



تمهيد:

يعتبر الاهتمام باستقرار الحالة العامة لاقتصاد الدول من أهم الأهداف الموكلة لبرامج التنمية؛ حيث تقوم بتحسين مختلف المؤشرات الدالة على استقرار المنظومة الاقتصادية وفي مقدمتها معدلات البطالة والنمو الاقتصادي، غير أن تحقيق هاته النتائج الايجابية لمعدلات النمو ينعكس سلبا على معدلات البطالة وفق الرؤى النظرية الاقتصادية؛ حيث يتم دراسة وتحليل العلاقة التبادلية لكل من المتغيرين (النمو الاقتصادي - البطالة) بالاعتماد على أساليب وطرق تحدد بدقه هاته التأثيرات وأجمع السياسات المتخذة نتيجة ذلك، حيث يتمثل السؤال الجوهرى لهذه الورقة في:

إلى أي مدى يؤثر النمو الاقتصادي على معدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة 1990-2015؟

وانطلاقا من هذا السؤال يمكن وضع الأسئلة الفرعية الآتية:

- لماذا الاهتمام بظاهرة البطالة ضمن أدبيات النظرية الاقتصادية؟
- ما هي المتغيرات الاقتصادية الكلية التي يمكن أن تؤثر على ظاهرة البطالة؟
- هل يمكن أن يساهم ارتفاع معدل النمو الاقتصادي المساهمة في الحد من ظاهرة البطالة من خلال تأثيره على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية؟

للإجابة عن هذه التساؤلات تفرض هذه الورقة مبدئيا أنه:

- توجد علاقة تأثير متبادلة بين معدلات البطالة وبعض المتغيرات الاقتصادية الكلية.
- يمكن لارتفاع مستويات النمو الاقتصادي الحد من ظاهرة البطالة بواسطة التأثير في بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية.

أهداف الدراسة:

- وضع إطار نظري لظاهرة البطالة ضمن النظرية الاقتصادية، بالإضافة إلى التعرف على أهم تطوراتها ضمن مراحل الاقتصاد الجزائري.
- التعرف على العلاقة التي تربط النمو الاقتصادي بتغير مستويات البطالة خلال الفترة المدروسة، في محاولة لنمذجة الظاهرة.

أهمية الدراسة:

تكسب هذه الدراسة أهمية كبيرة كونها تسعى إلى التعرف على موضوع تتعدى أهميته الاقتصادية إلى أبعاد اجتماعية عميقة، وكون موضوع البطالة يعتبر أولويه ضمن أهداف السياسة الاقتصادية متأثرا بتغير باقي المتغيرات الاقتصادية وأهمها معدل النمو الاقتصادي؛ يمكننا التساؤل عن سبب التذبذب في معدلات البطالة خلال مراحل الاقتصاد الجزائري المختلفة والبحث عن الخلل الذي يهدد استقرار الاقتصاد ككل.

حدود الدراسة: تم التطرق للإطار النظري المتعلق بظاهرة البطالة والنمو الاقتصادي واهم المتغيرات الاقتصادية المرتبطة بهما، مع دراسة حالة شملت الفترة الزمنية (1990-2015) في محاولة لإيجاد نموذج قياسي يشرح العلاقة التبادلية بين النمو الاقتصادي ومعدلات البطالة في الجزائر خلال هاته الفترة.

هيكلية الدراسة:

قمنا بتقسيم الورقة البحثية إلى ثلاثة محاور:

1- ظاهرة البطالة ضمن النظرية الاقتصادية

2- علاقة البطالة بالنمو الاقتصادي وأهم المتغيرات الاقتصادية الكلية

3- القياس الاقتصادي لعلاقة البطالة مع النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1990-2015

**منهج الدراسة:** نظرا لطبيعة الدراسة ومن اجل الإجابة عن الأسئلة المطروحة و اختبار الفرضيات، سوف يتم الاعتماد على المنهج التاريخي والوصفي من خلال عرض الوقائع، وكذا المنهج الاستقرائي المناسب لبناء نموذج قياسي يفسر الظاهرة المدروسة بمدف إحداث التكامل في منهجية البحث؛ بتدعيم الجزء النظري بدراسة تطبيقية.

### 1. ظاهرة البطالة ضمن النظرية الاقتصادية

يعتبر موضوع البطالة من أكثر المواضيع التي تم البحث في ماهيتها وأسبابها وأفضل الطرق للتقليل من مخاطرها، كونها ظاهرة اقتصادية واجتماعية في آن واحد ولها انعكاسات تسبب الركود الاقتصادي معيقة بذلك كل آليات النمو والتطور، وللمناقشة ظاهرة البطالة نستعرض مفهومها ومكانتها ضمن مختلف النظريات الاقتصادية بالإضافة إلى التعرف على أهم أشكالها (أنواعها).

#### 1.1. مفهوم البطالة

تعرف البطالة بأنها فائض عرض العمل عن الطلب عنه عند مستوى معين من الأجور<sup>1</sup>، أو هي عدد الأشخاص القادرين على العمل ولا يعملون بالرغم من أنهم يبحثون عن عمل بشكل جدي<sup>2</sup>.

أما مكتب العمل الدولي فيعتبر أن كل شخص يبلغ 15 سنة في بطالة؛ إذا توفرت فيه ثلاثة معايير هي<sup>3</sup>:

- ❖ أن يكون بلا عمل : يضمن هذا المعيار استبعاد كل الأشخاص الذين يمارسون عملا عارضا من فئة البطالين؛
- ❖ أن يكون يبحث عن عمل : حيث يقوم الشخص بإجراءات البحث عن عمل واثبات جدية البحث عن طريق التسجيل في مكاتب التشغيل، عرض طلبات العمل في الجرائد...؛
- ❖ أن يكون متاحا لأن يعمل في استخدام مأجور أو غير مأجور : هذا المعيار يستبعد من دائرة البطالة كل الأشخاص الذين يبحثون عمل لفترات لاحقة؛

وفقا للمفاهيم السابقة يمكن ملاحظة أن البطالة تعني وجود اختلال في توازن عرض العمل والطلب عليه كما أنها تعبر عن وجود طاقات بشرية معطلة.

#### 2.1. تحليل ظاهرة البطالة لدى أهم النظريات الاقتصادية

تباين وجهات النظر لدى مختلف المدارس الاقتصادية في تفسيرها لظاهرة البطالة، حيث يشير الموروث الاقتصادي إلى تطور المفهوم مع بداية أفكار المدرسة الكلاسيكية وصولا إلى أطروحات المدرسة المؤسسية، وللتعرف على مجمل الأفكار التي ساهمت في شرح ظاهرة البطالة نستعرض أطروحات أهم المدارس الاقتصادية التي ناقشت الموضوع.

