

محددات البطالة في الدول المغاربية : دراسة قياسية باستخدام معطيات بانل
خلال الفترة 1990-2019.

*Determinants of unemployment in the Maghreb countries : an
empirical study using panel data during the period 1990-2019.*

حدادي محمد أمين، جامعة الجزائر 3، haddadi.amine.fgc@gmail.com

لوماشي مسعد سميحة، messadmessa@gmail.com

تاريخ الاستلام: 2021/09/27 تاريخ القبول: 2021/10/11 تاريخ النشر: 2022/06/03

ملخص: تهدف دراستنا إلى الوقوف على أكثر المحددات تأثيرا على معدل البطالة في الدول المغاربية خلال الفترة 1990-2019. وقد توصلنا إلى أن النموذج المناسب هو التأثير الثابت، مع وجود علاقة عكسية معنوية بين الناتج المحلي الإجمالي ومعدل البطالة، حيث أن ارتفاع الناتج المحلي الإجمالي ب1% يؤدي إلى انخفاض معدل البطالة ب0.37%، مع وجود علاقة طردية معنوية بين عدد السكان ومعدل البطالة، حيث أن ارتفاع عدد السكان ب1% يؤدي إلى ارتفاع معدل البطالة ب0.91%. من خلال هذه الدراسة نستطيع القول أن الناتج المحلي الإجمالي يساعد في تخفيض من مستوى البطالة، وأن حجم السكان له تأثير في زيادة معدل البطالة .

الكلمات المفتاحية : معدل البطالة؛ الناتج المحلي الإجمالي ؛ حجم السكان؛ معطيات بانل .

تصنيف JEL : J64, J1, C23

Abstract: Our study aims to identify the most influential determinants of the unemployment rate in the Maghreb countries during the period 1990-2019. We have concluded that the appropriate model is the fixed effect, with a significant inverse relationship between the GDP and the unemployment rate, as the increase in GDP by 1% leads to a decrease in the unemployment rate by 0.37%, with a positive direct relationship between the population and the unemployment rate. Since the increase in the population by 1% leads to a high unemployment rate by 0.91%. Through this study, we can say that the gross domestic product helps in reducing the level of unemployment, and that the size of the population has an impact on increasing the unemployment rate .

keyword: Unemployment rate; gross domestic product; population size; Panel data.

JEL classification code : J64, J1, C23

المؤلف المرسل: حدادي محمد أمين، الإيميل: haddadi.amine.fgc@gmail.com

1. مقدمة:

يمكن اعتبار البطالة من بين أهم معضلات التي تواجه دول العالم ناهيك عن الدول المتخلفة التي أصبحت تعاني بشكل كبير من تداعيات انتشارها على جميع النواحي الاقتصادية، الاجتماعية و السياسية، وهو ما شكل عائقا أمام هذه الدول لإيجاد حلول جذرية أو مؤقتة لمشكلة البطالة التي أصبحت تمس كل فئات المجتمع دون استثناء.

لقد عرفت ظاهرة البطالة في الدول المغاربية انتشارا واسعا منذ سنة 1990، نتيجة للأزمات الاقتصادية التي أثرت بشكل كبير عليها . فقد قدرت معدلات البطالة في الدول المغاربية بـ 17.78 % سنة 1990 لتتخفف إلى حدود 13.43% سنة 2019، فهناك عدة عوامل أو محددات التي يمكنها التأثير على البطالة إما إيجابا أو سلبا، ويعتبر الناتج المحلي الإجمالي، والانفتاح التجاري من بين أهم العوامل التي تساهم في تخفيف من حدة البطالة، ناهيك عن وجود محددات. وعليه سنحاول التعرف على أهم المحددات التي تساهم في تخفيض معدل البطالة في هذه الدول وذلك باستخدام طرق وأساليب كمية تساعدنا على فهم هذه الظاهرة.

إشكالية الدراسة :

تعاني الدول المغاربية من ارتفاع في معدل البطالة ، وعليه سنحاول معرفة أهم المتغيرات المؤثرة على البطالة في الدول المغاربية خلال فترة الدراسة، وذلك باستخدام نماذج بانل. وعليه يمكن صياغة مشكلة الدراسة في السؤال الرئيسي : ماهي أهم المحددات التي تؤثر على معدل البطالة في الدول المغاربية ؟

على ضوء هذه الإشكالية يمكننا طرح الأسئلة الفرعية التالية :

- ماهو واقع ظاهرة البطالة في الدول المغاربية ؟

- ماهو أثر كل من الناتج المحلي الإجمالي، الإنفتاح التجاري و حجم السكان على معدل البطالة في الدول المغاربية؟

فرضيات الدراسة :

على ضوء ما تم طرحه من تساؤلات حول موضوع البحث يمكننا تحديد مجموعة من الفرضيات التي نسعى من خلالها الإجابة على الأسئلة الفرعية على النحو التالي :

- أهم المحددات الاقتصادية للبطالة هي (الناتج المحلي الإجمالي ، حجم السكان الإجمالي، الانفتاح التجاري).
 - وجود علاقة ذات دلالة إحصائية طردية بين إجمالي حجم السكان ومعدل البطالة.
 - وجود علاقة ذات دلالة إحصائية عكسية بين الناتج المحلي الإجمالي.
 - وجود علاقة ذات دلالة إحصائية طردية بين الانفتاح التجاري ومعدل البطالة.
- منهجية الدراسة :**

تم استخدام المنهج الوصفي التحليلي في شقه النظري القائم على تحليل تطور معدل البطالة مع التطرق إلى بعض محدداته خلال فترة الدراسة، وعلى المنهج الكمي القياسي باستخدام سلسلة البيانات الزمنية السنوية من 1990 إلى 2019 الصادرة عن البنك الدولي وذلك باستخدام برنامج Eviews9 .

