	34.67	9735000
2011	6297000	65.60	3302000	34.40	9599000
2012	6868000	67.53	3302000	32.47	10170000
2013	7252000	67.22	3536000	32.78	10788000
2014	6862000	67.02	3377000	32.98	10239000

المصدر: الجدول (13-2) من إعداد الباحثة بالاعتماد على الديوان الوطني للإحصاء.

من الجدو السابق يظهر لنا جليا أن العمالة تتركز في المناطق الحضرية بنسبة تفوق 60%، كما نلاحظ تراجع في معدلات العمالة في القطاع الريفي مما يدل على نزوح اليد العاملة رغم التحفيزات التي تقدمها الدولة.

توزيع العمالة حسب القطاع الجغرافي.



شهدت الجزائر خلال السنوات التي عقبت الاستقلال مباشرة نموا مرتفعا في عدد السكان، و ذلك بفعل التغيرات الاقتصادية و الاجتماعية التي كان لها الفضل في تحسين مستوى معيشة السكان، وقد أثر هذا النمو على معدلات البطالة والعمالة، غير أننا لاحظنا عدم التوازن في توزيع هذه العمالة بين القطاعات الاقتصادية و المناطق الجغرافية المختلفة.

المبحث الثالث: أجهزة مكافحة البطالة في الجزائر.

لمواجهة تدهور سوق العمل في نهاية الثمانينات وتسعينات القرن الماضي، سعت الحكومة إلى خلق ديناميكية في سوق العمل وذلك عن طريق إنشاء برامج لإدماج الشباب وأجهزة لدعم العمال الدين فقدوا مناصبهم لأسباب اقتصادية، وأخرى تشجع الأشخاص بدون عمل على خلق مناصب عمل لأنفسهم ولغيرهم وبالتالي خلق الثروة. و أجهزة الشغل متعددة و هي:[1]

-الأجهزة المسيرة من طرف الوزارة المكلفة بالعمل

-الأجهزة المسيرة من طرف الوكالة الوطنية للتنمية الاجتماعية.

-أجهزة حماية و اعادة الادماج المهني المسيرة من طرف الصندوق الوطني للتأمين عن البطالة.

-الوكالة الوطنية لدعم تشغيل الشباب (جهاز الدعم و الادماج المهني للشباب).

-أجهزة صيانة و ترقية الاستمارات.

أولا: الأجهزة المسيرة من طرف الوزارة المكلفة بالعمل:

وهي عبارة عن برنامجين أو جهازين هما:

1-برنامج تشغيل الشباب:

هو أول برنامج شرع في تطبيقه سنة 1989، وهو موجه لفئة الشباب المتراوحة أعمارهم ما بين 16 و27 سنة.[2]حيث يتم تشغيلهم بشكل مؤقت في ورشات منفعة عامة منظمة من قبل الجماعات المحلية و الادارات و الوزارات المكلفة بقطاعات الفلاحة و الري والغابات وقطاع البناء و الأشغال العمومية، كما نجد برامج تكوين طالبي العمل لأول مرة دون أي تأهيل مهني خاص وبخاصة الراسبين في النظام التربوي لتسهيل عملية ادماجهم في الحياة المهنية. ويتم تمويل هذا البرنامج من طرف الدولة عن طريق "صندوق مساعدة تشغيل الشباب" الذي تم إنشاءه خصيصا لذلك. إلا أن تطبيق هذا البرنامج كشف عن بعض النقائص منها:

-إن الإدماج في مناصب العمل المؤقتة غير محفزة وغير مؤهلة بارتباطها بالأجر الوطني الأدنى المضمون

1: Conseil national économique et social , évaluation des dispositifs d'emploi, (rapport commission relation de travail ,Alger 2002). P45.

2 : سميرة العابد و زهية عباز، ظاهرة البطالة في الجزائر بين الواقع و الطموح، مجلة الباحث عدد 11/ 2012، ص79.

-مركزية نظام تسيير وتخصص موارد صندوق دعم تشغيل الشباب.

-غياب هيئة محلية تقوم بالتوجيه والتنسيق.

ونتيجة لفشل هذا الجهاز في مضمونه لجأت الجزائر إلى إنشاء جهاز جديد مع بداية سنة 1990 عرف ببرنامج الادماج المهني للشباب لاستخلاف برنامج تشغيل الشباب.

2- جهاز الادماج المهني للشباب.

تأسس منذ مطلع التسعينيات بهدف التشغيل المؤقت للشباب بإنشاء مناصب عمل مأجورة بمبادرة محلية، و الاعانة على انشاء نشاطات على أساس مشاريع يقترحها الشباب في شكل تعاونيات فردية أو جماعية، وكان هدف الجهاز إزالة وتصحيح النقائص التي أظهرها برنامج تشغيل الشباب و التركيز على المبادرة و الشراكة المحلية.[1]

إن حصيلة جهاز الادماج المهني للشباب لم ترقى إلى مستوى طموح السلطات، فخلال الفترة 1990-1994 نجد أن عدد الشباب الذين استفادوا من منصب شغل دائم لم يتجاوز 11000 أي 3.3% من اجمالي الإدماجات المنجزة، في حين استفاد 33200 شاب من مناصب عمل لمدة 06 أشهر. وفي سنة 1997 فقد بلغ عدد الشباب المستفيدين 185160 مستفيد منهم 8300 منصب عمل دائم أي نسبة 4.5%. ومن بين أسباب ذلك نجد:[2]

-كانت الوظائف المأجورة بمبادرة محلية تقتصر على الأشغال غير المنتجة و ذات تأهيل.

-غياب آليات ومعايير اقتصادية ملائمة لتنظيم القروض الممنوحة في إطار إنشاء النشاطات وصعوبة الحصول عليها من قبل البنوك مع ارتفاع نسبة الفائدة.

-ربط المنح المقدمة للمستفيدين بالحد الأدنى للأجر الوطني المضمون لسنة 1990(حوالي 2500 دج كل شهر).

-غياب المعلومات الكافية حول الشراكة ما بين المؤسسات و الهيئات المالية و المستثمرين الشباب وطالبي العمل.

-ضعف التأهيل لدى الشباب الطالب للعمل.

---

1 : د/ مدني بن شهرة، الاصلاح الاقتصادي وسياسة التشغيل (التجربة الجزائرية)، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان، الطبعة الأولى 2009، ص275.

2 : علواش وردة، دراسة قياسية لأثر الاصلاحات الاقتصادية على البطالة في الجزائر، الأكاديمية للدراسات الاجتماعية و الانسانية، أ/قسم العلوم الاقتصادية و القانونية، العدد 12-جوان 2014، (ص 44-53)، ص47.

ثانيا: الأجهزة المسيرة من طرف الوكالة الوطنية للتنمية الاجتماعية.

1-نشاطات ذات المنفعة العامة AIG:

يتعامل هذا الجهاز مع الأشخاص الذين بلغوا السن القانونية للعمل، وكذا العاطلين عن العمل، و يتم تشغيل هؤلاء الأشخاص في النشاطات ذات المنفعة العامة، في ورشات البلديات، ضمن نفس شروط التشغيل العادي فيما يخص المدة القانونية للشغل و الاستفادة من الحماية الاجتماعية. و لا يشكل هذا النوع من الشغل علاقة عمل بل هو حلّ مؤقت و شكل من أشكال التضامن[1].

يتقاضى المستفيدون تعويضا شهريا قيمته 3000 دج، 4200 دينار جزائري لرؤساء الورشات مقابل 22 يوم من المشاركة في نشاطات ذات منفعة عامة بالإضافة إلى التغطية الاجتماعية، ويتم تنظيم النشاطات ذات المنفعة العامة من طرف البلديات بالتنسيق مع المصالح التقنية للدائرة، الولاية أو مديرية النشاط الاجتماعي.[2]

وقد سمح هذا الجهاز بالتخفيف من حدة البطالة ولو بصفة ضئيلة ووجود مصدر عيش لبعض العائلات، كما أنه ساعد الجماعات المحلية للتعويض عن نقص العمال وخاصة في نشاطات الصيانة، إلا أن عدد المستفيدين بدأ بالتراجع خلال فترة التثبيت و التعديل الهيكلي وذلك لعدة عوامل منها:[3]

1-انخفاض عدد ورشات البلديات المفتوحة وذلك لنقص وسائل الصيانة وعجز أغلب البلديات عن دفع الديون المستحقة عليهم.

2-صعوبة اختيار شخص لكل عائلة.

3-صعوبة الأعمال المنجزة وحرمان فئة النساء من المشاركة.

وقد تضائل عدد المستفيدين من التعويض بين سنة 1995 وسنة 1997 ودلك موضح من خلال الجدول (14-2) التالي:

---

1 : دحمان محمد ادريوش، إشكالية التشغيل في الجزائر: محاولة تحليل، أطروحة مقدمة لنيل شهادة الدكتوراه في العلوم الاقتصادية فرع: اقتصاد التنمية، جامعة أبي بكر بلقايد تلمسان، 2013/2012، ص222.

2 : شباح رشيد، ميزانية الدولة واشكالية التشغيل في الجزائر دراسة حالة لولاية-تيارت، مذكرة مقدمة ضمن متطلبات نيل شهادة الماجستير، مدرسة دكتوراه تخصص: تسيير المالية العامة، سنة 2012/2011،جامعة أبي بكر بلقايد تلمسان، ص145.

3 : د/ مدني بن شهرة، الاصلاح الاقتصادي وسياسة التشغيل (التجربة الجزائرية)، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان، الطبعة الأولى 2009، ص281.

السنة.	عدد الورشات.	عدد المستفيدين.
1995	31500	588200
1996	17200	283100
1997	8500	11400

المصدر: من اعداد الطالبة بالاعتماد على مؤلف الاصلاح الاقتصادي و سياسة التشغيل (التجربة الجزائرية) للدكتور مدني بن شهرة، مرجع سبق ذكره، ص282/281.

كما سجل هذا الجهاز عدة نقائص نجد منها:[1]

1-عدم وضوح الأهداف المرجوة منه بالإضافة لضعف الجوانب التنظيمية الخاصة به.

2-تحديد التعويض بالأجر.

3-إقصاء فئة الشباب البالغين 16، 17سنة مع السماح لبقاء الفئات الأخرى بالاستفادة حتى وإن تجاوز سن التقاعد حيث كانت نسبتهم 1.9% سنة 1995، 1996.

2-الأشغال ذات المنفعة العامة وذات الاستعمال المكثف لليد العاملة:

تم وضع هذا البرنامج في سنة1997 عن طريق تمويل خارجي (قرض من البنك الدولي للإنشاء والتعمير) بمبلغ 50 مليون دولار .وهو موجه أساسا إلى البطالين الذين لهم مستوى تعليمي متوسط، بحيث أن الوظائف المعروضة مؤقتة، وتتمثل في أشغال الصيانة والترميم على مستوى البلديات.[2]

و بخلاف النشاطات ذات المنفعة العامة الممولة بمنح الشبكة الاجتماعية يرمي برنامج الأشغال ذات المنفعة العمومية للاستعمال المكثف لليد العاملة إلى تحقيق قيمة اقتصادية مضافة من خلال المشاريع ويعتمد في ذلك على القطاع الخاص قصد تشجيع روح المقاولة وإنشاء مؤسسات مصغرة.[3]

فقد تم تطبيق هذا البرنامج على مرحلتين:

1 : د/ مدني بن شهرة، الاصلاح الاقتصادي وسياسة التشغيل (التجربة الجزائرية)، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان، الطبعة الأولى 2009، ص282.

2 : سميرة العابد، زهية عباز، ظاهرة البطالة في الجزائر بين الواقع و الطموح، مجلة الباحث عدد 2012/11، ص 79.

3 : وكالة التنمية الاجتماعية، برنامج و مهام، رسالة وكالة التنمية الاجتماعية، الجزائر 2000، ص 10.

المرحلة الأولى:(2000-1997)

تعتبر مرحلة نموذجية خصص لها مبلغ 50 مليون دولار، من أجل انشاء 3846 ورشة، وزعت على القطاعات الاقتصادية بالشكل التالي:

الطرقات 42%، الفلاحة و الري 30%، منشآت الري الصغرى 24.3%، العمران و أشغال التهيئة 3.5%، 0.2% أشغال أخرى، وخلال هذه المرحلة نجد أن أغلب المشاريع تم انجازها خلال سنتي (1999-1998) أما بالنسبة لسنة 2000 لم يبقى إلا الأشغال التكميلية في إطار الأموال المتبقية التي لم تصرف مما أدت إلى تشغيل 140000 شخص، ومنه ثم انشاء 42000 منصب شغل دائم.[1]

المرحلة الثانية: (2004-2001)

تخص هذه المرحلة المخطط الثلاثي لدعم الانعاش الاقتصادي (2004-2001)، وقد استفادت خلالها وكالة التنمية الاجتماعية من غلاف مالي تكميلي قدره 09 مليار دينار – باعتبارها الوكالة المسير لهذا البرنامج- من أجل انشاء 22 ألف منصب شغل ثابت سنويا.

رغم أن جهاز الأشغال ذات المنفعة العامة و الاستعمال المكثف لليد العاملة قد استطاع توفير مناصب شغل مؤقتة بتكلفة زهيدة، بتكلفة سنوية متوسطة قدرت ب108406دج، إلا أنه تميز ببعض النقائص:

1-عدم تشجيع البلديات في الاشتراك في اختيار القطاعات للمشاريع المؤثرة في الحياة اليومية للمواطن.

2-التعقيدات الادارية في تمويل ورشات هذا الجهاز من مندوب التشغيل إلى البنك إلى المستفيد.

3-اقتصار هذا البرنامج فقط على المستوى المحلي دون جعله جهوي أو وطني.

4-المساهمة الضعيفة في ترقية القطاع الخاص لاسيما المقاولة و المؤسسة المصغرة.

5-ضآلة مشاركته في التخفيف من آثار التصحر وذلك لقلة الاهتمام بهذا الجانب.

1 : د/ مدني بن شهرة، الاصلاح الاقتصادي وسياسة التشغيل (التجربة الجزائرية)، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان، الطبعة الأولى 2009، ص283، ص284.

عقود ما قبل التشغيل:

إن هذا البرنامج مسير بموجب المرسوم رقم 402/98 المؤرخ في 02 ديسمبر 1998 والمتضمن ادماج المهنيين الشباب ذوي شهادات التعليم العالي، وكذا الحاصلين على شهادة تقني أو تقني سامي من المعاهد الوطنية للتكوين، وبمنح امتيازات سواء لحامل الشهادة أو المستخدم.

يوجه هذا الجهاز لذوي شهادات التعليم العالي والتقنيين السامين المتخرجين من المعاهد الوطنية الدين تتراوح أعمارهم ما بين 19-35 سنة المعفيين من التزامات الخدمة الوطنية، و الطالبين للتشغيل للمرة الأولى. ويلتزم الصندوق الوطني لدعم تشغيل الشباب بتمويل ودفع أجور المستفيدين من هذه العملية وفق ما يعادل 6000دج بالنسبة للجامعيين و4500دج بالنسبة للتقنيين السامين خلال المرحلة الأولى أي مدة سنة حيث تغيرت هذه النسبة وأصبحت مع تغيير مدة الامتداد حيث أصبحت سنة اضافية، وفي حالة قبول التمديد ل 6 أشهر أخرى، فإن الراتب الشهري الواقع على عاتق الدولة ينخفض حسب السلم السابق ويعوض بنسبة 80% من طرف المستخدم لتصبح 4000دج للجامعيين و3000دج للتقنيين الساميين (خام شهريا) كما يتحمل الصندوق الوطني لدعم تشغيل الشباب بالاشتراكات الاجتماعية بنسبة 7%.[1]

و قد عرف هذا البرنامج تعديلات أهمها تحديد مدة عقد الإدماج وتحسين مخصصات الأجور لهذا البرنامج:[2]

-سنة واحدة قابلة للتجديد في القطاع الاقتصادي.

-ثلاث (3) سنوات قابلة للتجديد في قطاع المؤسسات و الادارات العمومية وكدا في المؤسسات وفي الهيئات العمومية ذات التسيير الخاص.

-ستة(6) أشهر قابلة للتجديد مرة واحدة بطلب من المستخدم بالنسبة للورشات ذات المنفعة العمومية.

---

1 : د/ مدني بن شهرة، الاصلاح الاقتصادي وسياسة التشغيل (التجربة الجزائرية)، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان، الطبعة الأولى 2009، ص286.

2 : الجريدة الرسمية العدد 21في 23 أبريل سنة 2013،المادة 03 من المرسوم التنفيذي رقم 13-142 مؤرخ في 29 جمادة الأولى عام 1434 الموافق 10 أبريل سنة2013، يعدل و يتمم المرسوم التنفيذي رقم 08-126 المؤرخ في 13 ربيع الثاني عام 1429الموافق 19 أبريل سنة 2008 والمتعلق بجهاز المساعدة على الادماج المهني، ص16-17.

وقد سجل هذا البرنامج منذ انطلاقه إلى غاية سنة 2001: 142695طلبا، فيما وصل عدد المناصب المفتوحة إلى 39373 منصب حسب وكالة التنمية الاجتماعية بغلاف مالي قدره 75000 دج لكل مستفيد.[1]

برنامج التنمية المحلية:

هو برنامج يؤطر من طرف البلديات APC شرع في تطبيقه سنة 1998 لإنشاء مناصب شغل وتحسين ظروف معيشة السكان القاطنين في المناطق غير المجهزة، من خلال إنشاء مشاريع تخدم المصلحة العامة.

وقد شهد هذا البرنامج إقبالا لا بأس به من السكان، حيث قدر عدد المشاريع التي أحصيت في هذا البرنامج خلال الفترة (1998-2001) ب207 مشروع، مكن من إنشاء 3390منصب شغل، بحيث وصلت تكلفة المشروع الواحد في المتوسط 2787461 دج.[2]

القرض المصغر:

وهو عبارة عن برنامج لترقية و مكافحة البطالة و الفقر أنشأ سنة 1999. يمس هذا الجهاز شريحة لا بأس بها من السكان من خلال مساندة نشاطات اقتصادية مصغرة كالعمل في المنزل والنشاطات الحرفية وغيرها وذلك من خلال توفير مبالغ مالية متماشية مع احتياجات غير المؤهلين للاستفادة من قروض، أي الفئة بدون دخل أو ذوي الدخل غير المستقر؛ وتسعى الوكالة لتمكين هذه الفئة من خلق نشاط خاص بهم منتجة للسلع والخدمات مع النشاطات الاقتصادية.[3]

---

1 : دادن عبد الغني، بن طجين محمد عبد الرحمن، دراسة قياسية لمعدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة 1970-2008، مجلة الباحث العدد 10-2012، ص182.

2 : بن عاشور ليلى، محددات نجاح المؤسسات الصغيرة و المتوسطة المقامة من طرف البطالين و المدعمة بالصندوق الوطني للتأمين على البطالة-دراسة ميدانية على مستوى الجزائر العاصمة- مذكرة مقدمة ضمن متطلبات شهادة الماجستير في العلوم الاقتصادية و علوم التسيير فرع: سبر الآراء و التحقيقات الاقتصادية، 2009/2008، ص80.

3 : د/مختار عيواج، أ/زهية بوديار، التكامل بين مخرجات نظام LMD ومتطلبات سوق العمل في الجزائر، المؤتمر الدولي الثالث تكامل مخرجات التعليم مع سوق العمل في القطاع العام و الخاص، الأردن عمان من 28 أبريل -01 ماي 2014، ص19.

وقد شهد عدد الملفات المودعة لدى المصلحة تطورًا ملحوظًا منذ سنة 2005 التي كانت 41923 لتبلغ 241490 ملف سنة 2009 ، في حين تطور عدد الوظائف المنشئة من 4994 سنة 2005 الى 218421 سنة 2009.[1]

ثالثا: أجهزة حماية و اعادة الادماج المهني المسيرة من طرف الصندوق الوطني للتأمين عن البطالة:

تم إنشاء الصندوق سنة 1994 كمؤسسة عمومية تحت وصاية وزارة العمل والتشغيل والضمان الاجتماعي ويتمحور عملها في تخفيف الآثار الاجتماعية الناجمة عن تسريح العمال الأجراء في القطاع الاقتصادي ويعتبر هذا الصندوق الأول عربيا والثاني إفريقيا، وتكمن فكرة التشغيل بموجب هذا الصندوق أنها تحافظ على مناصب العمال والمساعدة على العودة والتقليل من البطالة للفئة ما بين (35-50سنة).[2]

كما قام الصندوق بتنفيذ إجراءات احتياطية بإعادة إدماج البطالين المستفيدين عن طريق المرافقة في البحث عن الشغل والمساعدة على العمل الحر تحت رعاية مستخدمين تم توظيفهم و تكوينهم خصيصا لهذا الشأن، ويمكن تلخيص أهم إجراءات الصندوق فيما يلي:[3]

1-الإجراءات الغير فعّالة :و تضم هذه الإجراءات دفع تعويض التأمين من البطالة و مراقبة المنظمين على الصندوق لمدّة قدرها 23 شهرا.

2-الإجراءات الفّعالة :و تضم هذه الإجراءات نشاطات للمساعدة و الدّعم للرجوع إلى العمل، و القيام بالنشاطات، ويتم التكفل بهذه الوظائف من طرف **مركز البحث عن العمل** و **مركز دعم العمل الحرّ** ، و التي انطلق نشاطها في سنة 1998.

---

1 : دادن عبد الغني، بن طجين محمد عبد الرحمن، دراسة قياسية لمعدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة 1970-2008، مجلة الباحث العدد 10-2012، ص183.

2 : د/مختار عيواج، أ/زهية بوديار، التكامل بين مخرجات نظام LMD ومتطلبات سوق العمل في الجزائر، المؤتمر الدولي الثالث تكامل مخرجات التعليم مع سوق العمل في القطاع العام و الخاص، الأردن عمان من 28 أبريل -01 ماي 2014، ص19.

3 : دحمان محمد ادريوش، إشكالية التشغيل في الجزائر: محاولة تحليل، أطروحة مقدمة لنيل شهادة الدكتوراه في العلوم الاقتصادية فرع: اقتصاد التنمية، جامعة أبي بكر بلقايد تلمسان، 2013/2012، ص227.

وعرف البرنامج أعلى نسبة تسجيلات خلال الفترة1996-1999، كما بلغ عدد المستفيدين من هدا البرنامج نهاية سنة2006 ما يقارب 189830عاملا مسرحا من مجموع 201505مسجلا أي ما يعادل 94% مستفيد.

رابعا: الوكالة الوطنية لدعم تشغيل الشباب (جهاز الدعم والادماج المهني للشباب).

تم إنشاء الوكالة الوطنية لدعم تشغيل الشباب بموجب المرسوم التنفيذي رقم96-296 المؤرخ في 8 سبتمبر 1996، وقد وضعت تحت سلطة رئيس الحكومة، ويتولى الوزير المكلف بالتشغيل المتابعة العملية لجميع نشاطات الوكالة، وهي هيئة وطنية ذات طابع خاص تتمتع بالشخصية المعنوي والاستقلال المالي، وتسعى لتشجيع كل الصيغ المؤدية لإنعاش قطاع التشغيل الشبابي من خلال إنشاء مؤسسات مصغرة لإنتاج السلع والخدمات.[1]

من الأهداف الأساسية لهذا الجهاز:[2]

-تشجيع خلق النشاطات من طرف الشباب أصحاب المبادرات.

-تشجيع كل الاشكال والاجراءات الرامية إلى ترقية تشغيل الشباب.

وبذلك يمكن باختصار تقديم المهام الأساسية للوكالة على النحو التالي:

-تقديم الدعم و الاستشارة لأصحاب المبادرات لإنشاء مؤسسات مصغرة في مختلف مراحل المشروع.

-إعلام المستثمر الشاب بالقوانين المتعلقة بممارسة نشاطه.

-إبلاغ أصحاب المبادرات المقبولة بالدعم الممنوح لهم و الامتيازات المقررة في جهاز المؤسسات المصغرة.

---

1 :د/بن يعقوب الطاهر ،أ/مهري أمال، تقييم نتائج الوكالة الوطنية لدعم تشغيل الشباب [ANSEJ] من حيث التمويل و الانجازات المحققة في إطار النهوض بالمؤسسات المصغرة-دراسة حول ولاية سطيف-، ص 07.

2 : بن طجين محمد عبد الرحمن، دراسة قياسية لسوق العمل في الجزائر، خلال الفترة 1970-2008، مذكرة مقدمة لاستكمال متطلبات شهادة الماجستير في العلوم الاقتصادية، تخصص نمذجة اقتصادية، جامعة قاصدي مرباح ورقلة، السنة الدراسية 2011/2010، ص76.

-ضمان متابعة ومرافقة المؤسسات المصغرة سواء خلال فترة الإنجاز أو بعد الاستغلال وحتى في حالة توسيع النشاط.

أكد المدير العام للوكالة الوطنية لدعم تشغيل الشباب أنه تم انشاء 183 ألف مؤسسة مند تأسيس الوكالة، مشيرا إلى أن 95% من المؤسسات المصغرة قامت بتسديد مستحقاتها وقبل الآجال بالنسبة للبعض منها.[1]

وإن عدد المؤسسات المصغرة التي تم تمويلها خلال سنة 2011و المقدرة ب 42621 مؤسسة مصغرة ارتفع مرتين مقارنة بسنة 2010 وخمس مرات بالنسبة لسنة 2008، ويرجع هذا الارتفاع و الذي بلغ معدله إلى المقاييس المعمول بها عالميا إلى التحفيزات المقدمة من طرف الحكومة لفئة الشباب.

خامسا: أجهزة ترقية وصيانة الاستثمار.

1-جهاز صيانة التشغيل:

يتمثل هذا الجهاز في صندوق خاص بالتطهير المالي اتجاه المؤسسات العمومية التي هي في حالة عجز هيكلي. حيث يتم تمويلها شرط أن تنعش تطور نشاطاتها وأن تحافظ على مناصب الشغل الموجودة .

2-ترقية الاستثمارات:

رفعت سياسة التحرير الاقتصادي المعلنة منذ السنوات الأولى للتسعينيات السلطات العمومية إلى إصدار نصوص قانونية و تنظيمية تترك للمؤسسة العمومية مبادرة كبيرة في الإبداع . حيث تعطى حرية أكبر للمبادرة الخاصة وذلك عن طريق السياسات النشيطة لمكافحة البطالة بفضل دعم الاستثمار و المساعدة على إنشاء المؤسسات، حيث تم اتخاذ عدة إجراءات في هذا الاتجاه تهدف إلى تحسين المحيط الإداري و القانوني للمؤسسة عامة وترقية الاستثمار خاصة، ومن بين هذه الإجراءات :

- إنشاء مجلس وطني للاستثمار CNIتحت سلطة رئيس الحكومة.
- إنشاء صندوق دعم الاستثمار للتكفل بمساهمة الدولة في المشاريع الموافق عليها

1 : د/ الشادلي نور الدين،أ/ ختال هاجر، النظام القانوني للاستثمار في إطار الوكالة الوطنية لدعم تشغيل الشباب ANSEJ، مجلة المفكر العدد الثالث عشر، ص118.

•إنشاء شباك موحد يوضع تحت سلطة رئيس الحكومة في شكل وكالة وطنية لتنمية الاستثمار ANDI عوضا عن وكالة ترقية دعم الاستثمار و تتمثل مهامها في:

- استقبال و إعلام و مساعدة المستثمرين المقيمين وغير المقيمين.
- تزويد الخدمات الإدارية .
-تسيير صندوق دعم الاستثمار.

خلاصة الفصل الثاني:

لقد عرفت معدلات البطالة في الجزائر ارتفاعا ابتداء اً من أزمة البترول لسنة 1986 حيث تراجعت مداخيل الحكومة بانخفاض سعر البرميل وتفاقمت أزمة الديون الخارجية, فلجأت الحكومة إلى صندوق النقد الدول و البنك العالمي للاستدانة، وافقت هتين المنظمتين على ذلك في مقابل تبني الجزائر لإصلاحات هيكلية و الانتقال بسياستها من الاقتصاد الموجه إلى اقتصاد السوق.

نتج عن تبني الجزائر لهذه الإصلاحات ارتفاع في معدلات البطالة حيث انتقلت من 16.91 سنة 1985إلى 28.90 سنة ,1996 وما زاد من صعوبة الأمر تقهقر أسعار البترول سنة 1993، وتسريح العمال نتيجة غلق المؤسسات، ولم تعرف معدلات البطالة تراجعا إلى أن جاءت فترة الإنعاش الاقتصادي والتي ارتفعت خلالها أسعار البترول، وتبنت خلالها الحكومة ثلاث برامج للإنعاش الاقتصادي.

سعت من خلالها إلى امتصاص البطالة وتخفيض معدلاتها إلى حدود 9% من خلال خلق مناصب شغل جديدة عن طريق أجهزة مكافحة البطالة.

الفصل الثالث.

مقدمة:

يعد الاقتصاد القياسي أو القياس الاقتصادي فرع من فروع العلوم الاقتصادية، وهو يستخدم التحليل الكمي للظواهر الاقتصادية المأخوذة من الواقع العملي، وذلك باستعمال الأساليب الإحصائية والرياضية، بهدف نمذجة هذه الظواهر واستخدامها في التنبؤ المستقبلي لاتجاهاتها.

ومصطلح الاقتصاد القياسي مؤلف من كلمتين، تم استخدامه لأول مرة من طرف الاقتصادي النرويجي رانجر فريشRanger Frisch سنة 1926. وهناك من يؤرخ لمولد الاقتصاد القياسي لفترة الثلاثينات من القرن التاسع عشر حيث استخدم الاقتصادي كورنو Cournout التحليل الكمي في أبحاثه بطريقة منظمة منذ تلك الفترة،[1]

وتعد ظاهرة البطالة من أكثر المؤشرات أهمية في الاقتصاد، وهناك العديد من الدراسات القياسية التي تناولت هذه الظاهرة والتي اعتمدت في أكثرها على النماذج الديناميكية، فبعد أن كان الاقتصاد القياسي يعتمد بالدرجة الأولى على نماذج الانحدار التفسيرية ونماذج السلاسل الزمنية، اتجه في بداية الثمانينات بعد ادخال الحاسوب إلى استخدام بعض النماذج الديناميكية كنماذج أشعة الانحدار الذاتي "VAR "Vector Autoregression.

وبذلك سنحاول في هذا الفصل نمذجة سوق العمل في الجزائر خلال الفترة 1980-2014 باستخدام نماذج أشعة الانحدار الذاتي VAR من خلال المباحث الثلاث التالية كما يلي:

المبحث الأول: الإطار النظري لنموذج الانحدار الذاتي VAR.

المبحث الثاني: خطوات تطبيق النموذج.

المبحث الثالث: اختبار السببية والصدمات.

1 : د/عبد القادر محمد عبد القادر عطية، الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية و التطبيق، الدار الجامعية، الاسكندرية، الطبعة الثالثة، 2008-2009، ص 03.

المبحث الأول: الاطار النظري لنموذج الانحدار الذاتي VAR.

يعتبر نموذج أشعة الانحدار الذاتي VAR من النماذج القياسية الحديثة لدراسة التفاعلات بين المتغيرات الاقتصادية الحديثة، ولدراسة هذا النموذج سنقوم بالتطرق أولا لتعريف نموذج أشعة الانحدار الذاتي VAR، ونعطي صيغة رياضية لهذا النموذج.

1.تعريف نموذج أشعة الانحدار الذاتي VAR:

يعد نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR من النماذج القياسية الحديثة و من أكثر هذه النماذج مرونة في تحليل السلاسل الزمنية متعددة المتغيرات. و يعتبر سيمس Sims أول من جاء بفكرة شعاع الانحدار الذاتي VAR كبديل للنماذج البنيوية التي تعتمد على المعادلات الآنية وهذا في مقاله الشهير"Macroeconomics and Reality" سنة 1980.[1] ويقترح سيمس Sims في نموذجه معاملة المتغيرات جميعها بالطريقة نفسها دون أية شروط مسبقة (استبعادها أو عدها خارجية)، وادخالها جميعا في المعادلات بعدد مدد الابطاء الزمني نفسها.[2]

كما يعد شعاع الانحدار الذاتي VAR امتدادا طبيعيا لنموذج الانحدار الذاتي أحادي المتغير إلى السلاسل الزمنية الحركية متعددة المتغيرات، ويستفاد منه في وصف السلوك الحركي للسلاسل الزمنية الاقتصادية و المالية وكذلك في التنبؤ، اذ يتفوق التنبؤ باستخدام نموذج VAR على ما في السلاسل الزمنية أحادية المتغير في أنها تتكون من منظومة من المعادلات.

1 : مولاي بوعلام، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماجستير في العلوم الاقتصادية تخصص "اقتصاد كمي"، سياسة سعر الصرف في الجزائر دراسة قياسية في الفترة (1991:01-2003:04)، جامعة الجزائر، جوان 2005، ص74.

2 : د/عثمان نقار، د/ مندر العواد، استخدام نماذج VAR في التنبؤ ودراسة العلاقة السببية بين اجمالي الناتج المحلي واجمالي التكوين الرأسمالي في سورية، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية و القانونية –المجلد 28- العدد الثاني، دمشق 2012، ص339.

ويمكن القول أن شعاع الانحدار الذاتي هو نظام المعادلات الذي يكون فيه كل المتغيرات دالة لقيمها الماضية و القيم الماضية لبقية المتغيرات المكونة لشعاع الانحدار الذاتي، إضافة إلى الحدود العشوائية، ويمكن صياغة هذا التعريف في قلب رياضي انطلاقا من المثال التالي:

لنعتبر شعاع الانحدار الذاتي المكون من متغيرتين y_{1t} وy_{2t}، ونعتبر أن عدد مدد الابطاء p=4، يكتب هذا النموذج بالشكل التالي:

$$y_{1t} = a_1 + \sum_{i=1}^{4} b_{1i} y_{1t-i} + \sum_{i=1}^{4} c_{1i} y_{2t-i} - d_1 y_{2t} + \varepsilon_{1t} \dots (3.1)^1$$

$$y_{2t} = a_2 + \sum_{i=1}^{4} b_{2i} y_{1t-i} + \sum_{i=1}^{4} c_{2i} y_{2t-i} - d_2 y_{1t} + \varepsilon_{2t} \dots (3.2)^2$$

حيث أن الحدين العشوائيين ε_{1t} و ε_{2t} يمثلان تشويش أبيض.

ويمكننا ملاحظة أن النموذج السابق يحتوي على عشرين معلمة، فكلما كان النموذج يحتوي على تأخيرات كثيرة فان عدد المعلمات سيزيد، ويمكن حساب عدد المعلمات التي يجب تقديرها في نموذج شعاع الانحدار الذاتي بالعلاقة التالية:

$$L = P \times N^2 \dots \dots \dots (3.3)$$

حيث أن:

L: عدد المعلمات.

1: Régis Bourbonnais, Econométrie cours et exercices corrigés, 9 édition , DUNOD, 2015, p276.

2: Régis Bourbonnais, Econométrie cours et exercices corrigés, 9 édition , DUNOD, 2015, p276.

P: عدد التأخيرات.

N: عدد المتغيرات المكونة لشعاع الانحدار الذاتي.

وتعبر المعادلتان السابقتان (1.4) و(2.4) عن الشكل الهيكلي لنموذج أشعة الانحدار الذاتي، ويمكن كتابته على الشكل المصفوفي كما يلي:

$$BY_t = A_0 + \sum_{i=1}^{4} A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (3.4)$$

حيث أن:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & d_1 \\ d_2 & 1 \end{bmatrix}, Y_t \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix}, A_0 \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix}, A_i \begin{bmatrix} b_{1i} & c_{1i} \\ b_{2i} & c_{2i} \end{bmatrix}, \varepsilon \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

وبافتراض أن المصفوفة B غير شاذة يمكننا الحصول على الشكل النظامي لنموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR، وذلك بظرب طرفي المعادلة السابقة (4.4) في B^{-1}، ويكتب على الشكل الهيكلي التالي:

$$y_{1t} = a_1^0 + \sum_{i=1}^{4} a_{1i}^1 y_{1t-1} + \sum_{i=1}^{4} a_{1i}^2 y_{2t-i} + \nu_{1t} \dots\dots\dots (3.5)^1$$

$$y_{2t} = a_2^0 + \sum_{i=1}^{4} a_{2i}^1 y_{1t-1} + \sum_{i=1}^{4} a_{2i}^2 y_{2t-i} + \nu_{2t} \dots\dots\dots (3.6)^2$$

1 : Régis Bourbonnais, Econométrie cours et exercices corrigés, 9 édition , DUNOD, 2015, p276.

2 : Régis Bourbonnais, Econométrie cours et exercices corrigés, 9 édition , DUNOD, 2015, p276.

ويمكن اعطاء الشكل المصفوفي العام لنموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR ذات K متغير و p تأخير (يعرف ب VAR(P)) بالشكل التالي:

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \cdots + A_p Y_{t-p} + \nu_t \dots (3.7)^1$$

حيث أن:

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ \vdots \\ y_{k,t} \end{bmatrix}; A_{i\neq 0} \begin{bmatrix} a_{1i}^1 & a_{1i}^2 & \cdots & a_{1i}^k \\ a_{2i}^1 & a_{2i}^2 & & a_{2i}^k \\ \vdots & & & \\ a_{ki}^1 & a_{ki}^2 & & a_{ki}^k \end{bmatrix}; A_0 \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \\ \vdots \\ a_k^0 \end{bmatrix}; \nu_t \begin{bmatrix} \nu_{1t} \\ \nu_{2t} \\ \vdots \\ \nu_{kt} \end{bmatrix}$$

A_i: مصفوفة المعالم ذات البعد (k,k).

A_0: شعاع القيم الثابتة ذو البعد (k,1).

ν_t: شعاع الضجيج الأبيض ذو البعد (k,1).

2-بناء نموذج أشعة الانحدار الذاتي VAR:

إن بناء النموذج VAR يتطلب ما يأتي:[2]

1-أن تكون السلاسل الزمنية المستخدمة مستقرة، أي لا تحوي جذر الوحدة.

2-تحديد عدد مدد الابطاء الزمني التي ستعتمد في النموذج.

3-دراسة علاقة السببية بين المتغيرات.

---

1 : Régis Bourbonnais, Econométrie cours et exercices corrigés, 9 édition , DUNOD, 2015, p277.