##### 1.2.1. تفسير البطالة عند المدرسة الكلاسيكية:

يقوم الفكر الكلاسيكي في تحليله لظاهرة البطالة على الأجل الطويل؛ إذ يربط المفكرون الكلاسيكيون مشكلة البطالة بعدة عناصر منها: (المشكلة السكانية، تراكم رأس المال، النمو الاقتصادي، الطاقة الإنتاجية للاقتصاد المحلي)<sup>4</sup>.

وتعتبر سيادة ظروف المنافسة الكاملة في كامل الأسواق ومرونة الأجور والأسعار من الفرضيات الأساسية التي تشرح توجه الكلاسيكيين في تحليلهم لظاهرة البطالة<sup>5</sup>، حيث يعتبرون العمل سلعة تخضع لقانون العرض والطلب؛ وبالتالي ليس

هناك ضرورة لتدخل الدولة في معالجة البطالة لان التوازن في سوق العمل يحدث تلقائيا عند مستوى التشغيل الكامل، كما تعترف المدرسة الكلاسيكية بوجود نوعين من البطالة الإجبارية والاختيارية يحدثان وفق فرضية مرونة الأجور وتوازن سوق العمل.

### 2.2.1. تفسير البطالة عند المدرسة النيوكلاسيكية:

يعتمد تحليل المدرسة النيوكلاسيكية في شرح ظاهرة البطالة على عدة فرضيات أهمها: يتحقق التوازن على المستوى الكلي دائما بتعادل الطلب الكلي مع العرض الكلي في كافة الأسواق<sup>6</sup>؛ إنكار حصول بطالة واسعة وفقا لمبدأ مرونة الأجور والأسعار إذ يرون بضمان العمالة الكاملة في سوق العمل، وأي اختلال يصحح تلقائيا من خلال تغير الأجور، فالبطالة الإجبارية بعكس النظرية الكلاسيكية غير موجودة نظريا لدى النيوكلاسيك وهي سرعان ما تختفي إن وجدت<sup>7</sup>؛ يرون بالفصل بين مشكلة البطالة والمشكلة السكانية<sup>8</sup>؛

### 3.2.1. تفسير البطالة عند المدرسة الكيترية:

قام جون مينارد كيتر بشرح وجهة نظره حول أزمة الكساد العالمي 1929-1933 في كتابه "النظرية العامة" (1936)، وأوضح قصور الرؤى لكل من المدرستين الكلاسيكية والنيوكلاسيكية وعدم واقعية أفكارهم وفرضياتهم في حل مشاكل الاقتصاد العالمي ويمكن عرض أهم أفكار كيتر كما يلي<sup>9</sup>: يقوم تفسير كيتر للبطالة على تناقص الطلب الكلي الفعال مقابل العرض الكلي؛ فالطلب هنا هو الذي يحدد العرض وليس العكس كما يعتقد الكلاسيك.

تنشأ البطالة الاختيارية نتيجة انخفاض حجم الاستثمارات (تناقص الطلب الفعال)؛ دعا كيتر إلى تدخل الدولة في النشاط الاقتصادي بالرفع من الإنفاق العام وتحفيز الطلب الفعال للحد من معدلات البطالة المرتفعة، كما دعا إلى تخفيض معدلات الفائدة والضرائب للمساهمة في تخفيض تكاليف الإنتاج.

### 3.1. أنواع البطالة

تأخذ البطالة عدة أشكال يتم تصنيفها حسب أسباب حدوثها، وللتعرف على أهم أنواع البطالة نستعرض أكثرها شيوعا كما يلي<sup>10</sup>:

1.3.1. البطالة الاحتكاكية: تظهر البطالة الاحتكاكية نتيجة لحركية سوق العمل؛ أي تدفقات الأفراد المستمرة من وإلى سوق العمل نتيجة التغيرات التي تطرأ على النشاط والمتغيرات الاقتصادية، وفي نفس الوقت عدم تدفق المعلومات بالصورة المثلى؛

2.3.1. البطالة الهيكلية: يحدث هذا النوع من البطالة كنتيجة لبعض التغيرات الهيكلية التي تحدث في الاقتصاد، كاستشاف موارد جديدة أو وسائل إنتاج أكثر كفاءة؛

3.3.1. البطالة الدورية: إن البطالة الدورية هي الناتجة عن قصور الطلب الكلي على السلع والخدمات وبالتالي تقلص الطلب الكلي على العمل، مع عدم مرونة الأجور الحقيقية نحو الانخفاض؛

4.3.1. البطالة الموسمية: ذلك أن بعض القطاعات الاقتصادية تتسم بطبيعة موسمية؛ مما يؤدي إلى فقدان العاملين في هذه القطاعات إلى وظائفهم مؤقتاً؛

5.3.1. البطالة المنقعة: وتعني الأشخاص الذين يعملون ولكن ليس بكامل طاقتهم؛

6.3.1. البطالة الاختيارية: وهي التي يرححها الفرد العاطل عن العمل؛ بسبب ارتفاع تعويضات البطالة نسبيا أو الحصول على دخول أخرى غير دخل العمل؛

7.3.1. البطالة الإجبارية: وهي التي يكون فيها الفرد مجبرا على البطالة رغم بحثه ورغبته في العمل.

## 2 . علاقة البطالة بالنمو الاقتصادي

قبل التعرف على مفهوم النمو الاقتصادي يجب توضيح مصطلحين مهمين يرتكز عليهما المفهوم هما الناتج الاسمي (الدخل الاسمي) والناتج الحقيقي (الدخل الحقيقي).

إذ يعرف الناتج الوطني "القومي" الاسمي بأنه القيمة الفعلية للسلع والخدمات التي يولدها الاقتصاد بقيمة العملة "متوسط الأسعار"  $X$  كمية السلع والخدمات<sup>11</sup>؛ أو هو حاصل الكميات الفعلية من الناتج النهائي مضروبا في أسعارها<sup>12</sup>. أما الناتج الوطني "القومي" الحقيقي فيشير إلى الكميات من السلع والخدمات المنتجة مقومة بالأسعار الثابتة<sup>13</sup>، فالفرق بين المفهومين هو أن الأول يعبر عن نمو حقيقي "اسمي" وذلك نتيجة لتغير مستوى الأسعار المحتمل، بينما الثاني يعبر عن معدل نمو حقيقي بمستوى أسعار ثابتة.

