

أثر البطالة على الهجرة في البلدان العربية خلال الفترة 1990-2020 Unemployment impact on immigration in Arab countries during 1990-2020

عبد القادر طيوب^{1*}، إدريس عبدلي²،

¹ مخبر المقالة، تسيير الموارد البشرية والتنمية المستدامة جامعة علي لونيبي البلدية 2 (الجزائر)،

ea.tayoub@univ-blida2.dz

² كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير جامعة البلدية 2 علي لونيبي، idrissabdelli@gmail.com

تاريخ الارسال: 2023/04/06؛ تاريخ القبول: 2023/06/13؛ تاريخ النشر: 2023/06/18

ملخص: تهدف هذه الدراسة إلى قياس أثر البطالة على الهجرة في البلدان العربية خلال الفترة 1990-2020، وقد اشتملت الدراسة على عينة مكونة من 20 دولة عربية باستخدام منهجية نماذج بانل. توصلت الدراسة إلى مجموعة من النتائج التطبيقية من أهمها أن البطالة تعتبر من بين أهم المتغيرات التي تؤدي إلى ارتفاع الهجرة في البلدان العربية، حيث أن ارتفاعها يؤدي إلى ارتفاع عدد المهاجرين بـ 0.45 وحدة، تليها متغيرة الهجرة المؤخرة بسنة واحدة فارتفاعها بوحدة واحدة يؤدي إلى ارتفاع عدد المهاجرين للسنة الحالية بـ 0.35 وحدة، أما المتغيرة الثالثة فهي المستوى المعيشي المعبر عنه بنصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام الذي يؤدي ارتفاعه بوحدة واحدة إلى انخفاض عدد المهاجرين بـ 0.27 وحدة.

الكلمات المفتاح: الهجرة ؛ البطالة ؛ نماذج بانل؛ البلدان العربية.

رموز تصنيف jel: J64;F22 ; C33

Abstract: This study aims to measure the impact of unemployment on immigration in the Arab countries during the period 1990-2020. The study included a sample of 20 Arab countries using the Panel models methodology. The study reached a set of applied results, the most important is that unemployment is considered among the most important variables that lead to an increase in immigration, as its rise leads to an increase in the number of immigrants by 0.45 units, followed by the variable of delayed immigration by one year, which if increased by one unit leads to an increase in the number of immigrants by 0.35 units for the current year. The third variable is the standard of living expressed in per capita gross domestic product (PGDP), whose rise by one unit leads to a decrease in the number of immigrants by 0.27 units.

Keywords: Immigration, Unemployment, Panel Models, Arab countries.

Jel Classification Codes : F22, J64, C33

تمهيد:

تخطى الهجرة في الوقت الراهن باهتمام كبير من طرف مختلف المنظمات والهيئات الدولية التي تتابع شؤون الهجرة والمهاجرين وذلك راجع لتأثيراتها المباشرة والكبيرة على اقتصادات البلدان المرسل والمستقبل على حد سواء، كما نلاحظ أنه في الوقت الراهن تدفقات المهاجرين لم تبقى محافظة على مسارها التقليدي من البلدان النامية باتجاه البلدان المتقدمة فقط، بل أصبحت نسبة كبيرة من المهاجرين حاليا وجهتها دول مجلس التعاون الخليجي بحثا عن ظروف معيشية أفضل، وبغية تعلم مهارات جديدة.

كما أن رغبة الكفاءات للعمل في البلدان المتقدمة هربا من المشاكل والاضغوطات الاجتماعية والاقتصادية من جهة، وبسبب انخفاض عائد الاستثمار لرأس المال البشري في بلدانهم من جهة أخرى، أدى إلى هدر الجهود والموارد المادية التي تكبدتها الدولة عليهم لكي يتحولوا إلى كفاءات في خدمة دول أجنبية.

فالمهاجر حسب وكالة الهجرة التابعة للأمم المتحدة (IOM)¹ يعرف بأنه أي شخص ينتقل أو انتقل عبر حدود دولية أو داخل دولة بعيداً عن مكان إقامته المعتاد، بغض النظر عن: أولاً الوضع القانوني للشخص، وثانياً ما إذا كانت الحركة طوعية أو غير طوعية، وثالثاً ما هي أسباب الحركة، أو رابعاً ما هي مدة الإقامة.

كما يعرفه قاموس الهجرة²: المهاجر من منظور بلد المرسل هو الشخص الذي ينتقل من بلد جنسيته أو إقامته المعتاد إلى دولة أخرى، بحيث تكون دولة المقصد جاذبة وبذلك تصبح بلد الإقامة المعتاد له.

وقد أرجعت عدة دراسات أسباب ارتفاع عدد المهاجرين أساسا إلى أسباب اقتصادية كالبطالة والفقر وتدني نصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام، وكذا بسبب الصراعات والنزاعات والحروب وعدم الاستقرار السياسي في بلدانهم الأصلية.

إشكالية الدراسة: سنركز في دراستنا هذه على طبيعة العلاقة بين البطالة والهجرة في البلدان العربية

عبر طرح السؤال الرئيسي التالي: **ما مدى تأثير البطالة على الهجرة في البلدان العربية؟**

الفرضية الرئيسية: توجد علاقة طردية ذات دلالة إحصائية بين البطالة والهجرة في البلدان العربية.

أهمية الدراسة: تكتسي الدراسة أهمية بالغة نظرا لاستفحال ظاهرة الهجرة في البلدان العربية وتوسعها بشكل أفقي وعمودي شمل كافة أطراف المجتمعات العربية، كما أخذت هذه الظاهرة أبعادا مختلفة وضعت صانعي القرار أمام ضغوط داخلية وخارجية، مما يستدعي البحث في محددات هذه الظاهرة وتقديم الحلول والعلاجات الواجب اتخاذها.

منهج الدراسة: للإجابة على الإشكال المطروح في هذه الدراسة قمنا باستخدام المنهج الوصفي التحليلي للإحاطة بالظاهرتين المدروستين، كما استخدمنا المنهج الاستنباطي الذي يقوم على تعميم النتائج انطلاقا من عينة مدروسة باستخدام أدوات القياس الاقتصادي.

الدراسات السابقة: من بين الدراسات السابقة التي تقاطعت مع موضوع دراستنا نذكر ما يلي:

- دراسة Vincent Fromentin سنة 2013 تحت عنوان³: *The Relationship Between Immigration and Unemployment* ، والتي جاءت بهدف دراسة العلاقة بين الهجرة وسوق العمل والنمو الاقتصادي، وقد استخدم الباحث اختبار التكامل المشترك وفق منهجية Johansen وتطبيق نموذج شعاع تصحيح الخطأ. وقد أظهرت الدراسة عدم وجود زيادة ملحوظة في معدلات البطالة بسبب الهجرة على المدى الطويل. كما أشار نموذج شعاع تصحيح الخطأ إلى أن الهجرة الداخلة تؤثر سلبًا على البطالة ولها تأثير أقل على زيادة الأجور في المدى القصير. وبالرغم من هذه الاختلافات إلا أن تدفقات الهجرة لها آثار ضعيفة على العمالة على المدى الطويل.