2 : د/عثمان نقار، د/ مندر العواد، استخدام نماذج VAR في التنبؤ ودراسة العلاقة السببية بين اجمالي الناتج المحلي واجمالي التكوين الرأسمالي في سورية، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية و القانونية –المجلد 28- العدد الثاني، دمشق 2012، ، ص .: 340

وسنقوم بالتطرق إلى هذه المراحل فيما يلي:

أولا: استقرارية السلاسل الزمنية:

تكون السلسلة الزمنية مستقرة إذا تذبذبت قيمها حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن، ويرجع عدم استقرار السلسلة الزمنية في كثير من الأحيان إلى وجود جذر الوحدة، وهناك عدة اختبارات لجدر الوحدة، نجد منها:

1–اختبار ديكي فالر "Dickey–Fuller "DF":

عرف اختبار جدر الوحدة من قبل "Dickey and Fuller" سنة1979،للكشف عن استقرارية السلاسل الزمنية من عدمه وذلك بتحديد مركبة الاتجاه العام سواء كانت تحديدية أو عشوائية. ويقترح ديكي فالر اختبار فرضية العدم التالية:[1]

$$\begin{cases} H_0: |\emptyset| = 1 \\ H_1: |\emptyset| < 1 \end{cases} \dots\dots\dots (3.8)$$

ولاختبار هذه الفرضية نقوم بتقدير النماذج الثلاث التالية باستعمال طريقة المربعات الصغرى:

- ✓ النموذج الأول: نموذج AR(1) $t = \emptyset X_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots (3.9)$
- ✓ النموذج الثاني: نموذج AR(1) مع الحد الثابت.

$$X_t = \emptyset X_{t-1} + \beta + \varepsilon_t \dots\dots (3.10)$$

- ✓ النموذج الثالث: نموذج AR(1) مع الحد الثابت و الاتجاه العام.

$$X_t = \emptyset X_{t-1} + bt + c + \varepsilon_t \dots\dots (3.11)$$

1 : د/ زهير عماري، توقعات أثر سعر النفط على الواردات الجزائرية في المدى القصير و الطويل باستخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM) الفترة (2014/1983)، المؤتمر الأول السياسة الاستخدامية للموارد الطاقوية بين متطلبات التنمية القطرية و تأمين الاحتياجات الدولية..الورشة الأساسية الثانية، جامعة سطيف 1، 2015، ترقيم الصفحات غير موجود.

ثم نقوم بحساب احصائية الاختبار t^* ونقارنها مع t الجدولية التي قدمها Dickey&Fuller، حيث أن:

- $t^*>t$ نقبل فرضية العدم H_0، أي وجود جذر وحدوي وعليه فإن السلسلة الزمنية غير مستقرة.
- $t^*<t$ نقبل الفرضية البديلة H_1، أي عدم وجود الجذر الوحدوي وعليه فإن السلسلة الزمنية مستقرة.

2–اختبار ديكي فالر المطور أو المدعم "ADF" " Augmented Dickey–Fuller".

يعاب على النموذج السابق "DF" فرضية أن ε_t تشويش أبيض، في حين هناك إمكانية وجود ارتباط بين الأخطاء العشوائية، لذلك طور الباحثان سنة 1981 ثلاث معادلات مختلفة لاختبار وجود جذر الوحدة، سميت هذه المعادلات باختبار ديكي فالر المطور.

✓ النموذج الرابع:

$$\Delta X_t = pX_t - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta X_{t-j+1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (3.12)$$

✓ النموذج الخامس:

$$\Delta X_t = pX_t - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta X_{t-j+1} + c + \varepsilon_t \dots\dots\dots (3.13)$$

✓ النموذج السادس:

$$\Delta X_t = pX_t - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta X_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t \dots\dots\dots (3.14)$$

ويقوم اختبار ديكي فالر المدعم على اختبار فرضية العدم التالية:

$$\begin{cases} H_0: |\emptyset| = 1 \\ H_1: |\emptyset| < 1 \end{cases} \dots\dots\dots (3.15)$$

وذلك عن طريق مقارنة t^* المحسوبة مع t المجدولة وذلك انطلاقا من النموذج السادس، حيث ننطلق من اختبار معنوية b فاذا كانت b معنوية فعند قبول H_0 تكون السلسلة مستقرة من نوع"DS" أما عند رفض فرضية العدم تكون السلسلة غير مستقرة من نوع"TS"، أما إذا كانت غير معنوية نمر إلى مقارنة t^* المحسوبة مع t المجدولة، ثم نمر إلى النموذجين الخامس فالرابع ونقوم كذلك بمقارنة t^* المحسوبة ب t المجدولة لنقوم برفض أو قبول H_0، حيث أن:

- $t^* > t$ نقبل فرضية العدم H_0، أي وجود جذر وحدوي وعليه فإن السلسلة الزمنية غير مستقرة.
- $t^* < t$ نقبل الفرضية البديلة H_1، أي عدم وجود الجذر الوحدوي وعليه فإن السلسلة الزمنية مستقرة.

ملاحظة: في الأخير يبقى لنا أن نشير إلى درجة p والتي تعتمد على معياري AKAIKE و SHAWARZ.

3-اختبار فيليبس-بيرون"PP" Phillips & Perron.

اقترح فيليبس و بيرون تصحيح غير معلمي لإحصاءات اختبارات ديكي و فالر سنة1988، وهذا الاختبار يستعمل في حالة وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء في نموذج ديكي فالر DF، أو حالة احتمال عدم تجانس تباينات الأخطاء، ويقوم اختبار فليبس بيرون"PP" على أربعى خطوات كالتالي:[1]

❖ تقدير النماذج القاعدية الثلاثة لاختبار ديكي -فالر بواسطة المربعات الصغرى، مع حِساب الإحصائيات الموافقة.

❖ تقدير التباين المعطى في الأجل القصير:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} e_t^2 \dots\dots\dots (3.16)$$

حيث أن: e_t تمثل البواقي.

❖ تقدير المعامل المصحح s^2_1 حيث:

$$s_1^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} e_t^2 + 2\sum_{i=1}^{L}\left(1-\frac{i}{L-i}\right)\frac{1}{n}\sum_{t=i+1}^{n} e_t e_{t-i} \dots\dots\dots (3.17)$$

من أجل تقدير هذا التباين من الضروري إيجاد عدد التأخيرات L حيث: L عدد التأخيرات المقدرة بدلالة عدد المشاهدات الكلية n على النحو التالي: $L \approx 4\left(\frac{n}{100}\right)^{2/9}$

❖ حساب إحصائية فيليبس و بيرون pp: $t^*_{\hat{\emptyset}_1} = \sqrt{k}\times\frac{(\hat{\emptyset}_1-1)}{\hat{\sigma}_{\hat{\emptyset}_1}} + \frac{n(k-1)\sigma_{\hat{\emptyset}_1}}{\sqrt{k}}$ مع $K = \frac{\hat{\delta}^2}{S_1^2}$ والذي يساوي الواحد-في الحالة التقريبية- عندما يكون e_t: تشويش أبيض، وتقارن هذه الاحصائية مع القيمة الحرجة ل"Mackinnon".

---

1 : أحمد بن أحمد، النمذجة القياسية للاستهلاك الوطني للطاقة الكهربائية في الجزائر خلال الفترة (1988:10-2007:03)، مذكرة مقدمة ضمن متطلبات نيل شهادة الماجستير في العلوم الاقتصادية فرع الاقتصاد الكمي، جامعة الجزائر، السنة الجامعية 2008/2007،ص82.

4–اختبار "KPSS" Kwiatwski, Phillips, Schmidt and Shin.

اقترح هذا الاختبار سنة 1992 من طرف كوياتكوسكي (Kwiatkowski)، وهو يعتمد على مضاعف Lagrange "LM"، يأخذ كفرضية عدمية استقرارية السلسلة الزمنية، ثم تقدير النموذج الثاني و الثالث، وحساب المجموع الجزئي للبواقي:

$$S_t = \sum_{i=1}^{t} e_i \dots\dots\dots (3.18)$$

حساب الاحصائية LM كالتالي:

$$LM = \frac{1}{S_t^2} \frac{\sum_{t=1}^{n} s_t^2}{n^2} \dots\dots\dots (3.19)$$

نرفض فرضية العدم استقرارية السلسلة عندما تكون الاحصائية المحسوبة LM أكبر من قيمتها الحرجة، و العكس في حالة ما إذا كانت LM المحسوبة أصغر من القيمة الحرجة، وعليه تكون السلسلة مستقرة.

ثانيا: تحديد عدد مدد الابطاء الزمني أو درجة التأخير الزمني.

لتحديد مدد الابطاء أو درجة التأخير للنموذج VAR نعتمد في أغلب الأحيان على المعيارين Akaike و Schwarz ، فلاختيار درجة التأخير يقوم الباحث بتقدير النموذج "VAR" باستخدام كل القيم التي يمكن أن تأخذها درجة التأخير من 0 إلى h (بحيث تمثل h أكبر تأخير

مقبول من طرف النظرية الاقتصادية ومن خلال المعطيات الموجودة) وتعطى الدالتين Aic(p) و Sc(p) بالعلاقتين التالتين:[1]

$$AIC(P) = Ln\left[\det\left|\sum_e\right|\right] + \frac{2k^2p}{n} \dots\dots\dots (3.20)$$

$$SC(P) = Ln\left[\det\left|\sum_e\right|\right] + \frac{2k^2p\ Ln(n)}{n} \dots\dots\dots (3.21)$$

حيث أن:

K: عدد متغيرات النموذج.

n: عدد المشاهدات.

P: عدد التأخيرات.

نأخذ قيمة p التي تعطي أصغر قيمة للمعيارين AIC و SC.

ثالثا: دراسة علاقة السببية بين المتغيرات.

تعتبر السببية من أهم المفاهيم التي لقيت اهتماما كبيرا من طرف باحثي الاقتصاد القياسي في أواخر الستينات، فتحديد العلاقة السببية بين المتغيرات الاقتصادية توفر غذاء للفكر يفضي إلى أفضل فهم للظواهر الاقتصادية. أما عمليا، فإن ذلك ضروري من أجل صياغة صحيحة للسياسة الاقتصادية، كما أن معرفة اتجاه العلاقة السببية جد مهم لتوضيح العلاقة الموجودة بين المتغيرات الاقتصادية.

1 : Régis Bourbonnais, Econométrie cours et exercices corrigés, 9 édition , DUNOD, 2015, p280.

1-سببية قرانجر Granger:[1]

اقترح قرانجر سنة 1969 مفاهيم السببية وتأثير الخارجي: المتغير y_{2t} مسبب لـy_{1t}، إذا تحسن التنبؤ بقيم y_{1t} عند إضافة المعلومات الخاصة ب y_{2t} للتحليل.

ليكن نموذج VAR(P) أين المتغيرين y_{1t} و y_{2t} مستقرين:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_0 \\ b_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_1^1 & b_1^1 \\ a_1^2 & b_1^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_2^1 & b_2^1 \\ a_2^2 & b_2^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-2} \\ y_{2t-2} \end{bmatrix} \dots\dots\dots\dots + \begin{bmatrix} a_p^1 & b_p^1 \\ a_p^2 & b_p^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-p} \\ y_{2t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \dots (3.22)$$

يعتبر شعاع المتغيرات (y_{2t-1}، y_{2t-2}،.....،y_{2t-p}) خارجية بالنسبة لشعاع المتغيرات (y_{1t-1}، y_{1t-2}،.....، y_{1t-p}) إذا كان إضافة الشعاع y_{2t} لا يحسن بشكل كبير عملية تحديد المتغيرات y_{2t}، هو يتطلب اجراء اختبارات على معاملات المتغيرات y_{2t} للتمثيل VAR (noté RVAR= Réstricted VAR). تحديد درجة التأخير p يكون حسب المعيارين AIC وSC.

ليكن:

- y_{2t} لا يسبب y_{1t} إذا تم قبول فرضية العدم H_0: $b_1^1 = b_2^1 = \cdots = b_p^1 = 0$
- y_{1t} لا يسبب y_{2t} إذا تم قبول فرضية العدم H_0: $a_1^1 = a_2^1 = \cdots = a_p^1 = 0$

إذا قمنا بقبول الفرضيتين أن y_{1t} يسبب y_{2t} وأن y_{2t} تسبب y_{1t} فنحن نتحدث عن رد الفعل "Feedback effect".

[1]: Régis Bourbonnais, Econométrie cours et exercices corrigés, 9 édition , DUNOD, 2015, p292-293.

يمكن اجراء هذه الاختبارات بالاستعانة باختبار فيشر التقليدي لعدم معنوية المعاملات معادلة تلو الأخرى، أو مباشرة عن طريق المقارنة بين نموذج VAR غير مقيد "UVAR" ونموذج VAR مقيد "RVAR". ويتم حساب نسبة أعظم احتمال:

$$L^* = (n-c)\times\left(Ln\left|\sum_{RVAR}\right| - Ln\left|\sum_{UVAR}\right|\right)\cdots\cdots(3.23)$$

تتبع L^* توزيع X^2 بدرجة حرية (2P).

حيث أن:

$\sum_{RVAR}$: مصفوفة التباينات و التباينات المشتركة للنموذج المقيد.

$\sum_{UVAR}$: مصفوفة التباينات و التباينات المشتركة للنموذج غير المقيد.

n: عدد المشاهدات.

c: عدد المعلمات المقدرة في كل معادلة للنموذج غير المقيد.

إذا كانت $X^2 < L^*$ المقروءة من الجدول، نرفض فرضية صحة القيد.

2- سببية سيمس Sims[1]

[1] : Régis Bourbonnais, Econométrie cours et exercices corrigés, 9 édition , DUNOD, 2015, p293.

قدر سيمس سنة 1980 اختبارا مختلفا قليلا، باعتبار أن القيم المستقبلية ل y_{1t} تساعد في تفسيرها القيم الحالية ل y_{2t}، إذا y_{2t} يسبب y_{1t}. وهذا يترجم في الصياغة التالية:

$$y_{1t} = a_1^0 + \sum_{i=1}^{p} a_{1i}^1 y_{1t-i} + \sum_{i=1}^{p} a_{1i}^2 y_{2t-i} + \sum_{i=1}^{p} b_i^2 y_{2t+i} + \varepsilon_{1t} \cdots (3.24)$$

$$y_{2t} = a_2^0 + \sum_{i=1}^{p} a_{2i}^1 y_{1t-i} + \sum_{i=1}^{p} a_{2i}^2 y_{2t-i} + \sum_{i=1}^{p} b_i^1 y_{1t+i} + \varepsilon_{2t} \cdots (3.25)$$

- y_{1t} لا يسبب y_{2t} إذا تم قبول فرضية العدم H_0: $b_1^2 = b_2^2 = \cdots = b_p^2 = 0$
- y_{2t} لا يسبب y_{1t} إذا تم قبول فرضية العدم H_0: $b_1^1 = b_2^1 = \cdots = b_p^1 = 0$

يمكننا هنا أيضا الاستعانة باختبار فيشر التقليدي لعدم معنوية المعاملات.

المبحث الثاني: تطبيق نموذج أشعة الانحدار الذاتي VAR.

سوف نحاول ضمن هذا المبحث تطبيق تقنية شعاع الانحدار الذاتي VAR على سوق العمل في الجزائر خلال الفترة 1980-2014، بغرض دراسة العلاقة بين محددات سوق العمل في الجزائر، وذلك انطلاقا من تحديد المتغيرات، دراسة استقرارية هذه المتغيرات، تحديد درجة التأخير المناسبة ثم تقدير النموذج.

1-تحديد متغيرات الدراسة:

تعتبر هذه المرحلة من أهم مراحل بناء النموذج القياسي، فالاختيار الأمثل للمتغيرات وفقا للنظرية الاقتصادية من جهة والواقع الاقتصادي من جهة أخرى، يعطي نموذجا ذو جودة أحسن و بالتالي يمنحنا هذا الأخير نتائج أقرب للواقع، ومن خلال النظريات المفسرة لسوق العمل (الفصل الثاني) حاولنا تحديد متغيرات الدراسة وارتأينا أن تكون كالتالي:

معدلات البطالة "CH"، معدل التضخم "R"، معدل السكان النشطين اقتصاديا "PA"، الاستثمارات "I"، الدخل "Y"، الأجر "W"، وأسعار البترول "PP".

مقابلات النموذج:

-تعبر كل من معدلات البطالة والتضخم عن سلاسل زمنية لمعدلات أو متوسطات سنوية لقيم البطالة والتضخم خلال الفترة 1980-2014.

-نعتبر "PA" سلسلة نسبة السكان النشطين اقتصاديا خلال الفترة 1980-2014.

-نعبر عن الدخل بإجمالي الناتج المحلي (القيمة الحالية بالدولار الأمريكي)، أما لاستثمار فنعبر عنه بإجمالي الإنفاق العمومي (بالأسعار الجارية للدولار الأمريكي).

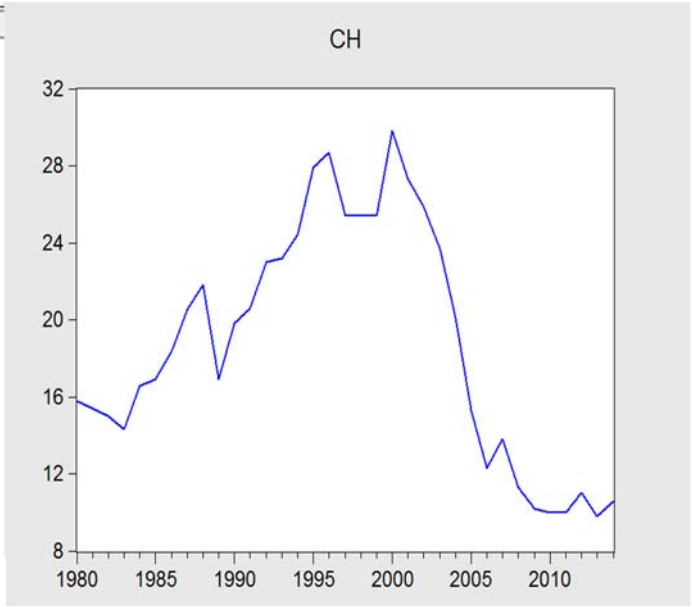
-ونأخذ سلسلة أسعار البترول من الموقع الرسمي لمنضمة OPEC للفترة 1980-2014، أما الأجر فنعبر عنه بكتلة الأجور (بالمليار دينار) المأخوذة من المحاسبة الوطنية لنفس الفترة.

وثم الحصول على هذه الاحصائيات من الموقع الرسمي للديوان الوطني للإحصاء ONS، والبنك العالمي FMI، وزارة المالية، إضافة إلى المنضمة العالمية OPEC.

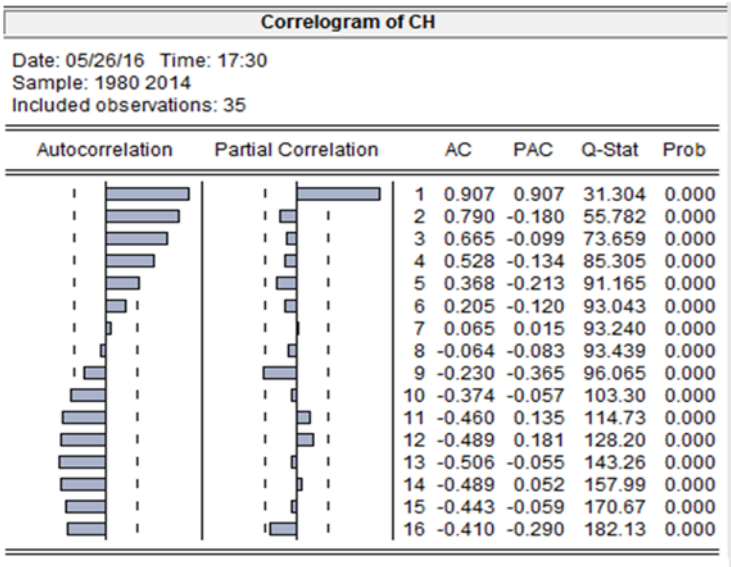
2-دراسة الاستقرارية:

1.2-دراسة استقرارية سلسلة معدل البطالة CH:[1]

لدراسة استقرارية سلسلة معدل البطالة سنستعين أولا بالمنحنى البياني للسلسلة وبدالتي الارتباط الذاتي البسيط والجزئي كاختبار بالعين المجردة، ثم نمر إلى الاختبارات الاحصائية لاستقرارية السلاسل الزمنية.



الشكل رقم (1.4):المنحنى البياني لسلسلة معدل البطالة CH


Correlogram of CH

Date: 05/26/16 Time: 17:30
Sample: 1980 2014
Included observations: 35

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.907	0.907	31.304	0.000
		2	0.790	-0.180	55.782	0.000
		3	0.665	-0.099	73.659	0.000
		4	0.528	-0.134	85.305	0.000
		5	0.368	-0.213	91.165	0.000
		6	0.205	-0.120	93.043	0.000
		7	0.065	0.015	93.240	0.000
		8	-0.064	-0.083	93.439	0.000
		9	-0.230	-0.365	96.065	0.000
		10	-0.374	-0.057	103.30	0.000
		11	-0.460	0.135	114.73	0.000
		12	-0.489	0.181	128.20	0.000
		13	-0.506	-0.055	143.26	0.000
		14	-0.489	0.052	157.99	0.000
		15	-0.443	-0.059	170.67	0.000
		16	-0.410	-0.290	182.13	0.000

الشكل رقم (2.4):دالة الارتباط الذاتي البسيط و الجزئي لسلسلة معدل البطالة CH

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

1 : الملحق رقم 01.

من خلال ملاحظة كل من المنحنى البياني ودالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلة معدل البطالة CH نستنتج أنها سلسلة غير مستقرة، حيث يظهر لنا من المنحنى أن متوسط القيم غير ثابت عبر الزمن، إضافة إلى خروج نتوءات عن مجال الثقة بالنسبة لدالة الارتباط الذاتي البسيط حتى التأخر P=5، لتأكيد نتائج الاختبار بالعين المجردة نمر إلى الاختبارات الاحصائية.

1.1.2-اختبار ديكي فالر المدعم ADF على سلسلة معدل البطالة CH عند المستوى:

قبل تطبيق اختبار ديكي فالر المدعم على السلسلة لابد من تحديد درجة التأخر P المناسبة و ذلك وفقا لأدنى قيمة لمعياري Akaike و Schwarz بالنسبة لنموذج الرابع و الخامس و السادس، وبالاستعانة ببرنامج Eviews 06 تحصلنا على درجة التأخير P=0، ونقوم الآن بتطبيق اختبار ADF انطلاقا من النموذج السادس كالتالي:

الجدول رقم (3-1): جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة CH عند المستوى.

نوع النموذج	معلمات النموذج	احصائية ستيودنت المحسوبة	الاحتمالية	التعليق
النموذج السادس	الاتجاه العام	1.77-	0.05<0.085	قبول H_0
	الحد الثابت	1.53	0.05<0.133	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	3.548-<1.124-	0.05<0.909	قبول H_0
النموذج الخامس	الحد الثابت	0.528	0.05<0.600	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	2.951-<0.678-	0.05<0.838	قبول H_0
النموذج الرابع	الجدر الوحدوي	1.951-<0.584-	0.05<0.456	قبول H_0

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

من خلال نتائج الجدول السابق نستنتج أن:

❖ **في النموذج السادس:** معلمة الاتجاه العام غير معنوية وعليه فإن النموذج لا يحتوي على اتجاه عام، كما أن معلة الحد الثابت غير معنوية هي الأخرى مما يعني أن النموذج لا يحتوي على الحد الثابت، أما فيما يخص الجذر الوحدوي فقد تم قبول فرضية العدم ما يدل على وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الخامس:** نجد أن معلمة الحد الثابت غير معنوية مما يعني غياب الحد الثابت بالنموذج، أما فيما يخص الجذر الوحدوي فقد تم قبول فرضية العدم ما يدل على وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الرابع:** تم قبول فرضية العدم ما يعني وجود الجذر الوحدوي بالنموذج.

مما سبق نستنتج أن **سلسلة معدل البطالة CH غير مستقرة عند المستوى،** وسنقوم باختبار ADF على الفروق الأولى للسلسلة واختبار إذا كانت السلسلة متكاملة من الدرجة الأولى.

2.1.2. اختبار ديكي فالر المدعم ADF على سلسلة معدل البطالة CH عند الفروق الأولى:

قبل تقدير النماذج الثلاث سنمر بنفس المراحل السابقة، حيث ننطلق من تحديد درجة التأخير المناسبة (P=0 حسب الجدول الموالي) ثم نقوم بتطبيق الاختبار للحصول على النتائج، كما يلي:

الجدول رقم (3-2): جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة CH عند الفرق الأول.

نوع النموذج	معلمات النموذج	احصائية ستيودنت المحسوبة	الاحتمالية	التعليق
النموذج السادس	الاتجاه العام	1.44-	0.05<0.158	قبول H_0
	الحد الثابت	1.14	0.05<0.261	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	3.552->5.156-	0.05>0.0011	قبول H_1
النموذج الخامس	الحد الثابت	0.300-	0.05<0.765	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	2.954->4.865-	0.05>0.0004	قبول H_1
النموذج الرابع	الجدر الوحدوي	1.951->4.928-	0.05>0.0000	قبول H_1

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

من خلال الجدول السابق نستنتج أن:

❖ **في النموذج السادس:** معلمة الاتجاه العام والحد الثابت غير معنوية مما يدل على عدم وجود الاتجاه العام والثابت بالنموذج، أما فيما يخص الجذر الوحدوي ثم قبول الفرضية البديلة أي أن النموذج لا يحتوي على جدر وحدوي.

❖ **في النموذج الخامس:** معلمة الحد الثابت غير معنوية، كما وقد ثم قبول الفرضية البديلة فيما يخص الجذر الوحدوي، وعليه فالنموذج الخامس لا يحتوي على حد ثابت ولا جذر وحدوي.

❖ **في النموذج الرابع:** هو الآخر قمنا بقبول الفرضية البديلة مما يدل على عدم وجود جذر وحدوي به.

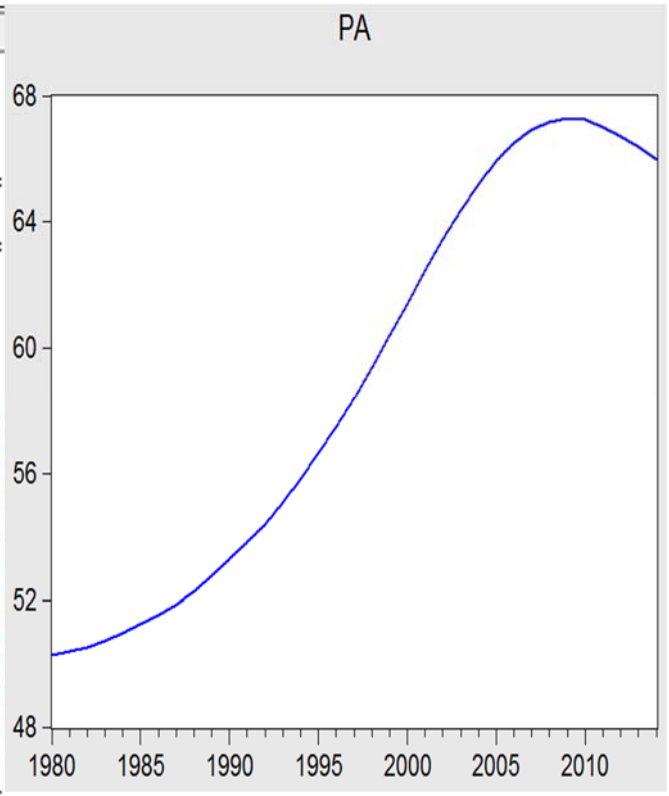
في ختام هذا الاختبار توصلنا إلى أن: **سلسلة معدل البطالة CH متكاملة من الدرجة الأولى.**

2.2-دراسة استقرارية سلسلة معدل السكان النشطين اقتصاديا PA:[1]

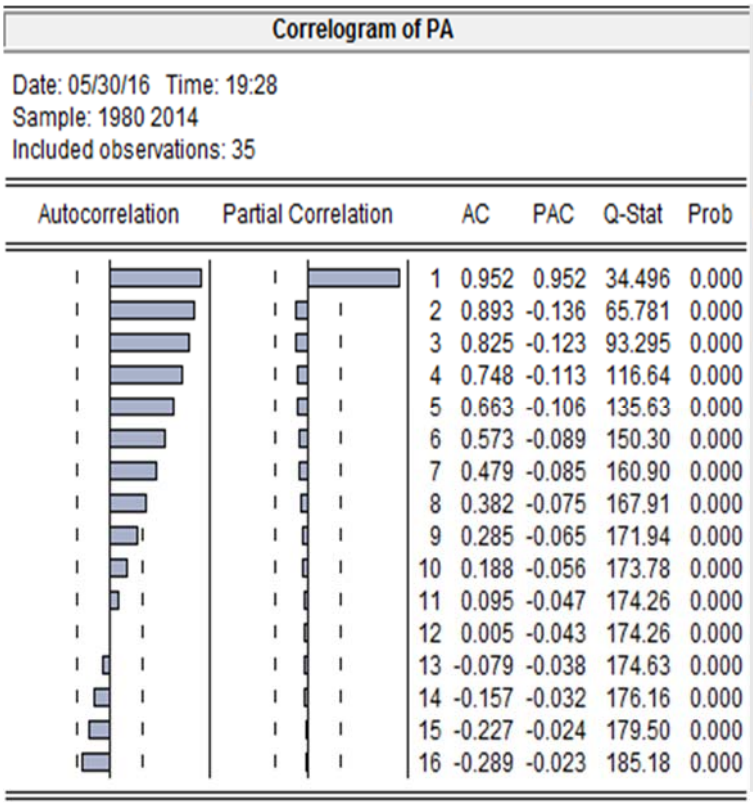
سنقوم باتباع نفس الخطوات المتبعة في دراسة استقرارية سلسلة معدل البطالة CH وذلك بالنسبة لسلسلة اجمالي عدد السكان وبقية المتغيرات الأخرى، وذلك كما يلي:

من خلال ملاحظة كل من المنحنى البياني ودالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلة معدل السكان النشطين اقتصاديا PA نستنتج أنها سلسلة غير مستقرة، حيث يظهر لنا من المنحنى أن متوسط القيم غير ثابت عبر الزمن، إضافة إلى خروج نتوءات عن مجال الثقة بالنسبة لدالة الارتباط الذاتي البسيط حتى التأخر P=8، لتأكيد نتائج الاختبار بالعين المجردة نمر إلى الاختبارات الاحصائية.

1 : الملحق رقم 02.



الشكل رقم (3.4):المنحنى البياني لسلسلة الفئة النشطة R.



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.952	0.952	34.496	0.000
2	0.893	-0.136	65.781	0.000
3	0.825	-0.123	93.295	0.000
4	0.748	-0.113	116.64	0.000
5	0.663	-0.106	135.63	0.000
6	0.573	-0.089	150.30	0.000
7	0.479	-0.085	160.90	0.000
8	0.382	-0.075	167.91	0.000
9	0.285	-0.065	171.94	0.000
10	0.188	-0.056	173.78	0.000
11	0.095	-0.047	174.26	0.000
12	0.005	-0.043	174.26	0.000
13	-0.079	-0.038	174.63	0.000
14	-0.157	-0.032	176.16	0.000
15	-0.227	-0.024	179.50	0.000
16	-0.289	-0.023	185.18	0.000

الشكل رقم (4.4): دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلة PA.

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

1.2.2–اختبار ديكي فالر المدعم ADF على سلسلة معدل السكان النشطين اقتصاديا PA عند المستوى:

بالاستعانة ببرنامج Eviews 06 تحصلنا على درجة التأخير P=6، كما هو مبين في الجدول الموالي:

الجدول رقم (3-3): جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة PA عند المستوى.

نوع النموذج	معلمات النموذج	احصائية ستيودنت المحسوبة	الاحتمالية	التعليق
النموذج السادس	الاتجاه العام	3.045	0.05>0.0067	قبول H_1
	الحد الثابت	2.712	0.05>0.013	قبول H_1
	الجدر الوحدوي	3.580-<2.695-	0.05<0.245	قبول H_0
النموذج الخامس	الحد الثابت	0.931-	0.05<0.362	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	2.971-<1.193	0.05<0.997	قبول H_0
النموذج الرابع	الجدر الوحدوي	1.953-<3.604	0.05<0.999	قبول H_0

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

من خلال نتائج الجدول السابق نستنتج أن:

❖ **في النموذج السادس:** معلمة الاتجاه العام معنوية وعليه فإن النموذج يحتوي على اتجاه عام و السلسلة غير مستقرة، كما أن معلة الحد الثابت معنوية هي الأخرى مما يعني أن النموذج يحتوي على الحد الثابت، أما فيما يخص الجذر الوحدوي فقد تم قبول فرضية العدم ما يدل على وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الخامس:** نجد أن معلمة الحد الثابت غير معنوية مما يعني عدم وجود الحد الثابت بالنموذج، أما فيما يخص الجذر الوحدوي فقد تم قبول فرضية العدم ما يدل على وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الرابع:** تم قبول فرضية العدم ما يعني وجود الجذر الوحدوي بالنموذج.

مما سبق نستنتج أن **سلسلة معدل السكان النشطين اقتصاديا PA غير مستقرة عند المستوى،** وسنقوم باختبار ADF على الفروق الأولى للسلسلة واختبار إذا كانت السلسلة متكاملة من الدرجة الأولى.

2.2.2. اختبار ديكي فالر المدعم ADF على سلسلة معدل السكان النشطين اقتصاديا PA عند الفروق الأولى:

حيث ننطلق من تحديد درجة التأخير المناسبة (P=5 حسب الجدول الموالي) ثم نقوم بتطبيق الاختبار للحصول على النتائج، كما يلي:

الجدول رقم (3-4): جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة PA عند الفرق الأول.

نوع النموذج	معلمات النموذج	احصائية ستيودنت المحسوبة	الاحتمالية	التعليق
النموذج السادس	الاتجاه العام	1.750	0.05<0.095	قبول H_0
	الحد الثابت	0.527	0.05<0.603	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	3.580->3.957-	0.05>0.022	قبول H_1
النموذج الخامس	الحد الثابت	3.479	0.05>0.0022	قبول H_1
	الجدر الوحدوي	2.971->3.864-	0.05>0.0066	قبول H_1
النموذج الرابع	الجدر الوحدوي	1.953-<1.379-	0.05<0.152	قبول H_0

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

من خلال الجدول السابق نستنتج أن:

❖ **في النموذج السادس:** معلمة الاتجاه العام والحد الثابت غير معنوية مما يدل على عدم وجود الاتجاه العام والثابت بالنموذج، أما فيما يخص الجذر الوحدوي ثم قبول الفرضية البديلة أي أن النموذج لا يحتوي على جدر وحدوي.

❖ **في النموذج الخامس:** معلمة الحد الثابت معنوية، كما وقد ثم قبول الفرضية البديلة فيما يخص الجذر الوحدوي، وعليه فالنموذج الخامس يحتوي على حد ثابت ولا يحتوي على جذر وحدوي.

❖ **في النموذج الرابع:** هو الآخر قمنا بقبول فرضية العدم مما يدل على وجود جذر وحدوي به.

في ختام هذا الاختبار توصلنا إلى أن: **سلسلة معدل السكان النشطين اقتصاديا PA غيرمتكاملة من الدرجة الأولى**، لذى سنقوم باختبار ADF على الفروق الثانية للسلسلة واختبار إذا كانت السلسلة متكاملة من الدرجة الثانية.

3.2.2. اختبار ديكي فالر المدعم ADF على سلسلة معدل السكان النشطين اقتصاديا PA عند الفروق الثانية:

سنقوم أولا بتحديد درجة التأخير المناسبة (P=6 حسب الجدول الموالي) ثم نقوم بتطبيق الاختبار للحصول على النتائج، كما يلي:

الجدول رقم (3-5): جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة PA عند الفرق الثانية.

نوع النموذج	معلمات النموذج	احصائية ستيودنت المحسوبة	الاحتمالية	التعليق
النموذج السادس	الاتجاه العام	1.648-	0.05<0.117	قبول H_0
	الحد الثابت	1.747	0.05<0.098	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	3.595-<3.001-	0.05<0.150	قبول H_0
النموذج الخامس	الحد الثابت	0.638	0.05<0.531	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	2.981-<2.901-	0.05<0.058	قبول H_0
النموذج الرابع	الجدر الوحدوي	1.954->2.881-	0.05>0.0057	قبول H_1

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

من خلال الجدول السابق نستنتج أن:

❖ **في النموذج السادس**: معلمة الاتجاه العام والحد الثابت غير معنوية مما يدل على عدم وجود الاتجاه العام والثابت بالنموذج، أما فيما يخص الجذر الوحدوي ثم قبول فرضية العدم أي أن النموذج يحتوي على جدر وحدوي.

❖ **في النموذج الخامس:** معلمة الحد الثابت غير معنوية، كما وقد تم قبول فرضية العدم فيما يخص الجذر الوحدوي، وعليه فالنموذج الخامس لا يحتوي على حد ثابت ويحتوي على جذر وحدوي.

❖ **في النموذج الرابع:** فقد قمنا بقبول الفرضية البديلة مما يدل على عدم وجود جذر وحدوي به.

في ختام هذا الاختبار توصلنا إلى أن: **سلسلة معدل السكان النشطين اقتصاديا PA غير متكاملة من الدرجة الثانية،** لذى سنقوم باختبار ADF على الفروق الثالثة للسلسلة واختبار إذا كانت السلسلة متكاملة من الدرجة الثالثة.

4.2.2. اختبار ديكي فالر المدعم ADF على سلسلة معدل السكان النشطين اقتصاديا PA عند الفروق الثالثة:

سنقوم أولا بتحديد درجة التأخير المناسبة (P=1 حسب الجدول الموالي) ثم نقوم بتطبيق الاختبار للحصول على النتائج، كما يلي:

الجدول رقم (3-6): جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة PA عند الفرق الثالث.

