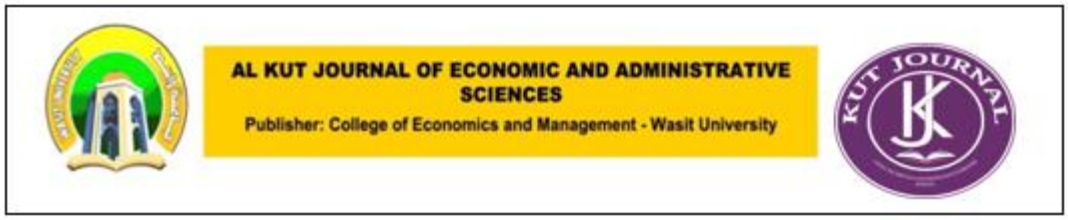
Al Kut Journal of Economics and Administrative Sciences /ISSN: 1999 -558X /ISSN Online 2707-4560/ Vol (17) Issue: 58-2025 (August)
Special issue of the proceedings of the international scientific conference entitled (Digital Transformation in the Age of Innovation and Technology: The Basic Pillar of Sustainable Development in Iraq)



قياس أثر النمو الحضري على معدلات البطالة في العراق وفق نموذج الانحدار الذاتي ذي الابطاء(ARDL) الموزع للمدة (2023 - 1990)

Measuring the Impact of Urban Growth on Unemployment Rates in Iraq Using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Model for the Period (1990–2023)

Rusul Yas Khudair Majeed[1] **Wafi Salam Suleiman2**

ryas@uowasit.edu.iq Wafiyousr@gmail.com

المستخلص

يهدف البحث إلى قياس أثر النمو الحضري على معدلات البطالة في العراق خلال المدة (1990 - 2023) باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذو الإبطاء الموزع (ARDL)، وقد أظهرت النتائج وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين المتغيرين، حيث يسهم النمو الحضري على المدى القصير في تقليل البطالة، بينما يؤدي على المدى الطويل إلى زيادتها نتيجة الضغط على الموارد وغياب التخطيط المتوازن. كما أظهر معامل التصحيح قدرة الاقتصاد العراقي على التكيف مع الاختلالات قصيرة الأمد، ويوصي البحث بوضع سياسات حضرية وتنموية متوازنة لدعم سوق العمل وتقليل البطالة.

الكلمات المفتاحية: النمو الحضري – البطالة – الاجل الطويل – نموذج الانحدار

Abstract

This study aims to measure the impact of urban growth on unemployment rates in Iraq during the period (1990–2023), using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model. The results revealed the existence of a long-term equilibrium relationship between the two variables, where urban growth contributes to reducing unemployment in the short term but leads to an increase in the long run due to pressure on resources and the lack of balanced planning. The error correction term indicated the Iraqi economy's ability to adjust to short-term imbalances. The

study recommends adopting balanced urban and developmental policies to support the labor market and reduce unemployment.

Keywords: Urban Growth – Unemployment – Long-Run Relationship – ARDL Model

المقدمة

منذ مطلع عقد التسعينيات، دخل العراق مرحلة جديدة من التحولات الحضرية، اتسمت بتسارع لافت في وتيرة التوسع العمراني، نتيجة تفاعلات معقدة جمعت بين المتغيرات الديموغرافية، والتقلبات السياسية، والتبدلات الاقتصادية. وقد أفضى هذا الواقع إلى نشوء نمط من النمو الحضري غير المنظم، اتسم بغياب الرؤية التخطيطية المتكاملة، ما انعكس سلباً على البنى التحتية والخدمات الحضرية. وقد تزامن هذا التمدد العمراني غير المنضبط مع تصاعد مستمر في معدلات البطالة، ولا سيما في أوساط الشباب، الأمر الذي يطرح إشكالية كبرى حول طبيعة العلاقة بين اتساع المدن وتدهور أوضاع سوق العمل.