- دراسة Boubtane, Ekrame & Coulibaly, Dramane & Rault, Christophe (2013)، تحت عنوان⁴: *Immigration, unemployment and GDP in the host country: Bootstrap panel Granger causality analysis on OECD countries* اهتمت هذه الدراسة بالعلاقات السببية بين البطالة، الهجرة والنمو الاقتصادي في الدول المضيفة*، حيث استعمل الباحثون منهجية Granger وفق طريقة (Konya 2006)⁵ القائمة على أنظمة المعادلات غير المرتبطة (SUR) *Seemingly Unrelated Regression* systems واختبار Wald ، حيث تسمح هذه الطريقة باختبار السببية حسب مفهوم Granger لكل دولة على حدى وبشكل منفصل. استخدام الباحثون بيانات السنوية ممتدة من سنة 1980 إلى سنة 2005 في 22 دولة من دول منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية، توصلت

الدراسة الى أن البطالة في البرتغال فقط تسبب الهجرة وذلك بشكل سلمي، بينما باقي البلدان الأخرى لا تسبب الهجرة البطالة، من ناحية أخرى، تظهر النتائج أنه في أربع دول (فرنسا، أيسلندا، النرويج والمملكة المتحدة)، يؤدي النمو بشكل إيجابي إلى الهجرة، بينما البلدان الأخرى لا تؤدي الهجرة إلى النمو.

- دراسة Aslan, Alper & Altinöz, Buket سنة 2020 تحت عنوان: ⁶ The relationship between unemployment and immigration with linear and nonlinear causality tests: Evidence from the United States الورقة في العلاقة بين السكان المهاجرين ومعدل البطالة في الولايات المتحدة للفترة 1980-2013، حيث تم تقدير معاملات المدى الطويل والمدى القصير باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL)، كما تم تطبيق اختبارات السببية الخطية وغير الخطية. وفقاً لنتائج اختبار ARDL، هناك تأثير إيجابي للهجرة الداخلة إلى الولايات المتحدة على معدل البطالة على المدى الطويل، بينما لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين المتغيرين على المدى القصير، كما أن الزيادة في السكان المهاجرين تزيد من معدل البطالة بنسبة 0.14 في المائة على المدى الطويل. وتشير نتائج اختبار السببية الخطية Toda-Yamamoto باستخدام طريقة المحاكاة bootstrapped إلى عدم وجود علاقة سببية بين الهجرة والبطالة. أيضاً، لا توجد علاقة غير خطية بين السكان المهاجرين ومعدل البطالة في الولايات المتحدة.

دراسة Espinosa, A.M., Díaz-Empananza, تحت عنوان: ⁷ The Long-term Relationship Between International Labour Migration and Unemployment in Spain، اهتمت هذه الورقة البحثية بدراسة العلاقة بين معدلات الهجرة الدولية ومعدلات البطالة في اسبانيا، باعتبارها من بين الدول التي تستقبل المهاجرين. خلال الفترة 1981-2016 عرفت معدلات الهجرة ارتفاعاً سريعاً صاحبه ارتفاع في معدلات التوظيف، لكن في سنة 2008 شهد الاقتصاد الاسباني انخياراً جراء الأزمة المالية العالمية، مما أدى إلى ارتفاع معدلات البطالة. توصلت الدراسة إلى أن الهجرة تسبب البطالة كما أن هذه العلاقة هي إيجابية، في نفس الوقت توجد علاقة إيجابية طويلة الأمد بين الهجرة ونمو نصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام.

من خلال الدراسات السابقة نلاحظ أنها ركزت على العلاقة بين الهجرة والبطالة في البلدان المضيفة، باعتبار أن الهجرة هي من تسبب البطالة في هذه البلدان كطرح تبنته مسبقا، في حين ستكون دراستنا في البحث عن أثر البطالة على الهجرة في البلدان المرسله باعتبار أن الهجرة هي من تسبب البطالة.

قسمنا دراستنا هذه إلى ثلاثة أجزاء، الجزء الأول نتناول فيه عرضا وصفيا وتحليليا لظاهرتي البطالة والهجرة في البلدان العربية، أما الجزء الثاني فسندقم فيه الطريقة المستخدمة والتعريف بمتغيرات الدراسة ومصادر جمع البيانات، بينما نقدم في الجزء الثالث أهم النتائج المتوصل إليها مع مناقشتها، لنختم الدراسة بمخلاصة لأهم الاستنتاجات الرئيسية والإجابة عن الأسئلة المطروحة.

I- دراسة وصفية تحليلية لظاهرة البطالة والهجرة في البلدان العربية

يقدر عدد الدول العربية بـ 22 دولة وهي الدول الأعضاء في جامعة الدول العربية، وتنقسم إلى أربع مجموعات إقليمية وهي:

بلدان التعاون الخليجي: وتضم 06 دول وهي الامارات العربية المتحدة، البحرين، عمان قطر، الكويت والمملكة العربية السعودية.

بلدان المغرب العربي: وتضم 04 دول وهي الجزائر، تونس، ليبيا والمغرب.

بلدان المشرق العربي: وتضم 06 دول وهي الأردن، سوريا، العراق، فلسطين، لبنان ومصر.

أقل البلدان العربية نموا: وتضم 06 دول وهي جزر القمر، جيبوتي، الصومال، موريتانيا، اليمن والسودان.

وتختلف أنماط الهجرة باختلاف التقسيمات المبنية أعلاه حيث نجد أن بلدان التعاون الخليجي من البلدان الجاذبة للمهاجرين من مختلف دول العالم وللدول العربية خصوصا نظرا للتوافق الفكري والحضاري والديني، وكذا ارتفاع الأجور بها، أما بلدان المشرق العربي والمغرب العربي فنجد أنها أقل جذبا حيث أن المهاجرين اليها ينتمون في أغلب الأحيان إلى أقل البلدان نموا خصوصا الافريقية

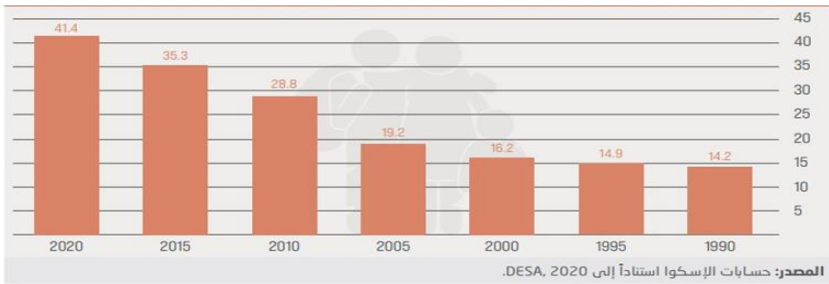
منها، وفي الكثير من الأحيان تكون الهجرة إليها ظرفية حيث تعتبر بوابة للهجرة الغير الشرعية للبلدان الأوربية.