نوع النموذج	معلمات النموذج	احصائية ستيودنت المحسوبة	الاحتمالية	التعليق
النموذج السادس	الاتجاه العام	0.222	0.05<0.825	قبول H_0
	الحد الثابت	0.473-	0.05<0.640	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	3.568->6.391-	0.05>0.0001	قبول H_1
النموذج الخامس	الحد الثابت	0.677-	0.05<0.503	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	2.963->6.505-	0.05>0.0000	قبول H_1
النموذج الرابع	الجدر الوحدوي	1.952->6.534-	0.05>0.0000	قبول H_1

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

من خلال الجدول السابق نستنتج أن:

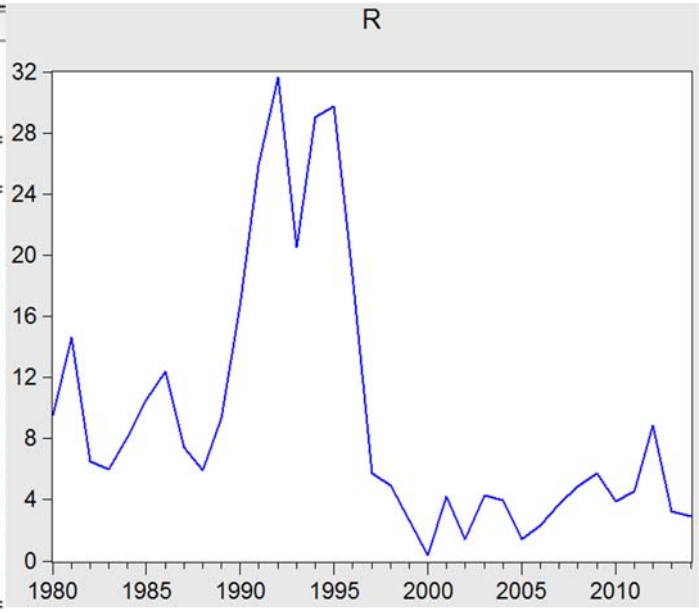
❖ **في النموذج السادس:** معلمة الاتجاه العام والحد الثابت غير معنوية مما يدل على عدم وجود الاتجاه العام والثابت بالنموذج، أما فيما يخص الجذر الوحدوي ثم الفرضية البديلة أي أن النموذج لا يحتوي على جدر وحدوي.

❖ **في النموذج الخامس:** معلمة الحد الثابت غير معنوية، كما وقد ثم قبول الفرضية البديلة فيما يخص الجذر الوحدوي، وعليه فالنموذج الخامس لا يحتوي على حد ثابت ولا على جذر وحدوي.

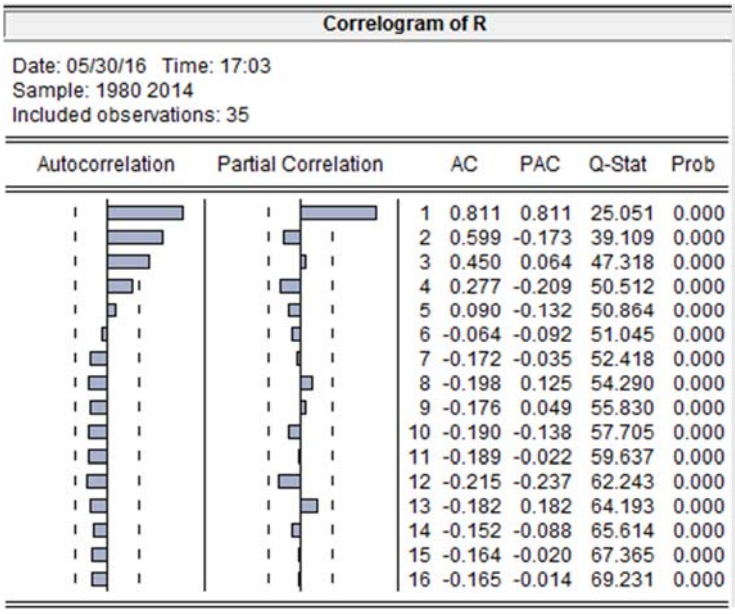
❖ **في النموذج الرابع:** فقد قمنا بقبول الفرضية البديلة مما يدل على عدم وجود جذر وحدوي به.

في ختام هذا الاختبار توصلنا إلى أن: **سلسلة معدل السكان النشطين اقتصاديا PA متكاملة من الدرجة الثالثة.**

3.2-دراسة استقرارية سلسلة معدل التضخم R:[1]



الشكل رقم (5.4):المنحنى البياني لسلسلة معدل التضخم R.



الشكل رقم (6.4):دالة الارتباط الذاتي البسيط و الجزئي لسلسلة R.

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

1 : الملحق رقم 03.

من خلال ملاحظة كل من المنحنى البياني ودالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلة معدل التضخم R نستنتج أنها سلسلة غير مستقرة، حيث يظهر لنا من المنحنى أن متوسط القيم غير ثابت عبر الزمن، إضافة إلى خروج نتوءات عن مجال الثقة بالنسبة لدالة الارتباط الذاتي البسيط حتى التأخر P=3، لتأكيد نتائج الاختبار بالعين المجردة نمر إلى الاختبارات الاحصائية.

1.3.2-اختبار ديكي فالر المدعم ADF على سلسلة معدل التضخم R عند المستوى:

بالاستعانة ببرنامج Eviews 06 تحصلنا على درجة التأخير P=0، كما هو مبين في الجدول الموالي:

الجدول رقم (3-7): جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة R عند المستوى.

نوع النموذج	معلمات النموذج	احصائية ستيودنت المحسوبة	الاحتمالية	التعليق
النموذج السادس	الاتجاه العام	1.124-	0.05<0.269	قبول H_0
	الحد الثابت	1.555	0.05<0.130	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	3.548-<2.007-	0.05<0.576	قبول H_0
النموذج الخامس	الحد الثابت	1.128	0.05<0.267	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	2.951-<1.702-	0.05<0.421	قبول H_0
النموذج الرابع	الجدر الوحدوي	1.951-<1.288-	0.05<0.178	قبول H_0

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

من خلال نتائج الجدول السابق نستنتج أن:

❖ **في النموذج السادس:** معلمة الاتجاه العام غير معنوية وعليه فإن النموذج لا يحتوي على اتجاه عام، كما أن معلة الحد الثابت غير معنوية هي الأخرى مما يعني أن النموذج لا يحتوي على الحد الثابت، أما فيما يخص الجذر الوحدوي فقد تم قبول فرضية العدم ما يدل على وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الخامس:** نجد أن معلمة الحد الثابت غير معنوية مما يعني غياب الحد الثابت بالنموذج، أما فيما يخص الجذر الوحدوي فقد تم قبول فرضية العدم ما يدل على وجود الجذر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الرابع:** تم قبول فرضية العدم ما يعني وجود الجذر الوحدوي بالنموذج.

مما سبق نستنتج أن **سلسلة معدل التضخم R غير مستقرة عند المستوى**، وسنقوم باختبار ADF على الفروق الأولى للسلسلة واختبار إذا كانت السلسلة متكاملة من الدرجة الأولى.

2.3.2. اختبار ديكي فالر المدعم ADF على سلسلة معدل التضخم R عند الفروق الأولى:

ننطلق من تحديد درجة التأخير المناسبة (P=0 حسب الجدول الموالي) ثم نقوم بتطبيق الاختبار للحصول على النتائج، كما يلي:

الجدول رقم (3-8): جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة CH عند الفرق الأول.

نوع النموذج	معلمات النموذج	احصائية ستيودنت المحسوبة	الاحتمالية	التعليق
النموذج السادس	الاتجاه العام	0.054-	0.05<0.956	قبول H_0
	الحد الثابت	0.122-	0.05<0.903	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	3.552->5.209-	0.05>0.009	قبول H_1
النموذج الخامس	الحد الثابت	0.370-	0.05<0.713	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	2.954->5.303-	0.05>0.0001	قبول H_1
النموذج الرابع	الجدر الوحدوي	1.951->5.366-	0.05>0.0000	قبول H_1

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

من خلال الجدول السابق نستنتج أن:

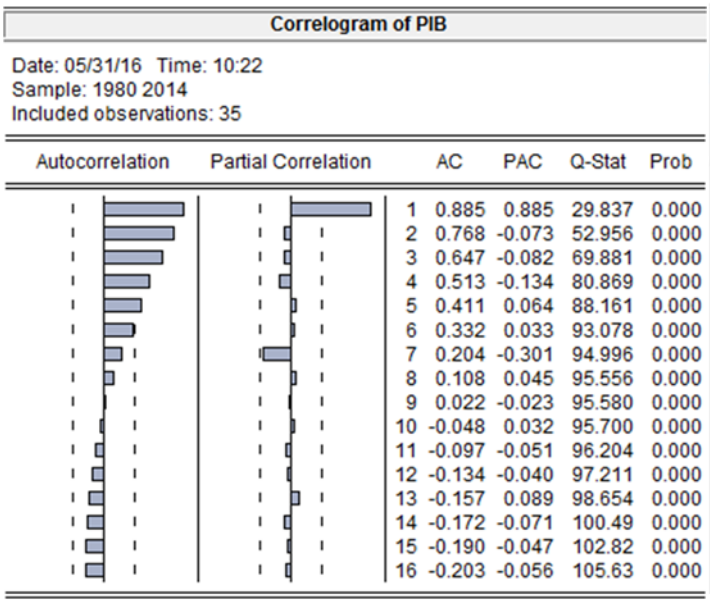
❖ **في النموذج السادس:** معلمة الاتجاه العام والحد الثابت غير معنوية مما يدل على عدم وجود الاتجاه العام والثابت بالنموذج، أما فيما يخص الجذر الوحدوي ثم قبول الفرضية البديلة أي أن النموذج لا يحتوي على جدر وحدوي.

❖ **في النموذج الخامس:** معلمة الحد الثابت غير معنوية، كما وقد ثم قبول الفرضية البديلة فيما يخص الجذر الوحدوي، وعليه فالنموذج الخامس لا يحتوي على حد ثابت ولا جذر وحدوي.

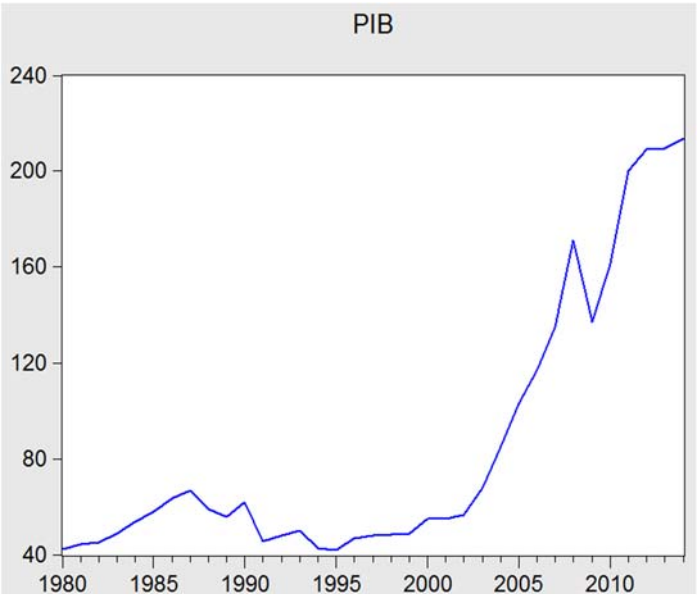
❖ **في النموذج الرابع:** هو الآخر قمنا بقبول الفرضية البديلة مما يدل على عدم وجود جذر وحدوي به.

في ختام هذا الاختبار توصلنا إلى أن: **سلسلة معدل التضخم R متكاملة من الدرجة الأولى.**

4.2-دراسة استقرارية سلسلة إجمالي الناتج المحلي PIB:[1]



الشكل رقم (6.4): دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلة PIB.



الشكل رقم (5.4):المنحنى البياني لسلسلة اجمالي الناتج المحلي

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

1 : الملحق رقم 04.

من خلال ملاحظة كل من المنحنى البياني ودالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلة إجمالي الناتج المحلي PIB نستنتج أنها سلسلة غير مستقرة، حيث يظهر لنا من المنحنى أن متوسط القيم غير ثابت عبر الزمن، إضافة إلى خروج نتوءات عن مجال الثقة بالنسبة لدالة الارتباط الذاتي البسيط حتى التأخر P=6، لتأكيد نتائج الاختبار بالعين المجردة نمر إلى الاختبارات الاحصائية.

1.3.2-اختبار ديكي فالر المدعم ADF على سلسلة معدل إجمالي الناتج المحلي PIB عند المستوى:

بالاستعانة ببرنامج Eviews 06 تحصلنا على درجة التأخير P=0، كما هو مبين في الجدول الموالي:

الجدول رقم (3-9): جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة PIB عند المستوى.

نوع النموذج	معلمات النموذج	احصائية ستيودنت المحسوبة	الاحتمالية	التعليق
النموذج السادس	الاتجاه العام	1.760	0.05<0.088	قبول H_0
	الحد الثابت	0.557-	0.05<0.581	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	3.548-<0.601-	0.05<0.972	قبول H_0
النموذج الخامس	الحد الثابت	0.203	0.05<0.840	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	2.951-<1.187	0.05<0.997	قبول H_0
النموذج الرابع	الجدر الوحدوي	1.951-<2.583	0.05<0.996	قبول H_0

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

من خلال نتائج الجدول السابق نستنتج أن:

❖ **في النموذج السادس:** معلمة الاتجاه العام غير معنوية وعليه فإن النموذج لا يحتوي على اتجاه عام، كما أن معلة الحد الثابت غير معنوية هي الأخرى مما يعني أن النموذج لا يحتوي على الحد الثابت، أما فيما يخص الجذر الوحدوي فقد تم قبول فرضية العدم ما يدل على وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الخامس:** نجد أن معلمة الحد الثابت غير معنوية مما يعني غياب الحد الثابت بالنموذج، أما فيما يخص الجذر الوحدوي فقد تم قبول فرضية العدم ما يدل على وجود الجذر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الرابع:** تم قبول فرضية العدم ما يعني وجود الجذر الوحدوي بالنموذج.

مما سبق نستنتج أن **سلسلة إجمالي الناتج المحلي PIB غير مستقرة عند المستوى،** وسنقوم باختبار ADF على الفروق الأولى للسلسلة واختبار إذا كانت السلسلة متكاملة من الدرجة الأولى.

2.3.2. اختبار ديكي فالر المدعم ADF على سلسلة إجمالي الناتج المحلي PIB عند الفروق الأولى:

ننطلق من تحديد درجة التأخير المناسبة (P=0 حسب الجدول الموالي) ثم نقوم بتطبيق الاختبار للحصول على النتائج، كما يلي:

الجدول رقم (3-10): جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة PIB عند الفروق الأولى.

نوع النموذج	معلمات النموذج	احصائية ستيودنت المحسوبة	الاحتمالية	التعليق
النموذج السادس	الاتجاه العام	2.213	0.05>0.034	قبول H_1
	الحد الثابت	0.849-	0.05<0.402	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	3.552->6.312-	0.05>0.000	قبول H_1
النموذج الخامس	الحد الثابت	2.038	0.05<0.0501	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	2.954->5.572-	0.05>0.0001	قبول H_1
النموذج الرابع	الجدر الوحدوي	1.951->4.948-	0.05>0.000	قبول H_1

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

من خلال نتائج الجدول السابق نستنتج أن:

❖ **في النموذج السادس:** معلمة الاتجاه العام معنوية وعليه فإن النموذج يحتوي على اتجاه عام، في حين أن معلة الحد الثابت غير معنوية مما يعني أن النموذج لا يحتوي على الحد الثابت، أما الجذر الوحدوي فقد تم قبول الفرضية البديلة ما يدل على عدم وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الخامس:** نجد أن معلمة الحد الثابت غير معنوية مما يعني غياب الحد الثابت بالنموذج، أما فيما يخص الجذر الوحدوي فقد تم قبول الفرضية البديلة ما يدل على غياب الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الرابع:** تم قبول الفرضية البديلة ما يعني عدم وجود الجذر الوحدوي بالنموذج.

مما سبق نستنتج أن **سلسلة إجمالي الناتج المحلي PIB غير مستقرة عند الفروق الأولى،** نتيجة وجود الاتجاه العام بالنموذج السادس وسنقوم باختبار ADF على الفروق الثانية للسلسلة واختبار إذا كانت السلسلة متكاملة من الدرجة الثانية.

2.4.3 اختبار ديكي فالر المدعم ADF على سلسلة إجمالي الناتج المحلي PIB عند الفروق الثانية:

ننطلق من تحديد درجة التأخير المناسبة (P=2 حسب الجدول الموالي) ثم نقوم بتطبيق الاختبار للحصول على النتائج، كما يلي:

الجدول رقم (3-11): جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة PIB عند الفروق الثانية.

نوع النموذج	معلمات النموذج	احصائية ستيودنت المحسوبة	الاحتمالية	التعليق
النموذج السادس	الاتجاه العام	0.098	0.05<0.922	قبول H_0
	الحد الثابت	0.0097	0.05<0.992	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	3.568->5.973-	0.05>0.0002	قبول H_1
النموذج الخامس	الحد الثابت	0.249	0.05<0.804	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	2.963->6.112-	0.05>0.000	قبول H_1
النموذج الرابع	الجدر الوحدوي	1.952->6.227-	0.05>0.000	قبول H_1

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

من خلال نتائج الجدول السابق نستنتج أن:

❖ **في النموذج السادس:** معلمة الاتجاه العام غير معنوية وعليه فإن النموذج لا يحتوي على اتجاه عام، كما أن معلة الحد الثابت غير معنوية مما يعني أن النموذج لا يحتوي على الحد الثابت، أما الجذر الوحدوي فقد تم قبول الفرضية البديلة ما يدل على عدم وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

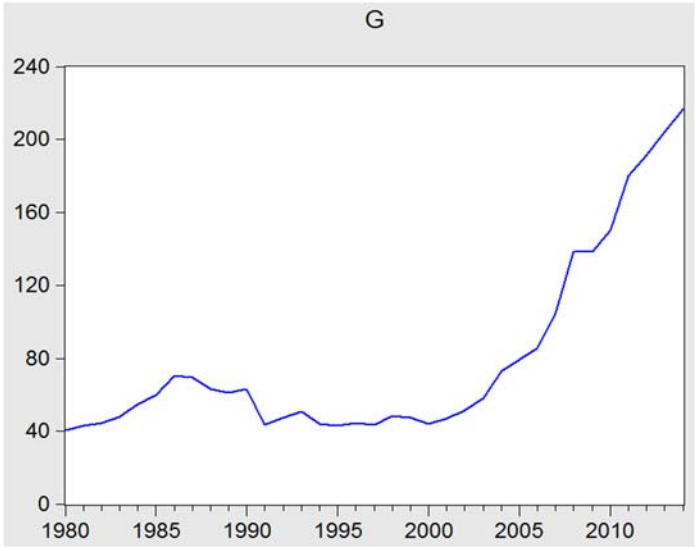
❖ **في النموذج الخامس:** نجد أن معلمة الحد الثابت غير معنوية مما يعني غياب الحد الثابت بالنموذج، أما فيما يخص الجذر الوحدوي فقد تم قبول الفرضية البديلة ما يدل على غياب الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الرابع:** تم قبول الفرضية البديلة ما يعني عدم وجود الجذر الوحدوي بالنموذج.

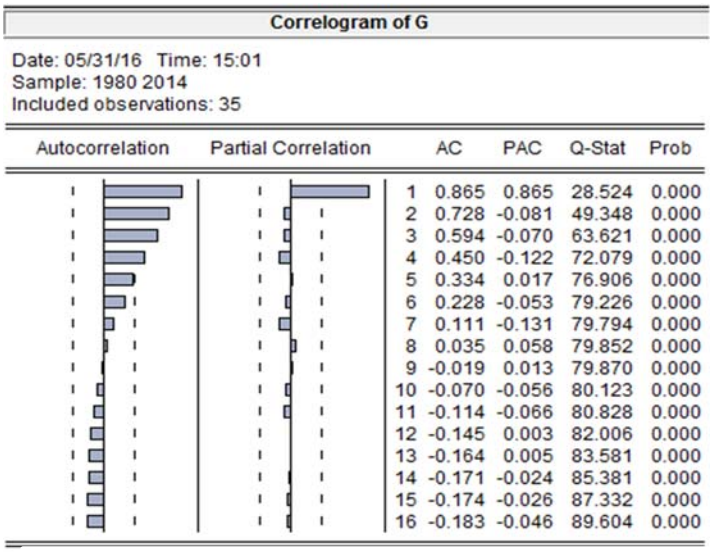
في ختام هذا الاختبار توصلنا إلى أن: **سلسلة إجمالي الناتج المحلي PIB متكامل من الدرجة الثانية.**

5.2-دراسة استقرارية سلسلة إجمالي الانفاق العمومي G:[1]

من خلال ملاحظة كل من المنحنى البياني ودالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلة إجمالي الانفاق العمومي G نستنتج أنها سلسلة غير مستقرة، حيث يظهر لنا من المنحنى أن متوسط القيم غير ثابت عبر الزمن، إضافة إلى خروج نتوءات عن مجال الثقة بالنسبة لدالة الارتباط الذاتي البسيط حتى التأخر P=5، لتأكيد نتائج الاختبار بالعين المجردة نمر إلى الاختبارات الاحصائية.



الشكل رقم (5.4):المنحنى البياني لإجمالي الانفاق العمومي G.



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.865	0.865	28.524	0.000
2	0.728	-0.081	49.348	0.000
3	0.594	-0.070	63.621	0.000
4	0.450	-0.122	72.079	0.000
5	0.334	0.017	76.906	0.000
6	0.228	-0.053	79.226	0.000
7	0.111	-0.131	79.794	0.000
8	0.035	0.058	79.852	0.000
9	-0.019	0.013	79.870	0.000
10	-0.070	-0.056	80.123	0.000
11	-0.114	-0.066	80.828	0.000
12	-0.145	0.003	82.006	0.000
13	-0.164	0.005	83.581	0.000
14	-0.171	-0.024	85.381	0.000
15	-0.174	-0.026	87.332	0.000
16	-0.183	-0.046	89.604	0.000

الشكل رقم (6.4): دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلة G.

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

1.3.2-اختبار ديكي فالر المدعم ADF على سلسلة إجمالي الانفاق العمومي G عند المستوى:

بالاستعانة ببرنامج Eviews 06 تحصلنا على درجة التأخير P=0، كما هو مبين في الجدول الموالي:

1 : الملحق رقم 05.

الجدول رقم (3-12): جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة G عند المستوى.

نوع النموذج	معلمات النموذج	احصائية ستيودنت المحسوبة	الاحتمالية	التعليق
النموذج السادس	الاتجاه العام	1.754	0.05<0.089	قبول H_0
	الحد الثابت	1.549-	0.05<0.131	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	3.548-<0.972	0.05<0.999	قبول H_0
النموذج الخامس	الحد الثابت	0.890-	0.05<0.379	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	2.951-<3.138	0.05<1.00	قبول H_0
النموذج الرابع	الجدر الوحدوي	1.951-<4.606	0.05<1.00	قبول H_0

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

من خلال نتائج الجدول السابق نستنتج أن:

❖ **في النموذج السادس:** معلمة الاتجاه العام غير معنوية وعليه فإن النموذج لا يحتوي على اتجاه عام، كما أن معلة الحد الثابت غير معنوية مما يعني أن النموذج لا يحتوي على الحد الثابت، أما الجذر الوحدوي فقد تم قبول فرضية العدم مما يدل على وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الخامس:** نجد أن معلمة الحد الثابت غير معنوية مما يعني غياب الحد الثابت بالنموذج، وفيما يخص الجذر الوحدوي فقد تم قبول فرضية العدم ما يدل على وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الرابع:** تم قبول فرضية العدم ما يعني وجود الجذر الوحدوي بالنموذج.

مما سبق نستنتج أن **سلسلة إجمالي الانفاق العمومي G غير مستقرة عند المستوى،** وسنقوم باختبار ADF على الفروق الأولى للسلسلة واختبار إذا كانت السلسلة متكاملة من الدرجة الأولى.

1.3.2-اختبار ديكي فالر المدعم ADF على سلسلة إجمالي الانفاق العمومي G عند الفروق الأولى:

بالاستعانة ببرنامج Eviews 06 تحصلنا على درجة التأخير P=2، كما هو مبين في الجدول الموالي:

الجدول رقم (3-13): جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة G عند الفروق الأولى.

نوع النموذج	معلمات النموذج	احصائية ستيودنت المحسوبة	الاحتمالية	التعليق
النموذج السادس	الاتجاه العام	1.710	0.05<0.099	قبول H_0
	الحد الثابت	1.044-	0.05<0.305	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	3.562-<1.991-	0.05<0.582	قبول H_0
النموذج الخامس	الحد الثابت	1.004	0.05<0.324	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	2.960-<1.074-	0.05<0.713	قبول H_0
النموذج الرابع	الجدر الوحدوي	0.624-	0.05<0.438	قبول H_0

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

من خلال نتائج الجدول السابق نستنتج أن:

❖ **في النموذج السادس:** معلمة الاتجاه العام غير معنوية وعليه فإن النموذج لا يحتوي على اتجاه عام، كما أن معلة الحد الثابت غير معنوية مما يعني أن النموذج لا يحتوي على الحد الثابت، أما الجذر الوحدوي فقد تم قبول فرضية العدم مما يدل على وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الخامس:** نجد أن معلمة الحد الثابت غير معنوية مما يعني غياب الحد الثابت بالنموذج، وفيما يخص الجذر الوحدوي فقد تم قبول فرضية العدم ما يدل على وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الرابع:** تم قبول فرضية العدم ما يعني وجود الجذر الوحدوي بالنموذج.

مما سبق نستنتج أن **سلسلة إجمالي الانفاق العمومي G غير مستقرة عند الفروق الأولى،** وسنقوم باختبار ADF على الفروق الثانية للسلسلة واختبار إذا كانت السلسلة متكاملة من الدرجة الثانية.

1.3.2-اختبار ديكي فالر المدعم ADF على سلسلة إجمالي الانفاق العمومي G عند الفروق الثانية:

بالاستعانة ببرنامج Eviews 06 تحصلنا على درجة التأخير P=1، كما هو مبين في الجدول الموالي:

الجدول رقم (3-14): جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة G عند الفروق الثانية.

نوع النموذج	معلمات النموذج	احصائية ستيودنت المحسوبة	الاحتمالية	التعليق
النموذج السادس	الاتجاه العام	0.418	0.05<0.679	قبول H_0
	الحد الثابت	0.170-	0.05<0.865	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	3.562->9.448-	0.05>0.000	قبول H_1
النموذج الخامس	الحد الثابت	0.493	0.05<0.625	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	2.960->9.518-	0.05>0.000	قبول H_1
النموذج الرابع	الجدر الوحدوي	1.952->9.695-	0.05>0.000	قبول H_1

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

من خلال نتائج الجدول السابق نستنتج أن:

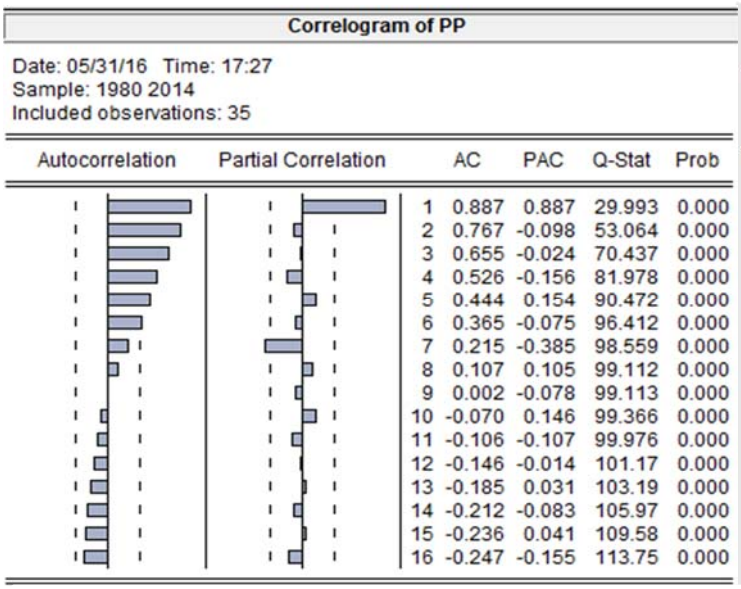
❖ **في النموذج السادس:** معلمة الاتجاه العام غير معنوية وعليه فإن النموذج لا يحتوي على اتجاه عام، كما أن معلة الحد الثابت غير معنوية مما يعني أن النموذج لا يحتوي على الحد الثابت، أما الجذر الوحدوي فقد تم قبول الفرضية البديلة مما يدل على عدم وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

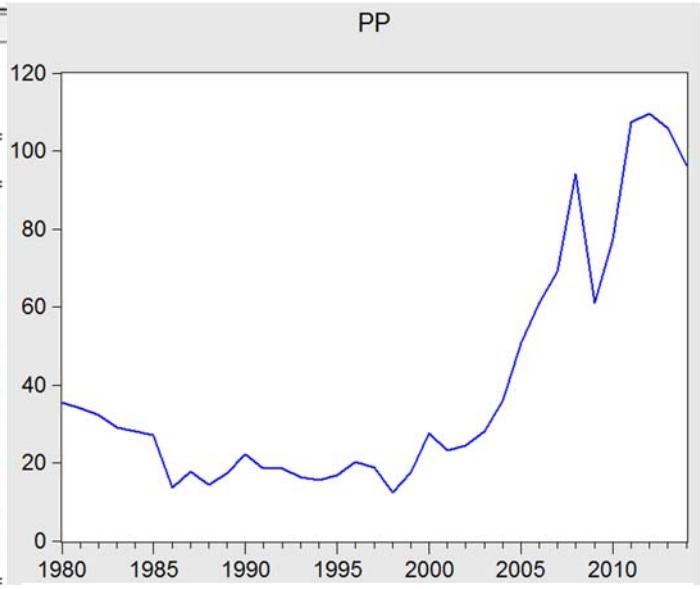
❖ **في النموذج الخامس:** نجد أن معلمة الحد الثابت غير معنوية مما يعني غياب الحد الثابت بالنموذج، أما فيما يخص الجذر الوحدوي فقد تم قبول الفرضية البديلة مما يدل على عدم وجود الجذر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الرابع:** تم قبول الفرضية البديلة ما يعني عدم وجود الجذر الوحدوي بالنموذج.

مما سبق نستنتج أن **سلسلة إجمالي الانفاق العمومي G متكاملة من الدرجة الثانية.**

1.2-دراسة استقرارية سلسلة أسعار البترول PP:[1]





الشكل رقم (5.4):المنحنى البياني لأسعار البترول PP. الشكل رقم (6.4): دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلة PP.

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

من خلال ملاحظة كل من المنحنى البياني ودالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلة أسعار البترول PP نستنتج أنها سلسلة غير مستقرة، حيث يظهر لنا من المنحنى أن متوسط القيم غير ثابت عبر الزمن، إضافة إلى خروج نتوءات عن مجال الثقة بالنسبة لدالة الارتباط الذاتي البسيط حتى التأخر P=6، لتأكيد نتائج الاختبار بالعين المجردة نمر إلى الاختبارات الاحصائية.

1 : الملحق رقم 06.

1.1.2-اختبار ديكي فالر المدعم ADF على سلسلة أسعار البترول PP عند المستوى:

بالاستعانة ببرنامج Eviews 06 تحصلنا على درجة التأخير P=0، كما هو مبين في الجدول الموالي:

الجدول رقم (3-15): جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة PP عند المستوى.

نوع النموذج	معلمات النموذج	احصائية ستيودنت المحسوبة	الاحتمالية	التعليق
النموذج السادس	الاتجاه العام	2.359	0.05>0.024	قبول H_1
	الحد الثابت	0.777-	0.05<0.443	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	3.548-<1.789-	0.05<0.687	قبول H_0
النموذج الخامس	الحد الثابت	0.704	0.05<0.486	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	2.951-<0.165-	0.05<0.933	قبول H_0
النموذج الرابع	الجدر الوحدوي	1.951-<0.661	0.05<0.854	قبول H_0

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

من خلال نتائج الجدول السابق نستنتج أن:

❖ **في النموذج السادس:** معلمة الاتجاه العام معنوية وعليه فإن النموذج يحتوي على اتجاه عام، في حين أن معلة الحد الثابت غير معنوية مما يعني أن النموذج لا يحتوي على الحد الثابت، أما فيما يخص الجذر الوحدوي فقد تم قبول فرضية العدم ما يدل على وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الخامس:** نجد أن معلمة الحد الثابت غير معنوية مما يعني غياب الحد الثابت بالنموذج، أما فيما يخص الجذر الوحدوي فقد تم قبول فرضية العدم ما يدل على وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الرابع:** تم قبول فرضية العدم ما يعني وجود الجذر الوحدوي بالنموذج.

مما سبق نستنتج أن **سلسلة أسعار البترول PP غير مستقرة عند المستوى**، وسنقوم باختبار ADF على الفروق الأولى للسلسلة واختبار إذا كانت السلسلة متكاملة من الدرجة الأولى.

2.1.2. اختبار ديكي فالر المدعم ADF على سلسلة أسعار البترول PP عند الفروق الأولى:

ننطلق من تحديد درجة التأخير المناسبة (P=0 حسب الجدول الموالي) ثم نقوم بتطبيق الاختبار للحصول على النتائج، كما يلي:

الجدول رقم (3-16): جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة CH عند الفرق الأول.

نوع النموذج	معلمات النموذج	احصائية ستيودنت المحسوبة	الاحتمالية	التعليق
النموذج السادس	الاتجاه العام	1.768	0.05<0.087	قبول H_0
	الحد الثابت	-1.041	0.05<0.306	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	3.552->6.574-	0.05>0.000	قبول H_1
النموذج الخامس	الحد الثابت	1.082	0.05<0.287	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	2.954->6.139-	0.05>0.000	قبول H_1
النموذج الرابع	الجدر الوحدوي	1.951->6.028-	0.05>0.000	قبول H_1

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

من خلال الجدول السابق نستنتج أن:

❖ **في النموذج السادس**: معلمة الاتجاه العام و الحد الثابت غير معنوية مما يدل على عدم وجود الاتجاه العام و الثابت بالنموذج، أما في ما يخص الجذر الوحدوي ثم قبول الفرضية البديلة أي أن النموذج لا يحتوي على جدر وحدوي.

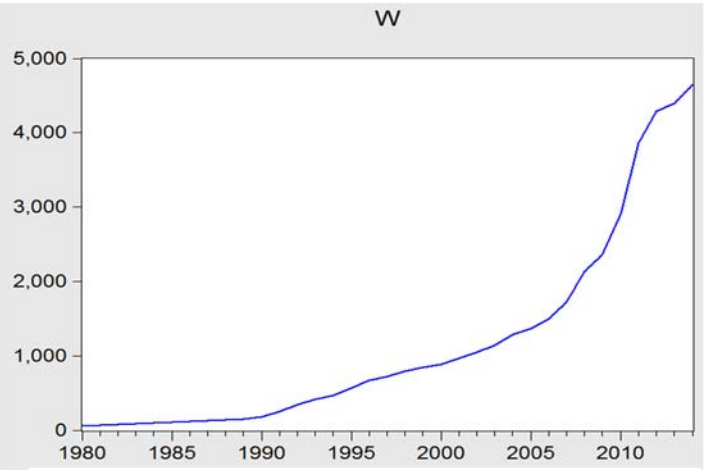
❖ **في النموذج الخامس**: معلمة الحد الثابت غير معنوية، كما وقد ثم قبول الفرضية البديلة فيما يخص الجذر الوحدوي، وعليه فالنموذج الخامس لا يحتوي على حد ثابت ولا جذر وحدوي.

❖ **في النموذج الرابع:** هو الآخر قمنا بقبول الفرضية البديلة مما يدل على عدم وجود جذر وحدوي به.

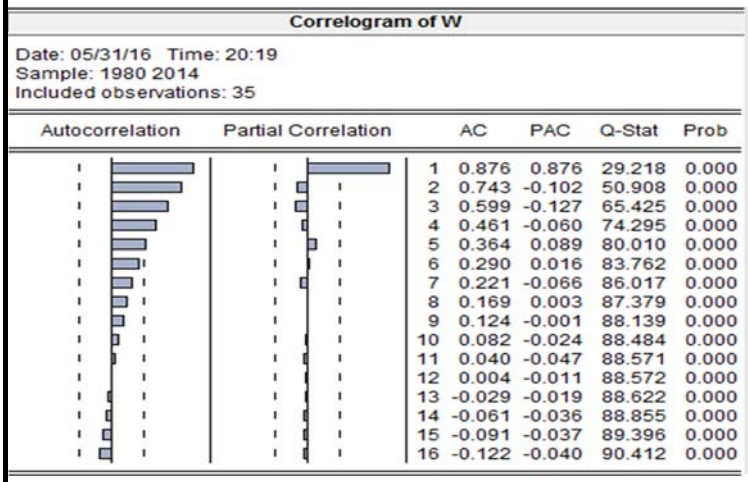
في ختام هذا الاختبار توصلنا إلى أن: **سلسلة أسعار البترول PP متكاملة من الدرجة الأولى.**

5.2-دراسة استقرارية سلسلة كتلة الأجور W:[1]

من خلال ملاحظة كل من المنحنى البياني ودالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلة كتلة الأجور W نستنتج أنها سلسلة غير مستقرة، حيث يظهر لنا من المنحنى أن متوسط القيم غير ثابت عبر الزمن، إضافة إلى خروج نتوءات عن مجال الثقة بالنسبة لدالة الارتباط الذاتي البسيط حتى التأخر P=5، لتأكيد نتائج الاختبار بالعين المجردة نمر إلى الاختبارات الاحصائية.



الشكل رقم (5.4): المنحنى البياني لكتلة الأجور W.



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.876	0.876	29.218	0.000
2	0.743	-0.102	50.908	0.000
3	0.599	-0.127	65.425	0.000
4	0.461	-0.060	74.295	0.000
5	0.364	0.089	80.010	0.000
6	0.290	0.016	83.762	0.000
7	0.221	-0.066	86.017	0.000
8	0.169	0.003	87.379	0.000
9	0.124	-0.001	88.139	0.000
10	0.082	-0.024	88.484	0.000
11	0.040	-0.047	88.571	0.000
12	0.004	-0.011	88.572	0.000
13	-0.029	-0.019	88.622	0.000
14	-0.061	-0.036	88.855	0.000
15	-0.091	-0.037	89.396	0.000
16	-0.122	-0.040	90.412	0.000

الشكل رقم (6.4): دالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلة W.

1.3.2-اختبار ديكي فالر المدعم ADF على سلسلة كتلة الأجور W عند المستوى:

بالاستعانة ببرنامج Eviews 06 تحصلنا على درجة التأخير P=0، كما هو مبين في الجدول الموالي:

1 : الملحق رقم 07.

الجدول رقم (3-17): جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة W عند المستوى.