أهداف البحث :

نهدف من خلال هذا البحث إلى :

- محاولة معرفة النموذج الاقتصادي الأكثر ملائمة للدول المغاربية.
- معرفة أثر بعض المتغيرات الاقتصادية على معدل البطالة.
- محاولة إبراز أهمية النماذج الاقتصادية القياسية في تحليل وتفسير بعض المتغيرات.

الدراسات السابقة:

- دراسة الطاهر جليط (2016)، بعنوان دراسة قياسية لمحددات البطالة في الجزائر للفترة (198-2014)، وقد هدف هذا البحث إلى معرفة العوامل الأساسية المتحركة في معدل البطالة في الجزائر خلال الفترة (1908-2014)، باستخدام نماذج أشعة الانحدار الذاتي var، وقد توصل الباحث إلى أن معدل النمو الاقتصادي، الإنفاق العام و أسعار البترول من بين أهم محددات البطالة في الجزائر .

- دراسة (2018) Abugamea Gaber، وقد هدفت هذه الدراسة في البحث عن محددات البطالة في فلسطين خلال الفترة 1994-2017، وقد تم استخدام طريقة المربعات الصغرى لتحليل العلاقة بين البطالة وبعض المتغيرات (الناتج المحلي الإجمالي، التضخم، القوى العاملة، التجارة الخارجية و القيود المفروضة على حركة العمالة. توصلت الدراسة إلى وجود

تأثير سلبي لنتاج المحلي على البطالة، مع وجود تأثير ايجابي للتضخم، وقيود المفروضة على حركة التجارة الخارجية لم يكن لها تأثير بشكل كبير .

- دراسة حاولي مراد (2019)، بعنوان محددات البطالة في الجزائر دراسة قياسية باستعمال نماذج أشعة الارتباط الذاتي (var) خلال الفترة (1970-2015) ، وقد استخدم الباحث معدل النمو السكان، نمو الناتج المحلي الإجمالي و الإنفاق الحكومي. وقد توصل إلى أن أهم متغير كان له تأثير ايجابي في تخفيض معدلات البطالة هو تزايد معدلات الإنفاق العام يليه في ذلك تأثير حجم النمو الاقتصادي، مع وجود علاقة طردية بين حجم البطالة وحجم السكان في الجزائر .

- دراسة ميس حسين المومني(2019)، بعنوان محددات البطالة والمشاركة الاقتصادية للإناث سوق العمل الأردنية دراسة قياسية (1970-2016)، وقد توصلت الدراسة إلى وجود تأثير سلبي للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي على معدلات البطالة للإناث، تأثير ايجابي لعدد القوى العاملة (الإناث)، مع تأثير ايجابي لمتوسط الدخل السنوي وأعداد القوى العاملة للإناث على معدل المشاركة الاقتصادية للإناث، وتأثير سلبي لحجم الاستثمار الأجنبي المباشر، ذلك باستخدام طريقة الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL).

- دراسة بوتيارة عنتر(2019)، بعنوان تحليل قياسي لمعدلات البطالة في الجزائر للفترة (1990-2015) في ظل السياسات والبرامج الحكومية، وقد تم بناء النموذج المناسب لهذه الدراسة باستخدام لمختلف الطرق الخاصة لذلك، وقد توصل إلى أن إجمالي الناتج المحلي بالأسعار الجارية ومعدل التضخم وسعر الصرف الحقيقي ومتغير صوري الذي يعكس الأوضاع الاقتصادي في الجزائر .

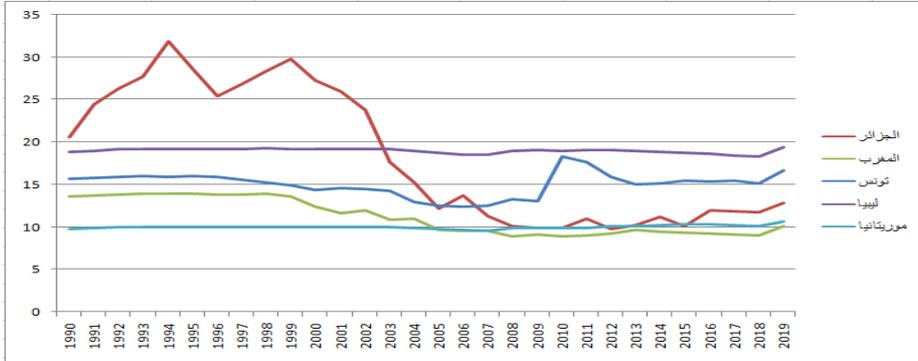
- دراسة (Mohmed Aimane Benatia, 2020) ، وقد هدف هذه الدراسة إلى تحديد محددات البطالة في المغرب خلال الفترة (1982-2018) وذلك باستخدام طريقة الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL). وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، وجود علاقة سلبية بين الإنفاق الحكومي و البطالة، وأن زيادة الإنتاجية أو الناتج المحلي الإجمالي لكل شخص عامل يؤدي إلى تأثير على البطالة وتخفيضها. توصلت الدراسة إلى أن معدل البطالة في المغرب غير مترابط مع التضخم مع إمكانية وجود علاقة غير خطية بين معدل البطالة و معدل التضخم.

2. التحليل الاقتصادي للبطالة ومحدداتها في الدول المغاربية:

1.1. تطور معدلات البطالة :

سنحاول تحليل واقع تطور معدلات البطالة في الجزائر، المغرب، تونس، ليبيا و موريتانيا خلال فترة الدراسة (1990-2019)، كما هو موضح في الشكل التالي :

الشكل 1 : تطور معدلات البطالة في الدول المغاربية



من إعداد الباحثين انطلاقاً من بيانات البنك الدولي. المصدر:

نلاحظ أن معدل البطالة في الجزائر مرتفع جداً مقارنة بالدول الأربعة (المغرب ، تونس، ليبيا ، موريتانيا) ، فقد ارتفع من 20.60 % سنة 1990 إلى 31.84 % سنة 1994 وهي أعلى قيمة لها ، إلا أنه بعد سنة 2000 عرف معدل البطالة انخفاضا من سنة إلى أخرى ليصل إلى حدود 9.96 % سنة 2009 ليرتفع بعد ذلك إلى 12.82 % سنة 2019، يرجع سبب هذا استقرار بالدرجة الأولى إلى ارتفاع أسعار المحروقات خلال هذه الفترة مما ساهم بشكل كبير زيادة الحكومي والذي أثر على سوق العمل.