وفيما يلي سنقوم بتحليل بيانات الهجرة النظامية في البلدان العربية وهذا حسب تقرير حالة الهجرة الدولية لعام 2021 الصادر عن منظمة الهجرة الدولية⁸.

I-1- الهجرة إلى البلدان العربية: استقبلت الدول العربية خلال سنة 2020 حوالي

41.4 مليون مهاجر، ما يمثل نسبة 15 % من المهاجرين الدوليين واللاجئين في العالم وقد تضاعف عددهم تقريبا ثلاث مرات منذ عام 1990 حيث بلغ آنذاك 14.200 مليون مهاجر، ونجد أن مجموعة بلدان مجلس التعاون الخليجي استقبلت لوحدها نحو ثلاثة أرباع إجمالي المهاجرين واللاجئين في المنطقة العربية ومعظمهم من العمال المهاجرين بينما استقبلت بلدان المشرق العربي حوالي 18 %، والمعطيات مبينة بالشكل الموالي:

الشكل 1: عدد المهاجرين واللاجئين في المنطقة العربية خلال الفترة الممتدة من 1990 الى 2020 (بالملايين)



المصدر: تقرير حالة الهجرة الدولية لعام 2021

كما شهدت بلدان مجلس التعاون الخليجي زيادة هائلة في عدد المهاجرين مقارنة بمجموعات البلدان الأخرى، من 8.2 مليون في عام 1990 إلى 30.8 مليون في عام 2020 وكذلك سجلت بلدان المشرق العربي زيادة كبيرة في عدد المهاجرين واللاجئين، من 2.9 مليون في عام 1990 إلى 7.2 مليون في عام 2020 وعلى خلاف مجموعات البلدان المذكورة أعلاه، سجلت أقل البلدان العربية نموا انخفاضاً في عدد المهاجرين واللاجئين من 2.2 مليون في عام 1990 إلى 2.1 مليون في عام 2020 في حين لم يرتفع هذا العدد إلا قليلاً في بلدان المغرب

العربي من 0.8 مليون في عام 1990 إلى 1.2 مليون في عام 2020. وهي موضحة بالشكل الموالي:

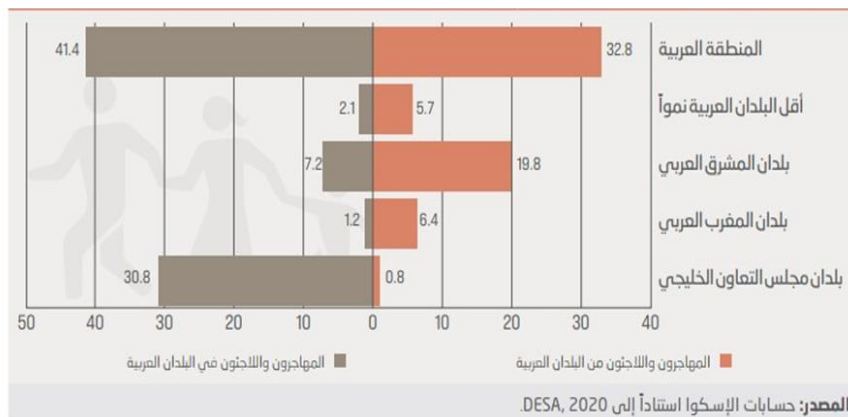
الشكل 2: توزيع المهاجرين واللاجئين في المنطقة العربية حسب مجموعات البلدان، سنة 2020 (بالملايين)



المصدر: تقرير حالة الهجرة الدولية لعام 2021

I-2-الهجرة من البلدان العربية: توافد حوالي 32.8 مليون مهاجر ونازح من البلدان العربية خلال سنة 2020، وقد تضاعف عددهم كذلك حوالي 03 مرات عن عام 1990، الذي كان يبلغ حوالي 10.8 مليون شخص.

الشكل 3: عدد المهاجرين واللاجئين من البلدان العربية واليهما حسب مجموعات البلدان 2020 (بالملايين)



المصدر: تقرير حالة الهجرة الدولية لعام 2021

ويتجلى من الشكل تنوع اتجاهات الهجرة في المنطقة العربية أيضا من خلال تحليل الفئات العمرية المتنوعة للمهاجرين واللاجئين المقيمين في المنطقة. فقد شكل الرجال الذين هم في سن العمل (25-64 عاما) نسبة 49.3 % من جميع المهاجرين واللاجئين في المنطقة في عام 2020 وشكلت النساء في سن العمل 19.3 % وبلغت نسبة الأطفال (من صفر إلى 14 عاما) 17.7 % من السكان المهاجرين واللاجئين، ونسبة الشباب (24-15 عاما) 11.2 %، ونسبة الأشخاص في سن العمل 68.6 %، ونسبة كبار السن (65 عاما وما فوق) 2.5 %. وكان التوزيع بين الجنسين أكثر تكافؤا في الفئات العمرية للأطفال والشباب وكبار السن، مع أن عدد الذكور هو أعلى بقليل.

I-3- البطالة في البلدان العربية:

بحسب تقرير "مسح التطورات الاقتصادية والاجتماعية في المنطقة العربية"، الذي تصدره لجنة الأمم المتحدة الاقتصادية والاجتماعية لغربي آسيا (الإسكوا) سنويا لعامي 2019-2020، فقد أثرت جائحة كورونا كوفيد 19 على العالم بأسره وخاصة في الجوانب الاقتصادية، أما المنطقة العربية، فتواجه سيناريوين محتملين، أحدهما معتدل يتوقع انتهاء الأزمة وعودة الاقتصاد إلى زخمه في الربع الأول من عام 2021، والثاني يميل إلى التشاؤم فيتوقع استمرار الأزمة خلال الربع الأول من عام 2021.

وبموجب السيناريو الاقتصادي المتفائل كان من المتوقع تحقيق معدل نمو يصل إلى 3.5 %، والسيناريو الآخر الأقل تفاؤلا يقتصر فيه النمو على 2.8 %. ويتحدد المسار بناء على قدرة البلدان على مواجهة جائحة كوفيد-19 التي بسببها خسرت المنطقة في عام 2020 ما يقارب 140 مليار دولار لتحقيق نسبة نمو سالبة قُدّرت بـ 1.3 %.

أما في تقرير العدد الجديد لسنة 2020-2021⁹ فقد قد بلغ المعدل الاجمالي للبطالة في المنطقة العربية 12.5 % عام 2021، وهو الأعلى بين مناطق العالم. كذلك تسجل المنطقة أعلى معدل لبطالة الشباب - وأكثرهم من النساء - بين مناطق العالم. وكان يتوقع أن ينخفض معدل البطالة الإجمالي في المنطقة إلى 12.3 % خلال عام 2022، و إلى 12.1 % بحلول سنة 2023، ويتوقع أن يظل هذا المعدل مرتفعاً في البلدان التي تواجه أزمات سياسية واقتصادية.