نوع النموذج	معلمات النموذج	احصائية ستيودنت المحسوبة	الاحتمالية	التعليق
النموذج السادس	الاتجاه العام	1.486	0.05<0.151	قبول H_0
	الحد الثابت	1.053-	0.05<0.304	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	3.574-<0.197-	0.05<0.989	قبول H_0
النموذج الخامس	الحد الثابت	1.049	0.05<0.305	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	2.967-<2.575	0.05<1.000	قبول H_0
النموذج الرابع	الجدر الوحدوي	1.952-<3.427	0.05<0.9996	قبول H_0

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

من خلال نتائج الجدول السابق نستنتج أن:

❖ **في النموذج السادس:** معلمة الاتجاه العام غير معنوية وعليه فإن النموذج لا يحتوي على اتجاه عام، كما أن معلة الحد الثابت غير معنوية مما يعني أن النموذج لا يحتوي على الحد الثابت، أما الجذر الوحدوي فقد تم قبول فرضية العدم مما يدل على وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الخامس:** نجد أن معلمة الحد الثابت غير معنوية مما يعني غياب الحد الثابت بالنموذج، وفيما يخص الجذر الوحدوي فقد تم قبول فرضية العدم ما يدل على وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الرابع:** تم قبول فرضية العدم ما يعني وجود الجذر الوحدوي بالنموذج.

مما سبق نستنتج أن **سلسلة كتلة الأجور W غير مستقرة عند المستوى،** وسنقوم باختبار ADF على الفروق الأولى للسلسلة واختبار إذا كانت السلسلة متكاملة من الدرجة الأولى.

1.3.2-اختبار ديكي فالر المدعم ADF على سلسلة كتلة الأجور W عند الفروق الأولى:

بالاستعانة ببرنامج Eviews 06 تحصلنا على درجة التأخير P=4، كما هو مبين في الجدول الموالي:

الجدول رقم (3-18): جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة G عند الفروق الأولى.

نوع النموذج	معلمات النموذج	احصائية ستيودنت المحسوبة	الاحتمالية	التعليق
النموذج السادس	الاتجاه العام	3.096	0.05>0.0053	قبول H_1
	الحد الثابت	1.490-	0.05<0.150	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	3.574->4.234-	0.05>0.011	قبول H_1
النموذج الخامس	الحد الثابت	2.244	0.05>0.034	قبول H_1
	الجدر الوحدوي	2.967-<2.564-	0.05<0.1117	قبول H_0
النموذج الرابع	الجدر الوحدوي	1.952-<1.412-	0.05<0.143	قبول H_0

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

من خلال نتائج الجدول السابق نستنتج أن:

❖ **في النموذج السادس:** معلمة الاتجاه العام معنوية وعليه فإن النموذج يحتوي على اتجاه عام، ومنه نستنتج مباشرة أن السلسلة غير مستقرة، في حين أن معلة الحد الثابت غير معنوية مما يعني أن النموذج لا يحتوي على الحد الثابت، أما الجذر الوحدوي فقد تم قبول الفرضية البديلة مما يدل على عدم وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الخامس:** نجد أن معلمة الحد الثابت معنوية مما يعني وجود الحد الثابت بالنموذج، وفيما يخص الجذر الوحدوي فقد تم قبول فرضية العدم ما يدل على وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الرابع:** تم قبول فرضية العدم ما يعني وجود الجذر الوحدوي بالنموذج.

مما سبق نستنتج أن **سلسلة كتلة الأجور W غير مستقرة عند الفروق الأولى**، وسنقوم باختبار ADF على الفروق الثانية للسلسلة واختبار إذا كانت السلسلة متكاملة من الدرجة الثانية.

1.3.2-اختبار ديكي فالر المدعم ADF على سلسلة كتلة الأجور W عند الفروق الثانية:

بالاستعانة ببرنامج Eviews 06 تحصلنا على درجة التأخير P=1، كما هو مبين في الجدول الموالي:

الجدول رقم (3-19): جدول النتائج الخاصة باختبار ADF لسلسلة W عند الفروق الثانية.

نوع النموذج	معلمات النموذج	احصائية ستيودنت المحسوبة	الاحتمالية	التعليق
النموذج السادس	الاتجاه العام	0.220	0.05<0.827	قبول H_0
	الحد الثابت	0.099	0.05<0.921	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	3.562->7.489-	0.05>0.000	قبول H_1
النموذج الخامس	الحد الثابت	0.712	0.05<0.482	قبول H_0
	الجدر الوحدوي	2.960->7.618-	0.05>0.000	قبول H_1
النموذج الرابع	الجدر الوحدوي	1.952->7.651-	0.05>0.000	قبول H_1

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

من خلال نتائج الجدول السابق نستنتج أن:

❖ **في النموذج السادس**: معلمة الاتجاه العام غير معنوية وعليه فإن النموذج لا يحتوي على اتجاه عام، كما أن معلة الحد الثابت غير معنوية مما يعني أن النموذج لا يحتوي على الحد الثابت، أما الجذر الوحدوي فقد تم قبول الفرضية البديلة مما يدل على عدم وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الخامس**: نجد أن معلمة الحد الثابت غير معنوية مما يعني غياب الحد الثابت بالنموذج، أما فيما يخص الجذر الوحدوي فقد تم قبول الفرضية البديلة مما يدل على عدم وجود الجدر الوحدوي بالنموذج.

❖ **في النموذج الرابع:** ثم قبول الفرضية البديلة ما يعني عدم وجود الجذر الوحدوي بالنموذج.

مما سبق نستنتج أن **سلسلة إجمالي كتلة الأجور W متكاملة من الدرجة الثانية.**

3-تحديد درجة التأخير P وتقدير النموذج VAR:

1.3-تحديد درجة التأخير P:[1]

تحدد درجة التأخير حسب أصغر قيمة للمعيارين Akiake و Schwarz وذلك بحسب الجدول الموالي:

P	P=0	P=1	P=2	P=3
AIC	43.26	42.67	40.89	33.63
SC	43.59	45.31	45.84	40.89

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews 06.

2.3-تقدير النموذج VAR:[2]

بعد تحديد درجة التأخر P=3، تأتي مرحلة تقدير النموذج، حيث كانت مخرجات البرنامج الاحصائي Eviews 6 كالتالي:

1 : الملحق رقم 08.

2 :الملحق رقم 09.

1.2.3-تقدير شعاع معدل البطالة CH:

$$DCH=0.268+0.355DCH_{t-1}-0.252DCH_{t-2}+0.073DCH_{t-3}$$
$$[0.439] \quad [1.591] \quad [-.0982] \quad [0.220]$$

$$+0.154DDG_{t-1}-0.036DDG_{t-2}+0.069DDG_{t-3}+14.921DDDPA_{t-1}$$
$$[0.928] \quad [-0.288] \quad [-0.490] \quad [1.020]$$

$$+22.502DDDPA_{t-2}+54.608DDDPA_{t-3}-0.122DDPIB_{T-1}+0.284DDPIB_{t-2}$$
$$[1.284] \quad [3.442] \quad [-0.636] \quad [2.056]$$

$$+0.202DDPIB_{t-3}+0.001DPP_{t-1}-0.203DPP_{t-2}+0.048DPP_{t-3}+0.009DR_{t-1}$$
$$[1.312] \quad [0.015] \quad [-1.44] \quad [0.274] \quad [0.076]$$

$$+0.112DR_{t-2}-0.102DR_{t-3}+0.021DDW_{t-1}-0.014DDW_{t-2}+0.014DDW_{t-3}.$$
$$[0.910] \quad [-1.013] \quad [1.450] \quad [-1.453] \quad [0.899]$$

R-squared=0.7972 F-statistic=1.311 n=29

✓ **التفسير الاحصائي**: من خلال المعادلة التالية لشعاع CH يمكننا تسجيل الملاحظات التالية:

- للنموذج قدرة تفسيرية جيدة حيث بلغ معامل التحديد R قيمة 0.7972، مما يعني أن معدل البطالة مفسر بنسبة 79.72% بقيمها السابقة وقيم باقي متغيرات النموذج حتى التأخر الثالث.

- بالنظر إلى اختبار فيشر نجد أن احصائية فيشر المحسوبة أصغر من المجدولة $F_C=1.31>F_T=2.1$، مما يدل على أن النموذج غير معنوي من الناحية الاحصائية، أي أن المتغيرات المستقلة وهي مجتمعة ليس لها القدرة على تفسير المتغير التابع CH.
- بمقارنة T-student المحسوبة لمعلمات النموذج بالمجدولة و المقدرة ب1.96 عند مستوى معنوية 5%، نلاحظ أن معظم معلمات شعاع CH غير معنوية، في حين نجد أن معلمة PA عند التأخر الثالث معنوية ومعقولة من الناحية الاقتصادية باعتبار أن زيادة الفئة النشطة يزيد من معدل البطالة، ومعلمة PIB معنوية عند التأخر الثاني غير أنها غير معقولة من الناحية الاقتصادية لأن زيادة الدخل الداخلي الخام لا يؤدي إلى رفع معدل البطالة.

✓ **اختبار البواقي لتأكيد الشعاع CH**:

من خلال اختبارنا للبواقي اتضح لنا أنها تتبع توزيع طبيعي حيث قدر الاحتمال المرافق لإحصائية Jarque-Bera ب $0.05<0.7497$ لذا قمنا بقبول فرضية العدم "البواقي تتبع توزيع طبيعي"، إضافة إلى عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي.[1]

نرفض الشعاع من الناحية الاحصائية لعدم معنويته رغم ان البواقي تمثل تشويش أبيض.

2.2.3-تقدير شعاع الانفاق العمومي G:

✓ **التفسير الاحصائي**: من خلال المعادلة التالية لشعاع G يمكننا تسجيل الملاحظات التالية:

- للنموذج قدرة تفسيرية جيدة حيث بلغ معامل التحديد R قيمة 0.7921، مما يعني أن معدل البطالة مفسر بنسبة 79.21% بقيمها السابقة وقيم باقي متغيرات النموذج حتى التأخر الثالث.
- بالنظر إلى اختبار فيشر نجد أن احصائية فيشر المحسوبة أصغر من المجدولة $F_C=1.270<F_T=2.1$، مما يدل على أن النموذج غير معنوي من الناحية الاحصائية، أي أن المتغيرات المستقلة وهي مجتمعة ليس لها القدرة على تفسير المتغير التابع G.(نرفض الشعاع)

1: الملحق رقم 10.

- بمقارنة T-student المحسوبة لمعلمات النموذج بالمجدولة و المقدرة ب1.96 عند مستوى معنوية 5%، نلاحظ أن معظم معلمات شعاع G غير معنوية، كما نجد أن معلمة الثابت غير معنوية هي الأخرى لأن قيمة ستيودنت المحسوبة أصغر من المجدولة.

$$DDG=0.254+0.201DCH_{t-1}-0.156DCH_{t-2}-0.970DCH_{t-3}$$
$$[0.083]\ [0.182]\qquad [-0.122]\qquad [-.0587]$$

$$-0.390DDG_{t-1}-0.971DDG_{t-2}-0.892DDG_{t-3}-54.90DDDPA_{t-1}$$
$$[-0.472]\qquad [-1.567]\qquad [-1.272]\qquad [-0.756]$$

$$-65.78DDDPA_{t-2}+28.74DDDPA_{t-3}-0.422DDPIB_{T-1}+0.169DDPIB_{t-2}+$$
$$[-0.756]\qquad [0.365]\qquad [-0.422]\qquad [0.246]$$

$$+0.70DDPIB_{t-3}-0.090DPP_{t-1}-0.060DPP_{t-2}-0.003DPP_{t-3}-0.302DR_{t-1}$$
$$[0.914]\qquad [-0.154]\qquad [-0.086]\qquad [-0.004]\qquad [-0.498]$$

$$-0.179DR_{t-2}+0.354DR_{t-3}+0.044DDW_{t-1}-0.021DDW_{t-2}+0.017DDW_{t-3}.$$
$$[-0.291]\qquad [0.708]\qquad [0.597]\qquad [-0.430]\qquad [0.208]$$

R-squared=0.7921 F-statistic=1.2706 n=29

✓ **اختبار البواقي لتأكيد الشعاع G:**

من خلال اختبارنا للبواقي اتضح لنا أنها تتبع توزيع طبيعي حيث قدر الاحتمال المرافق لإحصائية Jarque-Bera ب 0.4835>0.05 لذا قبنا بقبول فرضية العدم "البواقي تتبع توزيع طبيعي"، إضافة إلى عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي. [1]

3.2.3-تقدير شعاع معدل الفئة النشطة اقتصاديا PA:

$$DDDPA=-0.025+0.009DCH_{t-1}+0.004DCH_{t-2}+0.001DCH_{t-3}$$
$$[-0.025]\ [1.940]\qquad [0.854]\qquad [.0181]$$

$$+0.003DDG_{t-1}-0.001DDG_{t-2}-0.0006DDG_{t-3}-1.049DDDPA_{t-1}$$
$$[0.909]\qquad [-0.657]\qquad [-0.217]\qquad [-3.223]$$

$$-0.629DDDPA_{t-2}-0.239DDDPA_{t-3}-0.004DDPIB_{T-1}+0.001DDPIB_{t-2}$$
$$[-1.613]\qquad [-0.677]\qquad [-1.093]\qquad [0.402]$$

$$-0.001DDPIB_{t-3}+0.003DPP_{t-1}-0.004DPP_{t-2}+0.0005DPP_{t-3}-0.0008DR_{t-1}$$
$$[-0.378]\qquad [1.363]\qquad [-1.316]\qquad [0.137]\qquad [0.314]$$

$$-0.003DR_{t-2}+0.003DR_{t-3}-6.44DDW_{t-1}+0.0002DDW_{t-2}+0.0004DDW_{t-3}.$$
$$[-1.312]\qquad [1.579]\qquad [-0.191]\qquad [0.955]\qquad [1.322]$$

R-squared=0.8819 F-statistic=2.4908 n=29

1: الملحق رقم 11.

✓ **التفسير الاحصائي:** من خلال المعادلة التالية لشعاع PA يمكننا تسجيل الملاحظات التالية:

- للنموذج قدرة تفسيرية جيدة حيث بلغ معامل التحديد R قيمة 0.8819، مما يعني أن معدل البطالة مفسر بنسبة 88.19% بقيمها السابقة وقيم باقي متغيرات النموذج حتى التأخر الثالث.
- بالنظر إلى اختبار فيشر نجد أن احصائية فيشر المحسوبة أ كبر من المجدولة $F_C=2.49>F_T=2.1$، مما يدل على أن النموذج معنوي من الناحية الاحصائية، أي أن المتغيرات المستقلة وهي مجتمعة لها القدرة على تفسير المتغير التابع PA.
- بمقارنة T-student المحسوبة لمعلمات النموذج بالمجدولة و المقدرة ب1.96 عند مستوى معنوية 5%، نلاحظ أن بعض معلمات شعاع PA غير معنوية، و نجد أن معلمة الثابت هي الأخرى غير معنوية لأن قيمة ستيودنت المحسوبة أصغر من المجدولة.

✓ **اختبار البواقي لتأكيد الشعاع PA:**

من خلال اختبارنا للبواقي اتضح لنا أنها تتبع توزيع طبيعي حيث قدر الاحتمال المرافق لإحصائية Jarque-Bera ب $0.4522>0.05$ لذا قمنا بقبول فرضية العدم "البواقي تتبع توزيع طبيعي"، إضافة إلى عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي.[1]

4.2.3-تقدير شعاع اجمالي الناتج المحلي PIB:

✓ **التفسير الاحصائي:** من خلال المعادلة التالية لشعاع PIB يمكننا تسجيل الملاحظات التالية:

- للنموذج قدرة تفسيرية جيدة حيث بلغ معامل التحديد R قيمة 0.8401، مما يعني أن معدل البطالة مفسر بنسبة 84.01% بقيمها السابقة وقيم باقي متغيرات النموذج حتى التأخر الثالث.

1: الملحق رقم 12.

- بالنظر إلى اختبار فيشر نجد أن احصائية فيشر المحسوبة أ صغر من المجدولة $F_C=1.752<F_T=2.1$، مما يدل على أن النموذج غير معنوي من الناحية الاحصائية، أي أن المتغيرات المستقلة وهي مجتمعة ليس لها القدرة على تفسير المتغير التابع PIB. (رفض الشعاع)
- بمقارنة T-student المحسوبة لمعلمات النموذج بالمجدولة والمقدرة ب1.96 عند مستوى معنوية 5%، نلاحظ أن بمعظم معلمات شعاع PIB غير معنوية، كما نجد أن معلمة الثابت غير معنوية هي الأخرى لأن قيمة ستيودنت المحسوبة أصغر من المجدولة.

$$DDPIB=4.430-1.031DCH_{t-1}-1.392DCH_{t-2}-2.416DCH_{t-3}$$
$$[0.980]\quad [-0.623]\quad [-0.730]\quad [-0.979]$$

$$-1.036DDG_{t-1}-1.810DDG_{t-2}+0.286DDG_{t-3}-7.370DDDPA_{t-1}$$
$$[-0.841]\quad [-1.957]\quad [-0.273]\quad [-0.068]$$

$$-0.453DDDPA_{t-2}+3.116DDDPA_{t-3}+0.233DDPIB_{T-1}+0.320DDPIB_{t-2}$$
$$[-0.003]\quad [0.026]\quad [0.163]\quad [0.312]$$

$$-0.451DDPIB_{t-3}-1.318DPP_{t-1}-0.399DPP_{t-2}+0.962DPP_{t-3}-0.382DR_{t-1}$$
$$[-0.394]\quad [-1.513]\quad [-0.383]\quad [0.730]\quad [-0.422]$$

$$-0.198DR_{t-2}+0.287DR_{t-3}-0.057DDW_{t-1}+0.066DDW_{t-2}-0.071W_{t-3}.$$
$$[-0.216]\quad [0.384]\quad [-0.516]\quad [0.892]\quad [-0.582]$$

R-squared=0.8401 F-statistic=1.7523 n=29

✓ **اختبار البواقي لتأكيد الشعاع PIB:**

من خلال اختبارنا للبواقي اتضح لنا أنها تتبع توزيع طبيعي حيث قدر الاحتمال المرافق لإحصائية Jarque-Bera ب 0.6411>0.05 لذا قمنا بقبول فرضية العدم "البواقي تتبع توزيع طبيعي"، إضافة إلى عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي.[1]

5.2.3-تقدير شعاع أسعار البترول PP:

$$DPP=5.460-0.872DCH_{t-1}-2.155DCH_{t-2}-3.077DCH_{t-3}$$
$$[1.709]\ [-0.746]\qquad [-1.600]\qquad [-1.795]$$

$$-0.939DDG_{t-1}-1.395DDG_{t-2}-0.169DDG_{t-3}+26.79DDDPA_{t-1}$$
$$[-1.079]\qquad [-2.134]\qquad [-0.229]\qquad [0.349]$$

$$+41.012DDDPA_{t-2}-27.317DDDPA_{t-3}+0.874DDPIB_{T-1}+0.437DDPIB_{t-2}$$
$$[0.446]\qquad [-0.328]\qquad [0.868]\qquad [0.602]$$

$$-0.547DDPIB_{t-3}-1.027DPP_{t-1}-0.363DPP_{t-2}-0.928DPP_{t-3}-0.274DR_{t-1}$$
$$[-0.677]\qquad [-1.668]\qquad [-0.493]\qquad [0.997]\qquad [-0.429]$$

$$-0.483DR_{t-2}+0.316DR_{t-3}\ -0.070DDW_{t-1}\ +0.084DDW_{t-2}\ -0.067DDW_{t-3}.$$
$$[-0.745]\qquad [0.599]\qquad [-0.887]\qquad [1.611]\qquad [-0.777]$$

R-squared=0.7630 F-statistic=1.0736 n=29

1: الملحق رقم 13.

✓ **التفسير الاحصائي:** من خلال المعادلة التالية لشعاع PP يمكننا تسجيل الملاحظات التالية:

- للنموذج قدرة تفسيرية جيدة حيث بلغ معامل التحديد R قيمة 0.7630، مما يعني أن معدل البطالة مفسر بنسبة 76.30% بقيمها السابقة وقيم باقي متغيرات النموذج حتى التأخر الثالث.
- بالنظر إلى اختبار فيشر نجد أن احصائية فيشر المحسوبة أصغر من المجدولة $F_C=1.073<F_T=2.1$، مما يدل على أن النموذج غير معنوي من الناحية الاحصائية، أي أن المتغيرات المستقلة وهي مجتمعة ليس لها القدرة على تفسير المتغير التابع PP. (رفض الشعاع)
- بمقارنة T-student المحسوبة لمعلمات النموذج بالمجدولة والمقدرة ب1.96 عند مستوى معنوية 5%، نلاحظ أن معظم معلمات شعاع PP غير معنوية، كما نجد أن معلمة الثابت غير معنوية لأن قيمة ستيودنت المحسوبة أصغر من المجدولة.

✓ **اختبار البواقي لتأكيد الشعاع PP:**

من خلال اختبارنا للبواقي اتضح لنا أنها تتبع توزيع طبيعي حيث قدر الاحتمال المرافق لإحصائية Jarque-Bera ب $0.05<0.7329$ لذا قمنا بقبول فرضية العدم "البواقي تتبع توزيع طبيعي"، إضافة إلى عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي.[1]

6.2.3-تقدير شعاع معدل التضخم R:

✓ **التفسير الاحصائي:** من خلال المعادلة التالية لشعاع R يمكننا تسجيل الملاحظات التالية:

- للنموذج قدرة تفسيرية جيدة حيث بلغ معامل التحديد R قيمة 0.8105، مما يعني أن معدل البطالة مفسر بنسبة 81.05% بقيمها السابقة وقيم باقي متغيرات النموذج حتى التأخر الثالث.

1: الملحق رقم 14.

- بالنظر إلى اختبار فيشر نجد أن احصائية فيشر المحسوبة أكبر من المجدولة $F_C=1.42>F_T=2.1$، مما يدل على أن النموذج معنوي من الناحية الاحصائية، أي أن المتغيرات المستقلة وهي مجتمعة لها القدرة على تفسير المتغير التابع R.
- بمقارنة T-student المحسوبة لمعلمات النموذج بالمجدولة و المقدرة ب1.96 عند مستوى معنوية 5%، نلاحظ أن بعض معلمات شعاع R غير معنوية، كما نجد أن معلمة الثابت غير معنوية هي الأخرى لأن قيمة ستيودنت المحسوبة أصغر من المجدولة.

$$DR=-1.328-0.079DCH_{t-1}-0.747DCH_{t-2}+1.193DCH_{t-3}$$
$$[-1.007]\ [-0.165]\qquad [-1.343]\qquad [1.657]$$

$$-0.098DDG_{t-1}+0.580DDG_{t-2}-0.792DDG_{t-3}-24.117DDDPA_{t-1}$$
$$[-0.275]\qquad [2.149]\qquad [-2.595]\qquad [-0.762]$$

$$-47.957DDDPA_{t-2}-27.249DDDPA_{t-3}-0.509DDPIB_{T-1}-0.564DDPIB_{t-2}+$$
$$[-1.265]\qquad [-0.794]\qquad [-1.224]\qquad [-1.887]$$

$$+0.240DDPIB_{t-3}+0.458DPP_{t-1}+0.098DPP_{t-2}-0.637DPP_{t-3}+0.709DR_{t-1}$$
$$[0.721]\qquad [1.803]\qquad [0.322]\qquad [-1.657]\qquad [2.685]$$

$$-0.277DR_{t-2}+0.142DR_{t-3}+0.044DDW_{t-1}-0.046DDW_{t-2}+0.056W_{t-3}.$$
$$[-1.035]\qquad [0.653]\qquad [1.365]\qquad [-2.155]\qquad [1.589]$$

R-squared=0.8105 F-statistic=1.4265 n=29

✓ **اختبار البواقي لتأكيد الشعاع R:**

من خلال اختبارنا للبواقي اتضح لنا أنها تتبع توزيع طبيعي حيث قدر الاحتمال المرافق لإحصائية Jarque-Bera ب 0.4778>0.05 لذا قمنا بقبول فرضية العدم "البواقي تتبع توزيع طبيعي"، إضافة إلى عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي.[1]

7.2.3-تقدير شعاع كتلة الأجور W:

$$DDW=31.182+0.157DCH_{t-1}-17.037DCH_{t-2}-2.544DCH_{t-3}$$
$$[2.663]\ [0.036]\qquad [-3.450]\qquad [-0.398]$$

$$-10.785DDG_{t-1}+3.052DDG_{t-2}+2.341DDG_{t-3}+565.57DDDPA_{t-1}$$
$$[-3.380]\qquad [1.273]\qquad [0.864]\qquad [2.014]$$

$$-164.18DDDPA_{t-2}-200.88DDDPA_{t-3}+4.550DDPIB_{T-1}-12.628DDPIB_{t-2}$$
$$[-0.488]\qquad [-0.659]\qquad [1.232]\qquad [-4.752]$$

$$-6.898DDPIB_{t-3}-6.404DPP_{t-1}+10.199DPP_{t-2}+4.473DPP_{t-3}-3.116DR_{t-1}$$
$$[-2.328]\qquad [-2.836]\qquad [3.777]\qquad [1.310]\qquad [-1.329]$$

$$-0.351DR_{t-2}+5.473DR_{t-3}-0.081DDW_{t-1}-0.266DDW_{t-2}-1.010DDW_{t-3}.$$
$$[-0.147]\qquad [2.829]\qquad [-0.280]\qquad [-1.389]\qquad [-3.179]$$

R-squared=0.9846 F-statistic=21.3135 n=29

1: الملحق رقم 15.

✓ **التفسير الاحصائي:** من خلال المعادلة السابقة لشعاع W يمكننا تسجيل الملاحظات التالية:

- للنموذج قدرة تفسيرية جيدة حيث بلغ معامل التحديد R قيمة 0.9846، مما يعني أن معدل البطالة مفسر بنسبة 98.46% بقيمها السابقة وقيم باقي متغيرات النموذج حتى التأخر الثالث.
- بالنظر إلى اختبار فيشر نجد أن احصائية فيشر المحسوبة أكبر من المجدولة $F_C=21.31>F_T=2.1$، مما يدل على أن النموذج معنوي من الناحية الاحصائية، أي أن المتغيرات المستقلة وهي مجتمعة لها القدرة على تفسير المتغير التابع W.
- بمقارنة T-student المحسوبة لمعلمات النموذج بالمجدولة و المقدرة ب1.96 عند مستوى معنوية 5%، نلاحظ أن بعض معلمات شعاع W غير معنوية، كما نجد أن معلمة الثابت معنوية لأن قيمة ستيودنت المحسوبة أكبر من المجدولة.

✓ **اختبار البواقي لتأكيد الشعاع W:**

من خلال اختبارنا للبواقي اتضح لنا أنها تتبع توزيع طبيعي حيث قدر الاحتمال المرافق لإحصائية Jarque-Bera ب $0.05<0.7375$ لذا قمنا بقبول فرضية العدم "البواقي تتبع توزيع طبيعي"، إضافة إلى عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي.[1]

لدلك نقوم بقبول الشعاع W.

من خلال النتائج السابقة نجد أن شعاع CH، G، PIB، PP، R مرفوضة من الناحية الاحصائية أي أن متغيرات النموذج و المتغير نفسه حتى التأخر الثالث لا تستطيع تفسير هذه المتغيرات، فيما نقبل الشعاع W،PA احصائيا، وسنقوم باختبار صحة هذه الأشعة اقتصاديا.

1: الملحق رقم 16.

المبحث الثالث: اختبار السببية والصدمات.

اختبار السببية:

من خلال استعمالنا لاختبار غرانج GRANGE للسببية و بالاعتماد على برنامج EVIEWS 6، تحصلنا على النتائج التالية:

- كل المتغيرات لاتسبب في معدل البطالة CH، ما عدى معدل السكان في سن النشاط PA في حين أن معدل البطالة CH لا يؤثر فيه.
- كل المتغيرات لا تسبب في معدل السكان في سن النشاط PA، كما لا تسبب في اجمالي الانفاق العمومي G.
- كل المتغيرات لا تسبب في اجمالي الناتج المحلي PIB، كما لا تسبب في أسعار البترول PP.
- كل المتغيرات لا تسبب في معدل التضخم R، ما عدى اجمالي الانفاق العمومي G.
- كل المتغيرات تسبب في كتلة الأجور W في حين أن W لا تسبب في باقي متغيرات النموذج.

نتائج تقدير دوال الاستجابة وأثر الصدمات:

بما أننا قمنا برفض كل من شعاع CH، G، PIB، PP، R احصائيا، ونحن في اطار محاولة لنمذجة سوق العمل في الجزائر، سنقتصر في دراسة الصدمات بالنسبة لشعاع كتلة الأجور w، وذلك كما يلي:

- تحدث الصدمة في معدل البطالة أثرا موجبا في كتلة الأجور خلال السنتين الأولى و الثانية، تكون متزايدة في السنة الأولى ثم تتناقص في السنة الثانية ليصبح الأثر سالبا خلال السنة الثالثة، يعود إلى التزايد فيكون موجبا خلال السنة الخامسة، ليعود سالبا فيما بعد، متناقص خلال السنوات السادسة و السابعة و الثامنة، ويتزايد بعدها ليصبح موجبا بعد السنة الثامنة.

- تحدث الصدمة في اجمالي الانفاق العمومي أثرا موجبا، ماعدا خلال السنتين الثانية و الثالثة يكون سالبا، وبين السنة الخامسة و السابعة.
- تحدث الصدمة في معدل الفئة النشطة اقتصاديا أثرا سالبا، ماعدا فيما بين السنة الثانية والرابعة والسنتين السادسة والثامنة.
- تحدث الصدمة في الناتج الاجمالي المحلي أثرا موجبا متناقص حتى السنة الثانية فيكون سالبا، ثم يبدأ في التزايد ليصبح موجبا من السنة الثالثة حتى السنة السادسة، ويعود بعدها سالبا حتى السنة التاسعة يعود موجبا.
- تحدث الصدمة في أسعار البترول أثرا سالبا يبدأ بالتزايد في السنة الثانية ليصبح موجبا في السنة الثالثة حتى السنة الخامسة، يصبح سالبا حتى السنة السابعة، يصير بعدها موجبا حتى السنة التاسعة ينتهي سالبا بعدها
- تحدث الصدمة في معدل التضخم أثرا متذبذبا يكون سالبا في المدى القصير، وموجبا في المدى البعيد.
- وتحدث الصدمة في كتلة الأجور أثرا موجبا خلال العشر سنوات، ما عدى بين السنة الثالثة و الرابعة و السنة السابعة و التاسعة يكون سالبا.

التفسير الاقتصادي:

بعد تقديرنا لنموذج أشعة الانحدار الذاتي VAR لسوق العمل في الجزائر خلال الفترة 1980-2014، قمنا برفض الأشعة CH، G، PIB، PP، R احصائيا، لذلك سنقوم بتفسير سوق العمل في الجزائر انطلاقا من شعاع كتلة الأجور W، حيث أن:

✓ الحد الثابت للشعاع موجب ويقدر ب 31.18 مما يدل على أن هناك متغيرات أخرى تحدد الأجور زيادة عن متغيرات النموذج، وهذا الأمر صحيح اقتصاديا فكمثال عن هذه المتغيرات نجد النقابات العمالية، ومتغير الاستثمار الخاص (لم نستطع التحصيل عليه).

✓ ان الاشارة السالبة (العلاقة العكسية) للتأخر الثاني و الثالث لمعدلات البطالة معقولة اقتصاديا، حيث أن ارتفاع معدلات البطالة يؤدي إلى انخفاض الأجور (حسب آليات السوق) للعودة إلى الوضع التوازني، بينما نجد أن العلاقة طردية بين معدل البطالة عند التأخر الأول وكتلة الأجور غير معقولة من الناحية الاقتصادية لكن يمكن تفسير ذلك بتدخل النقابات العمالية وكذلك لعدم مرونة التوظيف في سوق العمل بالجزائر.

✓ الإشارة الموجبة للإنفاق العمومي عند التأخر الثاني و الثالث تترجم زيادة الطلب على اليد العاملة بزيادة الانفاق العمومي و أمام محدودية العرض ينتج ارتفاع في الأجور مما ينجر عنه ارتفاع في معدل البطالة، أما الاشارة السالبة للإنفاق عند التأخر الأول فهي غير معقولة اقتصاديا نظرا لأن الانفاق العمومي يمتص اليد العاملة البطالة.

✓ الاشارة السالبة للتأخر الثاني و الثالث لمعدل السكان النشطة اقتصاديا جد معقولة اقتصاديا من حيث أن الزيادة في العرض تؤدي إلى انخفاض الأجور، بينما تبقى الاشارة الموجبة لهذا المعدل عند التأخر الأول غير مقبولة من الناحية الاقتصادية وربما تعكس هي الأخرى عدم مرونة التوظيف، إضافة إلى صعوبة توفر المعلومات الكافية عن سوق العمل.

✓ ان الاشارة السالبة لإجمالي الناتج المحلي عند التأخر الثاني و الثالث غير معقولة من حيث التحليل الاقتصادي الكلي فعند ارتفاع اجمالي الناتج المحلي يزيد الانفاق العمومي و تتوسع الاستثمارات مما ينجر عنه زيادة الطلب على اليد العاملة وبالعودة لآلية السوق ترتفع الأجور وتزيد بذلك كتلة الأجور، لكن من ناحية التحليل الجزئي نعبر عن زيادة اجمالي الناتج المحلي برفع انتاجية العامل وبالتالي انخفاض الأجر نسبة إلى الجهد المبذول.

✓ نعتبر الاشارة الموجبة لأسعار البترول معقولة من الناحية الاقتصادية باعتبار أن ارتفاع أسعار البترول ترفع من مداخيل الدولة و بالتالي ترفع من الانفاق الحكومي والذي يعمل على رفع الأجور، أما عن الاشارة السالبة لأسعار البترول عند التأخر الأول فهي غير معقولة من الناحية الاقتصادية.

✓ الاشارة السالبة لمعدل التضخم عند التأخر الأول و الثاني غير معقولة اقتصاديا وغير معنوية من الناحية الاحصائية، في حين نجد أن الاشارة الموجبة عند التأخر الثالث تعكس ظاهرة الخداع النقدي، حيث ان زيادة التضخم يؤدي إلى رفع الأجور الاسمية (في حين بقاء القدرة الشرائية على حالها أو تقهقرها).

✓ الاشارة السالبة لكتلة الأجور غير معقولة من الناحية الاقتصادية.

من خلال التفسير الاقتصادي لشعاع كتلة الأجور بالوقوف على المتغيرات كل على حدى، وجدنا أن هناك من العلاقات ما تتبع النظرية الاقتصادية كمعدل السكان في سن النشاط عند التأخر الثاني و الثالث واجمالي الانفاق العمومي عند التأخر الثاني و الثالث، في حين نجد منها من لا توافق النظرية الاقتصادية معدل التضخم عند التأخر الأول و الثاني، ويرجع ذلك إلى وجود متغيرات أخرى تؤثر في الأجور كالنقابات العمالية على غرار العوامل الاجتماعية، كما أن الاقتصاد الجزائري غير واضح المعالم فقد تبنت الحكومة سياسة اقتصاد السوق غير أننا نلاحظ أن هناك تدخل للحكومة في الاقتصاد سواء من حيث زيادة الانفاق العمومي لرفع الطلب الكلي الفعال أو من حيث تحديدها لبعض الأسعار أو تسقيفها لها باعتبار أن الطلب على اليد العاملة طلب مشتق من الطلب على السلع النهائية التي يدخل في تكوينها عنصر العمل، كما وجدنا أن كل متغيرات النموذج تسبب كتلة الأجور ولها أثر على هذا الأخير.

الخلاصة.

حاولنا من خلال هذا الفصل نمذجة مؤشرات سوق العمل في الجزائر، فقمنا بتقدير نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR(3) للمتغيرات معدل البطالة CH، اجمالي الانفاق العمومي G، معدل السكان في سن النشاط PA، واجمالي الناتج المحلي PIB، أسعار البترول PP، معدل التضخم R، كتلة الأجور W، ومن خلال نتائج التقدير قمنا برفض كل من الأشعة CH، G، PIB، PP، R احصائيا، لذلك قمنا بتحليل سوق العمل في الجزائر احصائيا فقط من خلال شعاع كتلة الأجور W.

عند قراءة الشعاع W اقتصاديا نلاحظ أن القيمة الموجبة للحد الثابت تدل على وجود متغيرات أخرى تؤثر على كتلة الأجور، كما لاحظنا أن العلاقة بينها و بين معدلات البطالة عند التأخر الثاني و الثالث تحترم النظرية الاقتصادية، بينما العلاقة بينها و معدل البطالة عند التأخر الأول غير معقول اقتصاديا إضافة إلى علاقتها بكل من اجمالي الانفاق العمومي عند التأخر الأول ومعدل السكان في سن النشاط عند التأخر الأول وأسعار البترول عند التأخر الأول، ومعدل التضخم عند التأخر الأول و الثاني، غير أن الأثر العكسي لإجمالي الناتج المحلي عند التأخر الثاني و الثالث غير معقول فارتفاع الناتج المحلي يزيد من الانفاق العمومي و بالتالي زيادة الطلب على اليد العاملة و بالتالي رفع الأجور.

الخاتمة العامة.

خاتمة عامة.

يعد معدل البطالة أحد أهم مؤشرات سوق العمل، باعتبار أن البطالة من المشاكل الأساسية و الهامة على الصعيديين الاجتماعي و السياسي، وأحد التحديات التي تواجهها معظم الدول وخصوصا الدول النامية منها، وقد كان اختيارنا لهدا الموضوع لجدية و أهمية البحث فيه فحاولنا وضع نموذج اقتصادي قياسي لسوق العمل في الجزائر باستعمال نموذج أشعة الانحدار الذاتي، حيث كان بحثنا هذا مبنيا على خطة وفرضيات حاولنا من خلال اختبارها الإجابة على الإشكالية الأساسية لبحثنا هذا.

وقد انطلقنا في بحثنا هذا من تحديد ماهية سوق العمل الذي يعبر عن المكان الذي يتفاعل فيه عرض العمل والطلب عليه (آلية سوق العمل)، وتتحدد نتيجة هذا التفاعل مختلف مؤشرات سوق العمل، وأبرزها معدل البطالة الذي نعني به الفرق بين كمية العمل المعروضة وكمية العمل المأجورة إلى قوة العمل، غير أننا لاحظنا الاختلاف في حساب هذا المؤشر بين الدول و مختلف المنظمات الدولية وذلك راجع للاختلاف الموجود بينهم في تقسيم فئات المجتمع و بخاصة السكان في سن العمل (المكتب الدولي للعمل بين 16-59 سنة ,الديوان الوطني للإحصائيات بين 15-64 سنة).