للنمو الاقتصادي أكثر من مفهوم يتداوله الاقتصاديون من بين هاته المفاهيم نجد:

حدوث زيادة مستمرة في متوسط الدخل الفردي الحقيقي مع مرور الزمن<sup>14</sup>.

التوسع في الناتج الحقيقي أو التوسع في دخل الفرد من الناتج القومي الحقيقي وهو بالتالي يخفف منعب ندرة الموارد ويولد زيادة في الناتج القومي الذي يعمل على مواجهة المشاكل الاقتصادية<sup>15</sup>.

حدوث زيادة في إجمالي الناتج المحلي أو إجمالي الدخل القومي بما يحقق زيادة في متوسط نصيب الفرد في الدخل الحقيقي<sup>16</sup>.

زيادة تحدث في مؤشرات الاقتصاد الوطني مثل زيادة في الناتج الوطني الخام أو الصافي بشكل حقيقي<sup>17</sup>.

ومن خلال المفاهيم السابقة نلاحظ:

أن النمو الاقتصادي لا يعني مجرد حدوث زيادة في الدخل الكلي، أو الدخل القومي وإنما يرتبط بتحسين مستوى معيشة الأفراد الذي لا يحدث إلا إذا فاق الناتج الكلي معدل النمو السكاني.

ان النمو الاقتصادي لا يعني حدوث زيادة في الدخل النقدي الذي يشير إلى عدد الوحدات النقدية التي يتسلمها الفرد خلال فترة زمنية معينة، بل يشير إلى زيادة في الدخل الحقيقي الذي يساوي الدخل النقدي على المستوى العام للأسعار؛ أي أنه يشير لكمية السلع والخدمات الذي يحصل عليها الفرد من خلال إنفاق دخله النقدي خلال فترة زمنية معينة. فإذا زاد الدخل النقدي والمستوى العام للأسعار بنفس النسبة فلا يحدث تحسن في مستوى معيشة الأفراد بل أكثر من هذا فإن زيادة المستوى العام للأسعار بنسبة تفوق زيادة الدخل النقدي تؤدي إلى انخفاض الدخل الحقيقي وبالتالي انخفاض مستوى معيشة الأفراد.

إن التغير في معدلات البطالة والنمو الاقتصادي مرده إلى التذبذب الحاصل لكل المتغيرات الاقتصادية الكلية، حيث تهدف السياسات الاقتصادية إلى دعم النمو الاقتصادي وفي نفس الوقت اعتماد طرق وأساليب تساهم في امتصاص معدلات البطالة غير المرغوبة، فالعلاقة بين البطالة والنمو الاقتصادي يمكن تبسيطها وفق ما يلي<sup>18</sup>.

ارتفاع معدل النمو ← ارتفاع نسبة التشغيل ← انخفاض معدل البطالة

فحالة الركود الاقتصادي تعبر عن وجود فائض من العمالة لم يتم إيجاد وظائف لها، بينما حالة الازدهار والانتعاش فتعبر عن وجود طلب عن العمل يساهم بسحب الطاقات العمالية من حالة البطالة؛ لكن السؤال المطروح هو كيفية التعرف على النسب اللازمة من النمو الاقتصادي التي تساهم في تخفيض البطالة للمستويات المرغوبة، والتعرف على هاته النسب وفقا لخصوصية كل اقتصاد والمقومات التي يتمتع بها.

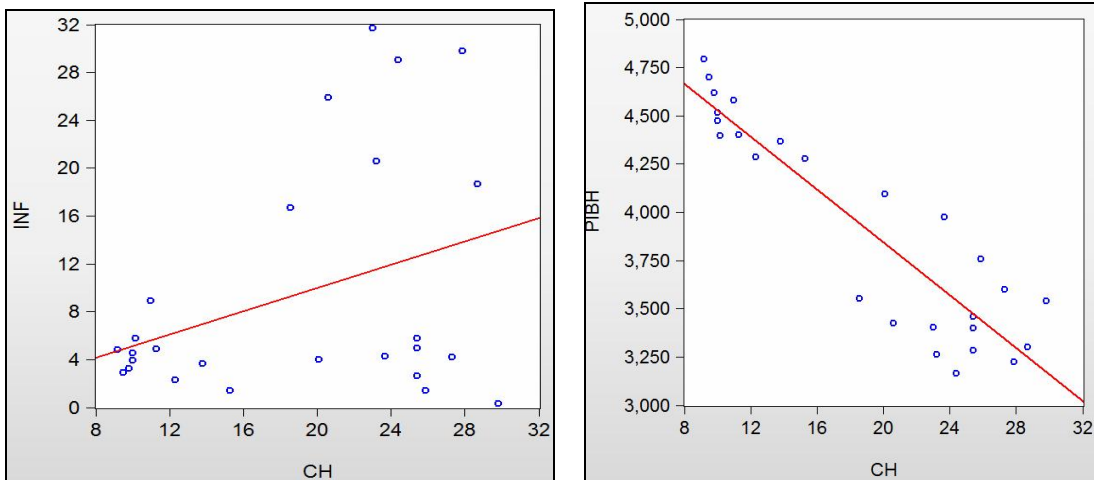
للإجابة على السؤال نتمتع في اتجاهات النمو الاقتصادي وطبيعة تغيره فالنمو الاقتصادي قد يحدث بسبب زيادة إنتاجية العمل أو بسبب التوسع في عرض العمل، فالأول لا يساهم بتخفيض حجم البطالة بنسب مرتفعة أما الثاني فتأثيره واضح في تخفيض حجم البطالة، فسعي واضعي السياسة الاقتصادية الى تحقيق معدلات نمو اقتصادية مرتفعة وتخفيض حجم البطالة تقابله مجموعة عقبات أهمها التأثير على الإنتاجية والقيمة الحقيقية التي يضيفها الوافدون الجدد لسوق العمل، وحقبة استيعاب الاقتصاد لوفود عمال جدد وعدم الوقوع في شرك البطالة المقنعة.

### 3- القياس الاقتصادي لعلاقة البطالة مع النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1990-2015

بغرض القيام بدراسة اقتصادية قياسية لمعدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة من 1990 إلى غاية 2015 فإننا نعتمد على حصة الفرد من الناتج و معدلات التضخم كأهم مؤشرين لشرح و تفسير الظاهرة المدروسة، و حتى نأخذ نظرة على نوع العلاقة بين متغيرات الدراسة فإننا في البداية نقوم بتحليل البيانات تحليلا وصفيًا و بالاستعانة بطريقة (ACP)، ثم ندرس استقرارية هذه السلسلة و نحدد سبب عدم الاستقرارية في حالة التأكد من أنها غير مستقرة حتى يمكننا جعلها مستقرة، و عندئذ يمكننا تحديد نوع النموذج الامثل للبيانات المدروسة و التأكد من صلاحية النموذج بعد التقدير وفق العديد من الاختبارات الإحصائية الضرورية.