إن تسليط الضوء على الترابط بين التحولات الحضرية والبطالة لم يعد ترفاً أكاديمياً، بل أصبح ضرورة تفرضها التحديات المتراكمة التي يوجهها الاقتصاد العراقي في التوسع العمراني، إذا لم يندمج ضمن إطار تنموي شامل يأخذ بعين الاعتبار اعتبارات التوظيف، فإنه قد يتحول إلى عامل ضاغط يُعمّق أزمة البطالة، بدلاً من أن يكون أداة لتخفيفها , كما أن غياب التخطيط المكاني المدروس يؤدي إلى تفاقم مظاهر العشوائية الحضرية ويعزز من ظاهرة التفاوت بين مناطق المركز والأطراف الامر الذي ينعكس على مستويات العدالة الاجتماعية والتنمية المتوازنة, من جهة أخرى لا يمكن النظر إلى البطالة كظاهرة معزولة، بل هي نتاج لتراكمات اقتصادية وهيكلية، تتطلب معالجات تتعدى الإجراءات الآنية إلى إصلاحات بنيوية ترتبط بالمنظومة الاقتصادية ككل. فعندما يتعذر دمج الكتلة السكانية الشابة في دورة الإنتاج، تفقد التنمية الحضرية أحد أركانها الأساسية وهو العنصر البشري الفاعل وبالتالي فإن أي سياسة عمرانية ناجعة يجب أن تُبنى على أسس من التكامل بين التخطيط الحضري وتوسيع قاعدة التوظيف.

وفي ضوء ما تقدم تبرز الحاجة إلى رؤية تنموية متكاملة تستند إلى فهم عميق للعلاقة التبادلية بين النمو الحضري والتشغيل، ويتطلب ذلك تفعيل أدوات التخطيط الحضري الاستراتيجي، وربطها بسياسات اقتصادية محفزة على الاستثمار المحلي وتوليد فرص العمل، ولا سيما في القطاعات ذات القدرة على امتصاص اليد العاملة. كما يستوجب الأمر إعادة تقييم أولويات التوسع العمراني، وتوجيهه نحو مراكز نمو مدروسة قادرة على خلق بيئات اقتصادية واجتماعية مستقرة. ومن الضروري كذلك بناء قواعد بيانات وطنية دقيقة تتيح رصد ديناميكيات التحضر وسوق العمل بصورة متواصلة، بما يمكّن من تصميم برامج تنموية قائمة على الأدلة. كما يُفترض أن تُؤخذ الأبعاد الاجتماعية والاقتصادية في الاعتبار عند صياغة السياسات الحضرية، لضمان أن يكون النمو العمراني رافعة للتنمية وليس عبئاً إضافياً على الواقع الاقتصادي والاجتماعي في العراق.

اهداف البحث

- قياس وتحليل مسار النمو الحضري في العراق خلال الفترة(2023–1990)
- رصد وتحليل تطور معدلات البطالة لنفس الفترة.
- تحديد العلاقة الكمية بين النمو الحضري والبطالة باستخدام أدوات القياس الاقتصادي.

مشكلة البحث

تتمثل مشكلة البحث في التساؤل، هل أدى النمو الحضري في العراق خلال الفترة (1990–2023) إلى انخفاض معدلات البطالة، أم أسهم في زيادتها نتيجة للضغوط على سوق العمل؟ وكيف تطورت معدلات البطالة خلال نفس الفترة؟ وما طبيعة العلاقة بين النمو الحضري والبطالة في المدى الطويل والقصير؟

أهمية البحث

يُسلط الضوء على إحدى الإشكاليات المعاصرة التي تمس الاقتصاد والمجتمع العراقي ويساهم في سد الفجوة البحثية بين دراسات النمو الحضري والبطالة في السياق العراقي.

فرضية البحث

يفترض البحث بوجود تأثير ذو دلالة إحصائية للنمو الحضري على معدلات البطالة في العراق خلال المدة.(2023–1990) ويفترض البحث بارتباط النمو الحضري سلبا بمعدلات البطالة في الأجل الطويل كما يسهم النمو الحضري غير المخطط بزيادة معدلات البطالة في المدى القصير.