ويبرز الجدال بين مختلف المفكرين و المدارس الاقتصادية جلياً عند سردنا لمختلف النظريات المفسرة لسوق العمل، وذلك انطلاقا من النظريات الكلاسيكية التي ظهرت في بدايات الثورة الصناعية و التي تميزت بإجحاف كبير و حتمية في تحديد أجور العمال (القانون الجديد للأجور) نظرا لعدم وجود النقابات العمالية في تلك الفترة، كما يعاب عليها اهتمامها بأحد جوانب العرض أو الطلب كنظرية الإنتاجية الحدية للأجور (جانب الطلب)، في حين اعتمدت النظرية النيوكلاسيكية على نظرية "التوازن العام" وسيادة ظروف التوظيف الكامل باعتبار مرونة الأجور و الأسعار، فنجد أن كل من النظريات السابقة لا تعترف بوجود بطالة في سوق العمل ما عدى البطالة الاختيارية أو الاحتكاكية، على عكس النظرية الكينزية التي جاءت على اثر الفشل الذريع للنظرية الكلاسيكية و النيوكلاسيكية في تفسير أزمة الكساد العالمي لسنة 1929، والتي تطرقت لمشكلة البطالة الإجبارية نظرا لجمود الأجور أو عدم مرونتها بالشكل الكافي لإعادة توازن السوق، ويلقي كينز بمسؤولية البطالة على عاتق رجال الأعمال الذين يتحكمون في جانب الطلب على العمل والذي يعتبره مشتقا من الطلب الكلي الفعال، لذا ينادي كينز بتدخل الدولة لرفع الطلب الكلي الفعال و ضمان التشغيل الكامل لعناصر الإنتاج بما فيها عنصر العمل.

خاتمة عامة.

كما ظهرت النظريات الحديثة كامتداد للنظريات التقليدية فمنها من قامت على رفض أو إسقاط أحد فروض النظرية التقليدية فأصابت في تفسير أحد أنواع البطالة (نظرية البحث عن العمل) أو إعطاء تحليل عصري لأسباب البطالة (نظرية الاختلال)، ومنها من قامت بتجزئة سوق العمل بفرض عدم تجانس و حدات العمل إلى سوق رئيسية و أخرى ثانوية (نظرية تجزئة سوق العمل).

وقد عرفت معدلات البطالة في الجزائر ارتفاعا على اثر أزمة البترول لسنة 1986، و واصلت ارتفاعها على اثر تطبيق الحكومة لبرنامج التعديل الهيكلي إلى أن بلغت ذروتها 29.80% سنة 2000، وما زاد الطين بلة تسريح العديد من العمال نتيجة غلق أو خوصصة بعض المؤسسات العمومية، غير أنه بارتفاع أسعار البترول ارتفعت إيرادات الدولة هي الأخرى فحاولت إنعاش اقتصادها عن طريق تبنيها لثلاث مخططات إنعاش اقتصادي (المخطط الثلاثي 2001-2004، المخطط الخماسي الأول 2005-2009، المخطط الخماسي الثاني 2010-2014)استطاعت من خلالها تشغيل جمهور كبير من البطالين الباحثين عن العمل، فعرفت معدلات البطالة تراجعا ملحوظا.

وقد صاحب تطبيق الحكومة لبرنامج التعديل الهيكلي برامج لمكافحة و التخفيف من حدة البطالة منها برامج لدعم العمال الذين فقدوا مناصبهم نتيجة غلق أو خوصصة بعض المؤسسات، وأخرى تشجع الأشخاص بدون عمل على خلق مناصب عمل لأنفسهم و لغيرهم و بالتالي خلق الثروة، وقد استطاعت هذه البرامج خلق العديد من مناصب الشغل غير أن أغلبها كانت مناصب شغل مؤقتة.

وعند محاولتنا نمذجة سوق العمل في الجزائر قمنا بدراسة استقرارية متغيرات النموذج، فوجدنا أن: سلسلة معدل البطالة CH وسلسلة معدل التضخم Rوسلسلة أسعار البترول PP مستقرة أو متكاملة من الدرجة الأولى، أما سلسلة إجمالي الناتج المحلي PIB وسلسلة إجمالي الإنفاق العمومي G وسلسلة كتلة الأجور W مستقرة أو متكاملة من الدرجة الثانية، في حين أن سلسلة معدل السكان النشطين اقتصاديا PA متكاملة من الدرجة الثالثة، هذا ما يعني أن السلاسل ليست متكاملة من نفس الدرجة مما استدعى استبعاد تطبيق نماذج أشعة تصحيح الخطأ VECM وقمنا بتقدير نموذج VAR(3) و التي كانت نتائجه كالتالي (نخص بالذكر شعاع كتلة الأجور):

$$DW=31.182+0.157DCH_{t-1}-17.037DCH_{t-2}-2.544DCH_{t-3}-10.785DDG_{t-1}+3.052DDG_{t-2}+2.341DDG_{t-3}+565.575DDDPA_{t-1}-164.187DDDPA_{t-2}-200.883DDDPA_{t-3}+4.550DDPIB_{t-1}-12.628DDPIB_{t-2}-6.898DDPIB_{t-3}-6.404DPP_{t-1}+10.199DPP_{t-2}+4.473DPP_{t-3}-3.116DR_{t-1}-0.351DR_{t-2}+5.473DR_{t-3}-0.081DDW_{t-1}-0.266DDW_{t-2}-1.010DDW_{t-3}.$$

حيث تم قبول الشعاع بعد اختباره إحصائيا واقتصاديا، حيث يفسر الشعاع كتلة الأجور بدلالة تأخيرات هذه الأخيرة وبقية متغيرات النموذج حتى التأخر الثالث.

بعد هذه الحوصلة الموجزة للبحث، نخلص إلى بعض النتائج أهمها:

❖ توصلنا إلى الفصل بين العديد من المفاهيم و المصطلحات المستعملة في سوق العمل، كما توصلنا إلى تحديد مفهوم للبطالة والتفرقة بين مختلف أنواع البطالة وأسباب وقوعها، وكذا طرق قياسها.

❖ اتضح من خلال سردنا لمختلف النظريات المفسرة لسوق العمل والبطالة أن هنالك تباين من نظرية إلى أخرى تقليدية كانت أم حديثة، وهذا راجع إلى الديناميكية المتسارعة و التغيرات العشوائية التي تحدث في سوق العمل باستمرار لكون تحاليل هذه النظريات محدودة، تتم في فترة زمنية وظروف معينة، لا تتبعها الاستمرارية ولا الشمولية، إضافة إلى ذلك انعدام انطباق العديد من هذه النظريات على أوضاع الدول النامية، يقلل من إمكانية الاستفادة منها بشكل مباشر في الدراسة.

❖ ان اعتماد الاقتصاد الوطني على مورد واحد سيؤدي حتما إلى انهيار الاقتصاد تأثرا بالمورد الوحيد، هذا ما حدث في منتصف الثمانينات حين انخفضت أسعار النفط (حدوث الأزمة العالمية 1985)، زد على ذلك تطبيق الحكومة لبرنامج التعديل الهيكلي الذي أصفر عن حل و خوصصة العديد من المؤسسات مما انجر عنه تسريح أكثر من 630000 عامل أجير، إضافة إلى أزمة الديون الخارجية، كل هذه العوامل ساهمت في رفع معدلات البطالة.

❖ تقليص التشغيل بشكل عام والتشغيل الدائم بشكل خاص، في مقابل ارتفاع التشغيل الغير رسمي زاد من ارتفاع معدلات البطالة بشكل عام والبطالة المقنعة بشكل خاص وذلك نظرا لارتفاع نسب التشغيل المؤقت والتي تجاوزت عتبة 80.00% بحلول سنة 1998.

❖ تزامن التراجع في معدلات البطالة بتراجع معدل الخصوبة خلال العقد الماضي حيث استقر معدل الخصوبة عند القيمة 2.4 وذلك منذ سنة 2002،حيث يلعب العامل الديمغرافي دورا مهما في تحديد معدلات البطالة، فإن ارتفاع معدل الخصوبة يؤدي إلى ارتفاع في القوة العاملة وبالتالي ارتفاع معدل البطالة ومن جهة أخرى يتراجع معدل مشاركة المرأة في سوق العمل (و العكس صحيح).

❖ كما يتضح لنا من خلال تحليلنا للقوة العاملة أن قطاع التجارة والخدمات نال حصة الأسد من مناصب العمل المستحدثة وكان جلها في المناطق الحضرية بنسبة فاقت 60%.

❖ أغلب التدابير و الإجراءات التي اتخذتها الحكومة لمكافحة البطالة كانت غير فعالة نظرا لصعوبة التحكم في تسييرها من جهة، وأن المناصب التي تم توفيرها هي مناصب عمل مؤقتة من جهة أخرى، أي أنها معرضة للزوال في حالة نقص مداخيل الدولة باعتبار أن المحروقات هو المصدر الأساسي لمواردها.

❖ كما يمكن تلخيص نتائج الدراسة التطبيقية فيما يلي:

✓ تتأثر كتلة الأجور سلبا بمعدلات البطالة عند التأخر الثاني و الثالث وذلك أن ارتفاع معدلات البطالة الناتج عن زيادة عرض العمل يؤدي دون شك إلى خفض الأجور، كما أن هنالك علاقة طردية بين كتلة الأجور وإجمالي الإنفاق العمومي عند التأخر الثاني و الثالث ذلك أن زيادة الإنفاق العمومي يزيد من الطلب على اليد العاملة ما يدفع بالأجور إلى الارتفاع.

✓ العلاقة العكسية بين كتلة الأجور ونسبة السكان النشطة اقتصاديا ترجع إلى زيادة عرض العمل الذي يدفع بالأجور إلى التراجع وبالتالي تنقص كتلة الأجور، أما العلاقة الطردية بينهما لا يمكن اعتمادها كما أنه ليس بالضرورة أن كل من صار في سن العمل أو النشاط اقتصاديا سوف يقوم بالبحث عن العمل.

✓ العلاقة العكسية بين إجمالي الناتج المحلي وكتلة الأجور لا يمكن اعتمادها كما أنه ليس بالضرورة أن تؤدي الزيادة في إجمالي الناتج المحلي إلى زيادة الإنفاق العمومي أو الاستثمار.

خاتمة عامة.

✓ العلاقة الطردية بين أسعار البترول عند التأخر الثاني و الثالث وكتلة الأجور تترجم ارتفاع مداخيل الدولة نتيجة ارتفاع أسعار البترول مما يزيد من إنفاق الحكومة على أجهزة مكافحة البطالة وبالتالي زيادة كتلة الأجور.

✓ العلاقة الطردية بين كتلة الأجور و التضخم تترجم ظاهرة الخداع النقدي حيث تنعكس العلاقة عند التأخر الأول و الثاني مما يعني تفضيل الأفراد التعطل عن العمل رغم زيادة الأجور النقدية نظرا لضعف القدرة الشرائية، و بزيادة معدل البطالة تتراجع كتلة الأجور.

توصلنا من خلال بحثنا المتواضع إلى جملة من النتائج والتي يمكن اقتراح من خلالها التوصيات التالية:

- محاولة التوفيق بين مخرجات التعليم و التدريب ومتطلبات سوق العمل في الجزائر، عند طريق الربط بين المؤسسات التعليمية والمؤسسات الاقتصادية.
- تنويع صادرات الدولة خارج المحروقات بالاستثمار في المجال الصناعي و الزراعي لتلبية ارتفاع الطلب الداخلي أولا، و التصدير لاحقا، وبذلك تفادي الصدمات الخارجية الناتجة عن الصدمة في أسعار البترول.
- تفادي اعتماد الحلول المؤقتة فيما يخص سوق العمل لأن هذه الحلول قد تصبح مشاكل في المدى القريب أو البعيد.
- تفعيل وتنشيط القطاع الخاص عن طريق تقديم حوافز (ضريبية مثلا) والعمل على تحسين نظام التمويل وجعله أكثر فعالية وأكثر تكاملا من أجل خلق المؤسسات المصغرة باعتبار فعاليتها في خلق مناصب شغل جديدة.
- السعي إلى تحقيق التوازن بين حقوق والتزامات العمال وكذا أرباب العمل، وتوسيع ذلك ليشمل العمال في القطاع الغير رسمي الذين لا يتمتعون بأي حماية اجتماعية، وإعادة النظر في نظام الأجور لتخفيض الفوارق بين الأجور برفع الأجر الأدنى وتسقيف الأجور العليا.

ولا يفوتنا أن نشير في ختام هذه المذكرة والنتائج المحدودة التي تم التوصل إليها، إلى حاجة هذا الموضوع إلى المزيد من البحث و التنقيب لدراسة العلاقة التبادلية بين معدل البطالة ومعدل التضخم وعلاقتها بباقي المتغيرات بما فيها المتغيرات النوعية، بهدف صياغة سياسة اقتصادية سليمة للتحكم في معدلات البطالة للبلد عند معدلاتها الطبيعية.

المراجـــــع.

المراجع باللغة العربية:

الكتب و المؤلفات:

- خالد الواصف الوزني، مبادئ الاقتصاد الكلي،2006، دار وائل للنشر و التوزيع، عمان.
- د/ إياد عبد الفتاح النسور، أساسيات الاقتصاد الكلي، الطبعة الأولى، دار صفاء للنشر و التوزيع، عمان، الأردن.
- د/ تومي صالح، مبادئ التحليل الاقتصادي الكلي، 2009، الطبعة الثانية، دار أسامة للطباعة و النشر و التوزيع.
- د/ ضياء مجيد الموسوي، سوق العمل و النقابات العمالية في اقتصاد السوق الحرة،9-2007، ديوان المطبوعات الجامعية الساحة المركزية بن عكنون الجزائر.
- د/ عبد القادر محمد عبد القادر عطية، الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية و التطبيق، 2008-2009، الدار الجامعية، الاسكندرية، الطبعة الثالثة.
- د/ مدني بن شهرة، الاصلاح الاقتصادي و سياسة التشغيل (التجربة الجزائرية)، 2009، دار الحامد للنشر و التوزيع، الطبعة الأولى.
- د/ نعمة الله نجيب إبراهيم، نظرية اقتصاد العمل، 2002/2001، مؤسسة شباب الجامعة، الاسكندرية.
- د/ هوشيار معروف، تحليل الاقتصاد الكلي، 2005، الطبعة الأولى، دار صفاء للنشر و التوزيع-عمان.
- د/أسامة بشير الدباغ، البطالة و التضخم- المقولات النظرية و مناهج السياسة الاقتصادية-،2007، الأهلية للنشر و التوزيع، المملكة الأردنية عمان، الطبعة العربية الأولى.
- د/علي عبد الوهاب نجا، مشكلة البطالة و أثر برنامج الاصلاح الاقتصادي عليها دراسة تحليلية ة تطبيقية، 2005، الدار الجامعية، الاسكندرية، مصر.
- د/فليح حسن خلف،2007، الاقتصاد الجزئي، الطبعة الأولى، جدارات للكتاب العالمي، عمان-العبدلي-مقابل جوهرة القدس.

المراجع.

- د/محمد طاقة و آخرون، اقتصاديات العمل، 2008، إثراء للنشر و التوزيع، عمان، الأردن، الطبعة الأولى.
- د/محمد طاقة، وحسن عجلان حسن، اقتصاديات العمل، 2008، إثراء للنشر و التوزيع، الأردن، الطبعة الأولى.
- د/مدحث القريشي، اقتصاديات العمل، 2007، دار وائل للنشر، الطبعة الأولى.
- كامل بكري، محمد محروس، مبادئ الاقتصاد الجزئي، 2005، مركز الاسكندرية للكتاب.
- محمد بخاري، الاقتصاد الكلي المعمق، 2014 الجزء الأول، دار هومه للطباعة و النشر و التوزيع، الجزائر.
- محمد شريف المان، محاضرات في النظرية الاقتصادية الكلية: نظريات ونماذج التوازن و اللاتوازن، 2003، الجزء الأول، ديوان المطبوعات الجامعية.

المقالات و المجلات:

- أ/ حسن الحاج، مؤشرات سوق العمل، أفريل 2003، مجلة جسر التنمية، العدد16، المعهد العربي للتخطيط، الكويت.
- إبراهيم بن عند الرحمن آل عروان، نظرية التوزيع :دراسة اقتصادية فقهية، جانفي 2010 ، مجلة جامعة الملك سعود.
- الحسن عاشي، مقايضة البطالة بالعمل غير اللائق: تحديات البطالة في العالم العربي، 2010، أوراق كارينغي، مؤسسة كارينغي للسلام الدولي، العدد 23، يونيو 2010.
- د/ البشير عبد الكريم، دلالات معدل البطالة و العمالة ومصداقيتها في تفسير فعالية سوق العمل، 2008، مجلة اقتصاديات شمال افريقيا–العدد السدس–، جامعة الشلف الجزائر.
- د/ الشادلي نور الدين، أ/ ختار هاجر، النظام القانوني للاستثمار في إطار الوكالة الوطنية لدعم تشغيل الشباب ANSEJ، مجلة المفكر العدد الثالث عشر.
- د/ ثائر محمود العاني، مم. أحمد كامل الناصح، التنافسية الجديدة و اعادة هيكلة سوق العمل العراقية، 2010، مجلة الادارة و الاقتصاد، العدد الثاني و الثمانون، جامعة بغداد.

المراجع.

- د/ عثمان نقار، د/ مندر العواد، استخدام نماذج VAR في التنبؤ ودراسة العلاقة السببية بين اجمالي الناتج المحلي واجمالي التكوين الرأسمالي في سورية، 2012، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية و القانونية- المجلد 28- العدد الثاني.
- د/ مجدي الشربجي، أثر النمو الاقتصادي على العمالة في الاقتصاد المصري، 2009، مجلة اقتصاديات شمال افريقيا-العدد السادس.
- دادن عبد الغني-بن طجين محمد عبدالرحمن، دراسة قياسية لمعدلات البطالة في الجزائر 2008/1970، 2012، مجلة الباحث العدد 2012/10، جامعة قاصدي مرباح-ورقلة-الجزائر.
- رحيم حسين، سياسة التشغيل في الجزائر: تحليل وتقييم،2013، بحوث اقتصادية عربية، موضوعات في الاقتصاد الجزائري، العددان 61-62/شتاء-ربيع 2013.
- سميرة العابد و زهية عباز، ظاهرة البطالة في الجزائر بين الواقع و الطموح، 2012، مجلة الباحث العدد 2012/11.
- علواش وردة، دراسة قياسية لأثر الاصلاحات الاقتصادية على البطالة في الجزائر، جوان 2014، الأكادمية للدراسات الاجتماعية و الانسانية، أ/ قسم العلوم الاقتصادية و القانونية، العدد12 (ص 44-53).
- مولاي لخضر عبد الرزاق، تقييم أداء سياسة التشغيل في الجزائر 2000-2011، مجلة الباحث- العدد 2012/10.

الرسائل و المذكرات:

- احمد بن احمد، النمذجة القياسية للاستهلاك الوطني للطاقة الكهربائية في الجزائر خلال الفترة (1988:10-2007:03)، 2008/2007، مذكرة مقدمة ضمن متطلبات نيل شهادة الماجستير في العلوم الاقتصادية فرع الاقتصاد الكمي، جامعة الجزائر.
- بن طجين محمد عبد الرحمن، دراسة قياسية لسوق العمل في الجزائر خلال الفترة 2008/1970، 2011/2010، مذكرة مقدمة لإستكمال متطلبات شهادة الماجستير في العلوم الاقتصادية تخصص نمذجة اقتصادية، جامعة قاصد مرباح ورقلة.

المراجع.

- بن عاشور ليلى، محددات نجاح المؤسسات الصغيرة و المتوسطة المقامة من طرف البطالين و المدعمة بالصندوق الوطني للتأمين على البطالة–دراسة ميدانية على مستوى الجزائر العاصمة–، 2009/2008، مذكرة مقدمة ضمن متطلبات شهادة الماجستير في العلوم الاقتصادية و علوم التسيير فرع: سبر الآراء و التحقيقات الاقتصادية.
- دحماني محمد أدريوش، اشكالية التشغيل في الجزائر: محاولة تحليل، 2013/2012، أطروحة مقدمة لنيل شهادة دكتوراه في العلوم الاقتصادية فرع اقتصاد التنمية، جامعة أبي بكر بلقايد تلمسان.
- شباح رشيد، ميزانية الدولة واشكالية التشغيل في الجزائر دراسة حالة لولاية تيارت، 2012/2011، مذكرة مقدمة ضمن متطلبات نيل شهادة الماجستير، مدرسة دكتوراه تخصص: تسيير المالية العامة، جانعة أبي بكر بلقايد تلمسان.
- قصاب سعدية، اختلالات سوق العمل وفعالية سياسة التشغيل في الجزائر2004/1990، 2006، أطروحة دكتوراه غير منشورة، جامعة الجزائر.
- قنيدرة سمية، دور المؤسسات الصغيرة و المتوسطة في الحد من ظاهرة البطالة–دراسة ميدانية بولاية قسنطينة–، 2010/2009، مذكرة لنيل شهادة الماجستير في علوم التسيير الموارد البشرية.
- مولاي بوعلام، سياسة سعر الصرف في الجزائر دراسة قياسية في الفترة (2003:4–1991:01)، جوان 2005، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الماجستير في العلوم الاقتصادية تخصص "اقتصاد كمي"، جامعة الجزائر.

التقارير و الجرائد الرسمية.

- الجريدة الرسمية العدد 21 في 23 أبريل سنة 2013، المادة 03 من المرسوم التنفيدي رقم 13–142 مؤرخ في 29 جمادة الأولى عام 1434 الموافق 10أبريل سنة 2013،يعدل و يتمم المرسوم التنفيدي رقم 08–126 المؤرخ في 13 ربيع الثاني عام 1429 الموافق 19 أبريل سنة 2008 و المتعلق بجهاز المساعدة على الادماج المهني.
- المجلس الوطني الاقتصادي و الاجتماعي، تقرير حول الظرف الاقتصادي و الاجتماعي للسداسي الثاني من سنة 2004، الدورة العامة العادية السادسة و العشرون، جويلية 2004.
- وكالة التنمية الاجتماعية، برنامج ومهام، رسالة وكالة التنمية الاجتماعية، الجزائر 2000.

المؤتمرات.

- د/زهير عماري، توقعات أثر سعر النفط على الواردات الجزائرية في المدى القصير و الطويل باستخدام الخطأ ECM الفترة (2014/1983)، المؤتمر الأول السياسة الاستخدامية للموارد الطاقوية بين متطلبات التنمية القطرية وتأمين الاحتياجات الدولية..الورشة الأساسية الثانية، جامعة سطيف 1،2015.
- د/مختار عيواج، أ/ زهية بوديار، التكامل بين مخرجات نظام LMD ومتطلبات سوق العمل في الجزائر، المؤتمر الدولي الثالث تكامل مخرجات التعليم مع سوق العمل في القطاع العام و الخاص، الأردن عمان من 28 أبريل- 01 ماي 2014.

المواقع الالكترونية.

- أحمد أويحي، بيان السياسة العامة المقدمة أمام المجلس الشعبي الوطني،22 ماي 2005، نقلا عن الموقع الالكتروني:http://WWW.apn.dz.org تاريخ التصفح 2009/05/19.
- فهد بن عبد الله الحويماني، علاقة تضخم الأسعار بالبطالة، قنات العربية 2014 /http://www.alarablya.net/ar/aswaq/2012/12/03.
- ملحق بيان السياسة العامة، مصالح الوزير الأول، أكتوبر 2010، نقلا عن الموقع: www:premier minister.gov.dz.

المراجع باللغة الأجنبية.

- Bureau international du travail; La normalization international du travail ;(nouvelle série 53, GENEVE 1953).
- Conseil national économique et social, évaluation des dispositifs d'emploi,(rqpport commission relation de travail, Alger 2002).

المراجع.

- Heba Nassar (2006), Demographic Transition, Employment and Labour Migration in the Arab Region, UN/POP/EGM/2006/12 ,11may 2006.
- L'office national des statistiques ; L'emploi et le chômage ; données statistiques ; n°226 ; Algérie ;1995.
- Lahcen Archy,Trading High Unemployment For Bad Jobs-Employment Challenges in the Maghreb, CARNEGIE PARERS, Carnegie Middle East Center, N 23June 2010.
- Régis Bourbonnais, Econométrie cours et exercices corrigés, 9 édition, DUNOD, 2015

الملاحـــــق.

الملحق رقم 01:

جدول تحديد درجة التأخير المناسبة لسلسلة معدل البطالة CH لتقدير اختبار ADF عند المستوى.

النماذج / P	النموذج الرابع		النموذج الخامس		النموذج السادس	
	akai	schw	akai	schw	akai	schw
P=0	4.48	4.53	4.53	4.62	4.50	4.63
P=1	4.56	4.65	4.60	4.73	4.56	4.74
P=2	4.64	4.78	4.67	4.86	4.63	4.86
P=3	4.75	4.93	4.77	5.00	4.69	4.96
P=4	4.76	5.00	4.75	5.03	4.74	5.06
P=5	4.88	5.16	4.85	5.18	4.83	5.21

اختباراتADF عند المستوى وعند التأخر P=0:

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on CH

Null Hypothesis: CH has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.678681	0.8389
Test critical values:	1% level	-3.639407	
	5% level	-2.951125	
	10% level	-2.614300	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CH)
Method: Least Squares
Date: 06/10/16 Time: 18:02
Sample (adjusted): 1981 2014
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CH(-1)	-0.043888	0.064667	-0.678681	0.5022
C	0.681036	1.288910	0.528381	0.6009

R-squared	0.014190	Mean dependent var	-0.152647
Adjusted R-squared	-0.016617	S.D. dependent var	2.257288
S.E. of regression	2.275965	Akaike info criterion	4.539708
Sum squared resid	165.7605	Schwarz criterion	4.629494
Log likelihood	-75.17503	Hannan-Quinn criter.	4.570327
F-statistic	0.460607	Durbin-Watson stat	1.683012
Prob(F-statistic)	0.502219		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on CH

Null Hypothesis: CH has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.124218	0.9098
Test critical values:	1% level	-4.252879	
	5% level	-3.548490	
	10% level	-3.207094	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CH)
Method: Least Squares
Date: 06/10/16 Time: 17:55
Sample (adjusted): 1981 2014
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CH(-1)	-0.072687	0.064656	-1.124218	0.2696
C	2.465042	1.601366	1.539337	0.1339
@TREND(1980)	-0.070683	0.039779	-1.776903	0.0854

R-squared	0.105314	Mean dependent var	-0.152647
Adjusted R-squared	0.047593	S.D. dependent var	2.257288
S.E. of regression	2.202917	Akaike info criterion	4.501540
Sum squared resid	150.4382	Schwarz criterion	4.636218
Log likelihood	-73.52617	Hannan-Quinn criter.	4.547469
F-statistic	1.824523	Durbin-Watson stat	1.804302
Prob(F-statistic)	0.178193		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on CH

Null Hypothesis: CH has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.584661	0.4566
Test critical values:	1% level	-2.634731	
	5% level	-1.951000	
	10% level	-1.610907	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CH)
Method: Least Squares
Date: 06/10/16 Time: 18:08
Sample (adjusted): 1981 2014
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CH(-1)	-0.011324	0.019368	-0.584661	0.5628

R-squared	0.005589	Mean dependent var	-0.152647
Adjusted R-squared	0.005589	S.D. dependent var	2.257288
S.E. of regression	2.250971	Akaike info criterion	4.489571
Sum squared resid	167.2067	Schwarz criterion	4.534464
Log likelihood	-75.32270	Hannan-Quinn criter.	4.504881
Durbin-Watson stat	1.723308		

جدول تحديد درجة التأخير المناسبة لسلسلة معدل البطالة CH لتقدير اختبار ADF عند الفروق الأولى.

النموذج السادس		النموذج الخامس		النموذج الرابع		النماذج / P
schw	akai	schw	akai	schw	akai	
4.69	4.56	4.66	4.56	4.55	4.51	P=0
4.83	4.64	4.79	4.65	4.68	4.59	P=1
4.95	4.72	4.94	4.75	4.83	4.69	P=2
5.08	4.80	5.01	4.78	4.90	4.71	P=3
5.24	4.91	5.17	4.89	5.06	4.83	P=4
5.35	4.97	5.30	4.97	5.19	4.91	P=5

اختبارADFعند الفروق الأولى وعند التأخر P=0.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(CH)

Null Hypothesis: D(CH) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.865956	0.0004
Test critical values:	1% level	-3.646342	
	5% level	-2.954021	
	10% level	-2.615817	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CH,2)
Method: Least Squares
Date: 06/10/16 Time: 18:26
Sample (adjusted): 1982 2014
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CH(-1))	-0.868679	0.178522	-4.865956	0.0000
C	-0.121315	0.403157	-0.300912	0.7655

R-squared	0.433039	Mean dependent var	0.036364
Adjusted R-squared	0.414750	S.D. dependent var	3.017542
S.E. of regression	2.308468	Akaike info criterion	4.569737
Sum squared resid	165.1998	Schwarz criterion	4.660435
Log likelihood	-73.40067	Hannan-Quinn criter.	4.600254
F-statistic	23.67753	Durbin-Watson stat	2.018556
Prob(F-statistic)	0.000032		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(CH)

Null Hypothesis: D(CH) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.156078	0.0011
Test critical values:	1% level	-4.262735	
	5% level	-3.552973	
	10% level	-3.209642	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CH,2)
Method: Least Squares
Date: 06/10/16 Time: 18:22
Sample (adjusted): 1982 2014
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CH(-1))	-0.947829	0.183827	-5.156078	0.0000
C	0.994319	0.868018	1.145505	0.2611
@TREND(1980)	-0.062778	0.043457	-1.444587	0.1589

R-squared	0.469913	Mean dependent var	0.036364
Adjusted R-squared	0.434574	S.D. dependent var	3.017542
S.E. of regression	2.269036	Akaike info criterion	4.563095
Sum squared resid	154.4557	Schwarz criterion	4.699141
Log likelihood	-72.29107	Hannan-Quinn criter.	4.608870
F-statistic	13.29723	Durbin-Watson stat	1.989039
Prob(F-statistic)	0.000073		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(CH)

Null Hypothesis: D(CH) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.928018	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.636901	
	5% level	-1.951332	
	10% level	-1.610747	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CH,2)
Method: Least Squares
Date: 06/10/16 Time: 18:32
Sample (adjusted): 1982 2014
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CH(-1))	-0.864361	0.175397	-4.928018	0.0000

R-squared	0.431383	Mean dependent var	0.036364
Adjusted R-squared	0.431383	S.D. dependent var	3.017542
S.E. of regression	2.275428	Akaike info criterion	4.512048
Sum squared resid	165.6823	Schwarz criterion	4.557397
Log likelihood	-73.44879	Hannan-Quinn criter.	4.527306
Durbin-Watson stat	2.022037		

الملحق رقم 02:

جدول تحديد درجة التأخير المناسبة لسلسلة معدل السكان النشطين اقتصاديا PA لتقدير اختبار ADF عند المستوى.

النماذج / P	النموذج الرابع		النموذج الخامس		النموذج السادس	
	akai	schw	akai	schw	akai	schw
P=0	1.18	1.22	1.16	1.25	1.20	1.33
P=1	1.96-	1.87-	2.91-	2.77-	3.25-	3.07-
P=2	2.57-	2.43-	2.86-	2.68-	3.22-	2.99-
P=3	2.68-	2.50-	2.79-	2.56-	3.21-	2.94-
P=4	2.96-	2.73-	2.90-	2.62-	3.26-	2.93-
P=5	2.99-	2.71-	2.95-	2.62-	3.46-	3.09-
P=6	3.13-	2.80-	3.10-	2.72-	3.43-	3.00-
P=7	3.06-	2.67-	3.03-	2.60-	3.38-	2.90-
P=8	3.05-	2.62-	2.98-	2.50-	3.24-	2.71-

اختبارADF عند المستوى وعند التأخر P=6.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PA

Null Hypothesis: PA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 6 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		1.193649	0.9973
Test critical values:	1% level	-3.689194	
	5% level	-2.971853	
	10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PA)
Method: Least Squares
Date: 06/10/16 Time: 18:48
Sample (adjusted): 1987 2014
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PA(-1)	0.007353	0.006160	1.193649	0.2466
D(PA(-1))	0.848321	0.196227	4.323153	0.0003
D(PA(-2))	0.225627	0.261199	0.863811	0.3979
D(PA(-3))	0.495648	0.275779	1.797263	0.0874
D(PA(-4))	-0.146100	0.323207	-0.452031	0.6561
D(PA(-5))	-0.405588	0.331914	-1.221969	0.2359
D(PA(-6))	-0.276757	0.297274	-0.930985	0.3630
C	-0.303651	0.325930	-0.931643	0.3626

R-squared	0.992211	Mean dependent var	0.516429
Adjusted R-squared	0.989485	S.D. dependent var	0.443899
S.E. of regression	0.045519	Akaike info criterion	-3.106425
Sum squared resid	0.041439	Schwarz criterion	-2.725795
Log likelihood	51.48995	Hannan-Quinn criter.	-2.990063
F-statistic	363.9613	Durbin-Watson stat	2.197231
Prob(F-statistic)	0.000000		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PA

Null Hypothesis: PA has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 6 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.695481	0.2457
Test critical values:	1% level	-4.323979	
	5% level	-3.580623	
	10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PA)
Method: Least Squares
Date: 06/10/16 Time: 18:44
Sample (adjusted): 1987 2014
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PA(-1)	-0.069072	0.025625	-2.695481	0.0143
D(PA(-1))	0.481605	0.204299	2.357354	0.0293
D(PA(-2))	0.266352	0.220088	1.210206	0.2410
D(PA(-3))	0.620861	0.235560	2.635683	0.0163
D(PA(-4))	0.178857	0.292026	0.612469	0.5475
D(PA(-5))	-0.172149	0.289489	-0.594664	0.5591
D(PA(-6))	-0.336229	0.250783	-1.340717	0.1958
C	3.263316	1.202942	2.712780	0.0138
@TREND(1980)	0.041583	0.013655	3.045326	0.0067

R-squared	0.994766	Mean dependent var	0.516429
Adjusted R-squared	0.992562	S.D. dependent var	0.443899
S.E. of regression	0.038284	Akaike info criterion	-3.432500
Sum squared resid	0.027847	Schwarz criterion	-3.004292
Log likelihood	57.05501	Hannan-Quinn criter.	-3.301593
F-statistic	451.3751	Durbin-Watson stat	2.133516
Prob(F-statistic)	0.000000		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PA

Null Hypothesis: PA has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 6 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		3.604053	0.9997
Test critical values:	1% level	-2.650145	
	5% level	-1.953381	
	10% level	-1.609798	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PA)
Method: Least Squares
Date: 06/10/16 Time: 18:52
Sample (adjusted): 1987 2014
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PA(-1)	0.001630	0.000452	3.604053	0.0017
D(PA(-1))	0.883473	0.191959	4.602395	0.0002
D(PA(-2))	0.175983	0.254901	0.690398	0.4975
D(PA(-3))	0.406865	0.257976	1.577144	0.1297
D(PA(-4))	-0.123381	0.321271	-0.384040	0.7048
D(PA(-5))	-0.400149	0.330817	-1.209576	0.2399
D(PA(-6))	-0.133947	0.253902	-0.527554	0.6033

R-squared	0.991873	Mean dependent var	0.516429
Adjusted R-squared	0.989551	S.D. dependent var	0.443899
S.E. of regression	0.045376	Akaike info criterion	-3.135371
Sum squared resid	0.043238	Schwarz criterion	-2.802320
Log likelihood	50.89519	Hannan-Quinn criter.	-3.033554
Durbin-Watson stat	2.168826		

جدول تحديد درجة التأخير المناسبة لسلسلة معدل السكان النشطين اقتصاديا PA لتقدير اختبار ADF عند الفروق الأولى.