وحدث الانخفاض نتيجة الانتعاش الاقتصادي بعد الجائحة. ولا يعد تحسنا بالمعنى الكامل لأن هذا المعدل يعتبر مثيرا للقلق حيث ظلت معدلات البطالة مرتفعة منذ عقد من الزمن في العديد من البلدان المتضررة من النزاعات وأقل البلدان نموا وكذلك في البلدان التي تواجه أزمات سياسية واقتصادية، فعلى سبيل المثال من بين البلدان المتضررة من النزاعات، كان متوقعا للجمهورية العربية السورية أعلى معدل للبطالة في عام 2021، الذي بلغ 11.7 % وأن يرتفع بعدئذ إلى 14.1 % عام 2023، وهو المستوى الذي كان عليه قبل حلول الجائحة، كما هو الحال بالنسبة لدول كتونس ولبنان بسبب الأوضاع السياسية السائدة بهما، والجدول الموالي يوضح معدل البطالة المتوقع حسب الاسكوا خلال سنوات 2021، 2022 و 2023.

الجدول رقم 01: معدل البطالة بالبلدان العربية المتوقع حسب الاسكوا خلال الفترة 2021-2023			
اسم البلد	معدل البطالة سنة 2021	معدل البطالة سنة 2022	معدل البطالة سنة 2023
الامارات العربية المتحدة	1.7	1.7	1.7
البحرين	1.9	1	0.3
عمان	4.6	5.7	6.7
قطر	0.1	0.1	0.2
الكويت	1.9	2.5	3
المملكة العربية السعودية	12.3	11.5	10.9
الأردن	25	21.9	20.6
تونس	17.9	17.2	16.6
الجزائر	17.4	18.8	19.8
لبنان	43.5	32	15.7
مصر	7.3	6.9	6.7
المغرب	11	10.7	10.2
الجمهورية العربية السورية	11.7	13.4	14
العراق	19.4	20.3	21
فلسطين	26.2	26.5	26.9
ليبيا	18.5	18.1	17.7
اليمن	12.5	11.9	11.6

7.1	7	6.9	جزر القمر
25.8	25.9	25.9	جيبوتي
17.1	16.6	16.4	السودان
12.7	12.8	13	الصومال
9.9	10	9.8	موريتانيا
12.1	12.3	12.5	المجموع

المصدر: الاسكوا استنادا الى نموذج التوقعات الاقتصادية العالمية

II- الطريقة والأدوات:

قصد تحليل وقياس أثر البطالة على ظاهرة الهجرة، فقد تم اختيار المتغيرات التالية:

المتغير التابع: الهجرة، حيث تم قياس ظاهرة الهجرة بعدد المهاجرين الخارجين من الدول العربية (عدد الأفراد المهاجرين).

المتغيرات المستقلة: عدد العاطلين عن العمل ونصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام بالدولار.

لقياس أثر البطالة على الهجرة في البلدان العربية، قمنا بجمع البيانات الإحصائية حول عدد المهاجرين- كمتغير تابع- من تقارير المنظمة العالمية للهجرة، حيث تصدر هذه الهيئة الإحصائيات الخاصة بالمهاجرين كل خمس سنوات (1990، 1995، 2000، 2005، 2010، 2015، 2020)، أما المتغيرات المفسرة فهي عدد العاطلين عن العمل ونصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام بالدولار، حصلنا على بيانات هاتين المتغيرتين من موقع البنك العالمي، وقد اشتملت الدراسة على عينة مكونة من 20 دولة عربية وهي: الجزائر، البحرين، مصر، العراق، الأردن، الكويت، لبنان، ليبيا، الإمارات، المغرب، عمان، قطر، السعودية، السودان، سوريا، تونس، فلسطين، اليمن، موريتانيا، جزر القمر، كما تم استبعاد كل من دولتي الصومال وجيبوتي لغياب البيانات الإحصائية لهاتين الدولتين، وعليه فإن النموذج القياسي الذي سنقترحه يُصاغ وفق الشكل الرياضي التالي:

$$LIMG_{it} = \alpha_i + \beta_1 LUNEMP_{it} + \beta_2 \Delta LP GDP_{it} + \varepsilon_{it} \dots (01)$$

حيث أن: $LIMG_{it}$ تمثل لوغاريتم عدد المهاجرين في الدول العربية، $LUNEMP_{it}$

تمثل لوغاريتم عدد العاطلين عن العمل في الدول العربية، $\Delta LP GDP_{it}$ تمثل التغير السنوي في لوغاريتم نصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام في الدول العربية**، وقد قمنا بإدخال اللوغاريتم

على متغيرات الدراسة حتى يكون تجانس في المعلومات المقدرة ويسهل تفسيرها إضافة إلى أن اللوغاريتم يعمل على تثبيت التباين خلال الزمن، كما أن i تمثل عدد الدول، أما t فتمثل عدد السنوات وهي 7 سنوات.

يصنف هذا النوع من بيانات بانل ضمن بيانات بانل المصغرة أو القصيرة Short Panel (Micro Panel)، والتي يتم التعامل معها في إطار نماذج بانل الساكنة (النموذج التجميعي، نموذج الآثار الثابتة، نموذج الآثار العشوائية) أو نماذج بانل الديناميكية. إن نماذج بانل الساكنة تأخذ الأشكال التالية:

II-1 النموذج التجميعي Pooled Model

يفترض النموذج التجميعي عدم وجود أي اختلاف بين الدول، أي توجد معادلة واحدة تمثل سلوك الدول ككل، ويتم تقدير هذا النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية، ويأخذ هذا النموذج الشكل الرياضي التالي:

$$LIMG_{it} = \alpha + \beta_1 LUNEMP_{it} + \beta_2 \Delta LP GDP_{it} + \varepsilon_{it} \dots (02)$$

إن مقدر المربعات الصغرى العادية للنموذج التجميعي في شكله العام، يعطى وفق الشكل التالي¹⁰:

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}(X'Y) = [\sum_{i=1}^N X'_i X_i]^{-1} [\sum_{i=1}^N X'_i Y_i] \dots (03)$$

II-2 نموذج الآثار الثابتة: Fixed Model

يأخذ نموذج الآثار الثابتة بعين الاعتبار الاختلاف بين الدول، ويكون ذلك من خلال معلمة التقاطع التي تتغير حسب كل دولة، حيث يكون نموذج الآثار الثابتة مكتوبا كما يلي:

$$LIMG_{it} = \alpha_i + \beta_1 LUNEMP_{it} + \beta_2 \Delta LP GDP_{it} + \varepsilon_{it} \dots (04)$$

أما الشكل العام لنموذج الآثار الثابتة فيكتب رياضيا كما يلي¹¹:

$$y_{it} = \alpha + X'_{it} \beta + \sum_{i=1}^N \mu_i D_i + v_{it} \dots (05)$$

حيث أن: D_i يمثل متغير وهمي للفرد i ، كما أن يوجد قيد على μ_i وهو أن يكون:

كما أن: $\sum_{i=1}^N \mu_i = 0$ ، v_{it} تمثل متغيرات عشوائية متماثلة ومستقلة التوزيع فيما بينها

(IID) Independent and identically distributed random variables بمتوسط يساوي 0 وتباين σ_v^2 .