الدراسات السابقة

أوضحت دراسة Al-Haboby وآخرون (2019) أن مرحلة ما بعد عام 2003 في العراق شهدت تصاعدًا ملحوظًا في معدلات البطالة، لا سيما بين فئة الشباب، بالتوازي مع وتيرة التوسع الحضري السريع. وقد عزت الدراسة هذا الارتفاع إلى اختلال التوازن بين النمو الاقتصادي والزيادة السكانية المركّزة في المناطق الحضرية. وبالاعتماد على بيانات رسمية صادرة عن وزارة التخطيط العراقية، بيّن الباحثون أن نسب البطالة في المدن الكبرى مثل بغداد والموصل بلغت نحو 18%، مقابل 12% في المناطق الريفية، مما يدل على محدودية قدرة القطاعات الإنتاجية في المدن على استيعاب التدفقات السكانية المتزايدة والناتجة عن الهجرة الداخلية من الريف إلى الحضر.

في دراسة صادرة عن البنك الدولي (2020)، تم تسليط الضوء على أن التوسع الحضري في مناطق الجنوب العراقي، ولا سيما في محافظة البصرة، ارتبط بحدوث تحسن طفيف في فرص التوظيف نتيجة الاستثمارات التي وُجهت نحو قطاع النفط. ومع ذلك، بيّنت الدراسة أن طبيعة تلك الفرص كانت في الغالب مؤقتة وافتقرت إلى الاستدامة، ما يعكس محدودية السياسات الحكومية في توظيف النمو الحضري كأداة فاعلة لتحقيق تنمية اقتصادية متكاملة ومستدامة. هذا الواقع يطرح تساؤلات حول

قدرة الدولة على ترجمة التوسع العمراني إلى مكاسب اقتصادية طويلة الأمد تُسهم في معالجة البطالة وتعزيز الاستقرار الاجتماعي.

تناولت دراسة برنامج الأمم المتحدة الإنمائي (UNDP، 2017) أوجه القصور في السياسات الحضرية المتبعة في العراق، مشيرة إلى غياب التكامل بين التخطيط العمراني وبرامج تعزيز فرص العمل. وأوضحت الدراسة أن العديد من مشاريع الإسكان نُفّذت دون أن تُرافقها خطط موازية لخلق وظائف في قطاعات حيوية كالصناعة أو الخدمات، مما أدى إلى ضعف الأثر التنموي لتلك المشاريع. كما أظهرت الدراسة وجود فجوة واضحة في البيانات المتعلقة بسوق العمل، مما يعيق فهم العلاقة المتبادلة بين التوسع الحضري وتصاعد معدلات البطالة، ويحدّ من قدرة صناع القرار على بناء سياسات تستند إلى معطيات دقيقة وشاملة.

التحول الاقتصادي والسياسي في العراق، وهو ما لم تتطرق إليه الدراسات السابقة التي ركزت على فترة ما بعد 2003 فقط.

كذلك، في حين أن الدراسات السابقة تناولت العلاقة بين النمو الحضري والبطالة بشكل غير مباشر أو في إطار إقليمي محدود (مثل مدينة بغداد أو محافظة البصرة)، فإن دراستي اعتمدت على بيانات وطنية شاملة تغطي العراق ككل، مما يعزز من عمومية النتائج وقابليتها للتطبيق على المستوى الوطني.

وأخيرا، فإن القيمة المضافة التي تقدمها هذه الدراسة تكمن في ربط النمو الحضري بمعدلات البطالة من خلال إطار قياسي قادر على قياس وتفسير العلاقة الكمية بين المتغيرين، بما يساهم في دعم صناع القرار ببنية معرفية دقيقة تسهم في بلورة سياسات حضرية وتنموية أكثر فاعلية واتساقا مع الواقع الاقتصادي والاجتماعي في العراق.

المبحث الاول – منهجية الدراسة والتحليل القياسي

منهجية الدراسة

تعتمد هذه الدراسة على استعمال منهجين الأول يتمثل بالتحليل الوصفي والثاني يتمثل بالتحليل القياسي لمعرفة إثر معدلات البطالة على معدلات النمو الحضري خلال الفترة (1990 - 2023) وذلك باستخدام بيانات سنوية.