أما بالنسبة للمغرب فقد عرف معدل البطالة منذ سنة 1990 إلى غاية 1999 استقراراً، إذ أنه لم ينخفض تحت عتبة 13 % ، وفي سنة 2000 انخفض معدل البطالة إلى 12.46 % ، وواصل الانخفاض من سنة إلى أخرى ، وقد بلغ معدل البطالة سنة 2019 ب 10.14 % وهذا راجع إلى فعالية السياسات المنتهجة من طرف السلطات المغربية.

من خلال الشكل نلاحظ أن معدل البطالة في تونس قدر سنة 1990 ب 15.64 % لتتخف قليلاً سنة 1998 إلى حدود 15.21 % ، وقد واصل هذا الانخفاض من سنة إلى أخرى إلى غاية سنة 2008 ، إلا أنه في سنة 2010 ارتفعت إلى حدود 18.32 % ، وابتدأ الانخفاض بعد ذلك من سنة إلى أخرى ليصل سنة 2019 إلى حدود 16.69 % ، وهذا ما

يؤكد تأثر الاقتصاد التونسي بالأزمة المالية التي كانت بدايتها سنة 2008، وهو ما يعكس خصوصية الاقتصاد التونسي الذي تأثر بشكل مباشر بالعالم الخارجي.

من خلال الشكل نلاحظ أن معدل البطالة في ليبيا قدر سنة 1990 بـ 18.85 % لترتفع إلى حدود 19.13 % سنة 1992، لتستقر بعد ذلك في حدود 19 % و 18 % ما بين سنة 1992-2019.

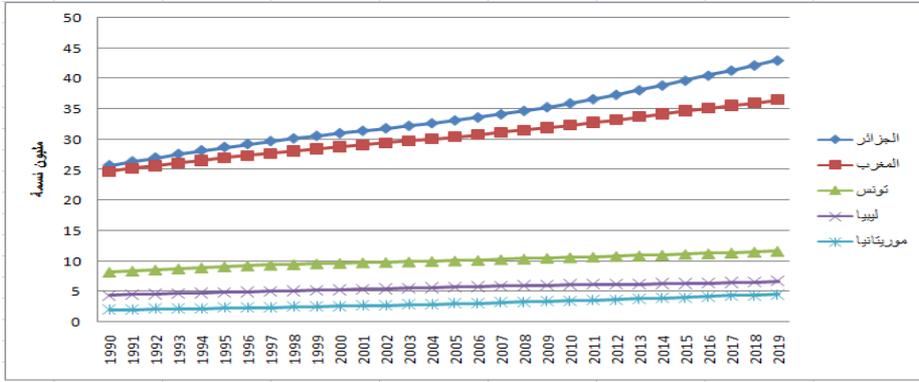
أما بالنسبة لموريتانيا فقد شهد معدل البطالة استقرارا في حدود 9.73 % و 10.65 % ما بين سنة 1990-2019.

2.2. تطور محددات البطالة:

1.2.2. حجم السكاني :

يمكن اعتبار تطور حجم السكان من أهم محددات البطالة، إذا سنحاول تحليل طور حجم السكان في الدول الخمسة خلال فترة الدراسة، وهو موضح في الشكل التالي :

الشكل 2 : تطور حجم السكان في الدول المغاربية



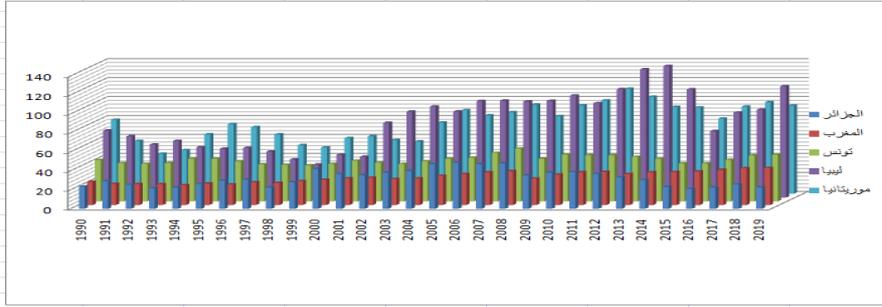
من إعداد الباحثين انطلاقا من بيانات البنك الدولي. المصدر

نلاحظ من خلال الشكل أن عدد السكان في الجزائر مرتفع مقارنة بباقي الدول المغاربية، فقد بلغ عدد السكان في الجزائر سنة 2019 بـ 43.05 مليون نسمة، أما في المغرب فقد بـ 36.47 مليون نسمة، و 11.69 مليون نسمة في تونس، أما في ليبيا وموريتانيا فقد بـ 6.77 مليون نسمة و 4.52 مليون نسمة على التوالي، ويرجع سبب ارتفاع عدد السكان في الجزائر مقارنة بالدول المغاربية إلى تحسن الوضع الأمني والصحي مع ارتفاع معدلات الخصوبة.

2.2.2. الانفتاح التجاري : (% من إجمالي الناتج المحلي)

يعبر على مؤشر الانفتاح التجاري بنسبة الواردات إلى الناتج الإجمالي (Imp) ونسبة الصادرات إلى الناتج المحلي الإجمالي (Exp)، أو نسبة التجارة إلى الناتج المحلي الإجمالي $Open = (Exp + Imp) / gdp$ (موراد، 2011).