يتم تقدير النموذج (05) باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية ذات المتغيرات الوهمية Least Squares Dummy Variables (LSDV)، حيث تكون الملمات المتحصل عليها تتمتع بخاصية أفضل مقدر خطي غير متحيز، مع الإشارة إلى ظهور مشكلتين: الأولى وهي فقد كثير من درجة الحرية، خاصة إذا كانت N كبيرة جدا، حيث أننا سنقدر $N+k$ معلمة، أما المشكل الثاني فهو كثرة المتغيرات الوهمية سيتولد عنه مشكل التعدد الخطي، خاصة في ظل بيانات المتغيرات الكفية مثل الجنس، الحالة العائلية، العرق، الخ ويكون هذا بالأخص في بيانات العلوم الاجتماعية. إن التقدير بواسطة LSDV يمكننا من الحصول على ملمات تقاطعية مختلفة حسب اختلاف الأفراد وفق العلاقة التالية:

$$\alpha_i = \alpha + \mu_i; \text{ for each } i = 1, 2, \dots, N \dots (06)$$

بالرغم من إمكانية تقدير α_i باستخدام المتغيرات الوهمية D_i ، إلا أنه لا يمكن الفصل بين α و μ_i .

يتم المفاضلة بين نموذج الآثار الثابتة والنموذج التجميعي باستخدام اختبار فيشر، الذي يعطى وفق الصيغة التالية¹²:

$$F^{cal} = \frac{(R_{LSDV}^2 - R_{Pooled}^2)/(N-1)}{(1 - R_{LSDV}^2)/(NT - N - K)} \dots (07)$$

إذا كانت F^{cal} أكبر من F^{tab} نقبل الفرضية البديلة والتي تنص على أن نموذج الآثار الثابتة هو الأفضل، أما إذا كانت F^{cal} أقل من F^{tab} نقبل فرضية العدم التي تنص على أن النموذج التجميعي هو الأفضل.

II-3 نموذج الآثار العشوائية: Random Effect

كما أشرنا سابقا فإن نموذج الآثار الثابتة يتميز بكثرة المعالم المقدرة يصاحبه فقدان كبير لدرجة الحرية، ولتجنب هذا المشكل يمكن افتراض أن الحدود μ_i المكتوبة في النموذج (05) عشوائية. في هذه الحالة فإن $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$ و $v_i \sim IID(0, \sigma_v^2)$ ، كما أن μ_i مستقلة عن v_i و X_{it} مستقل عن μ_i و v_i مهما تغير الأفراد i أو الزمن t . إن نموذج الآثار العشوائية

مناسب جدا في حال اختيارنا للأفراد N بشكل عشوائي من مجتمع كبير، وهذا ينطبق على الدراسات المتعلقة بالعائلات.

يأخذ هذا النموذج الشكل التالي:

$$y_{it} = (\alpha + \mu_i) + X'_{it}\beta + v_{it} \dots (08)$$

إن تقدير النموذج (08) يكون بالاعتماد على طريقة المربعات الصغرى المعممة

Generalized Least Squares (GLS)، حيث يعطى مقدر GLS كما يلي :

$$\hat{\beta} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} (X' \Omega^{-1} Y) = (\sum_{i=1}^N X'_i \Sigma^{-1} X_i)^{-1} (\sum_{i=1}^N X'_i \Sigma^{-1} Y_i) \dots (09)$$

حيث أن: Ω هي مصفوفة التباين والتباين المشترك. ويتم اللجوء إلى طريقة GLS في حال معرفة مكونات التباين -المصفوفة Ω -، لكن في العادة يكون هذا غير ممكنا مما يستدعي أولا تقدير توزيع التباين ثم تطبيق طريقة المربعات الصغرى الشبه معمة Feasible Generalized Least Squares Estimation (FGLS) (Greene, 2018, pp. 409-410).

تتم المفاضلة بين نموذج الآثار العشوائية والنموذج التجميعي باستخدام اختبار Breusch and Pagan (1980) ويكون ذلك من خلال اختبار مضاعف لاقترنج Lagrange multiplier test، كما يتم المفاضلة بين نموذج الآثار الثابتة ونموذج الآثار العشوائية عن طريق اختبار هوسمان،

III- النتائج القياسية ومناقشتها:

سنقدر النماذج الثلاثة باستخدام برمجية STATA 17 ثم نفاضل بينها بواسطة

الاختبارات الإحصائية المذكورة سابقا، يمكن تلخيص نتائج التقدير في الجدول التالي¹³:

جدول رقم 2 : نتائج تقدير النماذج (PM,FEM,REM)

المغيرات	النموذج التجميعي	نموذج التأثيرات الثابتة	نموذج التأثيرات العشوائية REM
Constatnt	4.8434 (8.98)*	7.0247 (9.27)*	6.5192 (9.19)*
$LUNEMP_{it}$	0.6572 (14.76)*	0.4748 (7.49)*	0.5172 (9.21)*
$\Delta LP GDP_{it}$	-0.0832 (-0.62)	-0.0068 (-0.14)	-0.0066 (-0.14)
R^2	0.6202	0.6194	0.6193

ما بين قوسين () تمثل إحصائية ستودنت، * تعني ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 1 %.

إن إحصائية فيشر المحسوبة تساوي 57.10، باحتمال يساوي 0.0000، مما يعني قبول الفرضية البديلة التي تنص على أن نموذج الآثار الثابتة هو الأفضل مقارنة بالنموذج التجميعي. أما اختبار هوسمان فإن نتائجه موضحة في الجدول التالي:

جدول رقم 3 : نتائج اختبار هوسمان

. hausman fixed random				
	Coefficients			
	(b) fixed	(B) random	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) Std. err.
DLPGDP	-.0068517	-.0066392	-.0002125	.
LUNEMP	.4748126	.5172651	-.0424524	.0293449

b = Consistent under H0 and Ha; obtained from xtreg.
B = Inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from xtreg.

Test of H0: Difference in coefficients not systematic

chi2(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 1.48
Prob > chi2 = 0.4773
(V_b-V_B is not positive definite)

مخرجات البرنامج STATA 17

يبقى الآن المفاضلة بين نموذج الآثار العشوائية والنموذج التجميعي اعتمادا على اختبار Breusch and Pagan ، كما هو مبين في الجدول الموالي:

جدول رقم 4 : نتائج اختبار Breusch and Pagan

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects		
LIMG[ID,t] = Xb + u[ID] + e[ID,t]		
Estimated results:		
	Var	SD = sqrt(Var)
LIMG	2.682596	1.637863
e	.1169749	.342016
u	1.015971	1.007954
Test: Var(u) = 0		
	chibar2(01) =	321.72
	Prob > chibar2 =	0.0000

مخرجات البرنامج STATA 17

من خلال نتائج هذا الاختبار يمكن القول أن نموذج الآثار العشوائية أفضل من النموذج التجميعي، وهو النموذج المناسب لدراسة أثر البطالة على الهجرة في البلدان العربية. هل النموذج العشوائي يخلو من مشكلتي الارتباط الذاتي وعدم التجانس للأخطاء؟ نتائج اختبار الارتباط الذاتي وتجانس الأخطاء يمكن عرضها في الجدول الموالي:

جدول رقم 5 : نتائج اختبارات الارتباط الذاتي وعدم التجانس لنموذج الآثار العشوائية

Wooldridge اختبار الارتباط الذاتي	
Wooldridge test for autocorrelation in panel data H0: no first order autocorrelation F(1, 19) = 107.747 Prob > F = 0.0000	
اختبارات عدم التجانس	
* Panel Groupwise Heteroscedasticity Tests	
Ho: Panel Homoscedasticity - Ha: Panel Groupwise Heteroscedasticity	
- Lagrange Multiplier LM Test	= 4.28e+04 P-Value > Chi2(19) 0.0000
- Likelihood Ratio LR Test	= 143.3537 P-Value > Chi2(19) 0.0000
- Wald Test	= 3.77e+06 P-Value > Chi2(20) 0.0000

مخرجات البرنامج STATA 17

توضح نتائج اختبار الارتباط الذاتي Wooldridge أن القيمة المحسوبة لإحصائية فيشر تساوي 107.47 وهي أكبر من القيمة الجدولية، كما أن $P\text{-value}=0.0000$ مما يعني رفض فرضية عدم وقبول الفرضية البديلة التي تنص على وجود الارتباط الذاتي للأخطاء من الدرجة الأولى، أما اختبارات عدم التجانس فكلها تؤكد قبول الفرضية البديلة التي تنص على عدم تجانس الأخطاء، حيث نجد القيم المحسوبة لكل من اختبار LM مضاعف لاغرنج ونسبة اختبار المعقولة العظمى وكذا اختبار Wald أكبر من القيم الجدولية لتوزيع χ^2 2 .

للتخلص من مشكلتي الارتباط الذاتي للأخطاء وعدم تجانسها، سنلجأ إلى طرق تحسين النموذج القائمة على الأخطاء المعيارية العنقودية¹⁴ (cluster-robust variance estimators) ، كما قمنا كذلك بتقدير نموذج ثاني يحتوي على متغير تابع مؤخر بسنة واحدة للتخلص من مشكل الارتباط الذاتي للأخطاء، واستعمال طريقة Robust Standard Errors For Heteroskedasticity لمعالجة مشكلة عدم تجانس الأخطاء.

نتائج التقدير المتحصل عليها يمكن تلخيصها في الجدول الموالي¹⁵:

جدول رقم 6 : نتائج تقدير نموذج الآثار العشوائية المصحح من المشاكل القياسية

المتغيرات	تقدير النموذج الأول باستخدام طريقة	تقدير النموذج الثاني باستخدام طريقة
	cluster-robust variance estimators	Robust Standard Errors For Heteroskedasticity
Constant	6.5192 (7.71)*	2.7175 (3.80)*
$LUNEMP_{it}$	0.5172 (7.90)*	0.4539 (6.28)*
$\Delta LP GDP_{it}$	-0.0066 (-0.14)	-0.2799 (-2.45)**
$LIMG_{it-1}$	/	0.3586 (3.72)*
R^2	0.6193	0.7950

ما بين قوسين () تمثل إحصائية ستودنت، * تعني ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 1 % . ** تعني ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5 % .

بالنسبة للنموذج الأول معلمة عدد العاطلين عن العمل موجبة وهي معنوية ($P < 0.05$)، ما يفسر وجود علاقة طردية مع عدد المهاجرين، فارتفاع العاطلين عن العمل في الدول العربية بوحدة واحدة ينتج عنه ارتفاع في المهاجرين بـ 0.65 وحدة، في المقابل توجد علاقة عكسية في نمو نصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام وعدد العاطلين عن العمل، حيث أن ارتفاع نصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام بوحدة واحدة ينتج عنه انخفاض في المهاجرين بـ 0.0066 وحدة، كما أن هذه المتغيرة غير دالة إحصائياً، معامل التحديد تبلغ قيمته 61.93 %، أي أن المتغيرات المفسرة بالنموذج والمتمثلة في عدد العاطلين عن العمل ونصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام، تفسر المتغير التابع وهو عدد المهاجرين بنسبة 62 % وهي نسبة مقبولة عموماً وتتوافق مع النظرية الاقتصادية ويؤكد وجود علاقة بين ظاهرة الهجرة وارتفاع معدل البطالة وتؤدي نصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام، والباقي والذي يمثل نسبة 38 % يعود لمتغيرات وعوامل أخرى لم تدرج في النموذج.

أما النموذج الديناميكي الثاني فهو أفضل من النموذج الأول كون جميع المعلمات دالة إحصائياً عند مستوى معنوية 5 %، حيث نلاحظ وجود علاقة طردية بين المهاجرين للسنة الحالية والسنة السابقة، فارتفاع عدد المهاجرين خلال السنة الماضية بوحدة واحدة ينتج عنه ارتفاع في المهاجرين للسنة الحالية بـ 0.35 وهو أمر منطقي، فمن يقرر الهجرة لا بد أن تكون لديه معلومات

مسبقة، وهذه المعلومات تبني من خلال من هاجر سابقا، كذلك فإن تحسن المستوى المعيشي للأفراد سيقول من مستويات الهجرة ، حيث أن ارتفاع تصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام بوحدة واحدة سينتج عنه انخفاض في عدد المهاجرين بـ 0.27 وحدة، أما ارتفاع عدد العاطلين عن العمل بوحدة واحدة سينتج عنه ارتفاع في عدد المهاجرين بـ 0.45 وحدة.

كل المعلومات دالة إحصائيا، كما أن متغيرة البطالة هي أهم متغير في هذا النموذج، يليه عدد المهاجرين للسنة الماضية وأخير المستوى المعيشي للأفراد الذي تم قياسه بنصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام. قيمة معامل التحديد تساوي 0,79 أي أن المتغيرات المفسرة بهذا النموذج بعد ادراج متغير تابع مؤخر بسنة واحدة تفسر المتغير التابع وهو عدد المهاجرين بنسبة 79 % وهي نسبة جيدة والباقي والذي يمثل نسبة 21 % يعود لمتغيرات وعوامل أخرى لم تدرج في النموذج.