3-1- دراسة وصفية لبيانات الدراسة: من خلال ملاحظتنا للشكل أدناه يمكننا التأكيد على أن معدلات البطالة علاقة عكسية حادة بزيادة مستوي النمو الاقتصادي، غير أنها تربطها علاقة موجبة و ضعيفة بمؤشر معدلات التضخم خلال فترة الدراسة. و هذه النتيجة مقبولة من وجهة اقتصادية كما سبق و أن تطرقنا لذلك.

#### الشكل(1): التمثيل البياني للعلاقة بين متغيرات الدراسة



المصدر: من إعداد الباحثين بناءً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews8 .

نتناول في هذا الجزء طريقة التحليل بالمركبات الأساسية (ACP)، و التي تساعدنا على دراسة و تحليل العلاقة بين المتغيرات فيما بينها خلال فترة الدراسة و العلاقة بين المتغيرات و الأفراد في حالتنا هذه السنوات.

و في البداية نعمل على تحديد نسبة التمثيل على المستوي المقترح للدراسة و الجدول التالي يوضح ذلك:

الجدول(1): نسبة التمثيل على مستوي الدراسة

	F1	F2
Valeur propre	2.2761	0.6764
Variabilité (%)	75.8714	22.5455
% cumulé	75.8714	98.4169

المصدر: من إعداد الباحثين بناءً على مخرجات البرنامج الإحصائي Xlstat-2014 .

و نلاحظ في الجدول أعلاه أن مجموع القيمتين الذاتيتين الأولى و الثانية يقارب 3 وهو قريب جداً من عدد المتغيرات مما يعني أن المستوي الأول المشكل من المحور الأول و الثاني يكفي لشرح و تفسير العلاقة بين متغيرات العينة، فالمحور الأول يشرح حوالي 76% من كمية المعلومات للجدول الأولي للبيانات أما المحور الثاني فيشرح حوالي 22% من كمية المعلومات للجدول الأولي للبيانات، و عليه فالمستوي الأول يشرح حوالي 98% من كمية المعلومات للجدول الأولي للبيانات وهي نسبة معتبرة يمكننا الاعتماد عليها في التحليل و الدراسة. و هذه القدرة التفسيرية الكبيرة توحى بالتجانس الكبير بين متغيرات الدراسة و قوة الجمود في الجدول الأولي للمعطيات و التي تصل إلى 98% و هي نسبة عالية.

و بغرض تحليل العلاقة بين متغيرات الدراسة فإننا نعتمد على مصفوفة الارتباطات التالية:

الجدول(2): مصفوفة الارتباطات

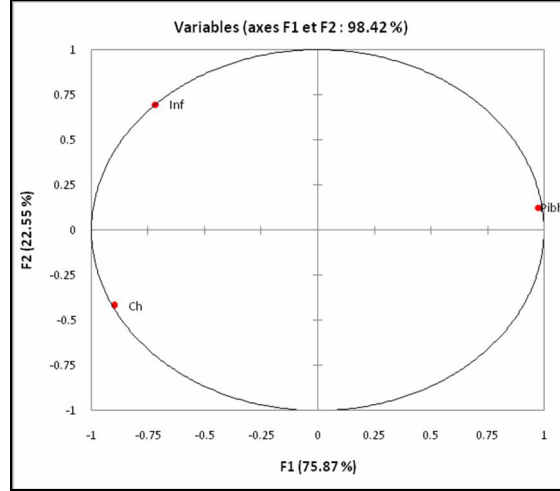
Variables	Ch	Pibh	Inf
Ch	1	-0.9087	0.3574
Pibh	-0.9087	1	-0.6056
Inf	0.3574	-0.6056	1

المصدر: من إعداد الباحثين بناءً على مخرجات البرنامج الإحصائي Xlstat-2014 .

نلاحظ أن لمعدلات البطالة CH ارتباط قوي وسالب مع حصة الفرد PIBH من الناتج، مما يعني أن زيادة مستوي النمو الاقتصادي يخفف من معدلات البطالة، أما عن علاقة البطالة بالتضخم INF فهي ضعيفة غير أنها في الاتجاه الموجب. كما يمكننا تسجيل وجود علاقة في الاتجاه السالب بين النمو الاقتصادي و معدلات التضخم، و هذه النتائج مقبولة من وجهة اقتصادية في الجزائر و خلال فترة الدراسة.

و التمثيل البياني للمتغيرات على دائرة الارتباطات في الشكل التالي:

الشكل(2): التمثيل البياني للمتغيرات

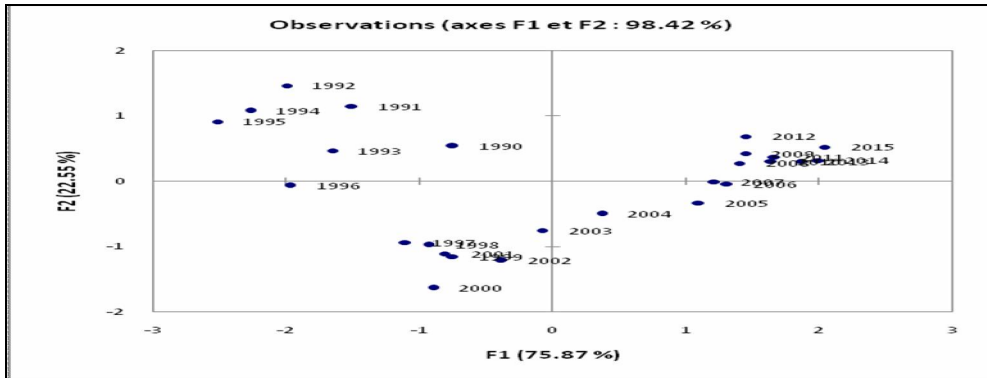


المصدر: من إعداد الباحثين بناءً على مخرجات البرنامج الإحصائي Xlstat-2014 .

من خلال التمثيل البياني للمتغيرات يتضح أن كل المتغيرات مقبولة في التحليل و الدراسة بسبب قربها من دائرة الارتباطات و بعدها عن المركز. و نلاحظ أن المتغير **pibh** يقع على بعد أعظمي من المتغيرين **ch** و **inf** و هذا يفسر على أساس أن للمتغير **pibh** علاقة ارتباط سالبة مع باقي المتغيرات، و هذه النتيجة تؤكد التحليل السابق. أما عن علاقة المتغيرات بالمحاور، فإن المتغير **pibh** له ارتباط قوي و موجب مع المحور الأول، و لنفس المحور ارتباط قوي و سالب مع المتغيرين **ch** و **inf**.