الشكل 3: تطور الانفتاح التجاري في الدول المغاربية



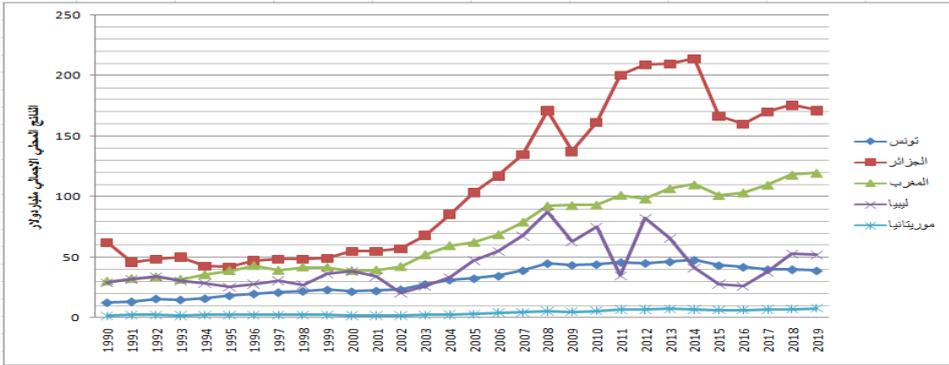
من إعداد الباحثين انطلاقاً من الملحق رقم (1). المصدر:

يتضح من خلال الشكل (3) أن اقتصاديات الدول النفطية (الجزائر، ليبيا) بشكل عام اقتصاداً منفتحاً على العالم الخارجي، إذ يصل حجم التجارة الخارجية (الصادرات + الواردات) إلى مستويات مرتفعة نسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي، ويرجع هذا الارتفاع إلى استمرار ارتفاع أسعار النفط في الأسواق الدولية خلال السنوات الماضية، ناهيك عن انخفاض العوائق التجارية التي تعيق حركة السلع والخدمات ما بين الدول، وبخصوص الدول غير النفطية (المغرب، تونس) أو الدول المصدرة للمنتجات الأولية (موريتانيا) فهي أكثر انفتاحاً.

3.2.2. الناتج المحلي الإجمالي :

يعرف الناتج المحلي الإجمالي على أنه مجموع السلع والخدمات النهائية المنتجة في بلد ما خلال فترة زمنية معينة، ويمكن التمييز بين الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الجارية ويسمى بالناتج الاسمي والناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة ويعرف بالناتج المحلي الحقيقي. والشكل التالي يوضح تطور الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الجارية بالدولار الأمريكي في الدول المغاربية خلال الفترة 1990-2019.

الشكل 4 : تطور الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الجارية في الدول المغاربية



من إعداد الباحثين انطلاقاً من الملحق رقم (2). المصدر:

نلاحظ من خلال الشكل أعلاه أن الناتج المحلي الإجمالي مرتفع في الجزائر (62.04 مليار دولار) مقارنة بالمغرب (30.18 مليار دولار)، تونس (12.29 مليار دولار)، ليبيا (28.90 مليار دولار) و موريتانيا (1.5 مليار دولار) سنة 1990، ليرتفع من سنة إلى أخرى ليصل سنة 2019 إلى حدود 171.09 مليار دولار في الجزائر، 119 مليار دولار في المغرب، 38 مليار دولار في تونس، 52.90 مليار دولار في ليبيا و 7.60 مليار دولار في موريتانيا. يشكل الناتج المحلي الإجمالي في الجزائر 44.02 % من إجمالي الناتج المحلي في الدول المغاربية (المغرب، تونس، ليبيا، موريتانيا)، ويرجع سبب هذا الارتفاع إلى اعتماد الجزائر على إيرادات النفط خاصة مع ارتفاع أسعارها في الأسواق العالمية، إلا أن قيمة الناتج المحلي الإجمالي للدول المغاربية الذي قدر ب 388.59 مليار دولار مازالت بعيدة عن المستوى، إذ قدر قيمة الناتج المحلي الإجمالي في الو م أ ب 21433.22 مليار دولار سنة 2019.

3. نموذج القياسي المستخدم :

إن النموذج القياسي المناسب في هذه الدراسة هو نموذج بانل Panel، لذا سنحاول التطرق إلى هذا النموذج بالتفصيل.

1.3 تعريف بيانات البانل (PANEL DATA):

لقد اكتسبت نماذج بانل (Panel Model) اهتماماً كبيراً خصوصاً في الدراسات الاقتصادية والتي تأخذ بعين الاعتبار أثر التغير في الزمن وكذلك أثر التغير في المشاهدات المقطعية (الجمال، 2012). يعتبر مصطلح بيانات السلاسل الزمنية المقطعية أو معطيات بانل مجموعة من المشاهدات التي تتكرر عند مجموعة من الأفراد في عدة فترات من الزمن، فيمكن أن تكون متوازنة (Balanced panel) إذا كان نفس عدد المشاهدات بالنسبة لجميع

الأفراد أو المؤسسات أو الدولة، أو غير المتوازن (Unbalance Panel) إذا كان هناك نقص في بعض المشاهدات بالنسبة للأفراد (Bourbonnais, 2015) إذا كان لدينا عدد الأفراد $N=2$ والمدة الزمنية تقدر $T=3$ فان عدد المشاهدات يساوي $6=N*T$.

ويمكن كتابة نموذج بانل كالتالي :

$$Y_{it} = \beta_{0(i)} + \beta_{1(i)} X_{1it} + \beta_{2(i)} X_{2it} + \varepsilon_{it}$$

حيث أن:

Y_{it} قيمة المتغير الداخلي (التابع) للفرد i في الفترة t .

X_{1it}, X_{2it} قيمة المتغيرين المستقلين للفرد i في الفترة t .

$\beta_{0(i)}$ مقدار الثابت لكل فرد i في الفترة t .

$\beta_{1(i)}, \beta_{2(i)}$ معاملات المتغيرات الخارجية (المستقلة) للفرد i في الفترة t .