IV- الخلاصة:

تزخر البلدان العربية بطاقة شبانية هائلة لم تستغل لحد الآن بصفة مثلى، فعوض استغلالها في بلدانها الأصلية أصبحت تشكل مصدرا لنمو الاقتصاديات المتقدمة، فالهجرة أصبحت لا تقتصر على فئة معينة بل شملت جميع أطراف المجتمع العربي. جاءت هذه الدراسة القياسية للبحث عن أثر البطالة على الهجرة في البلدان العربية باستخدام منهجية بانل، وقد توصلنا إلى مجموعة من النتائج الرئيسية، يمكن ذكرها في النقاط التالية:

- عرفت البلدان العربية ارتفاعا في مستويات الهجرة، حيث بلغ عدد المهاجرين منها سنة 2020 مستوى 32.8 مليون مهاجر، وقد تضاعف هذا العدد إلى ثلاث مرات بين سنتي 1990 و 2020؛

- تمثل بلدان المشرق العربي أكثر الدول تصديرا للمهاجرين وهذا خلال سنة 2020، حيث احتلت الرتبة الأولى بـ 19.8 مليون مهاجر، تليها بلدان المغرب العربي بـ 6.4 مليون مهاجر ثم أقل البلدان العربية نحو بـ 5.7 مليون مهاجرا وأخير بلدان مجلس التعاون الخليجي بـ 0.7 مليون مهاجر؛

- من خلال المؤشرات الإحصائية السابقة يمكن القول أن الأوضاع الاقتصادية تمثل أكبر حافز للهجرة في البلدان العربية، كما أن الأوضاع الأمنية والسياسية شكلت في الفترة الأخيرة عاملا

رئيسيا للهجرة (الحرب في سوريا واليمن، وعدم الاستقرار السياسي في بعض البلدان العربية كمصر والعراق)؛

- شهدت معدلات البطالة في البلدان العربية ارتفاعا في مستوياتها، ففي المسح الأخير الذي نشرته الأمم المتحدة سنة 2022 سجلت المنطقة العربية أعلى معدلات البطالة في العالم حيث قدرت بـ 12%¹⁶⁰؛

- أكدت الدراسة القياسية أن البطالة تعتبر من بين أهم المتغيرات التي تؤثر في الهجرة، حيث أن ارتفاعها بوحدة واحدة ينتج عنه ارتفاع في عدد المهاجرين بـ 0.45 وحدة، تليها متغيرة الهجرة للسنة الماضية، حيث أن ارتفاع عدد المهاجرين خلال السنة الماضية بوحدة واحدة ينتج عنه ارتفاع في المهاجرين للسنة الحالية بـ 0.35، أما المتغيرة الثالثة فهي المستوى المعيشي حيث أن ارتفاع نصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام بوحدة واحدة سينتج عنه انخفاض في عدد المهاجرين بـ 0.27 وحدة.

ملاحق :

الملحق رقم (01): نتائج تقدير النماذج PM,FE,RE

نموذج الآثار الثابتة	النموذج التجميعي																																																																																																
Fixed-effects (within) regression Group variable: ID Number of obs = 139 Number of groups = 20 R-squared: within = 0.3263 Between = 0.6417 Overall = 0.6194 corr(u_i, X0) = 0.3522 F(2,117) = 28.33 Prob > F = 0.0000 <table><tr><th>LING</th><th>Coefficient</th><th>Std. err.</th><th>t</th><th>P> t </th><th>[95% conf. interval]</th></tr><tr><td>LUNEHP</td><td>.4748126</td><td>.063359</td><td>7.49</td><td>0.000</td><td>.3493334 .6002919</td></tr><tr><td>DLPDGP</td><td>-.0068517</td><td>.0404029</td><td>-0.14</td><td>0.887</td><td>-.1019981 .0882947</td></tr><tr><td>_cons</td><td>7.024755</td><td>.7579317</td><td>9.27</td><td>0.000</td><td>5.523711 8.525799</td></tr><tr><td>sigma_u</td><td>1.0454931</td><td></td><td></td><td></td><td></td></tr><tr><td>sigma_e</td><td>.342016</td><td></td><td></td><td></td><td></td></tr><tr><td>rho</td><td>.90332895</td><td></td><td></td><td></td><td>(fraction of variance due to u_i)</td></tr></table> F test that all u_i=0: F(19, 117) = 57.10 Prob > F = 0.0000	LING	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	LUNEHP	.4748126	.063359	7.49	0.000	.3493334 .6002919	DLPDGP	-.0068517	.0404029	-0.14	0.887	-.1019981 .0882947	_cons	7.024755	.7579317	9.27	0.000	5.523711 8.525799	sigma_u	1.0454931					sigma_e	.342016					rho	.90332895				(fraction of variance due to u_i)	. regress LING LUNEHP DLPDGP <table><tr><th>Source</th><th>SS</th><th>df</th><th>MS</th><th>Number of obs = 139</th></tr><tr><td>Model</td><td>229.603287</td><td>2</td><td>114.801644</td><td>F(2, 136) = 111.05</td></tr><tr><td>Residual</td><td>140.594979</td><td>136</td><td>1.03378661</td><td>Prob > F = 0.0000</td></tr><tr><td>Total</td><td>370.198266</td><td>138</td><td>2.68259613</td><td>R-squared = 0.6202</td></tr><tr><td></td><td></td><td></td><td></td><td>Adj R-squared = 0.6146</td></tr><tr><td></td><td></td><td></td><td></td><td>Root MSE = 1.0168</td></tr></table> <table><tr><th>LING</th><th>Coefficient</th><th>Std. err.</th><th>t</th><th>P> t </th><th>[95% conf. interval]</th></tr><tr><td>LUNEHP</td><td>.6572089</td><td>.0445285</td><td>14.76</td><td>0.000</td><td>.5691511 .7452668</td></tr><tr><td>DLPDGP</td><td>-.083242</td><td>.1336789</td><td>-0.62</td><td>0.535</td><td>-.3476001 .1811161</td></tr><tr><td>_cons</td><td>4.843814</td><td>.539149</td><td>8.98</td><td>0.000</td><td>3.777614 5.910014</td></tr></table>	Source	SS	df	MS	Number of obs = 139	Model	229.603287	2	114.801644	F(2, 136) = 111.05	Residual	140.594979	136	1.03378661	Prob > F = 0.0000	Total	370.198266	138	2.68259613	R-squared = 0.6202					Adj R-squared = 0.6146					Root MSE = 1.0168	LING	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	LUNEHP	.6572089	.0445285	14.76	0.000	.5691511 .7452668	DLPDGP	-.083242	.1336789	-0.62	0.535	-.3476001 .1811161	_cons	4.843814	.539149	8.98	0.000	3.777614 5.910014
LING	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]																																																																																												
LUNEHP	.4748126	.063359	7.49	0.000	.3493334 .6002919																																																																																												
DLPDGP	-.0068517	.0404029	-0.14	0.887	-.1019981 .0882947																																																																																												
_cons	7.024755	.7579317	9.27	0.000	5.523711 8.525799																																																																																												
sigma_u	1.0454931																																																																																																
sigma_e	.342016																																																																																																
rho	.90332895				(fraction of variance due to u_i)																																																																																												
Source	SS	df	MS	Number of obs = 139																																																																																													
Model	229.603287	2	114.801644	F(2, 136) = 111.05																																																																																													
Residual	140.594979	136	1.03378661	Prob > F = 0.0000																																																																																													
Total	370.198266	138	2.68259613	R-squared = 0.6202																																																																																													
				Adj R-squared = 0.6146																																																																																													
				Root MSE = 1.0168																																																																																													
LING	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]																																																																																												
LUNEHP	.6572089	.0445285	14.76	0.000	.5691511 .7452668																																																																																												
DLPDGP	-.083242	.1336789	-0.62	0.535	-.3476001 .1811161																																																																																												
_cons	4.843814	.539149	8.98	0.000	3.777614 5.910014																																																																																												
LSDV نموذج الآثار الثابتة باستخدام	نموذج الآثار العشوائية																																																																																																