من خلال التمثيل البياني أدناه فإننا نسجل الفترة من 1990 إلى غاية 1997 ممثلة تمثيل جيد على المحور الأول و بقيم سالبة، و على العكس من ذلك فإن الفترة من 2005 إلى غاية 2015 ممثلة أحسن تمثيل و بقيم موجبة على نفس المحور.

الشكل(3): التمثيل البياني لسنوات الدراسة



المصدر: من إعداد الباحثين بناءً على مخرجات البرنامج الإحصائي Xlstat-2014 .



و من خلال الربط بين التمثيل البياني للمتغيرات و السنوات يمكننا أن نستنتج خلال الفترة من 1990 إلى غاية 1997 نسجل ارتفاع كبير في معدلات التضخم و البطالة و انخفاض شديد في مؤشر النمو الاقتصادي مما يعني وجود تدهور كبير في وضع الاقتصاد الجزائري خلال هذه الفترة، أما خلال الفترة من 2005 إلى غاية 2015 فإننا نسجل ارتفاع كبير في حصة الفرد من الناتج و انخفاض ملحوظ في معدلات التضخم و البطالة و هذا يدل على تحسن وضع الاقتصاد الجزائري خلال هذه الفترة.

**3-2- دراسة إستقرارية متغيرات الدراسة:** تعتبر دراسة إستقرارية السلاسل الزمنية ضرورية قبل عملية النمذجة، فتكون مستقرة إذا تذبذبت قيمها حول وسط حسابي ثابت مع تباين ليس له علاقة بالزمن، و من اجل القيام بهذه الخطوة نعمل على إخضاع متغيرات الدراسة (بعد إدخال اللوغاريتم النيبيري على المتغيرات) لمجموعة من اختبارات جذر الوحدة التي تساعدنا في دراسة استقرارية السلسلة. و بعد إجراء هذه الاختبارات فإننا نسجل قيمة الإحصائية المحسوبة لجذر الوحدة و الاحتمال المرافق لها ماعدا اختبار (KPSS) فإننا نسجل قيمة الإحصائية الحرجة لعدم توفر قيمة الاحتمال، و نلخص النتائج في الجدول (3).

إن تحليل النتائج المسجلة في الجدول (3) بالنسبة لكل المتغيرات يدل على وجود جذر الوحدة في النماذج الثلاث و عند كل الاختبارات و بمستوي معنوية 5% و هذا يؤكد على عدم استقرارية السلاسل المدروسة، كما أنها تخضع للنموذج من نوع DS و حتى يمكننا جعلها مستقر فإننا نأخذ الفرق الأول لهذه السلاسل. و نتائج اختبارات جذر الوحدة للسلسلتين DLINF DLCH وفتؤكد على عدم وجود جذر الوحدة في كل النماذج و باستعمال كل الاختبارات و بمستوي معنوية 5% و هذا يؤكد على استقرارية السلسلتين عند الفرق الأول، أما بالنسبة للسلسلة DLPBH فهي لا تقبل جذر الوحدة في النماذجين 4 و 5 و باستعمال كل الاختبارات و بمستوي معنوية 5% غير أنها بالنسبة للنموذج 6 لا تقبل جذر وحدة كذلك و لكن بمستوي معنوية 10% فقط. و عليه يمكننا اعتبار أن السلاسل متكاملة من الدرجة الأولى.

الجدول(3): نتائج اختبار استقرارية متغيرات الدراسة

PP		KPSS		ADF		نوع الاختبار	
الاحتمال	إل المحسوبة	إل الجدولة 5%	إل المحسوبة	الاحتمال	إل المحسوبة	النموذج	المتغير
0.36	-2.41	0.14	0.15	0.33	-2.47	6	LCH
0.92	-0.21	0.46	0.58	0.77	-0.88	5	
0.30	-0.93			0.17	-1.21	4	
0.11	-3.15	0.14	0.11	0.63	-1.86	6	LPIBH
0.96	0.20	0.46	0.68	0.44	-1.63	5	
0.97	1.20			0.99	3.15	4	
0.42	-2.28	0.14	0.18	0.35	-2.42	6	LINF
0.24	-2.09	0.46	0.43	0.19	-2.25	5	
0.18	-1.27			0.14	-1.40	4	
0.02	-3.91	0.14	0.12	0.02	-3.91	6	DLCH
0.00	-3.75	0.46	0.29	0.00	-3.75	5	
0.00	-3.57			0.00	-3.75	4	
0.10	-3.16	0.14	0.15	0.10	-3.16	6	DLPIBH
0.02	-3.27	0.46	0.26	0.02	-3.27	5	
0.01	-2.50			0.01	-2.50	4	
0.00	-7.36	0.14	0.09	0.00	-7.36	6	DLINF
0.00	-7.52	0.46	0.13	0.00	-7.42	5	
0.00	-7.50			0.00	-7.50	4	

المصدر: من إعداد الباحثين بناءً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews8 .

بعدما تأكدنا من أن متغيرات الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى، و عليه فإننا نكون أمام إمكانية حدوث حالة للتكامل المشترك بين المتغيرات السابقة (La Cointegration). غ غير انه يجب في البداية التأكد من استقرارية بواقى العلاقة الساكنة  $(LCH_t = c + a_1LPIBH_t + a_2LINF + \varepsilon_t)$  ، فبعد تقدير هذه العلاقة و استخراج البواقى فان دالة الارتباط الذاتي لسلسلة بواقى النموذج الساكن في الشكل التالي:

و في حالة تأكد هذه الفرضية لا يصح تقدير النموذج على الشكل السابق لأنه يعتبر انحدار زائف، بل يجب تصحيح النموذج و يعرف عندئذٍ بنموذج تصحيح الخطأ (ECM) .

و لتأكد من فرضية حدوث التكامل المشترك يلزمنا القيم باختبار إحصائي، و الذي يتعلق بإثبات استقرار سلسلة

البواقى بالنسبة للنموذج الأصلي:  $TAUB_t = c + a RB_t + \varepsilon_t$  ، و نعلم على اختبار DF في إثبات ذلك و النتائج

مسجلة في الشكل(4). و من خلال معاينة هذه النتيجة نلاحظ أن كل معاملات الارتباط الذاتي المحسوبة من أجل

الفجوات  $h=12$  ذات معنوية إحصائية معدومة (تقع داخل مجال الثقة)، و من خلال الاحتمال المرافق لإحصائية

Ljung-Box يمكننا قبول الفرضية المعدومة بمستوى معنوية 5% و الإقرار بعدم وجود ذاكرة ضمن سلسلة البواقى

أي أنها مستقلة عن بعض و تمثل تشويش ابيض Un Bruit blanc و بالتالي فهي مستقرة.