ε_{it} الخطأ العشوائي للفرد i في الفترة t .

$$\left. \begin{array}{l} Y_{11} = \beta_{0(1)} + \beta_{1(1)} X_{111} + \beta_{2(1)} X_{211} + \varepsilon_{11} \\ Y_{12} = \beta_{0(1)} + \beta_{1(1)} X_{112} + \beta_{2(1)} X_{212} + \varepsilon_{12} \\ Y_{13} = \beta_{0(1)} + \beta_{1(1)} X_{113} + \beta_{2(1)} X_{213} + \varepsilon_{13} \end{array} \right\} \text{الفرد الأول}$$

$$\left. \begin{array}{l} Y_{21} = \beta_{0(2)} + \beta_{1(2)} X_{121} + \beta_{2(2)} X_{221} + \varepsilon_{21} \\ Y_{22} = \beta_{0(2)} + \beta_{1(2)} X_{122} + \beta_{2(2)} X_{222} + \varepsilon_{22} \\ Y_{23} = \beta_{0(2)} + \beta_{1(2)} X_{123} + \beta_{2(2)} X_{223} + \varepsilon_{23} \end{array} \right\} \text{الفرد الثاني}$$

إن تحقق الفرضيات الكلاسيكية يقودنا إلى تطبيق طريقة المربعات الصغرى، وفي حالة عدم تحققها فهي غير صالحة.

2.3. النماذج الأساسية لتحليل بيانات السلاسل الزمنية:

تعتبر بيانات السلاسل الزمنية المقطعية منهج حديثة والذي يتكون من ثلاثة نماذج وهي: نموذج الانحدار التجميعي ((Model Pooled Regression (PRM))، نموذج التأثيرات الثابتة ((Fixed effects Model (FEM))، ونموذج التأثيرات العشوائية (Random effects Model (REM)). والتي سنتطرق إليها بالتفصيل.

1.2.3. نموذج الانحدار التجميعي (PME) Pooled Régression Model

(أمين، 2018)

تكون جميع المعاملات ثابتة لجميع الفترات الزمنية مع إهمال تأثير الزمن ويعطى بالعلاقة

التالية :

$$Y_{it} = \beta_{0(1)} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{j(it)} + \varepsilon_{it}$$

$$j=1,2,3,\dots,n \quad t=1,2,3,\dots,N$$

حيث : $E(\varepsilon_{it}) = 0$ و $\text{var}(\varepsilon_{it}) = \sigma$

في هذا النموذج يتم استعمال طريقة المربعات الصغرى العادية.

2.2.3. نموذج التأثيرات الثابتة (FEM) Fixed effects Model (حنان و

رمضاني، 2018)

إن الهدف من استعمال نموذج التأثيرات الثابتة هو معرفة سلوك كل مجموعة بيانات

مقطعية على مدى من خلال معلمة القطع β_0 تتفاوت من مجموعة الى أخرى مع بقاء

معاملات الميل β_j ثابتة لكل مجموعة بيانات مقطعية أي سوف نتعامل مع حالة عدم

التجانس في المجاميع، وعليه فان نموذج التأثيرات الثابتة يكون بالصيغة الآتية :

$$Y_{it} = \beta_{0(i)} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{j(i)} + \varepsilon_{it}$$

حيث :

$$i=1,2,3,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T$$

إن المعلمة β_0 لكل مجموعة بيانات مقطعية لا تتغير خلال الزمن وإنما يكون التغير فقط

في مجاميع البيانات المقطعية لغرض تقدير معاملات النموذج والسماح لها بالتغير بين

المجاميع المقطعية عادة ما تستخدم متغيرات وهمية بقدر $N-1$ لكي نتجنب التعددية الخطية

التامة تم تستخدم طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية ويطلق عليه نموذج التأثيرات الثابتة

باسم نموذج المربعات الصغرى للمتغيرات الوهمية وذلك بعد إضافة المتغيرات الوهمية D في

المعادلة أعلاه وتصبح المعادلة كالتالي (جمال، 2012، صفحة 272)

$$y_{it} = \alpha_1 + \sum_{d=2}^n \alpha_d D_d + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{j(it)} + \varepsilon_{it}$$

$$i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T$$

حيث يمثل المقدار $\alpha_1 + \sum_{d=2}^n \alpha_d D_d$ التغير في المجاميع المقطعية وبعد حذف α_1 يصبح النموذج على الشكل الآتي :

$$y_{it} = \sum_{j=1}^N \alpha_d D_d + \sum_{j=1}^k B_j X_{j(it)} + \varepsilon_{it}$$

$i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T$

- نموذج التأثيرات العشوائية (REM) Random Effects (أمين، 2018، صفحة 748)

يأخذ هذا النموذج بعين الاعتبار الثابت يتغير عشوائيا، وإذا تم العثور على الأثر العشوائي في كل من العامل الفردي والزمني، نسمي هذا النموذج ذو الخطأ المركب μ ، تتمثل طريقة التقدير الملائمة في هذا النوع من النماذج في طريقة المربعات الصغرى المعممة (GLS)، أو عن طريق طريقة تربط بين التقدير مابين الأفراد (Between) والتقدير داخل الأفراد (Winthin). ويأخذ نموذج التأثيرات العشوائية الصيغة التالية :

$$Y_{it} = \mu + \sum_{j=1}^k B_j X_{jt} + \varepsilon_t$$

$J=1,2,3,\dots,n \quad t=1,2,3,\dots,N$

إن نموذج الانحدار التجميعي يعتبر من بين أبسط نماذج بيانات بانل، والذي يهمل تأثير البعد الزمني، أما نموذج التأثيرات الثابتة فيستخدم لمعرفة سلوك مجموعة من البيانات المقطعية لسلوك كل دولة ، ويعتبر نموذج التأثيرات العشوائية ملائما للتقدير في حالة وجود خلل في شروط نموذج تأثيرات الأفراد إذ يأخذ بعين الاعتبار التغيرات التي تطرأ على الأفراد وكذا الزمن.

3.3. أساليب اختيار النموذج الملائم للبيانات الطويلة :

إن وجود ثلاثة نماذج رئيسية من نماذج البيانات الطويلة، وعلى هذا الأساس نطرح التساؤل التالي : ماهو النموذج الأفضل للدراسة، وكيف يتم الاختيار والمفاضلة بين النماذج الثلاثة السابقة ؟ وللاجابة عن هذا التساؤل سوف نقوم بعرض اختياريين، الأول يستعمل للاختيار بين نموذج الانحدار التجميعي ونموذج التأثيرات الثابتة، والثاني هو اختبار لاختيار بين نموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية.