النماذج / P	النموذج الرابع		النموذج الخامس		النموذج السادس	
	akai	schw	akai	schw	akai	schw
P=0	1.88-	1.84-	1.88-	1.79-	2.61-	2.47-
P=1	2.63-	2.54-	2.57-	2.43-	2.71-	2.53-
P=2	2.73-	2.59-	2.69-	2.51-	2.70-	2.47-
P=3	2.83-	2.64-	2.96-	2.73-	2.92-	2.64-
P=4	2.75-	2.51-	2.97-	2.69-	3.03-	2.70-
P=5	2.72-	2.43-	3.10-	2.77-	3.18-	2.79-
P=6	2.71-	2.37-	3.03-	2.65-	3.11-	2.68-
P=7	2.75-	2.37-	3.04-	2.61-	3.03-	2.54-
P=8	2.74-	2.31-	2.93-	2.44-	2.88-	2.34-

اختبار ADF عند المستوى وعند التأخر P=5:

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(PA)

Null Hypothesis: D(PA) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 5 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.864617	0.0066
Test critical values:	1% level	-3.689194	
	5% level	-2.971853	
	10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PA,2)
Method: Least Squares
Date: 06/10/16 Time: 23:00
Sample (adjusted): 1987 2014
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PA(-1))	-0.168388	0.043572	-3.864617	0.0009
D(PA(-1),2)	0.069976	0.170735	0.409852	0.6861
D(PA(-2),2)	0.228955	0.171221	1.337190	0.1955
D(PA(-3),2)	0.605132	0.177550	3.408228	0.0026
D(PA(-4),2)	0.484724	0.236505	2.049530	0.0531
D(PA(-5),2)	0.083894	0.252041	0.332859	0.7425
C	0.084340	0.024240	3.479340	0.0022

R-squared	0.820928	Mean dependent var	-0.024643
Adjusted R-squared	0.769764	S.D. dependent var	0.095819
S.E. of regression	0.045977	Akaike info criterion	-3.109037
Sum squared resid	0.044391	Schwarz criterion	-2.775986
Log likelihood	50.52651	Hannan-Quinn criter.	-3.007220
F-statistic	16.04517	Durbin-Watson stat	2.156874
Prob(F-statistic)	0.000001		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(PA)

Null Hypothesis: D(PA) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 5 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.957733	0.0226
Test critical values:	1% level	-4.323979	
	5% level	-3.580623	
	10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PA,2)
Method: Least Squares
Date: 06/10/16 Time: 22:56
Sample (adjusted): 1987 2014
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PA(-1))	-0.253886	0.064149	-3.957733	0.0008
D(PA(-1),2)	0.032920	0.164290	0.200378	0.8432
D(PA(-2),2)	0.289562	0.167013	1.733770	0.0983
D(PA(-3),2)	0.847761	0.218914	3.872579	0.0009
D(PA(-4),2)	0.735067	0.267192	2.751079	0.0123
D(PA(-5),2)	0.358736	0.287234	1.248932	0.2261
C	0.022337	0.042310	0.527943	0.6033
@TREND(1980)	0.005537	0.003164	1.750155	0.0954

R-squared	0.844710	Mean dependent var	-0.024643
Adjusted R-squared	0.790359	S.D. dependent var	0.095819
S.E. of regression	0.043872	Akaike info criterion	-3.180107
Sum squared resid	0.038496	Schwarz criterion	-2.799477
Log likelihood	52.52150	Hannan-Quinn criter.	-3.063745
F-statistic	15.54167	Durbin-Watson stat	2.209636
Prob(F-statistic)	0.000001		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(PA)

Null Hypothesis: D(PA) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 5 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.379237	0.1521
Test critical values:	1% level	-2.650145	
	5% level	-1.953381	
	10% level	-1.609798	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PA,2)
Method: Least Squares
Date: 06/10/16 Time: 23:14
Sample (adjusted): 1987 2014
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PA(-1))	-0.029084	0.021087	-1.379237	0.1817
D(PA(-1),2)	0.253946	0.199146	1.275179	0.2155
D(PA(-2),2)	0.298481	0.208603	1.430860	0.1665
D(PA(-3),2)	0.458914	0.211613	2.168645	0.0412
D(PA(-4),2)	0.199100	0.272084	0.731760	0.4720
D(PA(-5),2)	-0.290646	0.279563	-1.039645	0.3098

R-squared	0.717698	Mean dependent var	-0.024643
Adjusted R-squared	0.653539	S.D. dependent var	0.095819
S.E. of regression	0.056400	Akaike info criterion	-2.725279
Sum squared resid	0.069982	Schwarz criterion	-2.439807
Log likelihood	44.15391	Hannan-Quinn criter.	-2.638007
Durbin-Watson stat	2.006913		

جدول تحديد درجة التأخير المناسبة لسلسلة معدل السكان النشطين اقتصاديا PA لتقدير اختبار ADF عند الفروق الثانية.

النماذج / P	النموذج الرابع		النموذج الخامس		النموذج السادس	
	akai	schw	akai	schw	akai	schw
P=0	2.67-	2.62-	2.62-	2.53-	2.77-	2.63-
P=1	2.73-	2.63-	2.68-	2.54-	2.72-	2.54-
P=2	2.73-	2.59-	2.69-	2.51-	2.67-	2.44-
P=3	2.63-	2.44-	2.59-	2.35-	2.56-	2.28-
P=4	2.71-	2.47-	2.64-	2.35-	2.67-	2.34-
P=5	2.76-	2.47-	2.68-	2.35-	2.71-	2.32-
P=6	2.83-	2.49-	2.78-	2.39-	2.85-	2.41-
P=7	2.82-	2.43-	2.77-	2.33-	2.83-	2.35-
P=8	2.73-	2.29-	2.67-	2.18-	2.71-	2.17-

اختبارADF عند الفروق الثانية عند التأخير P=6.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(PA,2)

Null Hypothesis: D(PA,2) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 6 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.901211	0.0588
Test critical values:	1% level	-3.711457	
	5% level	-2.981038	
	10% level	-2.629906	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PA,3)
Method: Least Squares
Date: 06/10/16 Time: 23:35
Sample (adjusted): 1989 2014
Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PA(-1),2)	-0.463872	0.159889	-2.901211	0.0095
D(PA(-1),3)	-0.451139	0.211055	-2.137543	0.0465
D(PA(-2),3)	-0.085711	0.254255	-0.337108	0.7399
D(PA(-3),3)	0.703281	0.327171	2.149583	0.0454
D(PA(-4),3)	1.178748	0.361053	3.264746	0.0043
D(PA(-5),3)	1.000840	0.366537	2.730533	0.0137
D(PA(-6),3)	0.570591	0.281136	2.029588	0.0574
C	0.007962	0.012470	0.638465	0.5312

R-squared	0.585345	Mean dependent var	-0.005385
Adjusted R-squared	0.424091	S.D. dependent var	0.070099
S.E. of regression	0.053197	Akaike info criterion	-2.781967
Sum squared resid	0.050939	Schwarz criterion	-2.394860
Log likelihood	44.16557	Hannan-Quinn criter.	-2.670494
F-statistic	3.629947	Durbin-Watson stat	2.174972
Prob(F-statistic)	0.012878		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(PA,2)

Null Hypothesis: D(PA,2) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 6 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.001059	0.1508
Test critical values:	1% level	-4.356068	
	5% level	-3.595026	
	10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PA,3)
Method: Least Squares
Date: 06/10/16 Time: 23:32
Sample (adjusted): 1989 2014
Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PA(-1),2)	-0.870145	0.289946	-3.001059	0.0080
D(PA(-1),3)	-0.163137	0.266800	-0.611459	0.5490
D(PA(-2),3)	0.071216	0.260911	0.272953	0.7882
D(PA(-3),3)	0.756841	0.314278	2.408190	0.0277
D(PA(-4),3)	1.244429	0.347261	3.583561	0.0023
D(PA(-5),3)	1.088489	0.354219	3.072926	0.0069
D(PA(-6),3)	0.633466	0.271305	2.334884	0.0321
C	0.107108	0.061309	1.747016	0.0987
@TREND(1980)	-0.004940	0.002997	-1.648585	0.1176

R-squared	0.642500	Mean dependent var	-0.005385
Adjusted R-squared	0.474265	S.D. dependent var	0.070099
S.E. of regression	0.050827	Akaike info criterion	-2.853354
Sum squared resid	0.043918	Schwarz criterion	-2.417859
Log likelihood	46.09360	Hannan-Quinn criter.	-2.727947
F-statistic	3.819054	Durbin-Watson stat	2.294216
Prob(F-statistic)	0.009669		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(PA,2)

Null Hypothesis: D(PA,2) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 6 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.881953	0.0057
Test critical values:	1% level	-2.656915	
	5% level	-1.954414	
	10% level	-1.609329	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PA,3)
Method: Least Squares
Date: 06/10/16 Time: 23:46
Sample (adjusted): 1989 2014
Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PA(-1),2)	-0.448123	0.155493	-2.881953	0.0095
D(PA(-1),3)	-0.463570	0.206853	-2.241061	0.0372
D(PA(-2),3)	-0.116891	0.245600	-0.475941	0.6395
D(PA(-3),3)	0.617494	0.293620	2.103038	0.0490
D(PA(-4),3)	1.075885	0.318039	3.382876	0.0031
D(PA(-5),3)	0.909952	0.332457	2.737053	0.0131
D(PA(-6),3)	0.518578	0.264847	1.958031	0.0651

R-squared	0.575955	Mean dependent var	-0.005385
Adjusted R-squared	0.442046	S.D. dependent var	0.070099
S.E. of regression	0.052361	Akaike info criterion	-2.836496
Sum squared resid	0.052092	Schwarz criterion	-2.497778
Log likelihood	43.87445	Hannan-Quinn criter.	-2.738957
Durbin-Watson stat	2.128406		

جدول تحديد درجة التأخير المناسبة لسلسلة معدل السكان النشطين اقتصاديا PA لتقدير اختبار ADF عند الفروق الثالثة.

النماذج / P	النموذج الرابع		النموذج الخامس		النموذج السادس	
	akai	schw	akai	schw	akai	schw
P=0	2.74-	2.69-	2.68-	2.59-	2.62-	2.48-
P=1	2.78-	2.68-	2.73-	2.59-	2.66-	2.47-
P=2	2.67-	2.53-	2.62-	2.43-	2.56-	2.32-
P=3	2.71-	2.51-	2.63-	2.40-	2.57-	2.28-
P=4	2.65-	2.41-	2.58-	2.29-	2.54-	2.21-
P=5	2.55-	2.26-	2.47-	2.13-	2.50-	2.11-
P=6	2.48-	2.13-	2.40-	2.01-	2.46-	2.02-
P=7	2.46-	2.07-	2.40-	1.96-	2.40-	1.91-
P=8	2.41-	1.97-	2.33-	1.83-	2.27-	1.73-

اختبار ADF عند الفروق الثالثة عند التأخير P=1.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(DPA,2)

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(DPA,2)

Null Hypothesis: D(DPA,2) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.505013	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.670170	
	5% level	-2.963972	
	10% level	-2.621007	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DPA,3)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 01:22
Sample (adjusted): 1985 2014
Included observations: 30 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DPA(-1),2)	-2.004804	0.308194	-6.505013	0.0000
D(DPA(-1),3)	0.369113	0.179989	2.050751	0.0501
C	-0.007314	0.010791	-0.677757	0.5037

R-squared	0.766856	Mean dependent var	-0.001000
Adjusted R-squared	0.749586	S.D. dependent var	0.117718
S.E. of regression	0.058908	Akaike info criterion	-2.731045
Sum squared resid	0.093694	Schwarz criterion	-2.590925
Log likelihood	43.96567	Hannan-Quinn criter.	-2.686219
F-statistic	44.40407	Durbin-Watson stat	2.002251
Prob(F-statistic)	0.000000		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(DPA,2)

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(DPA,2)

Null Hypothesis: D(DPA,2) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.391979	0.0001
Test critical values:	1% level	-4.296729	
	5% level	-3.568379	
	10% level	-3.218382	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DPA,3)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 01:17
Sample (adjusted): 1985 2014
Included observations: 30 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DPA(-1),2)	-2.008679	0.314250	-6.391979	0.0000
D(DPA(-1),3)	0.371097	0.183461	2.022758	0.0535
C	-0.012818	0.027084	-0.473284	0.6400
@TREND(1980)	0.000282	0.001267	0.222365	0.8258

R-squared	0.767298	Mean dependent var	-0.001000
Adjusted R-squared	0.740448	S.D. dependent var	0.117718
S.E. of regression	0.059973	Akaike info criterion	-2.666278
Sum squared resid	0.093516	Schwarz criterion	-2.479452
Log likelihood	43.99417	Hannan-Quinn criter.	-2.606511
F-statistic	28.57701	Durbin-Watson stat	2.001851
Prob(F-statistic)	0.000000		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(DPA,2)

Null Hypothesis: D(DPA,2) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.534788	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.644302	
	5% level	-1.952473	
	10% level	-1.610211	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DPA,3)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 01:27
Sample (adjusted): 1985 2014
Included observations: 30 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DPA(-1),2)	-1.987902	0.304203	-6.534788	0.0000
D(DPA(-1),3)	0.361202	0.177868	2.030730	0.0519

R-squared	0.762889	Mean dependent var	-0.001000
Adjusted R-squared	0.754421	S.D. dependent var	0.117718
S.E. of regression	0.058336	Akaike info criterion	-2.780842
Sum squared resid	0.095288	Schwarz criterion	-2.687428
Log likelihood	43.71262	Hannan-Quinn criter.	-2.750958
Durbin-Watson stat	1.987890		

الملحق رقم 03:

جدول تحديد درجة التأخير المناسبة لسلسلة معدل التضخم R لتقدير اختبار ADF عند المستوى.

النماذج / P	النموذج الرابع		النموذج الخامس		النموذج السادس	
	akai	schw	akai	schw	akai	schw
P=0	6.13	6.18	6.15	6.24	6.17	6.31
P=1	6.17	6.26	6.18	6.32	6.21	6.40
P=2	6.18	6.32	6.19	6.38	6.18	6.41
P=3	6.27	6.45	6.26	6.49	6.23	6.51

اختبارADFعند المستوى وعند التأخير P=0.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on R

Null Hypothesis: R has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.702252	0.4211
Test critical values:	1% level	-3.639407	
	5% level	-2.951125	
	10% level	-2.614300	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(R)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 10:36
Sample (adjusted): 1981 2014
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R(-1)	-0.174544	0.102537	-1.702252	0.0984
C	1.492287	1.322813	1.128117	0.2677

R-squared	0.083033	Mean dependent var	-0.194118
Adjusted R-squared	0.054378	S.D. dependent var	5.256116
S.E. of regression	5.111210	Akaike info criterion	6.157772
Sum squared resid	835.9829	Schwarz criterion	6.247558
Log likelihood	-102.6821	Hannan-Quinn criter.	6.188391
F-statistic	2.897662	Durbin-Watson stat	1.683215
Prob(F-statistic)	0.098405		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on R

Null Hypothesis: R has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.007850	0.5763
Test critical values:	1% level	-4.252879	
	5% level	-3.548490	
	10% level	-3.207094	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(R)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 10:22
Sample (adjusted): 1981 2014
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R(-1)	-0.221596	0.110365	-2.007850	0.0534
C	3.838531	2.468361	1.555093	0.1301
@TREND(1980)	-0.108094	0.096169	-1.124001	0.2696

R-squared	0.118940	Mean dependent var	-0.194118
Adjusted R-squared	0.062097	S.D. dependent var	5.256116
S.E. of regression	5.090305	Akaike info criterion	6.176650
Sum squared resid	803.2473	Schwarz criterion	6.311329
Log likelihood	-102.0030	Hannan-Quinn criter.	6.222579
F-statistic	2.092445	Durbin-Watson stat	1.671879
Prob(F-statistic)	0.140471		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on R

Null Hypothesis: R has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.288541	0.1784
Test critical values:	1% level	-2.634731	
	5% level	-1.951000	
	10% level	-1.610907	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(R)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 10:43
Sample (adjusted): 1981 2014
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R(-1)	-0.087913	0.068227	-1.288541	0.2065

R-squared	0.046565	Mean dependent var	-0.194118
Adjusted R-squared	0.046565	S.D. dependent var	5.256116
S.E. of regression	5.132281	Akaike info criterion	6.137948
Sum squared resid	869.2302	Schwarz criterion	6.182841
Log likelihood	-103.3451	Hannan-Quinn criter.	6.153258
Durbin-Watson stat	1.764670		

جدول تحديد درجة التأخير المناسبة لسلسلة معدل التضخم R لتقدير اختبار ADF عند الفروق الأولى.

النموذج السادس		النموذج الخامس		النموذج الرابع		النماذج / P
schw	akai	schw	akai	schw	akai	
6.43	6.30	6.33	6.24	6.22	6.18	P=0
6.46	6.28	6.36	6.22	6.25	6.16	P=1
6.61	6.38	6.50	6.32	6.39	6.25	P=2
6.77	6.49	6.66	6.43	6.55	6.36	P=3

اختبارADF عند الفروق الأولى وعند التأخير P=0.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(R)

Null Hypothesis: D(R) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.303532	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.646342	
	5% level	-2.954021	
	10% level	-2.615817	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(R,2)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 11:03
Sample (adjusted): 1982 2014
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(R(-1))	-0.935071	0.176311	-5.303532	0.0000
C	-0.343441	0.927303	-0.370365	0.7136

R-squared	0.475709	Mean dependent var	-0.166061
Adjusted R-squared	0.458796	S.D. dependent var	7.236285
S.E. of regression	5.323486	Akaike info criterion	6.240825
Sum squared resid	878.5244	Schwarz criterion	6.331523
Log likelihood	-100.9736	Hannan-Quinn criter.	6.271342
F-statistic	28.12745	Durbin-Watson stat	1.804887
Prob(F-statistic)	0.000009		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(R)

Null Hypothesis: D(R) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.209320	0.0009
Test critical values:	1% level	-4.262735	
	5% level	-3.552973	
	10% level	-3.209642	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(R,2)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 11:00
Sample (adjusted): 1982 2014
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(R(-1))	-0.935734	0.179627	-5.209320	0.0000
C	-0.246051	2.016339	-0.122029	0.9037
@TREND(1980)	-0.005418	0.099153	-0.054638	0.9568

R-squared	0.475761	Mean dependent var	-0.166061
Adjusted R-squared	0.440812	S.D. dependent var	7.236285
S.E. of regression	5.411214	Akaike info criterion	6.301332
Sum squared resid	878.4370	Schwarz criterion	6.437378
Log likelihood	-100.9720	Hannan-Quinn criter.	6.347107
F-statistic	13.61290	Durbin-Watson stat	1.804108
Prob(F-statistic)	0.000062		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(R)

Null Hypothesis: D(R) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.366461	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.636901	
	5% level	-1.951332	
	10% level	-1.610747	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(R,2)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 11:07
Sample (adjusted): 1982 2014
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(R(-1))	-0.932716	0.173805	-5.366461	0.0000

R-squared	0.473389	Mean dependent var	-0.166061
Adjusted R-squared	0.473389	S.D. dependent var	7.236285
S.E. of regression	5.251225	Akaike info criterion	6.184634
Sum squared resid	882.4118	Schwarz criterion	6.229983
Log likelihood	-101.0465	Hannan-Quinn criter.	6.199893
Durbin-Watson stat	1.800711		

الملحق رقم 04:

جدول تحديد درجة التأخير المناسبة لسلسلة إجمالي الناتج المحلي PIB لتقدير اختبار ADF عند المستوى.

النماذج / P	النموذج الرابع		النموذج الخامس		النموذج السادس	
	akai	schw	akai	schw	akai	schw
P=0	7.96	8.00	8.02	8.11	7.98	8.12
P=1	8.04	8.13	8.10	8.24	8.06	8.24
P=2	8.08	8.21	8.14	8.32	8.08	8.31
P=3	8.15	8.33	8.21	8.44	8.14	8.42
P=4	8.21	8.45	8.27	8.55	8.19	8.51
P=5	8.28	8.56	8.32	8.65	8.18	8.55
P=6	8.34	8.67	8.41	8.79	8.21	8.64

اختبارADF عند المستوى وعند التأخير P=0.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PIB

Null Hypothesis: PIB has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		1.187069	0.9974
Test critical values:	1% level	-3.639407	
	5% level	-2.951125	
	10% level	-2.614300	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PIB)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 11:20
Sample (adjusted): 1981 2014
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB(-1)	0.051165	0.043102	1.187069	0.2439
C	0.847657	4.171103	0.203221	0.8402

R-squared	0.042178	Mean dependent var	5.034412
Adjusted R-squared	0.012246	S.D. dependent var	13.06456
S.E. of regression	12.98431	Akaike info criterion	8.022384
Sum squared resid	5394.957	Schwarz criterion	8.112169
Log likelihood	-134.3805	Hannan-Quinn criter.	8.053003
F-statistic	1.409133	Durbin-Watson stat	2.196221
Prob(F-statistic)	0.243938		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PIB

Null Hypothesis: PIB has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.601762	0.9724
Test critical values:	1% level	-4.252879	
	5% level	-3.548490	
	10% level	-3.207094	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PIB)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 11:16
Sample (adjusted): 1981 2014
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB(-1)	-0.040031	0.066523	-0.601762	0.5517
C	-2.485339	4.461905	-0.557013	0.5815
@TREND(1980)	0.616881	0.350311	1.760955	0.0881

R-squared	0.129277	Mean dependent var	5.034412
Adjusted R-squared	0.073102	S.D. dependent var	13.06456
S.E. of regression	12.57797	Akaike info criterion	7.985869
Sum squared resid	4904.368	Schwarz criterion	8.120548
Log likelihood	-132.7598	Hannan-Quinn criter.	8.031798
F-statistic	2.301307	Durbin-Watson stat	2.205879
Prob(F-statistic)	0.116987		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PIB

Null Hypothesis: PIB has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		2.583230	0.9968
Test critical values:	1% level	-2.634731	
	5% level	-1.951000	
	10% level	-1.610907	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PIB)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 11:27
Sample (adjusted): 1981 2014
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB(-1)	0.058572	0.022674	2.583230	0.0144

R-squared	0.040942	Mean dependent var	5.034412
Adjusted R-squared	0.040942	S.D. dependent var	13.06456
S.E. of regression	12.79432	Akaike info criterion	7.964850
Sum squared resid	5401.920	Schwarz criterion	8.009743
Log likelihood	-134.4024	Hannan-Quinn criter.	7.980160
Durbin-Watson stat	2.209785		

جدول تحديد درجة التأخير المناسبة لسلسلة إجمالي الناتج المحلي PIB لتقدير اختبار ADF عند الفروق الأولى.

النماذج / P	النموذج الرابع		النموذج الخامس		النموذج السادس	
	akai	schw	akai	schw	akai	Schw
P=0	8.16	8.20	8.09	8.18	8.00	8.14
P=1	8.25	8.34	8.18	8.32	8.01	8.20
P=2	8.16	8.30	8.16	8.35	8.08	8.32
P=3	8.18	8.37	8.20	8.44	8.14	8.42
P=4	8.22	8.46	8.26	8.54	8.18	8.51
P=5	8.31	8.60	8.35	8.68	8.14	8.52
P=6	8.42	8.76	8.46	8.84	8.18	8.61

اختبارADF عند الفروق الأولى وعند التأخير P=0.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(PIB)

Null Hypothesis: D(PIB) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.572711	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.646342	
	5% level	-2.954021	
	10% level	-2.615817	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PIB,2)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 11:51
Sample (adjusted): 1982 2014
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PIB(-1))	-1.000182	0.179479	-5.572711	0.0000
C	5.127288	2.514982	2.038698	0.0501

R-squared	0.500444	Mean dependent var	0.054848
Adjusted R-squared	0.484329	S.D. dependent var	18.75506
S.E. of regression	13.46805	Akaike info criterion	8.097209
Sum squared resid	5623.040	Schwarz criterion	8.187907
Log likelihood	-131.6040	Hannan-Quinn criter.	8.127726
F-statistic	31.05511	Durbin-Watson stat	2.001224
Prob(F-statistic)	0.000004		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(PIB)

Null Hypothesis: D(PIB) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.312948	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.262735	
	5% level	-3.552973	
	10% level	-3.209642	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PIB,2)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 11:48
Sample (adjusted): 1982 2014
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PIB(-1))	-1.147483	0.181767	-6.312948	0.0000
C	-4.062399	4.780078	-0.849860	0.4021
@TREND(1980)	0.552040	0.249359	2.213836	0.0346

R-squared	0.570595	Mean dependent var	0.054848
Adjusted R-squared	0.541968	S.D. dependent var	18.75506
S.E. of regression	12.69306	Akaike info criterion	8.006495
Sum squared resid	4833.410	Schwarz criterion	8.142541
Log likelihood	-129.1072	Hannan-Quinn criter.	8.052271
F-statistic	19.93209	Durbin-Watson stat	2.060686
Prob(F-statistic)	0.000003		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(PIB)

Null Hypothesis: D(PIB) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.948169	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.636901	
	5% level	-1.951332	
	10% level	-1.610747	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PIB,2)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 11:55
Sample (adjusted): 1982 2014
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PIB(-1))	-0.867754	0.175369	-4.948169	0.0000

R-squared	0.433467	Mean dependent var	0.054848
Adjusted R-squared	0.433467	S.D. dependent var	18.75506
S.E. of regression	14.11664	Akaike info criterion	8.162420
Sum squared resid	6376.942	Schwarz criterion	8.207768
Log likelihood	-133.6799	Hannan-Quinn criter.	8.177678
Durbin-Watson stat	2.013175		

جدول تحديد درجة التأخير المناسبة لسلسلة إجمالي الناتج المحلي PIB لتقدير اختبار ADF عند الفروق الثانية.

النماذج / P	النموذج الرابع		النموذج الخامس		النموذج السادس	
	akai	schw	akai	schw	akai	Schw
P=0	8.51	8.56	8.58	8.67	8.64	8.77
P=1	8.20	8.30	8.27	8.41	8.33	8.52
P=2	8.15	8.29	8.22	8.40	8.28	8.52
P=3	8.16	8.35	8.21	8.45	8.26	8.54
P=4	8.25	8.49	8.31	8.60	8.35	8.69
P=5	8.35	8.63	8.40	8.74	8.43	8.82
P=6	8.40	8.74	8.43	8.81	8.45	8.88

اختبارADFعند الفروق الثانية وعند التأخير P=2.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(PIB,2)

Null Hypothesis: D(PIB,2) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.112380	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.670170	
	5% level	-2.963972	
	10% level	-2.621007	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PIB,3)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 12:05
Sample (adjusted): 1985 2014
Included observations: 30 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PIB(-1),2)	-3.315246	0.542382	-6.112380	0.0000
D(PIB(-1),3)	1.331868	0.389915	3.415791	0.0021
D(PIB(-2),3)	0.426675	0.204798	2.083396	0.0472
C	0.637673	2.550705	0.249999	0.8046

R-squared	0.847978	Mean dependent var	0.062000
Adjusted R-squared	0.830437	S.D. dependent var	33.71631
S.E. of regression	13.88370	Akaike info criterion	8.222874
Sum squared resid	5011.685	Schwarz criterion	8.409700
Log likelihood	-119.3431	Hannan-Quinn criter.	8.282641
F-statistic	48.34273	Durbin-Watson stat	2.094700
Prob(F-statistic)	0.000000		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(PIB,2)

Null Hypothesis: D(PIB,2) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.973145	0.0002
Test critical values:	1% level	-4.296729	
	5% level	-3.568379	
	10% level	-3.218382	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PIB,3)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 12:02
Sample (adjusted): 1985 2014
Included observations: 30 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PIB(-1),2)	-3.320889	0.555970	-5.973145	0.0000
D(PIB(-1),3)	1.336327	0.400124	3.339782	0.0026
D(PIB(-2),3)	0.429317	0.210526	2.039258	0.0521
C	0.062393	6.388642	0.009766	0.9923
@TREND(1980)	0.029687	0.301131	0.098586	0.9223

R-squared	0.848037	Mean dependent var	0.062000
Adjusted R-squared	0.823723	S.D. dependent var	33.71631
S.E. of regression	14.15590	Akaike info criterion	8.289152
Sum squared resid	5009.737	Schwarz criterion	8.522685
Log likelihood	-119.3373	Hannan-Quinn criter.	8.363861
F-statistic	34.87853	Durbin-Watson stat	2.095629
Prob(F-statistic)	0.000000		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(PIB,2)

Null Hypothesis: D(PIB,2) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.227801	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.644302	
	5% level	-1.952473	
	10% level	-1.610211	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PIB,3)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 12:12
Sample (adjusted): 1985 2014
Included observations: 30 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PIB(-1),2)	-3.301440	0.530113	-6.227801	0.0000
D(PIB(-1),3)	1.321410	0.380875	3.469409	0.0018
D(PIB(-2),3)	0.421013	0.199977	2.105309	0.0447

R-squared	0.847613	Mean dependent var	0.062000
Adjusted R-squared	0.836325	S.D. dependent var	33.71631
S.E. of regression	13.64053	Akaike info criterion	8.158608
Sum squared resid	5023.732	Schwarz criterion	8.298728
Log likelihood	-119.3791	Hannan-Quinn criter.	8.203434
Durbin-Watson stat	2.092196		

الملحق رقم 05:

جدول تحديد درجة التأخير المناسبة لسلسلة معدل إجمالي الانفاق العمومي G لتقدير اختبار ADF عند المستوى.

النماذج / P	النموذج الرابع		النموذج الخامس		النموذج السادس	
	akai	schw	akai	schw	akai	schw
P=0	7.18	7.23	7.22	7.31	7.18	7.32
P=1	7.25	7.34	7.30	7.44	7.26	7.44
P=2	7.34	7.48	7.39	7.57	7.33	7.56
P=3	7.18	7.37	7.23	7.46	7.16	7.44
P=4	7.26	7.49	7.29	7.57	7.16	7.48
P=5	7.37	7.65	7.40	7.74	7.20	7.58

اختبارADF عند المستوى وعند التأخير P=0.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on G

Null Hypothesis: G has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		3.138881	1.0000
Test critical values:	1% level	-3.639407	
	5% level	-2.951125	
	10% level	-2.614300	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(G)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 13:55
Sample (adjusted): 1981 2014
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
G(-1)	0.102377	0.032616	3.138881	0.0036
C	-2.568264	2.883132	-0.890790	0.3797

R-squared	0.235411	Mean dependent var	5.175294
Adjusted R-squared	0.211518	S.D. dependent var	9.798300
S.E. of regression	8.700549	Akaike info criterion	7.221672
Sum squared resid	2422.385	Schwarz criterion	7.311458
Log likelihood	-120.7684	Hannan-Quinn criter.	7.252291
F-statistic	9.852574	Durbin-Watson stat	1.786279
Prob(F-statistic)	0.003632		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on G

Null Hypothesis: G has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.972154	0.9998
Test critical values:	1% level	-4.252879	
	5% level	-3.548490	
	10% level	-3.207094	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(G)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 13:46
Sample (adjusted): 1981 2014
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
G(-1)	0.044437	0.045710	0.972154	0.3385
C	-4.730598	3.053573	-1.549201	0.1315
@TREND(1980)	0.373987	0.213152	1.754554	0.0892

R-squared	0.304480	Mean dependent var	5.175294
Adjusted R-squared	0.259608	S.D. dependent var	9.798300
S.E. of regression	8.431050	Akaike info criterion	7.185817
Sum squared resid	2203.561	Schwarz criterion	7.320496
Log likelihood	-119.1589	Hannan-Quinn criter.	7.231746
F-statistic	6.785488	Durbin-Watson stat	1.851037
Prob(F-statistic)	0.003596		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on G

Null Hypothesis: G has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		4.606689	1.0000
Test critical values:	1% level	-2.634731	
	5% level	-1.951000	
	10% level	-1.610907	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(G)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 14:02
Sample (adjusted): 1981 2014
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
G(-1)	0.077517	0.016827	4.606689	0.0001

R-squared	0.216452	Mean dependent var	5.175294
Adjusted R-squared	0.216452	S.D. dependent var	9.798300
S.E. of regression	8.673285	Akaike info criterion	7.187343
Sum squared resid	2482.454	Schwarz criterion	7.232236
Log likelihood	-121.1848	Hannan-Quinn criter.	7.202653
Durbin-Watson stat	1.698518		

جدول تحديد درجة التأخير المناسبة لسلسلة معدل إجمالي الانفاق العمومي G لتقدير اختبار ADF عند الفروق الأولى.

النموذج السادس		النموذج الخامس		النموذج الرابع		النماذج / P
schw	akai	schw	akai	schw	akai	
7.35	7.21	7.45	7.36	7.45	7.41	P=0
7.48	7.30	7.58	7.44	7.55	7.46	P=1
7.36	7.12	7.35	7.17	7.28	7.14	P=2
7.44	7.16	7.47	7.24	7.39	7.20	P=3
7.55	7.22	7.64	7.35	7.55	7.31	P=4
7.48	7.10	7.78	7.44	7.68	7.39	P=5

اختبارADF عند الفروق الأولى وعند التأخير P=2.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(G)

Null Hypothesis: D(G) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.074252	0.7132
Test critical values:	1% level	-3.661661	
	5% level	-2.960411	
	10% level	-2.619160	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(G,2)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 14:16
Sample (adjusted): 1984 2014
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(G(-1))	-0.217726	0.202677	-1.074252	0.2922
D(G(-1),2)	-0.509247	0.194801	-2.614190	0.0144
D(G(-2),2)	-0.568911	0.161545	-3.521677	0.0015
C	1.777961	1.770452	1.004242	0.3242

R-squared	0.531594	Mean dependent var	0.302581
Adjusted R-squared	0.479549	S.D. dependent var	11.39676
S.E. of regression	8.221889	Akaike info criterion	7.171391
Sum squared resid	1825.185	Schwarz criterion	7.356422
Log likelihood	-107.1566	Hannan-Quinn criter.	7.231706
F-statistic	10.21410	Durbin-Watson stat	2.119546
Prob(F-statistic)	0.000114		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(G)

Null Hypothesis: D(G) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.991616	0.5829
Test critical values:	1% level	-4.284580	
	5% level	-3.562882	
	10% level	-3.215267	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(G,2)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 14:12
Sample (adjusted): 1984 2014
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(G(-1))	-0.546733	0.274517	-1.991616	0.0570
D(G(-1),2)	-0.305702	0.222688	-1.372781	0.1815
D(G(-2),2)	-0.458987	0.168797	-2.719163	0.0115
C	-3.906011	3.738125	-1.044912	0.3057
@TREND(1980)	0.382702	0.223791	1.710084	0.0992

R-squared	0.578952	Mean dependent var	0.302581
Adjusted R-squared	0.514175	S.D. dependent var	11.39676
S.E. of regression	7.943673	Akaike info criterion	7.129319
Sum squared resid	1640.651	Schwarz criterion	7.360607
Log likelihood	-105.5044	Hannan-Quinn criter.	7.204713
F-statistic	8.937667	Durbin-Watson stat	2.085973
Prob(F-statistic)	0.000111		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(G)

Null Hypothesis: D(G) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.624955	0.4384
Test critical values:	1% level	-2.641672	
	5% level	-1.952066	
	10% level	-1.610400	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(G,2)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 14:27
Sample (adjusted): 1984 2014
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(G(-1))	-0.105815	0.169317	-0.624955	0.5371
D(G(-1),2)	-0.576599	0.182920	-3.152200	0.0038
D(G(-2),2)	-0.604821	0.157562	-3.838622	0.0006

R-squared	0.514098	Mean dependent var	0.302581
Adjusted R-squared	0.479391	S.D. dependent var	11.39676
S.E. of regression	8.223137	Akaike info criterion	7.143546
Sum squared resid	1893.359	Schwarz criterion	7.282319
Log likelihood	-107.7250	Hannan-Quinn criter.	7.188783
Durbin-Watson stat	2.135764		

جدول تحديد درجة التأخير المناسبة لسلسلة G لتقدير اختبار ADF عند الفروق الثانية.

النماذج / P	النموذج الرابع		النموذج الخامس		النموذج السادس	
	akai	schw	akai	schw	akai	schw
P=0	7.53	7.58	7.59	7.68	7.65	7.79
P=1	7.09	7.18	7.14	7.28	7.20	7.39
P=2	7.14	7.28	7.19	7.38	7.22	7.46
P=3	7.24	7.43	7.30	7.53	7.32	7.60
P=4	7.33	7.56	7.39	7.68	7.37	7.71
P=5	7.38	7.66	7.44	7.78	7.49	7.87

اختبارADF عندالفروق الثانية وعند التأخير P=1.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(G,2)

Null Hypothesis: D(G,2) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.581266	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.661661	
	5% level	-2.960411	
	10% level	-2.619160	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(G,3)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 14:38
Sample (adjusted): 1984 2014
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(G(-1),2)	-2.299959	0.240047	-9.581266	0.0000
D(G(-1),3)	0.648988	0.143713	4.515879	0.0001
C	0.732230	1.482877	0.493790	0.6253

R-squared	0.824955	Mean dependent var	-0.045161
Adjusted R-squared	0.812452	S.D. dependent var	19.03736
S.E. of regression	8.244470	Akaike info criterion	7.148728
Sum squared resid	1903.196	Schwarz criterion	7.287501
Log likelihood	-107.8053	Hannan-Quinn criter.	7.193965
F-statistic	65.97960	Durbin-Watson stat	2.195161
Prob(F-statistic)	0.000000		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(G,2)

Null Hypothesis: D(G,2) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.448176	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.284580	
	5% level	-3.562882	
	10% level	-3.215267	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(G,3)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 14:35
Sample (adjusted): 1984 2014
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(G(-1),2)	-2.303946	0.243851	-9.448176	0.0000
D(G(-1),3)	0.651025	0.145959	4.460322	0.0001
C	-0.602801	3.529282	-0.170800	0.8657
@TREND(1980)	0.070334	0.168176	0.418217	0.6791

R-squared	0.826082	Mean dependent var	-0.045161
Adjusted R-squared	0.806758	S.D. dependent var	19.03736
S.E. of regression	8.368695	Akaike info criterion	7.206787
Sum squared resid	1890.947	Schwarz criterion	7.391818
Log likelihood	-107.7052	Hannan-Quinn criter.	7.267103
F-statistic	42.74853	Durbin-Watson stat	2.207070
Prob(F-statistic)	0.000000		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(G,2)

Null Hypothesis: D(G,2) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.695795	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.641672	
	5% level	-1.952066	
	10% level	-1.610400	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(G,3)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 14:44
Sample (adjusted): 1984 2014
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(G(-1),2)	-2.293617	0.236558	-9.695795	0.0000
D(G(-1),3)	0.645890	0.141691	4.558431	0.0001

R-squared	0.823431	Mean dependent var	-0.045161
Adjusted R-squared	0.817342	S.D. dependent var	19.03736
S.E. of regression	8.136274	Akaike info criterion	7.092883
Sum squared resid	1919.770	Schwarz criterion	7.185398
Log likelihood	-107.9397	Hannan-Quinn criter.	7.123040
Durbin-Watson stat	2.182128		

الملحق رقم 06:

جدول تحديد درجة التأخير المناسبة لسلسلة أسعار البترول PP لتقدير اختبار ADF عند المستوى.