الشكل(4): دالة الارتباط الذاتي لسلسلة بواقى النموذج للعلاقة الساكنة

Date: 02/26/17 Time: 23:07 Sample: 1990 2015 Included observations: 26						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.377	0.377	4.1473	0.042
		2	0.022	-0.141	4.1615	0.125
		3	0.042	0.102	4.2182	0.239
		4	-0.067	-0.144	4.3653	0.359
		5	-0.188	-0.119	5.5856	0.349
		6	-0.265	-0.191	8.1358	0.228
		7	-0.185	-0.031	9.4478	0.222
		8	-0.011	0.064	9.4530	0.306
		9	-0.013	-0.054	9.4607	0.396
		10	-0.270	-0.349	12.785	0.236
		11	-0.026	0.179	12.818	0.305
		12	0.017	-0.213	12.832	0.381

المصدر: من إعداد الباحثين بناءً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews8 .

### 3-3 - اختبار التكامل المشترك (Johansen test)

من اجل إجراء اختبار التكامل المشترك لجهنسن يجب في البداية تحديد قيمة التأخير اللازمة في نموذج VAR و يكون ذلك بالاعتماد على المعيارين AIC و Schw، و بعد التقدير من اجل التأخيرات من 1 إلى 3 فان النموذج VAR(1) هو الأمثل لأنه يعطينا اقل قيم للمعيارين السابقين. و في إطار إجراء اختبار جوهنسن فإننا نعتمد على الفرضيتين التاليتين:

فرضية (1): وجود ثابت في العلاقة طويلة المدى و في المعطيات مع عدم وجود اتجاه عام تحديدي

#### (Intercept (no trend deterministic) in CE and test VAR)

إن نتيجة الاختبار المسجلة في الجدول(4) تؤكد على رفض الفرضية المدومة المتعلقة بالسطر الأول وهذا بمستوي معنوية 5% و التأكيد على أن رتبة المصفوفة غير معدومة أي وجود علاقة تكامل مشترك على الأقل، غير انه لا يمكننا رفض الفرضية المدومة للسطر الثاني و المتضمن لوجود علاقة تكامل مشترك على الأكثر و هذا بمستوي معنوية 5%. وعليه يمكننا أن نخلص إلى أن رتبة المصفوفة هي واحد مما يدل على وجود علاقة وحيدة للتكامل المشترك.

الجدول(4): اختبار التكامل المشترك (Johansen test) حسب الفرضية الأولى

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.550326	32.32088	29.79707	0.0251
At most 1	0.372692	13.13932	15.49471	0.1098
At most 2	0.077949	1.947707	3.841466	0.1628

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
\*\*Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

المصدر: من إعداد الباحثين بناءً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews8 .

الفرضية (2): وجود حد ثابت في العلاقة طويلة المدى فقط مع عدم وجود اتجاه عام تحديدي

#### (Intercept (no trend deterministic) in CE – no intercept in VAR)

بنفس الطريقة فإن نتيجة الاختبار المسجلة في الجدول(5) تثبت رفض الفرضية المدومة المتعلقة بالسطر الأول وهذا بمستوي معنوية 5% و هذا يدل على أن رتبة المصفوفة غير معدومة، غير انه لا يمكننا رفض الفرضية المدومة للسطر

الثاني و المتضمن لوجود علاقة تكامل مشترك على الأكثر و هذا بمستوي معنوية 5%. وبالتالي نؤكد على أن رتبة المصفوفة هي واحد وهذا يدل على وجود علاقة وحيدة للتكامل المشترك.

الجدول(5): اختبار التكامل المشترك (Johansen test) حسب الفرضية الثانية

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.551092	36.43897	35.19275	0.0365
At most 1	0.389726	17.21648	20.26184	0.1246
At most 2	0.200290	5.364132	9.164546	0.2459

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
 \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

المصدر: من إعداد الباحثين بناءً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews8 .

### 3-4 - تقدير نموذج تصحيح الخطأ (VECM)

بعدما تأكدنا من حالة التكامل المشترك بين المتغيرات المدروسة يكون من الضروري تقدير نموذج تصحيح الخطأ (VECM) و الذي يعبر عن العلاقة الحقيقية بين المتغيرين و هذا حسب (Johansen et Juselius 1990) غير أننا نتم فقط بالمعادلة التي تشرح معدلات البطالة فقط و نتيجة تقدير نموذج (VECM) حسب الفرضية الأولى على النحو التالي:

الجدول(6): نتيجة تقدير نموذج (VECM) حسب الفرضية الأولى

$$D(LCH) = - 0.74 * ( LCH(-1) + 3.5 * LPIBH(-1) + 0.10 * LINF(-1) - 32.12 ) +$$

$$\begin{matrix} (-4.70) & (21.97) & (4.08) \end{matrix}$$

$$+ 0.14 * D(LCH(-1)) + 0.54 * D(LPIBH(-1)) + 0.05 * D(LINF(-1)) - 0.03$$

$$\begin{matrix} (1.15) & (0.57) & (2.71) & (-1.89) \end{matrix}$$

$$R^2 = 72\% \quad , \bar{R}^2 = 66\% \quad , SCR = 0.084 \quad , AIC = -2.39 \quad , SCH = -2.15$$

المصدر: من إعداد الباحثين بناءً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews8 . (.) تمثل الإحصائية المحسوبة لاختبار ستودنت للمعنوية.

و باستعمال اختبار ستودنت للمعنوية يتضح بان الثابت في النموذج أعلاه غير مقبول إحصائياً، و عليه فان إعادة تقدير نموذج التكامل المشترك بدون ثابت أي حسب الفرضية الثانية أعطي النتيجة التالية:

الجدول(7) : نتيجة تقدير نموذج (VECM) حسب الفرضية الثانية

$$D(LCH) = - 0.74 * ( LCH(-1) + 3.51 * LPIBH(-1) + 0.10 * LINF(-1) - 32.01 ) +$$

$$\begin{matrix} (-4.77) & (22.56) & (4.1) & (-24.59) \end{matrix}$$

$$+ 0.13 * D(LCH(-1)) + 0.66 * D(LPIBH(-1)) + 0.05 * D(LINF(-1))$$

$$\begin{matrix} (1.11) & (0.72) & (2.72) \end{matrix}$$

$$R^2 = 71\% \quad , \bar{R}^2 = 67\% \quad , SCR = 0.085 \quad , AIC = -2.47 \quad , SCH = -2.27$$

المصدر: من إعداد الباحثين بناءً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews8 .