1.3.3. الاختبار الأول : الاختيار بين نموذج الانحدار التجميعي ونموذج التأثيرات

الثابتة.

نستخدم اختبار فيشر Fisher للمفاضلة بين النموذج التجميعي والثابتة حيث أن :

- الفرضية الصفرية : النموذج التجميعي هو الملائم

- الفرضية البديلة : النموذج الثابت هو الملائم

والذي يأخذ الصيغة التالية :

$$\frac{(R_{FEM}^2) - R_{PM}^2}{(N-1)}$$

$$F = (N-1, NT-N-K) = \frac{1 - R_{FEM}^2}{NT-N-K}$$

حيث أن K هي عدد المعلمات المقدرة وان FEM يمثل معامل التحديد عند استخدام نموذج التأثيرات الثابتة و R_{PM} يمثل معامل التحديد عند استخدام نموذج الانحدار التجميعي. حيث يتم مقارنة F المحسوبة مع F المجدولة $F(\alpha, N - 1, NT - N - K)$ فإذا كانت قيمة F المحسوبة اكبر من القيمة الجدولية (أو إذا كانت p-value أقل أو تساوي 0.05) فان نموذج التأثيرات الثابتة هو النموذج الملائم لبيانات الدراسة. لذا سنتطرق الى الاختبار الثاني للمفاضلة بين نموذج التأثيرات الثابتة والعشوائية.

2.3.3. الاختبار الثاني :

يتمثل في استخدام اختبار H Hausman حيث تكون الفرضيات على الشكل التالي :

H_0 : نموذج التأثيرات العشوائية هو النموذج الملائم .

H_1 : نموذج التأثيرات الثابتة هو النموذج الملائم .

وتكون صيغة الاختبار كالتالي :

$$H = (\widehat{B}_{FEM} - \widehat{B}_{REM})' [\text{Var}(\widehat{B}_{FEM}) - \text{var}(\widehat{B}_{REM})]^{-1} (\widehat{B}_{FEM} - \widehat{B}_{REM})$$

فإذا كانت القيمة الإحصائية أكبر من قيمة مربع كاي فإن نموذج التأثيرات الثابتة هو النموذج الملائم والعكس صحيح.

4. الدراسة القياسية :

نحاول من خلال هذه الدراسة معرفة ما إذا كان هناك أثر في تغير في الوقت وأثر تغير متغير من متغيرات على معدل البطالة. حيث تشمل المشاهدات لعدة دول، وهي :

- عينة من 5 دول وهي : الجزائر، المغرب، تونس، ليبيا، موريتانيا .

- اخترنا مدة الدراسة 30 سنة أي من سنة 1990 إلى 2019.

ليكن لدينا n من المشاهدات مقاسة في t من الفترات الزمنية فان نموذج بانل يعرف بالصيغة التالية :

$$TCH = C_1 + C_2 PIB + C_3 INF + C_3 OPEN + C_4 POP + \varepsilon_i$$

حيث أن :

معدل البطالة TCH:

الناتج المحلي الجمالي (مليار دولار): PIB

معدل التضخم INF :

الانفتاح التجاري (% من إجمالي الناتج المحلي) : OPEN

عدد السكان (مليون نسمة) POP :

1.4. تقدير النموذج باستخدام نماذج بانل الساكنة :

نقوم بتقدير نماذج بانل الساكنة بالنسبة للدول بهدف تحديد العلاقة بين المتغيرات التفسيرية و معدل البطالة ،نقوم بتقدير هذه النماذج الثلاثة بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (Eviews 9)، والنتائج موضحة في الجدول التالي :

الجدول 1: نتائج التقدير

المتغيرات التفسيرية	الانحدار التجميعي	التأثيرات الثابتة	التأثيرات العشوائية
<i>R-Squared</i>	0.13	0.38	0.05
<i>Constante</i>	4.2	2.52	3.29
<i>LPIB</i>	0.24	-0.37	-0.19
<i>LOPEN</i>	-0.44	-0.18	-0.16
<i>LPOP</i>	-0.23	0.91	0.30

من إعداد الباحثين انطلاقاً من الملاحق رقم (3،4،5). المصدر

2.4. اختبار النموذج الملائم للدراسة :

للمفاضلة بين النماذج الثلاثة نستخدم الاختبارين التاليين :

1.2.4 اختبار F المقيد:

نستخدم اختبار فيشر Fisher للمفاضلة بين النموذج التجميعي و الثابتة حيث أن :

النموذج التجميعي هو الملائم H_0

H_1 النموذج الثابت هو الملائم

نجد $F_{cal}=10.04$ المحسوبة أكبر من F_{tab} الجدولية (2.37)، عليه يتم رفض فرضية

العدم وقبول الفرضية البديلة أن النموذج الثابت هو الملائم.

2.2.4 اختبار Hausman :

لمفاضلة بين نموذجين الأثر الثابت و العشوائي نقوم بإجراء اختبار Hausman وهذا

بوضع الفرضيات التالية :

التأثير العشوائي

0

H_1 التأثير الثابت

الجدول 2: اختبار Hausman

Correlated Random Effects - Hausman Test
Pool: TCH
Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	8.621498	3	0.0348

المصدر : من إعداد الباحثين باعتماد على برنامج 9 Eviews

من خلال الجدول نلاحظ أن القيم الإحصائية (Chi-Sq.Statistic) تساوي 8.62 وهي

أكبر من قيمة (Chi-Sq.d.f) التي تساوي 3 أو القيمة الاحتمالية (P-Value) تساوي

30.0 وهي أقل من 0.05 وعليه نرفض فرضية العدم H_0 ونقبل الفرضية البديلة H_1 والتي

تأكد على أن النموذج المناسب للتأثير الثابت.