النماذج / P	النموذج الرابع		النموذج الخامس		النموذج السادس	
	akai	schw	akai	schw	akai	schw
P=0	7.64	7.68	7.68	7.77	7.58	7.71
P=1	7.71	7.80	7.76	7.90	7.64	7.82
P=2	7.74	7.88	7.80	7.99	7.61	7.84
P=3	7.83	8.02	7.89	8.12	7.67	7.95
P=4	7.93	8.17	8.00	8.28	7.70	8.03
P=5	7.89	8.18	7.94	8.27	7.75	8.13
P=6	7.93	8.26	7.94	8.32	7.86	8.29

اختبارADF عند المستوى وعند التأخير P=0.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PP

Null Hypothesis: PP has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.165144	0.9337
Test critical values:	1% level	-3.639407	
	5% level	-2.951125	
	10% level	-2.614300	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PP)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 15:01
Sample (adjusted): 1981 2014
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PP(-1)	-0.010733	0.064991	-0.165144	0.8699
C	2.197997	3.119616	0.704573	0.4862

R-squared	0.000852	Mean dependent var	1.787353
Adjusted R-squared	-0.030372	S.D. dependent var	10.82162
S.E. of regression	10.98472	Akaike info criterion	7.687910
Sum squared resid	3861.252	Schwarz criterion	7.777696
Log likelihood	-128.6945	Hannan-Quinn criter.	7.718530
F-statistic	0.027273	Durbin-Watson stat	2.161055
Prob(F-statistic)	0.869869		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PP

Null Hypothesis: PP has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.789569	0.6876
Test critical values:	1% level	-4.252879	
	5% level	-3.548490	
	10% level	-3.207094	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PP)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 14:59
Sample (adjusted): 1981 2014
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PP(-1)	-0.153536	0.085795	-1.789569	0.0833
C	-2.803292	3.607133	-0.777152	0.4430
@TREND(1980)	0.597998	0.253488	2.359080	0.0248

R-squared	0.152923	Mean dependent var	1.787353
Adjusted R-squared	0.098273	S.D. dependent var	10.82162
S.E. of regression	10.27613	Akaike info criterion	7.581623
Sum squared resid	3273.567	Schwarz criterion	7.716301
Log likelihood	-125.8876	Hannan-Quinn criter.	7.627552
F-statistic	2.798211	Durbin-Watson stat	2.215443
Prob(F-statistic)	0.076350		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PP

Null Hypothesis: PP has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.661583	0.8542
Test critical values:	1% level	-2.634731	
	5% level	-1.951000	
	10% level	-1.610907	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PP)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 15:13
Sample (adjusted): 1981 2014
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PP(-1)	0.025766	0.038946	0.661583	0.5128

R-squared	-0.014648	Mean dependent var	1.787353
Adjusted R-squared	-0.014648	S.D. dependent var	10.82162
S.E. of regression	10.90059	Akaike info criterion	7.644481
Sum squared resid	3921.153	Schwarz criterion	7.689374
Log likelihood	-128.9562	Hannan-Quinn criter.	7.659791
Durbin-Watson stat	2.206253		

جدول تحديد درجة التأخير المناسبة لسلسلة أسعار البترول PP لتقدير اختبار ADF عند الفروق الأولى.

النموذج السادس		النموذج الخامس		النموذج الرابع		النماذج / P
schw	akai	schw	akai	schw	akai	
7.80	7.66	7.79	7.70	7.72	7.68	P=0
7.79	7.60	7.90	7.76	7.85	7.75	P=1
7.87	7.64	8.02	7.84	7.97	7.83	P=2
7.94	7.66	8.17	7.94	8.11	7.93	P=3
8.06	7.73	8.15	7.87	8.09	7.85	P=4
8.18	7.80	8.22	7.88	8.19	7.91	P=5
8.35	7.92	8.39	8.00	8.36	8.03	P=6

اختبارADF عند الفروق الأولى وعند التأخير P=0.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(PP)

Null Hypothesis: D(PP) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.139134	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.646342	
	5% level	-2.954021	
	10% level	-2.615817	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PP,2)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 15:24
Sample (adjusted): 1982 2014
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PP(-1))	-1.113474	0.181373	-6.139134	0.0000
C	2.129481	1.967022	1.082591	0.2873

R-squared	0.548690	Mean dependent var	-0.244242
Adjusted R-squared	0.534132	S.D. dependent var	16.23222
S.E. of regression	11.07923	Akaike info criterion	7.706712
Sum squared resid	3805.226	Schwarz criterion	7.797410
Log likelihood	-125.1608	Hannan-Quinn criter.	7.737229
F-statistic	37.68897	Durbin-Watson stat	2.006229
Prob(F-statistic)	0.000001		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(PP)

Null Hypothesis: D(PP) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.574087	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.262735	
	5% level	-3.552973	
	10% level	-3.209642	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PP,2)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 15:21
Sample (adjusted): 1982 2014
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PP(-1))	-1.221936	0.185872	-6.574087	0.0000
C	-4.245253	4.076839	-1.041310	0.3061
@TREND(1980)	0.366998	0.207572	1.768049	0.0872

R-squared	0.591279	Mean dependent var	-0.244242
Adjusted R-squared	0.564031	S.D. dependent var	16.23222
S.E. of regression	10.71780	Akaike info criterion	7.668197
Sum squared resid	3446.139	Schwarz criterion	7.804244
Log likelihood	-123.5253	Hannan-Quinn criter.	7.713973
F-statistic	21.69985	Durbin-Watson stat	2.055276
Prob(F-statistic)	0.000001		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(PP)

Null Hypothesis: D(PP) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.028075	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.636901	
	5% level	-1.951332	
	10% level	-1.610747	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PP,2)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 15:29
Sample (adjusted): 1982 2014
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PP(-1))	-1.074877	0.178312	-6.028075	0.0000

R-squared	0.531628	Mean dependent var	-0.244242
Adjusted R-squared	0.531628	S.D. dependent var	16.23222
S.E. of regression	11.10896	Akaike info criterion	7.683216
Sum squared resid	3949.089	Schwarz criterion	7.728564
Log likelihood	-125.7731	Hannan-Quinn criter.	7.698474
Durbin-Watson stat	1.995844		

الملحق رقم 07:

جدول تحديد درجة التأخير المناسبة لسلسلة كتلة الأجور W لتقدير اختبار ADF عند المستوى.

النماذج / P	النموذج الرابع		النموذج الخامس		النموذج السادس		
	akai	schw	akai	schw	akai	schw	
P=0	12.89	12.94	12.93	13.02	12.93	13.06	
P=1	12.81	12.90	12.85	12.99	12.82	13.01	
P=2	12.61	12.75	12.67	12.85	12.71	12.94	
P=3	12.70	12.89	12.76	12.99	12.71	12.98	
P=4	12.58	12.82	12.64	12.92	12.66	12.99	
P=5	12.48			12.76	12.50	12.83	12.47	12.84

اختبارADF عند المستوى و

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on W

Null Hypothesis: W has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 5 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		2.575467	1.0000
Test critical values:	1% level	-3.679322	
	5% level	-2.967767	
	10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(W)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 15:44
Sample (adjusted): 1986 2014
Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
W(-1)	0.227892	0.088486	2.575467	0.0173
D(W(-1))	0.793337	0.249262	3.182742	0.0043
D(W(-2))	-0.528394	0.320955	-1.646319	0.1139
D(W(-3))	0.732167	0.373966	1.957844	0.0631
D(W(-4))	-1.457158	0.520341	-2.800388	0.0104
D(W(-5))	-1.946668	0.756743	-2.572428	0.0174
C	36.58584	34.85296	1.049720	0.3052

R-squared	0.755945	Mean dependent var	156.8517
Adjusted R-squared	0.689384	S.D. dependent var	203.0364
S.E. of regression	113.1581	Akaike info criterion	12.50195
Sum squared resid	281704.5	Schwarz criterion	12.83199
Log likelihood	-174.2783	Hannan-Quinn criter.	12.60532
F-statistic	11.35726	Durbin-Watson stat	2.147659
Prob(F-statistic)	0.000009		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on W

Null Hypothesis: W has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 5 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.197322	0.9899
Test critical values:	1% level	-4.309824	
	5% level	-3.574244	
	10% level	-3.221728	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(W)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 15:41
Sample (adjusted): 1986 2014
Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
W(-1)	-0.039327	0.199302	-0.197322	0.8455
D(W(-1))	1.051134	0.298250	3.524337	0.0020
D(W(-2))	-0.119224	0.416377	-0.286338	0.7774
D(W(-3))	1.192673	0.477998	2.495141	0.0210
D(W(-4))	-1.132418	0.551665	-2.052726	0.0528
D(W(-5))	-2.014634	0.738159	-2.729267	0.0126
C	-109.3874	103.8748	-1.053069	0.3043
@TREND(1980)	14.56605	9.796613	1.486846	0.1519

R-squared	0.779190	Mean dependent var	156.8517
Adjusted R-squared	0.705587	S.D. dependent var	203.0364
S.E. of regression	110.1673	Akaike info criterion	12.47083
Sum squared resid	254873.5	Schwarz criterion	12.84801
Log likelihood	-172.8270	Hannan-Quinn criter.	12.58896
F-statistic	10.58634	Durbin-Watson stat	2.183185
Prob(F-statistic)	0.000012		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on W

Null Hypothesis: W has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 5 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		3.427839	0.9996
Test critical values:	1% level	-2.647120	
	5% level	-1.952910	
	10% level	-1.610011	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(W)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 15:51
Sample (adjusted): 1986 2014
Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
W(-1)	0.270358	0.078871	3.427839	0.0023
D(W(-1))	0.734154	0.243340	3.016995	0.0061
D(W(-2))	-0.649613	0.300124	-2.164485	0.0411
D(W(-3))	0.610188	0.356241	1.712851	0.1002
D(W(-4))	-1.468544	0.521380	-2.816651	0.0098
D(W(-5))	-1.766166	0.738579	-2.391302	0.0254

R-squared	0.743721	Mean dependent var	156.8517
Adjusted R-squared	0.688008	S.D. dependent var	203.0364
S.E. of regression	113.4085	Akaike info criterion	12.48186
Sum squared resid	295814.2	Schwarz criterion	12.76475
Log likelihood	-174.9870	Hannan-Quinn criter.	12.57046
Durbin-Watson stat	2.101269		

جدول تحديد درجة التأخير المناسبة لسلسلة كتلة الأجور W لتقدير اختبار ADF عند الفروق الأولى.

النماذج / P	النموذج الرابع		النموذج الخامس		النموذج السادس	
	akai	schw	akai	schw	akai	schw
P=0	12.88	12.92	12.86	12.95	12.77	12.90
P=1	12.97	13.06	12.94	13.07	12.75	12.93
P=2	12.73	12.87	12.74	12.92	12.68	12.91
P=3	12.73	12.92	12.70	12.93	12.59	12.87
P=4	12.82	13.06	12.69	12.97	12.40	12.73
P=5	12.88	13.17	12.79	13.13	12.46	12.84

اختبارADF عند الفروق الأولى عند التأخير P=4.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(W)

Null Hypothesis: D(W) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 4 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.564610	0.1117
Test critical values:	1% level	-3.679322	
	5% level	-2.967767	
	10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(W,2)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 16:10
Sample (adjusted): 1986 2014
Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(W(-1))	-1.315804	0.513062	-2.564610	0.0173
D(W(-1),2)	1.496204	0.601937	2.485647	0.0206
D(W(-2),2)	1.177964	0.793669	1.484200	0.1513
D(W(-3),2)	2.428725	0.959264	2.531863	0.0186
D(W(-4),2)	1.350242	0.803834	1.679752	0.1065
C	77.62355	34.58548	2.244397	0.0347

R-squared	0.531851	Mean dependent var	8.837931
Adjusted R-squared	0.430080	S.D. dependent var	167.2431
S.E. of regression	126.2570	Akaike info criterion	12.69651
Sum squared resid	366638.8	Schwarz criterion	12.97940
Log likelihood	-178.0993	Hannan-Quinn criter.	12.78510
F-statistic	5.225932	Durbin-Watson stat	1.928999
Prob(F-statistic)	0.002385		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(W)

Null Hypothesis: D(W) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.234235	0.0119
Test critical values:	1% level	-4.309824	
	5% level	-3.574244	
	10% level	-3.221728	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(W,2)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 16:03
Sample (adjusted): 1986 2014
Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(W(-1))	-2.255541	0.532692	-4.234235	0.0003
D(W(-1),2)	2.263345	0.570254	3.969014	0.0007
D(W(-2),2)	2.088378	0.738298	2.828638	0.0098
D(W(-3),2)	3.209220	0.856461	3.747069	0.0011
D(W(-4),2)	2.025730	0.719759	2.814458	0.0101
C	-93.24131	62.57504	-1.490072	0.1504
@TREND(1980)	12.82288	4.141001	3.096565	0.0053

R-squared	0.673957	Mean dependent var	8.837931
Adjusted R-squared	0.585036	S.D. dependent var	167.2431
S.E. of regression	107.7341	Akaike info criterion	12.40371
Sum squared resid	255346.1	Schwarz criterion	12.73375
Log likelihood	-172.8539	Hannan-Quinn criter.	12.50708
F-statistic	7.579296	Durbin-Watson stat	2.190565
Prob(F-statistic)	0.000170		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(W)

Null Hypothesis: D(W) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 4 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.412233	0.1437
Test critical values:	1% level	-2.647120	
	5% level	-1.952910	
	10% level	-1.610011	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(W,2)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 16:15
Sample (adjusted): 1986 2014
Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(W(-1))	-0.628181	0.444814	-1.412233	0.1707
D(W(-1),2)	0.843297	0.569577	1.480566	0.1517
D(W(-2),2)	0.304948	0.747744	0.407824	0.6870
D(W(-3),2)	1.487724	0.932538	1.595349	0.1237
D(W(-4),2)	0.567970	0.782896	0.725473	0.4752

R-squared	0.429320	Mean dependent var	8.837931
Adjusted R-squared	0.334207	S.D. dependent var	167.2431
S.E. of regression	136.4639	Akaike info criterion	12.82558
Sum squared resid	446937.8	Schwarz criterion	13.06132
Log likelihood	-180.9710	Hannan-Quinn criter.	12.89941
Durbin-Watson stat	1.911060		

جدول تحديد درجة التأخير المناسبة لسلسلة معدل كتلة الأجور W لتقدير اختبار ADF عند الفروق الثانية.

النماذج / P	النموذج الرابع		النموذج الخامس		النموذج السادس	
	akai	schw	akai	schw	akai	schw
P=0	13.00	13.05	13.06	13.15	13.12	13.26
P=1	12.67	12.76	12.71	12.85	12.78	12.96
P=2	12.76	12.90	12.82	13.00	12.88	13.12
P=3	12.83	13.02	12.87	13.11	12.93	13.21
P=4	12.84	13.07	12.88	13.16	12.93	13.27
P=5	12.64	12.93	12.65	12.99	12.69	13.07

اختبارADF عند الفروق الثانية وعند التأخير P=1.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(W,2)

Null Hypothesis: D(W,2) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.618678	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.661661	
	5% level	-2.960411	
	10% level	-2.619160	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(W,3)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 16:53
Sample (adjusted): 1984 2014
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(W(-1),2)	-1.716051	0.225243	-7.618678	0.0000
D(W(-1),3)	0.658475	0.166126	3.963719	0.0005
C	17.16620	24.10566	0.712123	0.4823

R-squared	0.694457	Mean dependent var	5.322581
Adjusted R-squared	0.672632	S.D. dependent var	233.5361
S.E. of regression	133.6202	Akaike info criterion	12.71965
Sum squared resid	499922.2	Schwarz criterion	12.85842
Log likelihood	-194.1545	Hannan-Quinn criter.	12.76488
F-statistic	31.81999	Durbin-Watson stat	1.869534
Prob(F-statistic)	0.000000		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(W,2)

Null Hypothesis: D(W,2) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.489864	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.284580	
	5% level	-3.562882	
	10% level	-3.215267	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(W,3)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 16:45
Sample (adjusted): 1984 2014
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(W(-1),2)	-1.716535	0.229181	-7.489864	0.0000
D(W(-1),3)	0.661009	0.169414	3.901730	0.0006
C	5.734989	57.45002	0.099826	0.9212
@TREND(1980)	0.603123	2.741026	0.220035	0.8275

R-squared	0.695003	Mean dependent var	5.322581
Adjusted R-squared	0.661115	S.D. dependent var	233.5361
S.E. of regression	135.9503	Akaike info criterion	12.78237
Sum squared resid	499027.4	Schwarz criterion	12.96740
Log likelihood	-194.1267	Hannan-Quinn criter.	12.84269
F-statistic	20.50853	Durbin-Watson stat	1.877830
Prob(F-statistic)	0.000000		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(W,2)

Null Hypothesis: D(W,2) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.651334	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.641672	
	5% level	-1.952066	
	10% level	-1.610400	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(W,3)
Method: Least Squares
Date: 06/11/16 Time: 17:00
Sample (adjusted): 1984 2014
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(W(-1),2)	-1.703239	0.222607	-7.651334	0.0000
D(W(-1),3)	0.647563	0.164006	3.948420	0.0005

R-squared	0.688923	Mean dependent var	5.322581
Adjusted R-squared	0.678196	S.D. dependent var	233.5361
S.E. of regression	132.4799	Akaike info criterion	12.67308
Sum squared resid	508976.5	Schwarz criterion	12.76559
Log likelihood	-194.4327	Hannan-Quinn criter.	12.70324
Durbin-Watson stat	1.843603		

الملحق رقم 08:

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: DCH DDDPA DDG DDPIB DDW DPP DR
Exogenous variables: C
Date: 12/31/16 Time: 13:33
Sample: 1980 2014
Included observations: 29

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-620.2796	NA	1.45e+10	43.26066	43.59070	43.36402
1	-562.8337	83.19739	8.96e+09	42.67819	45.31848	43.50510
2	-487.9055	72.34453	2.93e+09	40.89003	45.84059	42.44048
3	-333.6914	74.44816*	25379983*	33.63389*	40.89470*	35.90789*

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

الملحق رقم 09:

Vector Autoregression Estimates

Vector Autoregression Estimates
Date: 12/30/16 Time: 23:14
Sample (adjusted): 1986 2014
Included observations: 29 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	DCH	DDDPA	DDG	DDPIB	DDW	DPP	DR
DCH(-1)	0.355107	0.009641	0.201607	-1.031530	0.157311	-0.872159	-0.079644
	(0.22317)	(0.00497)	(1.10766)	(1.65323)	(4.28251)	(1.16843)	(0.48249)
	[1.59123]	[1.94047]	[0.18201]	[-0.62395]	[0.03673]	[-0.74643]	[-0.16507]
DCH(-2)	-0.252731	0.004897	-0.156960	-1.392126	-17.03771	-2.155480	-0.747054
	(0.25728)	(0.00573)	(1.27697)	(1.90593)	(4.93709)	(1.34703)	(0.55624)
	[-0.98234]	[0.85493]	[-0.12292]	[-0.73042]	[-3.45096]	[-1.60017]	[-1.34305]
DCH(-3)	0.073437	0.001346	-0.970058	-2.416112	-2.544722	-3.077264	1.193044
	(0.33284)	(0.00741)	(1.65205)	(2.46575)	(6.38724)	(1.74269)	(0.71962)
	[0.22064]	[0.18165]	[-0.58719]	[-0.97987]	[-0.39841]	[-1.76582]	[1.65788]
DDDPA(-1)	14.92199	-1.049634	-54.90062	-7.370830	565.5751	26.79094	-24.11742
	(14.6277)	(0.32566)	(72.6035)	(108.364)	(280.704)	(76.5869)	(31.6255)
	[1.02012]	[-3.22313]	[-0.75617]	[-0.06802]	[2.01485]	[0.34981]	[-0.76259]
DDDPA(-2)	22.50226	-0.629362	-65.78495	-0.453553	-164.1879	41.01258	-47.95751
	(17.5248)	(0.39015)	(86.9828)	(129.825)	(336.298)	(91.7551)	(37.8891)
	[1.28402]	[-1.61311]	[-0.75630]	[-0.00349]	[-0.48822]	[0.44698]	[-1.26574]
DDDPA(-3)	54.60860	-0.239221	28.74399	3.116172	-200.8835	-27.31797	-27.24980
	(15.8612)	(0.35312)	(78.7255)	(117.501)	(304.373)	(83.0448)	(34.2922)
	[3.44291]	[-0.67745]	[0.36512]	[0.02652]	[-0.65999]	[-0.32895]	[-0.79463]

DDG(-1)	0.154301	0.003366	-0.390254	-1.036858	-10.78599	-0.939395	-0.098957
	(0.16625)	(0.00370)	(0.82516)	(1.23158)	(3.19028)	(0.87043)	(0.35943)
	[0.92814]	[0.90935]	[-0.47294]	[-0.84189]	[-3.38090]	[-1.07923]	[-0.27531]
DDG(-2)	-0.036062	-0.001829	-0.971563	-1.810331	3.052490	-1.395590	0.580316
	(0.12486)	(0.00278)	(0.61976)	(0.92501)	(2.39613)	(0.65376)	(0.26996)
	[-0.28881]	[-0.65781]	[-1.56766]	[-1.95710]	[1.27392]	[-2.13472]	[2.14963]
DDG(-3)	-0.069206	-0.000684	-0.892134	-0.286082	2.341878	-0.169728	-0.792406
	(0.14120)	(0.00314)	(0.70085)	(1.04604)	(2.70965)	(0.73930)	(0.30528)
	[-0.49012]	[-0.21756]	[-1.27294]	[-0.27349]	[0.86427]	[-0.22958]	[-2.59564]
DDPIB(-1)	-0.122496	-0.004683	-0.422509	0.233709	4.550796	0.874914	-0.509253
	(0.19241)	(0.00428)	(0.95499)	(1.42536)	(3.69223)	(1.00738)	(0.41599)
	[-0.63666]	[-1.09329]	[-0.44242]	[0.16397]	[1.23253]	[0.86850]	[-1.22421]
DDPIB(-2)	0.284712	0.001240	0.169524	0.320589	-12.62810	0.437066	-0.564942
	(0.13846)	(0.00308)	(0.68725)	(1.02575)	(2.65710)	(0.72496)	(0.29936)
	[2.05622]	[0.40233]	[0.24667]	[0.31254]	[-4.75259]	[0.60288]	[-1.88715]
DDPIB(-3)	0.202643	-0.001302	0.700444	-0.451133	-6.898033	-0.547387	0.240988
	(0.15440)	(0.00344)	(0.76634)	(1.14379)	(2.96287)	(0.80839)	(0.33381)
	[1.31248]	[-0.37877]	[0.91401]	[-0.39442]	[-2.32816]	[-0.67714]	[0.72193]
DDW(-1)	0.021911	-6.44E-05	0.044775	-0.057778	-0.081221	-0.070153	0.044590
	(0.01510)	(0.00034)	(0.07496)	(0.11187)	(0.28980)	(0.07907)	(0.03265)
	[1.45090]	[-0.19166]	[0.59736]	[-0.51646]	[-0.28027]	[-0.88725]	[1.36569]
DDW(-2)	-0.014556	0.000213	-0.021414	0.066209	-0.266973	0.084495	-0.046657
	(0.01001)	(0.00022)	(0.04969)	(0.07417)	(0.19212)	(0.05242)	(0.02165)
	[-1.45393]	[0.95585]	[-0.43093]	[0.89270]	[-1.38961]	[1.61195]	[-2.15551]
DDW(-3)	0.014899	0.000488	0.017165	-0.071526	-1.010911	-0.067421	0.056937
	(0.01657)	(0.00037)	(0.08224)	(0.12274)	(0.31795)	(0.08675)	(0.03582)
	[0.89921]	[1.32272]	[0.20873]	[-0.58273]	[-3.17947]	[-0.77720]	[1.58944]
DPP(-1)	0.001778	0.003572	-0.090276	-1.318775	-6.404554	-1.027614	0.458626
	(0.11764)	(0.00262)	(0.58392)	(0.87152)	(2.25757)	(0.61595)	(0.25435)
	[0.01512]	[1.36390]	[-0.15460]	[-1.51319]	[-2.83692]	[-1.66833]	[1.80313]

DPP(-2)	-0.203292	-0.004125	-0.060154	-0.399385	10.19900	-0.363561	0.098093
	(0.14068)	(0.00313)	(0.69827)	(1.04219)	(2.69968)	(0.73658)	(0.30416)
	[-1.44504]	[-1.31695]	[-0.08615]	[-0.38322]	[3.77785]	[-0.49358]	[0.32251]
DPP(-3)	0.048744	0.000545	-0.003990	0.962894	4.473057	0.928874	-0.637186
	(0.17784)	(0.00396)	(0.88270)	(1.31747)	(3.41275)	(0.93113)	(0.38450)
	[0.27409]	[0.13756]	[-0.00452]	[0.73087]	[1.31069]	[0.99758]	[-1.65719]
DR(-1)	0.009305	0.000857	-0.302350	-0.382059	-3.116960	-0.274634	0.709387
	(0.12216)	(0.00272)	(0.60635)	(0.90501)	(2.34432)	(0.63962)	(0.26412)
	[0.07617]	[0.31492]	[-0.49864]	[-0.42216]	[-1.32958]	[-0.42937]	[2.68581]
DR(-2)	0.112787	-0.003619	-0.179076	-0.198549	-0.351731	-0.483622	-0.277212
	(0.12385)	(0.00276)	(0.61472)	(0.91749)	(2.37666)	(0.64845)	(0.26777)
	[0.91067]	[-1.31256]	[-0.29131]	[-0.21640]	[-0.14799]	[-0.74582]	[-1.03527]
DR(-3)	-0.102138	0.003545	0.354482	0.287457	5.473680	0.316330	0.142332
	(0.10081)	(0.00224)	(0.50038)	(0.74684)	(1.93461)	(0.52784)	(0.21796)
	[-1.01312]	[1.57942]	[0.70842]	[0.38490]	[2.82934]	[0.59929]	[0.65301]
C	0.268328	-0.025620	0.254265	4.430731	31.18228	5.460308	-1.328650
	(0.61006)	(0.01358)	(3.02800)	(4.51941)	(11.7070)	(3.19413)	(1.31897)
	[0.43984]	[-1.88636]	[0.08397]	[0.98038]	[2.66356]	[1.70948]	[-1.00734]
R-squared	0.797284	0.881973	0.792185	0.840177	0.984601	0.763095	0.810597
Adj. R-squared	0.189137	0.527890	0.168741	0.360709	0.938405	0.052378	0.242388
Sum sq. resids	32.74875	0.016232	806.7822	1797.249	12059.74	897.7392	153.0794
S.E. equation	2.162959	0.048154	10.73567	16.02342	41.50686	11.32468	4.676376
F-statistic	1.311005	2.490869	1.270659	1.752312	21.31355	1.073698	1.426582
Log likelihood	-42.91197	67.42809	-89.37271	-100.9866	-128.5890	-90.92168	-65.27230
Akaike AIC	4.476688	-3.132971	7.680876	8.481835	10.38545	7.787702	6.018780
Schwarz SC	5.513946	-2.095713	8.718135	9.519094	11.42271	8.824961	7.056038
Mean dependent	-0.217586	-0.004828	0.264828	-0.014828	8.837931	2.388966	-0.261034
S.D. dependent	2.402009	0.070083	11.77500	20.04038	167.2431	11.63345	5.372617

Determinant resid covariance (dof adj.)	487849.7
Determinant resid covariance	23.29091
Log likelihood	-333.6914
Akaike information criterion	33.63389
Schwarz criterion	40.89470

الملحق رقم 10:سلسلة بواقي الشعاع CH.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.229133	Prob. F(21,7)	0.4138
Obs*R-squared	22.81320	Prob. Chi-Square(21)	0.3540
Scaled explained SS	1.218678	Prob. Chi-Square(21)	1.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/31/16 Time: 14:09
Sample: 1986 2014
Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.805028	0.405484	1.985352	0.0875
DCH(-1)	-0.017643	0.148329	-0.118947	0.9087
DCH(-2)	0.207481	0.171001	1.213335	0.2644
DCH(-3)	0.175334	0.221228	0.792550	0.4541
DDDPA(-1)	-27.26084	9.722449	-2.803907	0.0264
DDDPA(-2)	-35.14813	11.64800	-3.017524	0.0195
DDDPA(-3)	-8.654488	10.54226	-0.820933	0.4387
DDG(-1)	0.095390	0.110498	0.863271	0.4166
DDG(-2)	0.134439	0.082992	1.619898	0.1493
DDG(-3)	-0.019055	0.093851	-0.203036	0.8449
DDPIB(-1)	-0.090000	0.127884	-0.703762	0.5043
DDPIB(-2)	-0.173354	0.092031	-1.883640	0.1016
DDPIB(-3)	-0.006042	0.102622	-0.058877	0.9547
DDW(-1)	1.56E-06	0.010037	0.000155	0.9999
DDW(-2)	-0.004843	0.006654	-0.727802	0.4904
DDW(-3)	0.011520	0.011012	1.046100	0.3303
DPP(-1)	0.034312	0.078193	0.438808	0.6740
DPP(-2)	0.047755	0.093506	0.510720	0.6253
DPP(-3)	-0.171013	0.118204	-1.446762	0.1912
DR(-1)	0.041794	0.081198	0.514712	0.6226
DR(-2)	0.014844	0.082318	0.180322	0.8620
DR(-3)	-0.086772	0.067007	-1.294969	0.2364

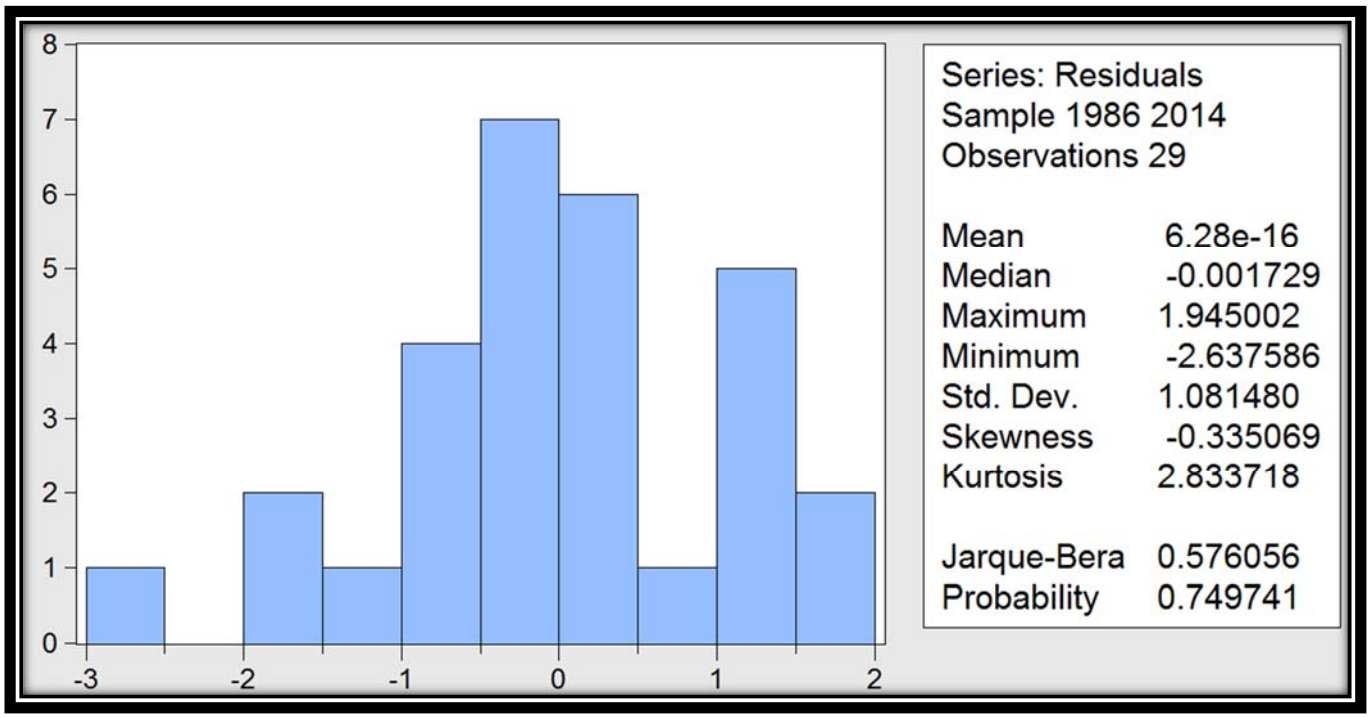
R-squared	0.786662	Mean dependent var	1.129267
Adjusted R-squared	0.146648	S.D. dependent var	1.556263
S.E. of regression	1.437630	Akaike info criterion	3.659725

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.179935	Prob. F(3,4)	0.1465
Obs*R-squared	20.43267	Prob. Chi-Square(3)	0.0001

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/31/16 Time: 15:31
Sample: 1986 2014
Included observations: 29
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.098975	0.241918	0.409124	0.7034
C(2)	0.551208	0.263596	2.091113	0.1047
C(3)	0.527877	0.310776	1.698580	0.1646
C(4)	-25.17700	16.77794	-1.500602	0.2079
C(5)	-26.49875	15.61688	-1.696802	0.1650
C(6)	-6.732176	12.14305	-0.554406	0.6088
C(7)	0.162205	0.159104	1.019491	0.3656
C(8)	0.123033	0.106403	1.156297	0.3119
C(9)	-0.029266	0.125406	-0.233370	0.8269
C(10)	-0.225007	0.194093	-1.159272	0.3108
C(11)	-0.183998	0.118368	-1.554452	0.1950
C(12)	-0.010528	0.178929	-0.058838	0.9559
C(13)	0.006728	0.017327	0.388296	0.7176
C(14)	0.001363	0.009069	0.150310	0.8878
C(15)	0.015955	0.017846	0.894080	0.4218
C(16)	0.145145	0.110934	1.308396	0.2609
C(17)	-0.019511	0.109888	-0.177550	0.8677
C(18)	-0.101555	0.173072	-0.586778	0.5889
C(19)	0.101848	0.104362	0.975911	0.3844
C(20)	0.033216	0.100361	0.330966	0.7573
C(21)	-0.049638	0.084439	-0.587852	0.5882
C(22)	-0.643367	0.568543	-1.131606	0.3210
RESID(-1)	0.362616	0.581622	0.623456	0.5668
RESID(-2)	-0.829280	0.681679	-1.216527	0.2907
RESID(-3)	-1.331639	0.631939	-2.107226	0.1028



الملحق رقم 11:سلسلة بواقي الشعاع G.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.504932	Prob. F(21,7)	0.8933
Obs*R-squared	17.46826	Prob. Chi-Square(21)	0.6824
Scaled explained SS	0.712393	Prob. Chi-Square(21)	1.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/31/16 Time: 15:53
Sample: 1986 2014
Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	19.88021	11.91607	1.668353	0.1392
DCH(-1)	5.650340	4.358982	1.296252	0.2360
DCH(-2)	-2.217711	5.025248	-0.441314	0.6723
DCH(-3)	7.466976	6.501298	1.148536	0.2885
DDDPA(-1)	-383.9352	285.7165	-1.343763	0.2209
DDDPA(-2)	-421.5665	342.3033	-1.231559	0.2579
DDDPA(-3)	98.82317	309.8084	0.318982	0.7590
DDG(-1)	4.597403	3.247246	1.415785	0.1998
DDG(-2)	4.369559	2.438921	1.791595	0.1163
DDG(-3)	-1.692342	2.758036	-0.613604	0.5589
DDPIB(-1)	-4.673263	3.758162	-1.243497	0.2537
DDPIB(-2)	-0.534270	2.704548	-0.197545	0.8490
DDPIB(-3)	4.035952	3.015779	1.338278	0.2226
DDW(-1)	0.449937	0.294972	1.525354	0.1710
DDW(-2)	-0.298039	0.195552	-1.524092	0.1713
DDW(-3)	0.374989	0.323627	1.158706	0.2846
DPP(-1)	2.059142	2.297884	0.896104	0.4000
DPP(-2)	-1.701735	2.747890	-0.619288	0.5553
DPP(-3)	-3.092646	3.473691	-0.890305	0.4029
DR(-1)	0.226474	2.386186	0.094910	0.9270
DR(-2)	1.997777	2.419101	0.825834	0.4361
DR(-3)	-0.340388	1.969162	-0.172860	0.8677

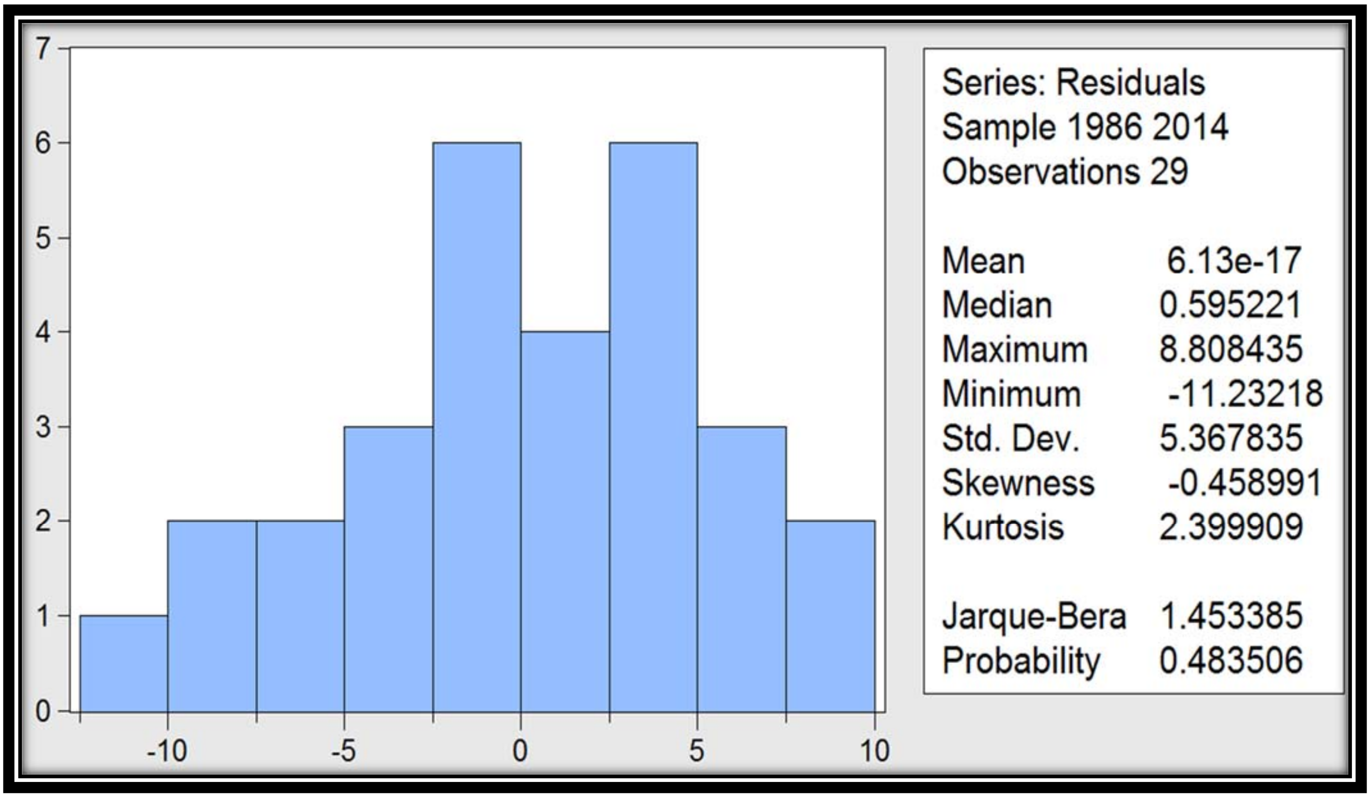
R-squared	0.602354	Mean dependent var	27.82008
Adjusted R-squared	-0.590585	S.D. dependent var	33.49872
S.E. of regression	42.24806	Akaike info criterion	10.42085

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.273307	Prob. F(3,4)	0.8425
Obs*R-squared	4.933212	Prob. Chi-Square(3)	0.1768