(.) تمثل الإحصائية المحسوبة لاختبار ستودنت للمعنوية.

و بالاعتماد على المعيارين AIC و Schw يمكننا المقارنة بين نتيجتي التقدير السابقتين، حيث أن نتيجة التقدير الثانية أي النموذج بدون ثابت هي الأفضل والتي تمنحنا اقل القيم للمعيارين السابقين.

### 3-5- التقييم الإحصائي و الاقتصادي للنموذج (VECM)

في نتيجة التقدير التي تما قبولها نلاحظ أن معامل قوة الجذب أو الرجوع نحو التوازن على المدى الطويل ذو معنوية إحصائية مقبولة عند مستوي 5% و بشارة سالبة (-0.74) و هذا يعتبر شرط أساسي لقبول العلاقة (VECM).

إن العلاقة طويلة المدى (  $LCH(-1) + 3.51 * LPIBH(-1) + 0.10 * LINF(-1) - 32.01$  ) مقبولة إحصائيا لان كل معاملاتها ذات معنوية تختلف عن الصفر. و على أساس قيمة معامل تصحيح الخطأ (-0.74) ، ففي حالة حدوث صدمات فان الفترة اللازمة لتصحيح الخطأ و العودة إلى وضع التوازن على الأمد البعيد هي حوالي 1.5

$$\left( \alpha = \frac{1}{0.74} \cong 1.4 \right) \text{ سنة}$$

كما أن معامل التحديد المصحح هو  $\left( R^2 = 67\% \right)$  أي أن حوالي 67% من التغيرات الحاصلة في معدلات البطالة مشروحة ضمن النموذج، و هي نسبة مقبولة جداً. و على الرغم من أن بعض المعاملات في نتيجة التقدير ليست لها معنوية إحصائية فهي لا تؤثر على المعنوية الكلية للنموذج (VECM).

### 3-6- دراسة و تحليل بواقي النموذج (VECM)

#### 3-6-1- اختبار الارتباط الذاتي للبواقي

بغرض تحليل الارتباط الذاتي للأخطاء نعتمد على اختبارين إحصائيين و النتيجة مسجلة في الجدول (6) ، حيث أن الاختبار الأول (Serial Test) يدرس إمكانية وجود ارتباط ذاتي متسلسل للبواقي و يعتمد هذا الاختبار على الفرضية المدعومة عدم وجود ارتباط ذاتي متسلسل للبواقي، فعند تأخير قدره  $h=12$  و بالاعتماد على الاحتمال المرافق لنتيجة هذا الاختبار يمكننا التأكيد على عدم وجود ارتباط ذاتي للخطأ، أما الاختبار الثاني فهو يمنحنا إحصائية Ljung-Box فعند تأخير قدره  $h=12$  و من خلال الاحتمال المرافق لهذه الإحصائية يمكننا قبول الفرضية المدعومة بمستوى معنوية 5% و الإقرار بعدم وجود ذاكرة ضمن سلسلة بواقي النموذج و بالتالي فهي سلسلة تشويش ابيض Bruit Blanc.

#### الجدول (8): نتيجة اختبار الارتباط الذاتي لسلسلة بواقي نموذج (VECM)

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	2.483709	NA*	2.591697	NA*	NA*
2	12.09868	0.7372	13.08075	0.6668	16
3	21.44101	0.6678	23.75771	0.5334	25
4	26.42986	0.8197	29.74432	0.6763	34
5	36.34810	0.7534	42.27263	0.5027	43
6	46.24276	0.6987	55.46551	0.3455	52
7	61.83599	0.4460	77.47947	0.0757	61
8	65.51432	0.6296	82.99698	0.1373	70
9	70.97389	0.7284	91.73229	0.1549	79
10	77.74465	0.7747	103.3393	0.1262	88
11	82.52547	0.8525	112.1654	0.1392	97
12	86.51298	0.9168	120.1405	0.1644	106

\*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.  
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

Lags	LM-Stat	Prob
1	6.838138	0.6540
2	12.84399	0.1698
3	10.04553	0.3468
4	5.109355	0.8247
5	11.23919	0.2597
6	9.989754	0.3513
7	19.04970	0.0248
8	4.860160	0.8463
9	5.504043	0.7883
10	10.24172	0.3313
11	8.723528	0.4632
12	7.506653	0.5845

Probs from chi-square with 9 df.

المصدر: من إعداد الباحثين بناءً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews8 .

## 3-6-2- Test d'homoscédasticité اختبار ثبات تباين البواقي

بغرض اختبار فرضية ثبات تباين البواقي نعتمد على اختبار (White) حيث أن الفرضية المدعومة لهذا الاختبار تنص على ثبات تباين البواقي و نتيجة هذا الاختبار مسجلة في الجدول (7) ، و التي تؤكد على قبول الفرضية المدعومة بمستوى معنوية 5% بالنسبة لبواقي المعادلة محل الدراسة السطر الأول أو الفرضية المشتركة لكل بواقي نموذج (VECM) ، و عليه فان تباين البواقي ثابت خلال فترة الدراسة.

## الجدول(9): نتيجة اختبار ثبات تباين سلسلة بواقي نموذج (VECM)

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Date: 02/27/17 Time: 15:22					
Sample: 1990 2015					
Included observations: 24					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
51.83687	48	0.3266			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(8,15)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.134473	0.291310	0.9582	3.227354	0.9193
res2*res2	0.156126	0.346895	0.9328	3.747021	0.8792
res3*res3	0.301279	0.808474	0.6058	7.230694	0.5120
res2*res1	0.721755	4.863676	0.0042	17.32213	0.0269
res3*res1	0.117596	0.249876	0.9731	2.822294	0.9450
res3*res2	0.470513	1.666166	0.1876	11.29232	0.1857

المصدر: من إعداد الباحثين بناءً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews8 .

## 3-6-3- اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي:

إن نتيجة اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي مسجلة في الجدول التالي:

## الجدول(9): معاملات التوزيع الطبيعي لسلسلة بواقي نموذج (VECM)

VEC Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Date: 02/27/17 Time: 15:04				
Sample: 1990 2015				
Included observations: 24				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.365536	0.534467	1	0.4647
2	-0.398138	0.634056	1	0.4259
3	-0.371657	0.552516	1	0.4573
Joint		1.721039	3	0.6323
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.566246	0.188142	1	0.6645
2	3.068678	0.004717	1	0.9452
3	3.147351	0.021712	1	0.8829
Joint		0.214571	3	0.9752
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.722609	2	0.6968	
2	0.638772	2	0.7266	
3	0.574229	2	0.7504	
Joint	1.935610	6	0.9255	

المصدر: من إعداد الباحثين بناءً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews8 .