3.4. تحليل وتفسير نتائج عملية التقدير : بما أن النموذج الملائم هو الأثر الثابت

، عليه يمكننا كتابة النموذج في الصيغة التالية :

$$LTCH=2.52-0.37 LPIB+0.91 LPOP-0.18 LOPEN$$

$$R^2 = 0.38$$

$$F - Statistic = 12.49$$

$$DW = 2.087$$

- انطلاقا من نتائج التقدير نجد أن $\text{Prob}(F\text{-Statistic}=0.000 < 0.05)$ ، ومنه النموذج الكلي معنوي.
- من خلال اختبار صلاحية النموذج تبين لنا R-Squared أو ما يعرف بمعامل التحديد المقدر ب 0.38 ، وهو ما يوضح قدرة المتغيرات المستقلة المدرجة في النموذج تؤثر على معدل البطالة ب 38 % و الباقي راجع للأخطاء بما فيها متغيرات ومحددات أخرى لم تدرج في النموذج.
- وجود علاقة طردية معنوية بين عدد السكان ومعدل البطالة، حيث أن ارتفاع عدد السكان ب 1% يؤدي إلى ارتفاع معدل البطالة ب 0.91 %.
- وجود علاقة عكسية معنوية بين الناتج المحلي الإجمالي ومعدل البطالة، حيث أن ارتفاع الناتج المحلي الإجمالي ب 1% يؤدي إلى انخفاض معدل البطالة ب 0.37 %، فزيادة الناتج تعتبر محفز لزيادة اليد العاملة مما يؤدي إلى انخفاض عدد العاطلين.
- وجود علاقة عكسية بين الانفتاح التجاري ومعدل البطالة، حيث أن زيادة الانفتاح التجاري ب 1% يؤدي إلى انخفاض معدل البطالة ب 0.18 % إلا أنه غير معنوي لأن $\text{Prob}(0.29) > 0.05$.

5. نتائج الدراسة:

من خلال دراستنا التطبيقية توصلنا إلى مايلي :

- 1- يعتبر نموذج الأثر الثابت الأكثر ملائمة للدول المغاربية .
- 2- وجود محددات أخرى لم يتم إدراجها في النموذج.
- 3- وجود علاقة طردية معنوية بين عدد السكان ومعدل البطالة، وهو ما يعكس ضعف مساهمة القوى في تحسين أداء سوق العمل في الدول المغاربية.
- 4- وجود علاقة عكسية معنوية بين الناتج المحلي الإجمالي ومعدل البطالة، فهو الركيزة الأساسية في الدول المغاربية للقضاء على البطالة أو التخفيض من حدتها، لذا وجب التركيز على زيادة الناتج المحلي الإجمالي .
- 5- عدم وجود علاقة ذات دلالة إحصائية طردية بين الانفتاح التجاري ومعدل البطالة في هذه الدول ، هو ما يعكس التركيز اقتصاديات هذه الدول على استيراد السلع الاستهلاكية.

6. الخاتمة:

حاولنا من خلال هذه الدراسة البحث عن أثر بعض المحددات على معدل البطالة في الدول المغاربية خلال الفترة 1990-2019، وذلك باستخدام نماذج بانل بهدف التوصل إلى معرفة أهم المحددات التي تؤثر في معدلات البطالة في الدول المغاربية، حيث تم تحديد متغيرات النموذج القياسي وجمع البيانات المتغيرات المستخدمة في الدراسة، وبعد ذلك تم اختبار صلاحية النموذج المقدر. وقد تم التوصل إلى أن معدل البطالة يتأثر بشكل كبير بحجم السكان الإجمالي و بالناتج المحلي الإجمالي في الدول المغاربية.

7. قائمة المراجع :

-1Itehtan mourad, *trade openness and its impact on economic growth, an applied study on a group of Arab countries, Revue d'economie et de statistique appliquée, Volume 8, Issue 2, 2011*

-2Zakaria Yahya Al-Jammal, *Choosing the Model in Long, Fixed and Random Data Models, Iraqi Journal of Statistical Sciences, Issue 21, 2012*

-3Tamar Amin, *The Impact of Foreign Direct Investment on the Volume of Employment in the Arab Countries during the Period (1991-2016) - A Standard Study Using Panel Data, Journal of Economic and Financial Research, Volume V / Issue One, June 2018*

-4Harath Hanan, Mohamed Ramadani, *Models and Methods of Measuring the Relationship of the Quality and Competitiveness of Tourism Services to the Tourism Sector of the Maghreb Countries (2007-2017), Journal of Strategy for Development, Volume 08 / Issue 15, 2018.*

-5Régis Bourbonnais, *econométrie cours et exercices corrigés, 9 édition, Dunod, pris, 2015, page 346*

8. الملاحق :

الملحق رقم 1 : تطور الانفتاح التجاري في الدول المغاربية

الانفتاح التجاري	الجزائر	المغرب	تونس	ليبيا	موريتانيا
1990	23,44	24,56	43,56	70,80	78,12
1991	29,12	22,32	40,37	64,60	55,82
1992	25,32	22,17	39,54	56,06	42,33
1993	21,78	22,06	40,45	59,79	46,08
1994	22,53	20,94	44,93	53,15	62,69
1995	26,19	22,67	44,90	51,59	73,42
1996	29,76	21,84	42,11	52,55	70,46
1997	30,91	23,92	39,11	48,63	62,75
1998	22,58	23,40	38,52	40,25	51,39
1999	28,15	25,15	37,98	34,80	49,02
2000	42,07	26,79	39,55	45,28	58,94
2001	36,69	28,21	42,82	43,17	60,70
2002	35,50	28,92	40,78	78,86	56,79
2003	38,25	27,50	39,48	90,61	55,32
2004	40,05	28,11	42,22	96,13	75,22
2005	47,21	30,92	44,93	90,86	88,24
2006	48,81	32,76	46,03	101,86	82,79
2007	47,07	34,57	51,09	102,22	86,06
2008	47,97	35,74	55,66	101,49	94,12
2009	35,37	28,00	45,04	102,06	82,01
2010	38,44	32,23	49,50	107,70	93,42
2011	38,79	34,70	48,53	99,62	98,49
2012	36,89	34,93	48,55	114,37	110,79
2013	33,21	32,78	46,97	135,26	102,40
2014	30,49	34,63	44,92	138,90	91,61
2015	23,17	34,80	40,08	114,25	91,10
2016	20,87	35,35	40,03	70,21	79,29
2017	22,63	37,22	43,82	89,73	91,99
2018	25,79	38,78	48,29	92,77	96,56
2019	22,79	39,11	49,30	117,47	93,04