متغيرات الدراسة:

ان المتغيرات التي تم اختبارها للدراسة بالاعتماد على كل من النظرية الاقتصادية والنماذج القياسية المستخدمة في الدراسات السابقة تمثلت ما يلي:

- معدلات النمو الحضري: هو معدل التغير السنوي في عدد السكان الذين يعيشون في المناطق الحضرية (المدن)، ويعكس توسع الحضر من حيث عدد السكان أو المساحة أو كليهما.
- معدلات البطالة: هو نسبة عدد الأفراد القادرين والراغبين في العمل والذين يبحثون عنه لكنهم لا يجدونه، إلى إجمالي القوة العاملة في الاقتصاد خلال فترة زمنية معينة.

نموذج الدراسة:

تم استخدام طريقة الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة من خلال أسلوب اختبار الحدود (Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Bounds Testing Approach) ويعتبر هذا الاسلوب من الأساليب القياسية الحديثة نسبيا التي تم استخدامها من قبل (Pesaran et al., 2001) في مجال الاقتصاد القياسي لدراسة العلاقة ما بين المتغيرات نظرا لسهولة تطبيقها وان هذه المنهجية تختلف عن باقي منهجيات القياس الاقتصادي كونها لا تشترط ان تكون المتغيرات مستقرة من نفس الدرجة .

ويمكن استخدام هذه المنهجية في حالة كون السلسلة الزمنية قصيرة، بالإضافة الى إمكانية الحصول على تقديرات المدى البعيد والقصير في ان واحد، الا ان هذه المنهجية تشترط ان لا تكون من بين هذه المتغيرات من هي مستقرة من الدرجة الثانية وان قرار التكامل المشترك يعتمد على اختبار الحدود وفق فريضة العدم التي تنص على عدم وجود علاقة التكامل المشترك مقابل الفريضة البديلة التي تنص على وجود علاقة التكامل المشترك

يتكون النموذج من معادلة انحدار خطي بسيط من متغيرات (معدل البطالة) كمتغيرات مستقلة ومعدل النمو الحضري كمتغير معتمد، كما أن النموذج يتضمن المتغير العشوائي وهو يمثل جميع المتغيرات الأخرى التي لم تدخل في النموذج ولم يتطرق لها ولها تأثير تؤثر على معدل النمو في النمو الحضري ويشار في منهجية نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ب($ARDL(p, q_1, q_2, \dots)$ حيث (p) الى فترات الابطاء للمتغير التابع و(q_1, q_2) تشير الى فترات الابطاء للمتغيرات المستقلة تشير ويمكن التعبير عنها وفق الصيغة

كالاتي:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^{k} \sum_{i=1}^{q} \beta_{ji} x_{jt-i} + \varepsilon_t$$

ولتطبيق هذه المنهجية سنمر بعدة مراحل:

1- تحليل الاستقرارية

يعتبر اخضاع المتغيرات الاقتصادية الى اختبارات السكون ضرورة ملحة بسبب الاتجاهات العشوائية للسلسلة حيث ان وجود جذر وحدة او عدمه يساعد في تحديد بعض مميزات عملية توليد البيانات الاساسية للسلسة، ان السلسلة تتقلب حول متوسط المدى الطويل الثابت وتعني ان السلسلة لها تباين محدود لا يعتمد على الزمن، اما في حالة وجود جذر وحدة فان السلاسل الزمنية لا تميل الى العودة الى المسار الحتمي طويل المدى اي يعتمد تباين السلسلة على الوقت وتعاني السلسلة الغير الثابتة من تأثيرات دائمة من الصدمات العشوائية وبالتالي تتبع السلسلة حركة عشوائية، واذا كانت السلسلة غير ثابتة وكان الاختلاف الاول فيها ثابتا فان السلسلة تحتوي على جذر وحدة، (John and other, 2007,6)، يمكن تعريف الاستقرارية

في السلاسل الزمنية بانها تغير في قيمة التباين من فترة زمنية الى اخرى اي ان السلاسل الزمنية لها متوسطات مختلفة عن بعضها عند نقاط مختلفة خلال فترة زمني التي يتم اعتمادها في التقدير ويزداد تباينها مع حجم العينة ان انه لا يأخذ اتجاها معيناً وان اخطاءها العشوائية تتراكم عبر الزمن ومن ثم ان الاتجاه العام للسلاسل ينتج عنه ارتباط قوي بين قيم المتغير نفسه عبر الزمن (Gujarati, 2011,208)