من خلال الجدول أعلاه لمعاملات التوزيع الطبيعي للبواقي نعتمد على الاختبار المشترك لفرضية التناظر و التسطح و هو اختبار Jarque-Bera، و على أساس الاحتمال المرافق لنتيجة هذا الاختبار فإننا نقبل الفرضية المدعومة و المتضمنة خضوع البواقي للتوزيع الطبيعي و هذا بمستوى معنوية 5%.

وبناء على ما سبق يمكننا القول أن بواقى نموذج (VECM) هي سلسلة تشويش ابيض (Bruit Blanc) ذات تباين ثابت (Homoscédastique) و تخضع للتوزيع الطبيعي (Normale) في مقبولة من وجهة إحصائية، كما أن معامل قوة الجذب و العلاقة طويلة المدى ذو معنوية إحصائية مقبولة و بالاشارة المطلوبة. و عليه فان الصياغة (VECM) مقبولة و صحيحة كما أنها تشرح حوالي 67% من التغيرات الحاصلة في معدلات البطالة و هي نسبة مقبولة جداً.

### خلاصة:

تناولت هاته الورقة بالدراسة علاقة البطالة بالنمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة (1990-2015)، حيث تتأثر مختلف المتغيرات الاقتصادية الكلية ببرامج التنمية مساهمة بذلك في تغيير مستويات البطالة على المدى القصير وأحيانا يمتد تأثيرها للأمد الطويل.

شهد الاقتصاد الجزائري تنوعا كبيرا خلال مراحل تطوره، فكانت البرامج التنموية تختلف حسب كل فترة الأمر الذي انعكس على العديد من المتغيرات الاقتصادية مساهمة بدورها في عدم استقرار معدلات البطالة؛ حيث لم تشهد ثباتا وفق المعدل المرغوب به عالميا ولشرح العلاقة السببية بين مختلف المتغيرات الاقتصادية ومعدل البطالة كانت نتائج نموذج شعاع الانحدار الذاتي - VAR- كما يلي:

يشرح النموذج المتغيرة التابعة -معدل البطالة- بمجموعة المتغيرات المستقلة -القيمة السابقة والمتغيرات المتأخرة- المتمثلة في: الناتج الداخلي الخام-عدد السكان-أسعار البترول -النفقات العمومية.

- يرتبط معدل البطالة  $DDLTC$  في السنة ارتباط طردي مع معدل البطالة في السنة السابقة لها والسنة ذات التأخير الرابع ( $DDLTC(-4)$   $DDLTC(-1)$  في حين أن معاملات معدل البطالة ذاتا التأخر الثاني والثالث ( $DDLTC(-2)$   $DDLTC(-3)$  سالبة وهذا يفسر العلاقة العكسية بين معدل البطالة في السنة  $t$  ومعدلات البطالة في السنتين  $t-2$  و  $t-3$  على التوالي.

- توجد علاقة طردية بين معدل البطالة  $DDLTC$  والناتج الداخلي الخام  $DLPIB$  للفترات الثلاثة السابقة  $t-1$   $t-2$   $t-3$ ؛

- توجد علاقة طردية بين معدل البطالة  $DDLTC$  وأسعار البترول  $DDDLPET$  للفترات الثلاثة والرابعة السابقة؛ وعلاقة عكسية خلال الفترات الأولى والثانية للفترات الثلاثة؛

- هناك علاقة عكسية بين معدل البطالة  $DDLTC$  والنفقات العمومية في السنة السابقة وذات التأخير الثالث،  $DDDLG(-1)$   $DDDLG(-3)$  في حين توجد علاقة وطرديّة في السنوات  $t-2$   $t-4$ .

- توجد علاقة عكسية بين معدل البطالة  $DDLTC$  وعدد السكان في السنوات ذات التأخير  $t-1$   $t-2$   $t-4$ .

الهوامش والمراجع:

- 1- بلقاسم العباس، تحليل البطالة، جسر التنمية، العدد الثامن والخمسون - ديسمبر/كانون الأول 2006، السنة 5، ص 02.
- 2- عبد الرحمن يسري احمد، النظرية الاقتصادية الكلية والجزئية، الدار الجامعية، الإسكندرية، الطبعة الثانية، ص 205.
- 3- Muller Jacques et Pascal Vanhove et Jean longatte, *Manuel et applications : Economie, Dunod, Paris, 4eme édition, 2004, p 71.*
- 4- محمد جلال مراد، البطالة والسياسات الاقتصادية، جمعية العلوم الاقتصادية السورية، ص15.
- 5- صطوف الشيخ حسين، البطالة في سورية 1994-2004، المكتب المركزي للإحصاء، دمشق، تموز 2007، ص 11.
- 6- نفس المرجع السابق، نفس الصفحة.
- 7- محمد جلال مراد، مرجع سابق، ص16.
- 8- نفس المرجع السابق، نفس الصفحة.
- 9- John Maynard Keynes, *La Théorie générale*, Ed. petite bibliotheque, payot, 1975, pp371,372.
- 10- البشير عبد الكريم، تصنيفات البطالة ومحاولة قياس الهيكلية والمحطة منها خلال عقد التسعينات، مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا، العدد الأول، ص ص 149-166.
- 11- محمد ناجي حسن خليفة، النمو الاقتصادي النظرية و المفهوم، دار القاهرة، ص22.
- 12- ضياء مجيد الموسوي، النظرية الاقتصادية الكلية-التحليل الاقتصادي الكلي، ديوان المطبوعات الجامعية، الطبعة الثالثة، الجزائر، 2005، ص 13.
- 13- محمد ناجي حسن خليفة، مرجع سابق، ص22.
- 14- عبد القادر محمد عطية، الاتجاهات الحديثة في التنمية، الدار الجامعية، 2003، الاسكندرية، مصر ، ص11.
- 15- محمد ناجي حسن خليفة، مرجع سابق، ص 7.
- 16- محمد عبد العزيز عجمية وإيمان عطية، التنمية الاقتصادية دراسات نظرية وتطبيقية، فسم الاقتصاد كلية التجارة جامعة الاسكندرية، 2003، ص71.
- 17- Pierre Robert, *croissance et crises*, Pearson Education, France,2010, p 2.
- 18- مختاري فيصل، العلاقة بين البطالة والنمو الاقتصادي، المركز الجامعي مصطفى اسطنبولي معسكر، الجزائر، ص04.