الملحق رقم 2 : تطور الناتج المحلي الإجمالي

إجمالي الناتج المحلي (مليار)	تونس	الجزائر	المغرب	ليبيا	موريتانيا
1990	12,29	62,04	30,18	28,90	1,50
1991	13,07	45,71	32,28	31,99	2,13
1992	15,49	48,00	33,71	33,88	2,16
1993	14,60	49,94	31,65	30,65	1,84
1994	15,63	42,54	35,60	28,60	1,94
1995	18,03	41,76	39,03	25,54	2,09
1996	19,58	46,94	43,16	27,88	2,13
1997	20,74	48,17	39,14	30,69	2,07
1998	21,80	48,18	41,80	27,24	2,03
1999	22,94	48,64	41,63	735,9	1,98
2000	21,47	54,79	38,85	38,27	1,77
2001	22,06	54,74	39,45	34,11	1,74
2002	23,14	56,76	42,23	20,48	1,77
2003	27,45	67,86	52,06	26,26	2,05
2004	31,18	85,32	59,62	33,12	2,36
2005	32,27	9103,1	62,34	47,33	2,93
2006	34,37	117,02	68,64	54,96	4,00
2007	38,90	134,84	79,04	67,51	4,32
2008	44,85	171,00	92,50	87,14	5,13
2009	43,45	137,20	92,89	63,02	4,72
2010	44,05	161,15	93,21	74,77	5,62
2011	45,81	200,25	101,37	34,69	6,76
2012	45,04	209,02	98,26	81,87	6,72
2013	46,25	209,72	106,82	65,50	7,22
2014	47,63	213,86	110,08	41,14	6,59
2015	43,17	166,36	101,17	27,84	6,16
2016	41,80	159,99	103,31	26,19	6,39
2017	39,80	170,16	109,68	37,88	56,7
2018	39,77	175,40	118,09	52,60	7,04
2019	38,79	171,09	119,70	52,09	7,60

الملحق رقم 3 : نموذج الانحدار التجميعي

Dependent Variable: LTCH_?
Method: Pooled Least Squares
Date: 06/21/21 Time: 18:58
Sample: 1990 2019
Included observations: 30
Cross-sections included: 5
Total pool (balanced) observations: 150

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.290270	0.636334	6.742171	0.0000
LPIB_?	0.244477	0.058040	4.212232	0.0000
LPOP_?	-0.230034	0.078885	-2.916050	0.0041
LOPEN_?	-0.442757	0.144539	-3.063245	0.0026
R-squared	0.137799	Mean dependent var		2.663110
Adjusted R-squared	0.120082	S.D. dependent var		0.488108
S.E. of regression	0.457865	Akaike info criterion		1.301819
Sum squared resid	30.60746	Schwarz criterion		1.382103
Log likelihood	-93.63642	Hannan-Quinn criter.		1.334436
F-statistic	7.78002	Durbin-Watson stat		1.522260
Prob(F-statistic)	0.000075			

الملحق رقم 4 : نموذج التأثيرات الثابتة

Dependent Variable: LTCH_?
Method: Pooled Least Squares
Date: 06/21/21 Time: 18:59
Sample: 1990 2019
Included observations: 30
Cross-sections included: 5
Total pool (balanced) observations: 150

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.523845	0.753389	3.306104	0.0012
LPIB_?	-0.374238	0.131489	-2.802662	0.0059
LPOP_?	0.914368	0.495757	1.825348	0.0259
LOPEN_?	-0.167349	0.179999	-1.046634	0.2997
Fixed Effects (Cross)				
01-00	-0.302889			
02-00	0.527083			
03-00	1.021468			
04-00	0.027318			
05-00				
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.381095	Mean dependent var		2.663110
Adjusted R-squared	0.350675	S.D. dependent var		0.488108
S.E. of regression	0.392351	Akaike info criterion		1.024531
Sum squared resid	21.97298	Schwarz criterion		1.064198
Log likelihood	-68.72232	Hannan-Quinn criter.		1.088804
F-statistic	12.49055	Durbin-Watson stat		2.087898
Prob(F-statistic)	0.000000			

الملحق رقم 5 : نموذج التأثيرات العشوائية

Dependent Variable: LTCH_?
Method: Pooled EGLS (Cross-section random effects)
Date: 06/21/21 Time: 18:59
Sample: 1990 2019
Included observations: 30
Cross-sections included: 5
Total pool (balanced) observations: 150
Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.291392	0.682017	4.825968	0.0000
LPIB_?	-0.190123	0.099464	-1.911474	0.0579
LPOP_?	0.304967	0.189701	1.607621	0.1101
LOPEN_?	-0.168558	0.158106	-1.066111	0.2881
Random Effects (Cross)				
01-00	0.146532			
02-00	-0.422555			
03-00	0.105765			
04-00	-0.523299			
05-00	-0.353041			
Effects Specification				
		S.D.	Rho	
Cross-section random		0.303817	0.3737	
Idiosyncratic random		0.393351	0.6263	
Weighted Statistics				
R-squared	0.056227	Mean dependent var		0.612620
Adjusted R-squared	0.036835	S.D. dependent var		0.408445
S.E. of regression	0.400852	Sum squared resid		23.45967
F-statistic	2.899427	Durbin-Watson stat		1.947629
Prob(F-statistic)	0.037104			