ويوجد العديد من الطرق الإحصائية التي تستخدم لاختبار الاستقراريه وسنعتمد على احدهم الذي يعتبر من الطرق الاكثر فعاله والأوسع انتشار وهي اختبارات جذر الوحدة، حيث ان الهدف من اختبار جذر الوحدة هو فحص خواص السلاسل الزمنية لكل متغيرات الدراسة للتأكد من استقرارها خلال المدة الزمنية للمشاهدات ومن ثم تحديد رتبة التكامل لكل متغير لوحده فعندما تكون السلسلة مستقرة في قيمتها الاصلية تكون متكاملة من الرتبة صفر I(0) اي انه لا يحمل جذر وحدة وعندما تستقر السلسلة بعد اخذ الفرق الاول فان هذه السلسلة تكون متكاملة من الرتبة الاولى I(1) وتكون السلسلة مستقرة من الرتبة الثانية I(2) بعد اخذ الفرق الثاني (Rad and Eslami , 2012 , 15) وهناك العديد من الاختبارات لتحقيق هذه الهدف منها.

- **اختبار Augmented Dickey Fuller Test(ADF)**

يسمح هذا الاختبار بمعالجة تصحيح الانحرافات في الارتباط الذاتي للأخطاء العشوائية بدقة عالية من خلال قياس الانحرافات فيها وإيجاد المعالجات لمشكلة الارتباط الذاتي Auto-Correlation عبر ادخال معامل الابطاء الزمني للمتغيرات المستقلة، وان هذا الاختبار يأخذ ثلاثة اشكال وكما يلي,:(Gujarati,2003)

$$\Delta Y_1 = \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad .....(1)$$

$$\Delta Y_1 = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t .....(2)$$

$$\Delta Y_1 = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_{2t} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t .....(3)$$

تشير المعادلة الاولى الى الاختبار بدون حد القطع وكذلك بدون الاتجاه الزمني، بينما تشير المعادلة الثانية الى الاختبار مع وجود حد القطع وبدون اتجاهات زمنية ايضاً في حين تشير المعادلة الثالثة الى وجود الحد القطع مع الاتجاه الزمني وتم اختبار أعداد فترات التخلف الزمني P للتأكد من عدم ارتباط الأخطاء العشوائية مع بعضها البعض فعلا سبيل المثال إذا أخذنا الفرق $\Delta Y_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-2}$ وتضح لنا اختفاء مشكلة الارتباط الذاتي سنكتفي بهذا الفرق أما إذا لم تختفي هذه

المشكلة فسوف نلجأ إلى الفرق الثاني وهكذا، ان هذا الاختبار يستخدم مجموعة من المعايير لاختبار فترة التخلف الزمني المثلى التي تؤدي إلى إلغاء الارتباط المتسلسل أو الذاتي في الأخطاء العشوائية (Zou, 2006, 1259)

نبدأ باختبار استقرار كل متغير باستخدام اختبار مثل(PP (Phillips-Perron), ADF (Augmented Dickey-Fuller , KPSS)الهدف منها هو التأكد من أن جميع المتغيرات إما من الدرجة I (0) (أي مستقرة في المستوى) أو من الدرجة I (1) (مستقرة بعد الفرق الأول) يُمنع استخدام ARDL إذا كان أي متغير من الدرجة الثانية I (2)

- **اختبار فيليبس بيرون (Phillips- Perron):**

يستخدم هذا الاختبار طريقة تصحيح غير معلميه أو Non – Parametric Correction للتخلص من مشكلة الارتباط الذاتي، لأنه يحسب جذر الوحدة من معادلات الانحدار، ثم يقوم بتحويل النتائج الإحصائية لإلغاء تأثيرات الارتباط المتسلسل لتوزيعات الأخطاء العشوائية الناجمة من الاختبارات الإحصائية من اجل تحويل نتائج الاختبار التصحيحي وفق هذا المعيار نستخدم المعادلة التالية

$$\frac{1}{N}\sum_{t-1}^{N}\hat{\varepsilon}t^{2}+2/N\sum_{s=1}^{L}\overline{\omega}(s,L)\sum_{t=s+1}^{N}\hat{\varepsilon}_{t}\hat{\varepsilon}_{t-s}$$