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/31/16 Time: 15:50
Sample: 1986 2014
Included observations: 29
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(45)	-0.639042	1.785952	-0.357816	0.7386
C(46)	1.712703	2.642409	0.648160	0.5522
C(47)	-0.537620	2.695119	-0.199479	0.8516
C(48)	-45.40241	101.0514	-0.449300	0.6765
C(49)	8.022162	119.0226	0.067400	0.9495
C(50)	-10.68767	101.5689	-0.105226	0.9213
C(51)	0.486470	1.131762	0.429834	0.6895
C(52)	0.714615	1.130960	0.631866	0.5618
C(53)	-0.292347	1.197740	-0.244083	0.8192
C(54)	0.137097	1.595801	0.085911	0.9357
C(55)	-1.149544	1.592836	-0.721696	0.5104
C(56)	0.093624	1.049715	0.089189	0.9332
C(57)	0.013303	0.096998	0.137147	0.8975
C(58)	0.010473	0.064563	0.162213	0.8790
C(59)	0.055974	0.123126	0.454606	0.6730
C(60)	-0.238122	1.085641	-0.219338	0.8371
C(61)	0.787319	1.284528	0.612925	0.5731
C(62)	-1.016266	1.586287	-0.640657	0.5566
C(63)	1.285024	1.985482	0.647210	0.5528
C(64)	-1.134040	1.480026	-0.766230	0.4863
C(65)	0.281163	0.883451	0.318256	0.7662
C(66)	-0.735357	3.755114	-0.195828	0.8543
RESID(-1)	-0.917252	1.719618	-0.533405	0.6220
RESID(-2)	1.949996	2.168210	0.899358	0.4193
RESID(-3)	-0.295544	1.560415	-0.189401	0.8590



الملحق رقم 12: سلسلة بواقي الشعاع PA.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.535240	Prob. F(21,7)	0.2906
Obs*R-squared	23.82671	Prob. Chi-Square(21)	0.3015
Scaled explained SS	2.180149	Prob. Chi-Square(21)	1.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/31/16 Time: 17:03
Sample: 1986 2014
Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000392	0.000241	1.629146	0.1473
DCH(-1)	-0.000171	8.80E-05	-1.946361	0.0927
DCH(-2)	0.000250	0.000101	2.461110	0.0434
DCH(-3)	0.000308	0.000131	2.347516	0.0513
DDDPA(-1)	-0.012697	0.005767	-2.201690	0.0636
DDDPA(-2)	-0.014568	0.006909	-2.108496	0.0730
DDDPA(-3)	-0.006382	0.006253	-1.020603	0.3414
DDG(-1)	-2.94E-05	6.55E-05	-0.448062	0.6676
DDG(-2)	1.95E-05	4.92E-05	0.395618	0.7042
DDG(-3)	-6.93E-05	5.57E-05	-1.244154	0.2535
DDPIB(-1)	2.64E-05	7.59E-05	0.348387	0.7378
DDPIB(-2)	-8.56E-06	5.46E-05	-0.156837	0.8798
DDPIB(-3)	1.89E-05	6.09E-05	0.310768	0.7650
DDW(-1)	2.33E-06	5.95E-06	0.391616	0.7070
DDW(-2)	-3.24E-06	3.95E-06	-0.819842	0.4393
DDW(-3)	3.44E-06	6.53E-06	0.527290	0.6143
DPP(-1)	-3.78E-05	4.64E-05	-0.814360	0.4423
DPP(-2)	3.66E-05	5.55E-05	0.660655	0.5300
DPP(-3)	2.18E-05	7.01E-05	0.311286	0.7646
DR(-1)	0.000123	4.82E-05	2.563597	0.0374
DR(-2)	-2.26E-05	4.88E-05	-0.463772	0.6569
DR(-3)	-5.98E-05	3.97E-05	-1.504814	0.1761

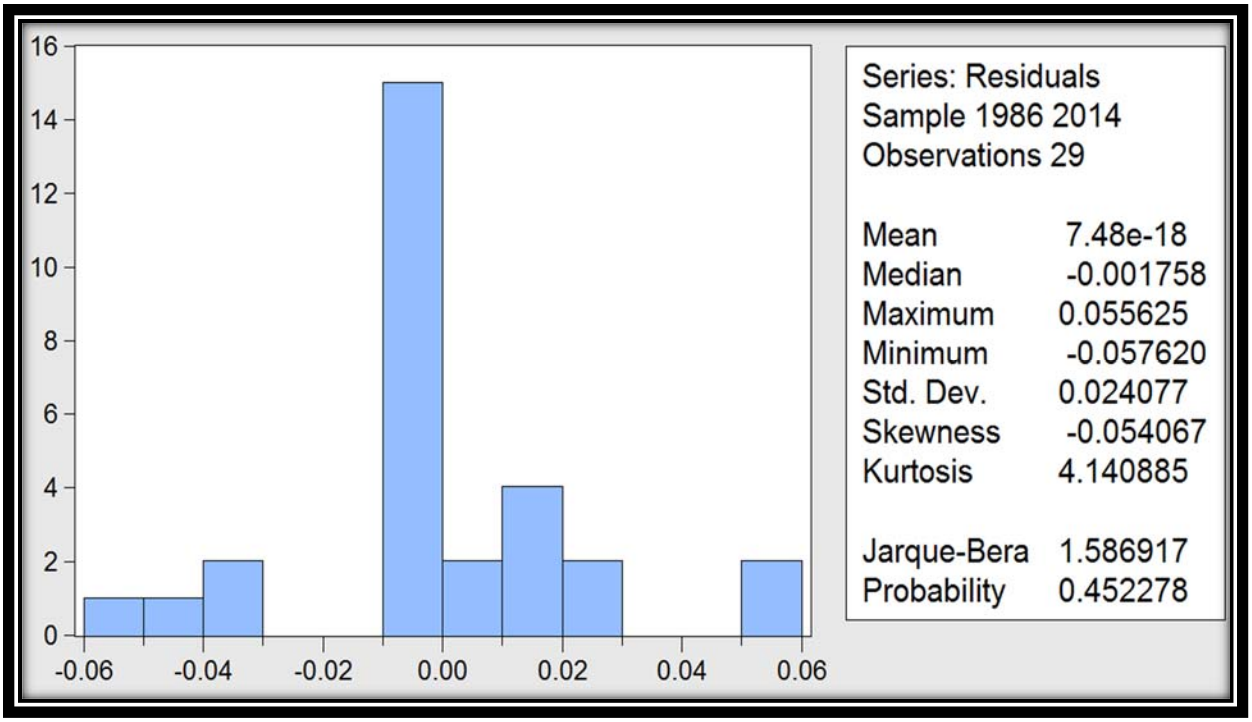
R-squared	0.821611	Mean dependent var	0.000560
Adjusted R-squared	0.286443	S.D. dependent var	0.001010
S.E. of regression	0.000853	Akaike info criterion	-11.20034

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.271449	Prob. F(3,4)	0.8437
Obs*R-squared	4.905357	Prob. Chi-Square(3)	0.1789

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/31/16 Time: 17:05
Sample: 1986 2014
Included observations: 29
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(23)	-0.006090	0.009527	-0.639223	0.5574
C(24)	-0.003606	0.008650	-0.416936	0.6981
C(25)	-0.004016	0.010094	-0.397833	0.7111
C(26)	-0.008508	0.566332	-0.015024	0.9887
C(27)	0.052788	0.584655	0.090289	0.9324
C(28)	-0.181123	0.502221	-0.360644	0.7366
C(29)	-0.000901	0.004921	-0.183046	0.8637
C(30)	0.000153	0.003440	0.044543	0.9666
C(31)	0.001446	0.004788	0.302005	0.7777
C(32)	0.001643	0.005913	0.277857	0.7949
C(33)	0.001346	0.004050	0.332295	0.7564
C(34)	0.001035	0.005553	0.186422	0.8612
C(35)	-1.25E-06	0.000535	-0.002343	0.9982
C(36)	-4.36E-05	0.000302	-0.144330	0.8922
C(37)	-3.88E-05	0.000544	-0.071310	0.9466
C(38)	-0.001191	0.003432	-0.346985	0.7461
C(39)	0.000383	0.004052	0.094469	0.9293
C(40)	-0.001484	0.005958	-0.249034	0.8156
C(41)	-0.002167	0.004455	-0.486492	0.6521
C(42)	0.002408	0.004470	0.538675	0.6187
C(43)	-0.000959	0.002984	-0.321227	0.7641
C(44)	-1.99E-06	0.018080	-0.000110	0.9999
RESID(-1)	0.268105	0.788808	0.339886	0.7510
RESID(-2)	0.321357	0.949008	0.338624	0.7519
RESID(-3)	1.103326	1.303793	0.846244	0.4451



الملحق رقم 13: سلسلة بواقي الشعاع PIB.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.414461	Prob. F(21,7)	0.3335
Obs*R-squared	23.46922	Prob. Chi-Square(21)	0.3195
Scaled explained SS	0.859090	Prob. Chi-Square(21)	1.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/31/16 Time: 17:58
Sample: 1986 2014
Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	54.97931	17.41670	3.156701	0.0160
DCH(-1)	11.30569	6.371150	1.774513	0.1192
DCH(-2)	-6.900663	7.344974	-0.939508	0.3787
DCH(-3)	9.728760	9.502391	1.023822	0.3400
DDDPA(-1)	-131.3164	417.6073	-0.314449	0.7623
DDDPA(-2)	-275.3168	500.3154	-0.550286	0.5992
DDDPA(-3)	63.96615	452.8204	0.141262	0.8916
DDG(-1)	10.19491	4.746222	2.148006	0.0688
DDG(-2)	9.973083	3.564762	2.797686	0.0266
DDG(-3)	1.224927	4.031186	0.303863	0.7701
DDPIB(-1)	-9.001419	5.492984	-1.638712	0.1453
DDPIB(-2)	-1.190434	3.953006	-0.301147	0.7721
DDPIB(-3)	4.935108	4.407906	1.119604	0.2998
DDW(-1)	0.642962	0.431136	1.491322	0.1795
DDW(-2)	-0.403357	0.285822	-1.411217	0.2010
DDW(-3)	0.286556	0.473019	0.605802	0.5638
DPP(-1)	5.510962	3.358621	1.640841	0.1448
DPP(-2)	-5.605299	4.016356	-1.395618	0.2055
DPP(-3)	-3.190119	5.077197	-0.628323	0.5497
DR(-1)	2.184111	3.487684	0.626235	0.5510
DR(-2)	1.998526	3.535793	0.565227	0.5896
DR(-3)	1.297093	2.878155	0.450668	0.6659

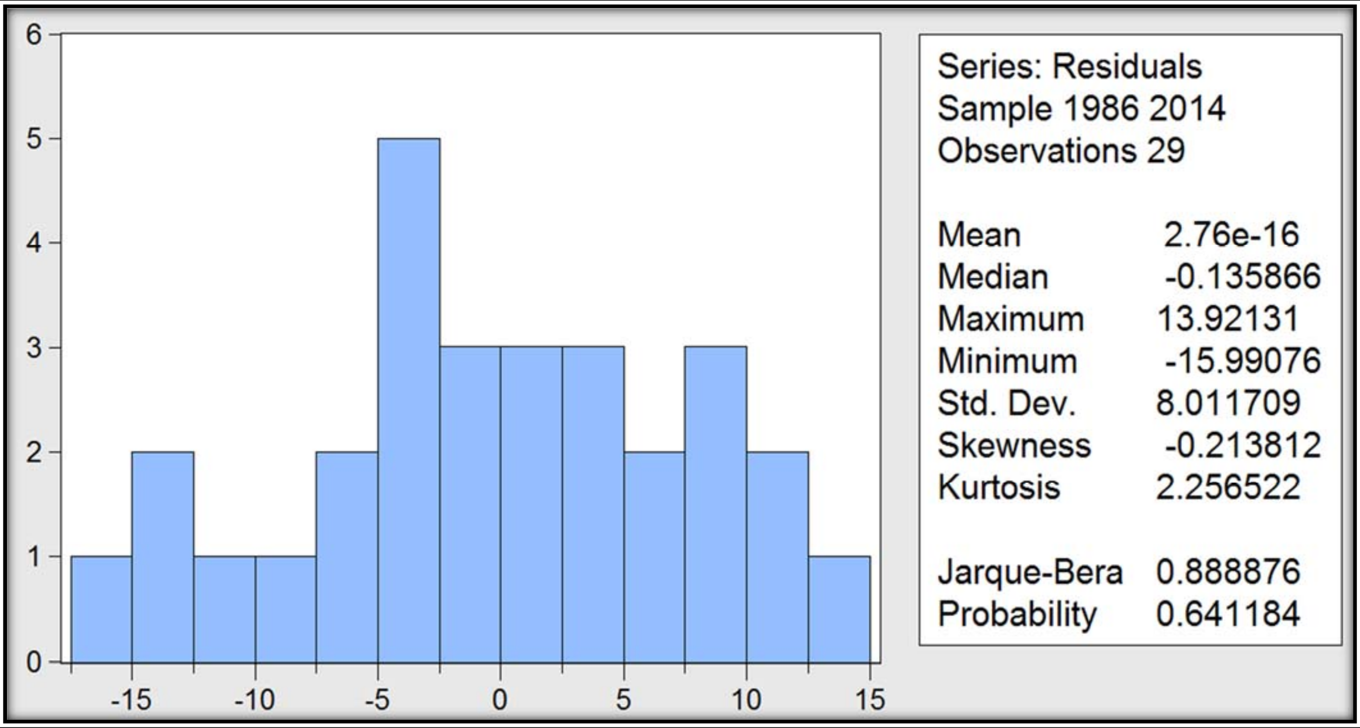
R-squared	0.809283	Mean dependent var	61.97412
Adjusted R-squared	0.237134	S.D. dependent var	70.69935
S.E. of regression	61.75037	Akaike info criterion	11.17993

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.281912	Prob. F(3,4)	0.8368
Obs*R-squared	5.061426	Prob. Chi-Square(3)	0.1674

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/31/16 Time: 17:57
Sample: 1986 2014
Included observations: 29
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(67)	0.771596	2.173745	0.354962	0.7405
C(68)	-1.966007	3.235946	-0.607552	0.5763
C(69)	-0.916568	4.570601	-0.200536	0.8508
C(70)	-23.81487	134.5451	-0.177003	0.8681
C(71)	-62.51284	182.7961	-0.341981	0.7496
C(72)	-15.73226	151.6630	-0.103732	0.9224
C(73)	0.482642	1.609180	0.299930	0.7792
C(74)	-0.566983	1.462704	-0.387626	0.7180
C(75)	-0.790253	1.697369	-0.465575	0.6657
C(76)	-1.469380	2.479937	-0.592507	0.5854
C(77)	0.264844	1.894502	0.139796	0.8956
C(78)	0.641815	1.582478	0.405576	0.7058
C(79)	0.048759	0.148616	0.328084	0.7593
C(80)	-0.017117	0.095525	-0.179188	0.8665
C(81)	0.039054	0.168025	0.232427	0.8276
C(82)	0.463200	1.308378	0.354026	0.7412
C(83)	-1.054193	1.729341	-0.609592	0.5751
C(84)	-0.233176	1.795212	-0.129888	0.9029
C(85)	-1.281636	2.400307	-0.533946	0.6217
C(86)	0.230093	1.779959	0.129269	0.9034
C(87)	0.311053	1.317381	0.236115	0.8249
C(88)	-0.118549	5.488642	-0.021599	0.9838
RESID(-1)	1.136072	1.299154	0.874470	0.4312
RESID(-2)	-0.781482	1.444276	-0.541089	0.6172
RESID(-3)	-0.330951	1.570564	-0.210721	0.8434



الملحق رقم 14: سلسلة بواقي الشعاع PP.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.968238	Prob. F(21,7)	0.1819
Obs*R-squared	24.79997	Prob. Chi-Square(21)	0.2559
Scaled explained SS	0.935024	Prob. Chi-Square(21)	1.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/31/16 Time: 18:37
Sample: 1986 2014
Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	39.77133	7.694074	5.169086	0.0013
DCH(-1)	5.381310	2.814547	1.911963	0.0975
DCH(-2)	-4.410402	3.244747	-1.359244	0.2162
DCH(-3)	-2.159770	4.197817	-0.514498	0.6227
DDDPA(-1)	295.1155	184.4840	1.599681	0.1537
DDDPA(-2)	328.6724	221.0215	1.487061	0.1806
DDDPA(-3)	161.2392	200.0399	0.806035	0.4467
DDG(-1)	4.404190	2.096711	2.100523	0.0738
DDG(-2)	3.078666	1.574784	1.954976	0.0915
DDG(-3)	1.354916	1.780834	0.760832	0.4716
DDPIB(-1)	-2.629173	2.426604	-1.083478	0.3145
DDPIB(-2)	0.624740	1.746297	0.357751	0.7311
DDPIB(-3)	1.899473	1.947255	0.975462	0.3618
DDW(-1)	0.157797	0.190460	0.828505	0.4347
DDW(-2)	-0.112447	0.126266	-0.890554	0.4027
DDW(-3)	-0.126549	0.208963	-0.605606	0.5639
DPP(-1)	1.143409	1.483719	0.770637	0.4661
DPP(-2)	-2.680009	1.774282	-1.510475	0.1747
DPP(-3)	-0.385856	2.242924	-0.172033	0.8683
DR(-1)	1.004933	1.540734	0.652243	0.5351
DR(-2)	-1.136335	1.561987	-0.727493	0.4905
DR(-3)	1.720596	1.271466	1.353238	0.2181

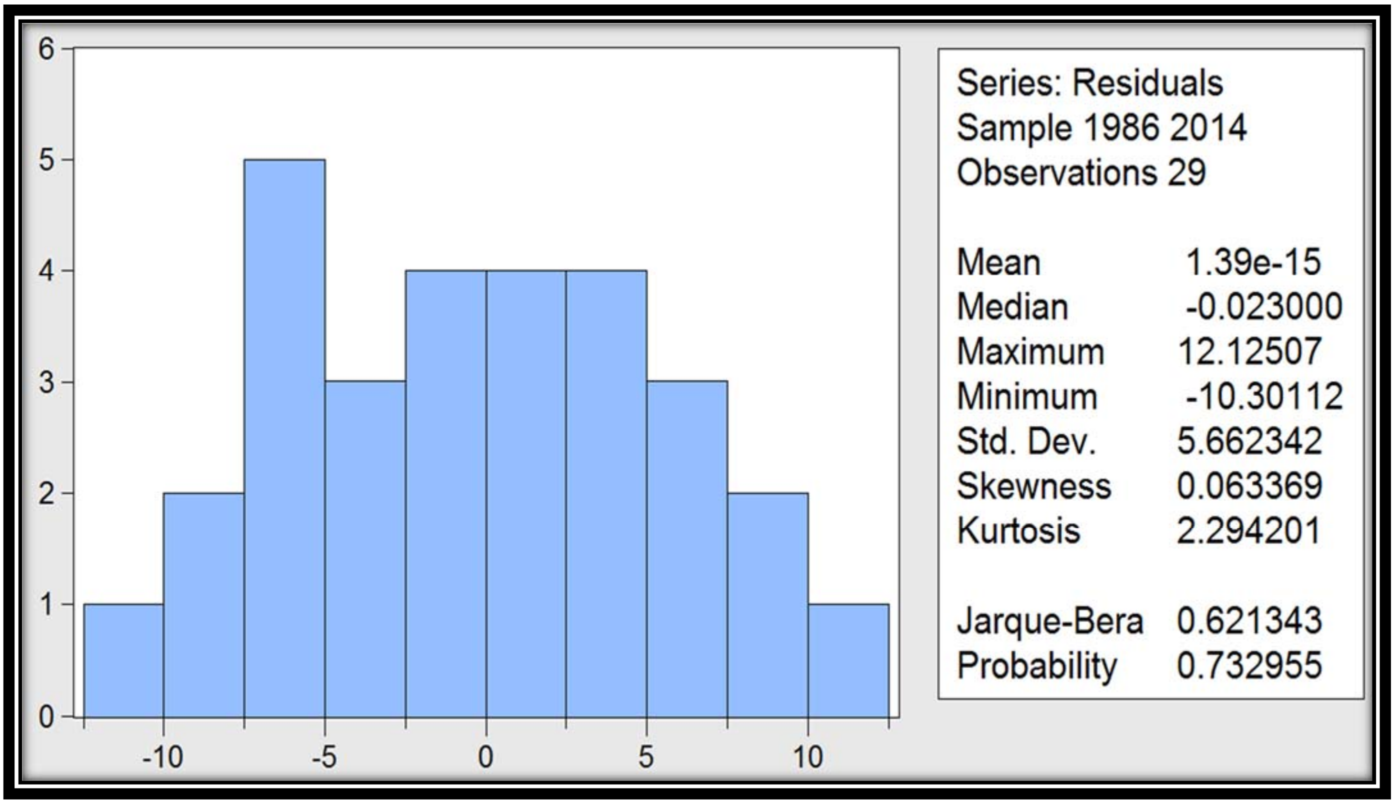
R-squared	0.855171	Mean dependent var	30.95652
Adjusted R-squared	0.420686	S.D. dependent var	35.84042
S.E. of regression	27.27911	Akaike info criterion	9.545975

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.995155	Prob. F(3,4)	0.4806
Obs*R-squared	12.39409	Prob. Chi-Square(3)	0.0061

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/31/16 Time: 18:36
Sample: 1986 2014
Included observations: 29
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(111)	-0.281726	1.242359	-0.226767	0.8317
C(112)	-1.108059	1.504984	-0.736259	0.5024
C(113)	-1.819858	2.053865	-0.886065	0.4256
C(114)	-23.52197	78.61676	-0.299198	0.7797
C(115)	-4.723527	93.74188	-0.050389	0.9622
C(116)	10.40635	88.34208	0.117796	0.9119
C(117)	0.193697	0.908507	0.213204	0.8416
C(118)	-0.598500	0.754202	-0.793555	0.4719
C(119)	-0.282392	0.788168	-0.358289	0.7382
C(120)	-0.046849	1.075291	-0.043569	0.9673
C(121)	0.575594	0.837345	0.687403	0.5296
C(122)	0.358504	0.850808	0.421369	0.6951
C(123)	0.007479	0.083035	0.090070	0.9326
C(124)	0.013289	0.054656	0.243145	0.8199
C(125)	0.009699	0.091594	0.105894	0.9208
C(126)	-0.540881	0.799929	-0.676161	0.5360
C(127)	-0.467606	0.926898	-0.504485	0.6404
C(128)	0.333900	1.037354	0.321876	0.7637
C(129)	-0.831033	0.865961	-0.959665	0.3916
C(130)	-0.159379	0.798757	-0.199534	0.8516
C(131)	0.289553	0.589486	0.491196	0.6490
C(132)	0.389558	3.250757	0.119836	0.9104
RESID(-1)	0.684813	0.700812	0.977172	0.3838
RESID(-2)	-0.368367	0.836992	-0.440109	0.6826
RESID(-3)	-0.987406	0.814036	-1.212976	0.2919



الملحق رقم 15: سلسلة بواقي الشعاع R.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.879459	Prob. F(21,7)	0.6218
Obs*R-squared	21.02941	Prob. Chi-Square(21)	0.4571
Scaled explained SS	1.171319	Prob. Chi-Square(21)	1.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/31/16 Time: 18:56
Sample: 1986 2014
Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.928635	2.196748	2.698824	0.0307
DCH(-1)	1.189342	0.803586	1.480044	0.1824
DCH(-2)	1.033819	0.926413	1.115937	0.3013
DCH(-3)	-0.084380	1.198526	-0.070403	0.9458
DDDPA(-1)	-13.75769	52.67233	-0.261194	0.8015
DDDPA(-2)	-22.26083	63.10420	-0.352763	0.7346
DDDPA(-3)	32.17762	57.11371	0.563396	0.5907
DDG(-1)	-0.269304	0.598635	-0.449862	0.6664
DDG(-2)	-0.338418	0.449619	-0.752676	0.4762
DDG(-3)	0.169989	0.508449	0.334329	0.7479
DDPIB(-1)	0.456011	0.692824	0.658192	0.5315
DDPIB(-2)	0.467494	0.498588	0.937636	0.3796
DDPIB(-3)	0.032155	0.555964	0.057836	0.9555
DDW(-1)	-0.009626	0.054379	-0.177016	0.8645
DDW(-2)	-0.006860	0.036050	-0.190290	0.8545
DDW(-3)	-0.048426	0.059661	-0.811689	0.4437
DPP(-1)	-0.272049	0.423619	-0.642203	0.5412
DPP(-2)	0.214426	0.506578	0.423282	0.6848
DPP(-3)	0.583413	0.640381	0.911040	0.3926
DR(-1)	-1.039621	0.439897	-2.363325	0.0501
DR(-2)	-0.043659	0.445966	-0.097899	0.9248
DR(-3)	-0.155644	0.363018	-0.428749	0.6810

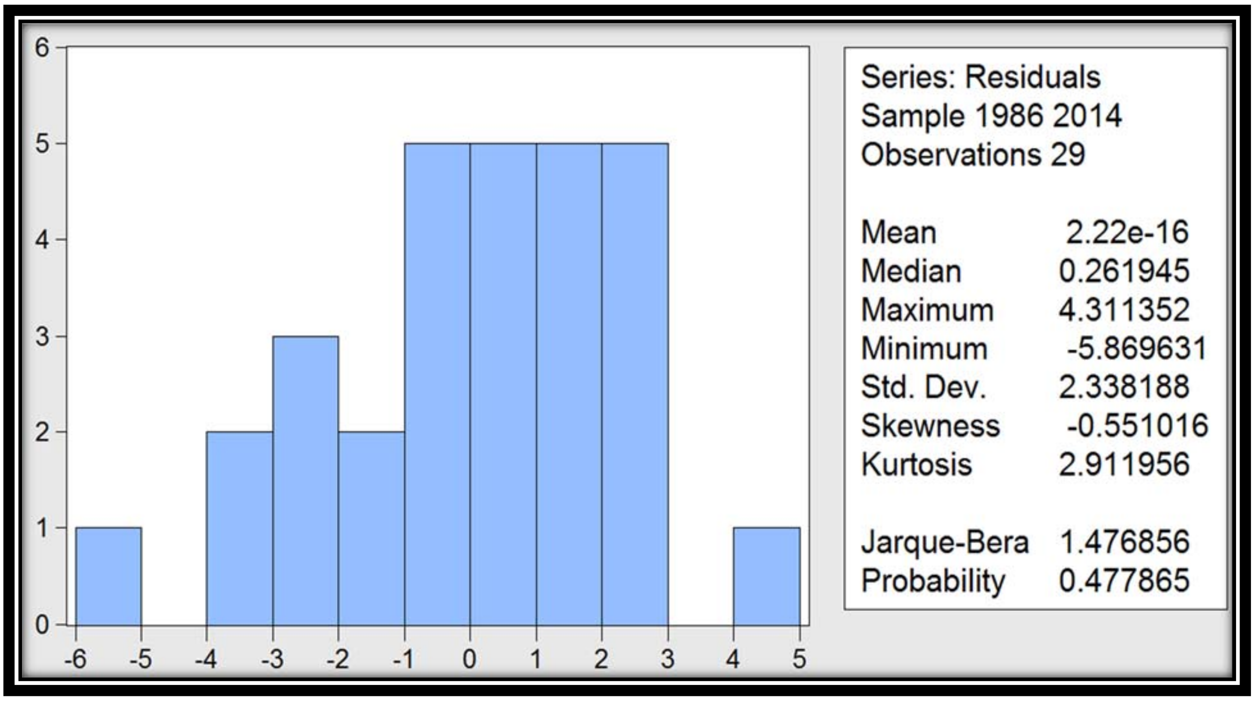
R-squared	0.725152	Mean dependent var	5.278601
Adjusted R-squared	-0.099391	S.D. dependent var	7.428101
S.E. of regression	7.788503	Akaike info criterion	7.039030

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.143062	Prob. F(3,4)	0.9290
Obs*R-squared	2.810080	Prob. Chi-Square(3)	0.4218

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/31/16 Time: 18:55
Sample: 1986 2014
Included observations: 29
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(133)	0.131311	0.643614	0.204022	0.8483
C(134)	0.026518	0.792605	0.033457	0.9749
C(135)	0.026599	1.017941	0.026130	0.9804
C(136)	-0.932597	44.04107	-0.021176	0.9841
C(137)	-1.654811	51.66878	-0.032027	0.9760
C(138)	-1.008806	45.49679	-0.022173	0.9834
C(139)	0.053293	0.465260	0.114545	0.9143
C(140)	0.043254	0.351413	0.123086	0.9080
C(141)	-0.012627	0.384905	-0.032805	0.9754
C(142)	-0.037959	0.539769	-0.070324	0.9473
C(143)	0.013433	0.420847	0.031920	0.9761
C(144)	0.002315	0.421013	0.005499	0.9959
C(145)	0.001156	0.041221	0.028052	0.9790
C(146)	-0.001558	0.027373	-0.056905	0.9573
C(147)	0.005922	0.045987	0.128772	0.9038
C(148)	0.009484	0.358031	0.026490	0.9801
C(149)	-0.057586	0.404625	-0.142320	0.8937
C(150)	-0.000852	0.492947	-0.001728	0.9987
C(151)	0.126877	0.393090	0.322769	0.7630
C(152)	-0.007851	0.373587	-0.021016	0.9842
C(153)	-0.009222	0.295693	-0.031186	0.9766
C(154)	-0.032735	1.750575	-0.018699	0.9860
RESID(-1)	-0.433261	0.668159	-0.648439	0.5520
RESID(-2)	-0.193894	0.710475	-0.272908	0.7984
RESID(-3)	0.009942	0.855738	0.011618	0.9913



الملحق رقم 16: سلسلة بواقي W.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.997491	Prob. F(21,7)	0.5430
Obs*R-squared	21.73633	Prob. Chi-Square(21)	0.4148
Scaled explained SS	0.817953	Prob. Chi-Square(21)	1.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/31/16 Time: 19:13
Sample: 1986 2014
Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	463.6472	135.7941	3.414340	0.0112
DCH(-1)	27.20909	49.67443	0.547748	0.6009
DCH(-2)	-6.623792	57.26712	-0.115665	0.9112
DCH(-3)	-12.32279	74.08801	-0.166326	0.8726
DDDPA(-1)	2410.738	3255.991	0.740401	0.4831
DDDPA(-2)	2271.845	3900.847	0.582398	0.5786
DDDPA(-3)	-312.1684	3530.539	-0.088419	0.9320
DDG(-1)	36.73267	37.00523	0.992635	0.3540
DDG(-2)	50.57054	27.79365	1.819500	0.1117
DDG(-3)	23.23326	31.43025	0.739201	0.4838
DDPIB(-1)	-23.46477	42.82757	-0.547890	0.6008
DDPIB(-2)	-0.452258	30.82070	-0.014674	0.9887
DDPIB(-3)	20.55931	34.36746	0.598220	0.5685
DDW(-1)	2.536265	3.361467	0.754511	0.4752
DDW(-2)	-1.623910	2.228488	-0.728705	0.4898
DDW(-3)	-0.852142	3.688020	-0.231057	0.8239
DPP(-1)	14.53183	26.18641	0.554938	0.5962
DPP(-2)	-22.03980	31.31462	-0.703818	0.5043
DPP(-3)	-14.58852	39.58577	-0.368529	0.7234
DR(-1)	23.93582	27.19269	0.880230	0.4079
DR(-2)	3.807129	27.56779	0.138101	0.8940
DR(-3)	12.50449	22.44033	0.557233	0.5947

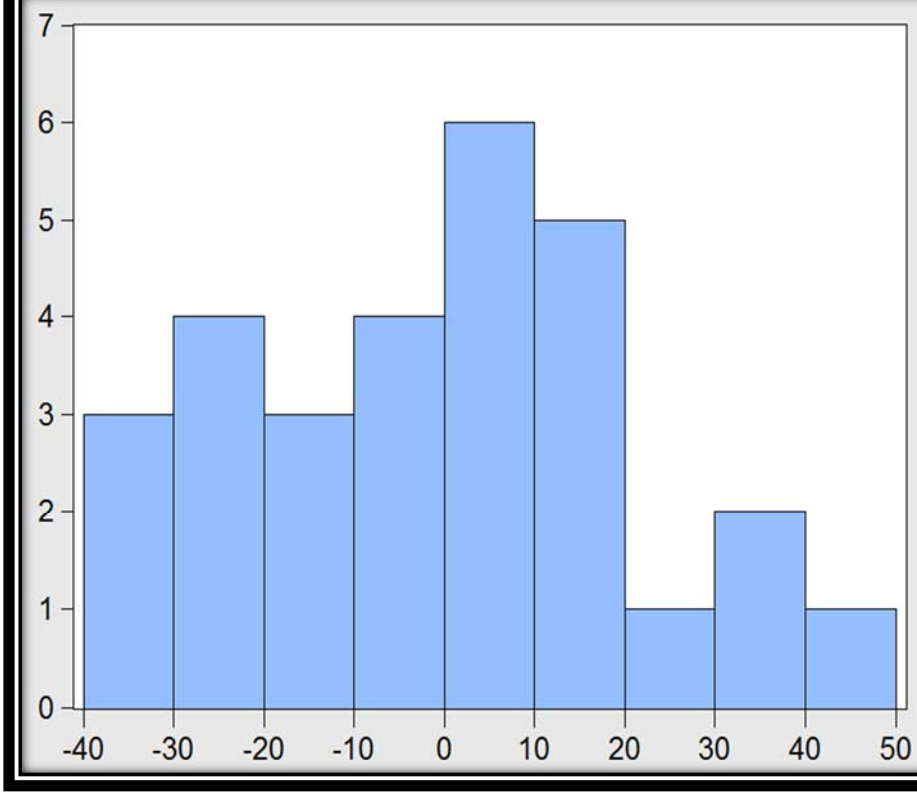
R-squared	0.749529	Mean dependent var	415.8530
Adjusted R-squared	-0.001885	S.D. dependent var	481.0007
S.E. of regression	481.4538	Akaike info criterion	15.28735

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.311008	Prob. F(3,4)	0.8177
Obs*R-squared	5.485014	Prob. Chi-Square(3)	0.1395

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/31/16 Time: 19:12
Sample: 1986 2014
Included observations: 29
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(89)	-0.907582	5.420873	-0.167424	0.8752
C(90)	-2.278759	6.361922	-0.358187	0.7383
C(91)	-3.441197	9.785339	-0.351669	0.7428
C(92)	-119.8519	360.7345	-0.332244	0.7564
C(93)	-156.5331	444.6273	-0.352055	0.7426
C(94)	-101.7443	387.3021	-0.262700	0.8058
C(95)	2.110501	4.443997	0.474911	0.6596
C(96)	-0.672758	2.983363	-0.225503	0.8326
C(97)	-1.232751	3.622551	-0.340299	0.7508
C(98)	-3.312560	5.854742	-0.565791	0.6018
C(99)	-0.498785	3.912736	-0.127477	0.9047
C(100)	0.889211	3.723854	0.238788	0.8230
C(101)	0.034667	0.372124	0.093159	0.9303
C(102)	0.035106	0.249757	0.140562	0.8950
C(103)	0.129793	0.419192	0.309627	0.7723
C(104)	0.987150	3.024924	0.326339	0.7605
C(105)	-2.430874	4.258552	-0.570822	0.5987
C(106)	-1.343997	4.444416	-0.302401	0.7774
C(107)	-1.802430	3.534117	-0.510008	0.6369
C(108)	-0.129948	3.299871	-0.039380	0.9705
C(109)	0.830934	2.846840	0.291879	0.7849
C(110)	-1.344364	14.61319	-0.091997	0.9311
RESID(-1)	0.582071	0.806563	0.721668	0.5104
RESID(-2)	-0.428301	0.764987	-0.559880	0.6054
RESID(-3)	-0.478524	0.916894	-0.521897	0.6293



Series: Residuals
Sample 1986 2014
Observations 29

Mean	-2.52e-14
Median	2.177739
Maximum	40.65607
Minimum	-38.99958
Std. Dev.	20.75343
Skewness	0.023521
Kurtosis	2.291730
Jarque-Bera	0.608830
Probability	0.737555

الملحق رقم 17: اختبار السببية.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 12/31/16 Time: 19:25
Sample: 1980 2014
Included observations: 29

Dependent variable: DCH

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DDDPA	12.43091	3	0.0060
DDG	1.601208	3	0.6591
DDPIB	6.517756	3	0.0890
DDW	2.404346	3	0.4928
DPP	2.415098	3	0.4908
DR	1.757003	3	0.6243
All	26.55065	18	0.0878

Dependent variable: DDDPA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DCH	5.190644	3	0.1584
DDG	2.399412	3	0.4937
DDPIB	5.932032	3	0.1150
DDW	6.104677	3	0.1066
DPP	3.335745	3	0.3427
DR	3.485867	3	0.3226
All	33.14208	18	0.0160

Dependent variable: DDG

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DCH	0.428168	3	0.9344
DDDPA	1.518027	3	0.6781
DDPIB	0.872136	3	0.8321
DDW	0.553253	3	0.9070
DPP	0.057654	3	0.9964
DR	0.963058	3	0.8102
All	8.516138	18	0.9699

Dependent variable: DDPIB

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DCH	1.791384	3	0.6168
DDDPA	0.012808	3	0.9996
DDG	4.433128	3	0.2183
DDW	1.155127	3	0.7638
DPP	3.282826	3	0.3500
DR	0.484840	3	0.9222
All	12.50398	18	0.8202

Dependent variable: DDW

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DCH	12.20371	3	0.0067
DDDPA	16.40380	3	0.0009
DDG	22.52316	3	0.0001
DDPIB	33.45470	3	0.0000
DPP	16.82489	3	0.0008
DR	10.13084	3	0.0175
All	282.2070	18	0.0000

Dependent variable: DPP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DCH	5.999711	3	0.1116
DDDPA	0.682916	3	0.8772
DDG	5.243948	3	0.1548
DDPIB	0.960171	3	0.8109
DDW	3.325487	3	0.3441
DR	1.462264	3	0.6910
All	20.56904	18	0.3017

Dependent variable: DR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DCH	5.198041	3	0.1579
DDDPA	1.784163	3	0.6184
DDG	14.68934	3	0.0021
DDPIB	4.383918	3	0.2229
DDW	6.728866	3	0.0811
DPP	4.995493	3	0.1721
All	28.34399	18	0.0570

الملحق رقم 18: أثر الصدمات.