Variable	ols	ols_dum
LUNEMP	.65720891***	.47481262***
DLPGDP	-.083242	-.0068517
_IID_2		-.8659578*
_IID_3		-.42645628
_IID_4		.22316796
_IID_5		.57349981**
_IID_6		-.17061105
_IID_7		-.22213502
_IID_8		.41104685
_IID_9		-1.8765978***
_IID_10		-1.1006001***
_IID_11		.67107711***
_IID_12		-2.6872791***
_IID_13		-1.4449913**
_IID_14		-1.5069187***
_IID_15		-.18199189
_IID_16		.67396654**
_IID_17		-.34060334
_IID_18		1.9130268***
_IID_19		-.9901967***
_IID_20		-.1675834
_cons	4.8438137***	7.4032473***
N	139	139

Legend: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

Random-effects GLS regression
Group variable: ID

Number of obs = 139
Number of groups = 20

R-squared:
Within = 0.3263
Between = 0.6416
Overall = 0.6193

Obs per group:
min = 6
avg = 7.0
max = 7

Wald chi2(2) = 85.49
Prob > chi2 = 0.0000

corr(u_i, X) = 0 (assumed)

LIMG	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]
LUNEMP	.5172651	.0561538	9.21	0.000	.4072057 .6273245
DLPGDP	-.0066392	.0480678	-0.14	0.890	-.1008503 .087572
_cons	6.519229	.7096871	9.19	0.000	5.128268 7.91019

sigma_u	1.0079536
sigma_e	.342016
rho	.89675148 (fraction of variance due to u_i)

الملحق (02): تقدير نموذج الآثار العشوائية المصحح

النموذج الأول

```
. xtreg LIMG LUNEMP DLPGDP, re vce(cluster ID)
```

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	139
Group variable: ID	Number of groups	=	20
R-squared:			
Within	=	0.3263	
Between	=	0.6416	
Overall	=	0.6193	
Obs per group:			
	min	=	6
	avg	=	7.0
	max	=	7
Wald chi2(2)			
	=	63.13	
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000

(Std. err. adjusted for 20 clusters in ID)

LIMG	Coefficient	Robust std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
LUNEMP	.5172651	.0654775	7.90	0.000	.3889316	.6455986
DLPGDP	-.0066392	.0490604	-0.14	0.892	-.1027957	.0895174
_cons	6.519229	.8452461	7.71	0.000	4.862577	8.175881
sigma_u	1.0079536					
sigma_e	.342016					
rho	.89675148	(fraction of variance due to u_i)				

النموذج الثاني

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	139
Group variable: ID	Number of groups	=	20
R-squared:			
Within	=	0.2540	
Between	=	0.8400	
Overall	=	0.7950	
Obs per group:			
	min	=	6
	avg	=	7.0
	max	=	7
Wald chi2(3)			
	=	312.20	
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000

(Std. err. adjusted for 20 clusters in ID)

LIMG	Coefficient	Robust std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
LUNEMP	.4539282	.0723035	6.28	0.000	.312216	.5956404
DLPGDP	-.2799175	.1140637	-2.45	0.014	-.5034783	-.0563568
LIMG_L1	.3586744	.0964461	3.72	0.000	.1696436	.5477053
_cons	2.71751	.7143585	3.80	0.000	1.317393	4.117626
sigma_u	.21363572					
sigma_e	.33522857					
rho	.2888285	(fraction of variance due to u_i)				

- ¹ الموقع الرسمي لمنظمة الهجرة الدولية : <https://www.un.org/ar/global-issues/migration> ، تاريخ التصفح : 18/10/2022
- ² IOM publication :glossary of migration, International Organization for Migration (IOM), 2019, p 150
- ³ Vincent Fromentin, **Relationship between Immigration and Unemployment: Case of France, Economic Analysis and Policy**, Vol 43, Issue 1, 2013, pp 51-66.
- ⁴ Boubtane, Ekrame & Coulibaly, Dramane & Rault, Christophe, **Immigration, unemployment and GDP in the host country: Bootstrap panel Granger causality analysis on OECD countries** *Economic Modelling* 33(2013) pp 261-269.
- * يقصد بالدول المضيفة هي الدول التي تستقبل المهاجرين.
- ⁵ Konya, L, **Exports and growth: Granger causality analysis on OECD Countries with a panel data approach. Economic Modelling** 23(2006), pp 978-992.
- ⁶ Aslan, Alper & Altinöz, Buket **The relationship between unemployment and immigration with linear and nonlinear causality tests: Evidence from the United States. Economic Journal of Emerging Markets.** 12. 2020, pp13-24.
- ⁷ Espinosa, A.M., Díaz-Empananza, **The Long-term Relationship Between International Labour Migration and Unemployment in Spain. Journal International Migration and Integration**, Springer, vol. 22(1), 2021 pp145-166.
- ⁸ تقرير حالة الهجرة الدولية لعام 2021-بناء مستقبل أفضل للمهاجرين واللاجئين في المنطقة العربية- الأمم المتحدة-الاسكوا، ص 25
- ⁹ تقرير " وقائع وآفاق مسح التطورات الاقتصادية والاجتماعية في المنطقة العربية 2020-2021"، لجنة الأمم المتحدة الاقتصادية والاجتماعية لغربي آسيا (الإسكوا)، 2021، ص 65
- ** أخذنا التغير في لوجاريتم نصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام لأنه أعطى نتائج مقبولة اقتصاديا وإحصائيا، في حين لوجاريتم نصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام نتائج غير مقبولة اقتصاديا ولا إحصائيا، ولأن التغير في اللوجاريتم هو نفسه معدل النمو.
- ¹⁰ Greene, W.H. **Econometric Analysis(ed:8)**. New York: Pearson, 2018, pp383-390.
- ¹¹ Baltagi, H. B. **Econometrics (ed:6)**. Switzerland: Springer, 2021, pp 359-362.
- ¹² Greene, W. H. , op-cit p362.
- ¹³ أنظر الملحق رقم 1
- ¹⁴ لمزيد من التفصيل، أنظر:
- Daniel, H., & Basel, S. **Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. The Stata Journal**, 2007, 7(3), pp281-312.
- Giovanni, M. (2014, July 7). **Robust Standard Error Estimators for Panel Models: A Unifying Approach**. Munich, The Munich Personal RePEc Archive (MPRA), Germany. Récupéré sur https://mpra.ub.uni-muenchen.de/54954/1/MPRA_paper_54954.pdf: (01/10/2022)
- ¹⁵ أنظر الملحق رقم 02 .
- ¹⁶ United Nations, **Arab region registers world's highest unemployment rate, UN survey finds**, <https://news.un.org/en/story/2022/12/1132112> (24/02/2023).