حيث ان L تمثل معامل فترة الابطاء المثلى اللازم لإلغاء الارتباط المتسلسل في الأخطاء العشوائية، والذي يعتبر من أهم المتطلبات الاساسية اللازمة لإنجاح اختبارات الاستقرارية في بيانات السلاسل الزمنية (Enders, 2010, 64)

2- تقدير نموذج توزيع الانحدار الذاتي ذي الابطاء الموزع (ARDL)

ان التكامل المشترك يعني وجود علاقة طويلة الاجل بين المتغيرات لمتغيرين او اكثر في حين لا توجد علاقة توازنيه في الامد القصير لمتغيرات الدراسة عندها يجب تصحيح الاختلالات في الامد القصير وفق ما يسمى بنموذج تصحيح الخطأ، ومن الجدير بالذكر هناك عدة نماذج لدراسة التكامل المشترك بين المتغيرات مها انجل وكرانجر (Engle and Grager,1987) الذي يعتبر من الاساليب المحدودة لأنه يقوم على افتراض ان الدراسة تقوم على متغيرين فقط وان المتغيرين من نفس الرتبة، اما تقنية التكامل المشترك وفق ARDL فأنها تتعامل مع المتغيرات التي يتم دمجها برتبة مختلفة I(1)و I(0) او مزيج بين كليهما بالإضافة كما ان هذه الطريقة تتمتع بعدة خصائص اهمها انها تتعامل مع السلاسل الزمنية الطويلة فعدما تكون حجم العينة صغيرة فانه من الصعب ايجاد تكامل مشترك بين المتغيرات وكذلك يأخذ عدد كافٍ من فترات الابطاء للحصول على افضل مجموعة من البيانات بين متغيرات الدراسة (Nkoro and kelvin , 2016, 76)

وان هذا النموذج يستخدم في تحليل السلاسل الزمنية حيث يقوم بجمع متغيرات الابطاء كمتغيرات داخلية مع متغير خارجي يتأثر به في نموذج الانحدار الذاتي ويسمى بنموذج الانحدار الذاتي ذي الابطاء الموزع ويكتب بالصيغة التالية

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^{k} \sum_{i=1}^{q} \beta_{ji} x_{jt-i} + \varepsilon_t$$

ε_t حيث ان تشويش ابيض، y_t متغير الاستجابة وهو متغير داخلي للمدة الزمنية t، y_{t-i} متغيرات الابطاء لـ p من المتغيرات الداخلية، x_{jt-i} متغيرات الابطاء لـ من المتغيرات الخارجية، $\alpha_0, \alpha_i, \beta_{ji}$ معالم النموذج، وهناك لهذا النموذج حالات خاصة وهي عندما يكون الانحدار الذاتي من الرتبة الاولى للمتغير الداخلي وكذلك الابطاء الموزع للمتغير الخارجي من الرتبة الاولى ويرمز له ARDL(1,1) ويكتب بالصيغة التالية (Nkoro and kelvin, 2016, 83)

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

ε_t هو حد الخطا العشوائي ويتوزع توزيعا طبيعيا بتباين σ^2 ,$|\alpha_1| < 1$ ومتوسط صفر

$$E(y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 E(y_{t-1}) + \beta_0 E(x_t) + \beta_1 (x_{t-1})$$

$$y_t^* = E(y_t) = E(y_{t-1}) \; and \; x_t^* = E(x_t) = E(x_{t-1})$$

$$y_t^* = \frac{\alpha_0 + (\beta_0 + \beta_1) x_t^*}{(1 - \alpha_1)} = k_0 + k_1 x_t^*$$

تمثل k_1 مضاعف الاجل الطويل لـy بالنسبة لـ x

ويتم اختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة اختبار الربط حيث تم دمج الانحدار الذاتي ونموذج الموزع في هذا النموذج , وتعتبر السلاسل الزمنية دالة لقيمتها المتأخرة والقيم الحالية والقيم المتأخرة للمتغيرات التوضيحية، ويتم التحقق من وجود علاقة طويلة المدى بين المتغيرات باستخدام اختبار الذي يختبر فرضية عدم تكامل المشترك للمتغيرات مقابل وجود تكامل مشترك لاكتشاف علاقة توازنيه طويلة الاجل بين المتغيرات وكما يلي بالاعتماد على الافتراضات التالية

$H_0: C_{11} = C_{12} = C_{13} = C_{14} = 0$

$H_1: C_{11} \neq C_{12} \neq C_{13} \neq C_{14} \neq 0$

يتم رفض الفرضية الصفرية (فرضية العدم) عند مقارنة لأنه قيمة F المحسوبة بالقيم الجدولية للحدود الحرجة التي اقترحها (Pesaran et al , 2001) فعندما تكون قيمة F أكبر من الحد I(0) I(1) فان ذلك يعني وجود علاقة توازنيه طويلة الامد بين المتغيرات (Moawad, 2019, 628)

وبعد التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات بالاعتماد على اختبار الحدود يتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ لتشخيص وتحليل معامل سرعة تصحيح الخطأ، وان هذا المعامل يؤكد وجود علاقة التكامل المشترك بين المتغيرات بشرط تحقق المعنوية والسلبية ويمكن صياغته بالشكل التالي:

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p-1} y_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{K} \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{ij} \Delta X_{j,t-1} - \varphi ECT_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث ECT_{t-1} يمثل متغير الاخطاء العشوائية التي تنتج عن تقدير العلاقة في المدى البعيد بإبطاء زمني لسنة واحدة وهو معامل سرعة التعديل (Narayan, 2005, 6)

3- تشخيص النموذج

من خلال اجراء عدة اختبارات منها:

- **اختبار الارتباط الذاتي للبواقي باستعمال (Breusch-Godfrey)**

يعرف أيضا باختبار(LM) اذ قام كل (Godfrey, Breusch) بعمل اختبار عاما للارتباط الذاتي وذلك لأنه يسمح بوجود متغيرات منحدرة غير عشوائية كقيم للمتغير المنحدر عليه لفترات زمنية متأخرة , وجود ارتباط ذاتي من درجة اعلى من الدرجة الأولى , يتركز هذا الاختبار على مضاعف لاغرانج والذي يسمح باختبار وجود ارتباط ذاتي من الدرجة الأولى فاكثر اذ يتم تقدير النموذج العام بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية ومن ثم احتساب البواقي وتقدير المعادلة المتوسطة حيث يكون فيها البواقي هي المتغير التابع ولهذا الاختبار هناك فرضية تنص على استقلالية الأخطاء أي عدم وجود ارتباط ذاتي أي :

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \cdots = \rho_k = \rho_m = 0 \qquad \text{for } k = 1,2,\cdots,m$$

$$H_1 : \rho_k \neq 0$$

وحساب مضاعف لاغرانج التي تتبع توزيع مربع كاي بدرجة (p) وفق الصيغة الاتية :

$$LM = (n-p)R^2$$

ويتم مقارنة القيمة المحتسبة مع نضيرتها القيمة الجدولية بدرجة حرية (K) ومستوى معنوية (α) فانه يمكن قبول الفرضية البديلة ورفض الفرضية الصفرية اذا وجدت القيمة المحتسبة أكبر من الجدولية او تكون القيمة الاحتمالية $(p-value <$ 0.05) أي ان النموذج يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء .

- **اختبار التباين (Breusch- pagan test)**

أن هذ الاختبار تم تطويره في عام 1979 من قبل (Trevor Breusch& Adrian Pagan) وهو أحد اختبارات الكشف عن عدم تجانس التباين وافضلها، يختبر فيما اذا كان تباين الأخطاء للانحدار يعتمد على المتغيرات المستقلة وفرضية العدم لهذا الاختبار هي ثبات البواقي كالاتي:

H_0: Residual are not heteroscedastic تجانس تباينات الاخطاء

H_1: Residual are heteroscedastic عدم تجانس تباينات الاخطاء

فاذا كان (n) يمثل حجم العينة و(K) تمثل عدد المتغيرات المستقلة (n) يمثل معامل التحديد المضاعف للنموذج المقترح من قبل الباحث فان احصاءه الاختبار هي من مضاعف لاغرانج :

$$M = n \times R^2 \qquad \sim X_k^2$$

ويتم مقارنة القيمة المحتسبة مع نضيرتها القيمة الجدولية بدرجة حرية (K) ومستوى معنوية (α) إذا وجدت القيمة المحتسبة أكبر من الجدولية او تكون القيمة الاحتمالية $(p - value < 0.05)$ عندها يتم رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة أي بمعنى ان سلسلة البواقي تباينـاتها ثابتة أو لا توجد مشكلة عدم التجانس.

- **واختبار التوزيع الطبيعي للبواقي باستعمال (Jarque- Bera Test)**

أن هذا الاختبار الهدف منه لاختبار التوزيع الطبيعي لبواقي الانموذج المقدر، من خلال الاعتماد على حساب الفرق بين معاملي الالتواء والتفلطح للسلسلة قيد الدراسة مع معاملي الالتواء والتفلطح للتوزيع الطبيعي، وتحسب هذه الاحصاءه بالعلاقة الاتية:

$$= \frac{n}{6}\left[S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2\right] \quad \sim x_{(2)}^2$$

لاختبار الفرضيات الاتية:

H_0 : data are normally distributed

H_1 : data are not normally distributed

أذ أن S: تمثل معامل الالتواء ويحسب من العزم الثالث

K: تمثل معامل التفلطح ويحسب من العزم الرابع

وان أجراء هذا الاختبار يعتمد بحساب الالتواء (S) والتفلطح (K) ، اذ يلاحظ أن البيانات تتوزع توزيعا طبيعيا عندما تكون قيمة معامل الالتواء مساوية للصفر، وهذا دليل على أن التوزيع هو توزيعاً متماثلاً بينما تشير القيمة السالبة الى ان التوزيع ملتوي الى جهة اليسار ، اما القيمة الموجبة فتشير ان التوزيع ملتوي الى جهة اليمين، بالإضافة الى ذلك تكون قيمة معامل

التفلطح مساوياً k=3 في حالة التوزيع طبيعيا ، أما اذا كانت قيمة J-B< $x^2_{(2)}$ فأننا في هذه الحالة نقبل الفرضية الصفرية القائلة بان البيانات متماثلة التوزيع أي بمعنى بمقارنة إحصاءه الاختبار مع مربع كأي x^2 بدرجة حرية (2) وبمستوى معنوية (0.05) فهذا يشير على أن البيانات مأخوذة من التوزيع الطبيعي (Mantalos,2010).

- **اختبار كوزوم للاستقرارية (CUSUM Stability Test):**

لمعرفة فيما إذا كانت متغيرات النموذج ساكنة مع الزمن بعد إجراء اختبار جذر الوحدة ، يتطلب الامر الى الاستقصاء فيما إذا كانت هذه المتغيرات تظهر تغيراً هيكلياً في سلوكها عبر الزمن، ويعد اختبار (CUSUM) للاستقرارية احد أكثر الاختبارات شيوعا في هذا المجال.

ويلاحظ ان نتائج هذا الاختبار تظهر في شكل منحنى لأخطاء نموذج مقدّر بواسطة طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS)، ومجال ثقة يهدف الى اختبار الفرضية العدمية التي تنص على أن معالم نموذج المربعات الصغرى الاعتيادية تكون غير مستقرة, فإذا وجد ان منحنى الأخطاء ضمن الحدود الحرجة خلال فترة الدراسة، فإن الفرضية الصفرية سوف ترفض عند نسبة معنوية (5%)، وهذا يدل على أن المعالم مستقرة ,و إمكانية تقدير معالم ثابتة للنموذج على طول الفترة الزمنية للدراسة دون الحاجة إلى تجزئتها لفترات جزئية ، أما إذا تم رفض الفرضية الصفرية في هذه الحالة يستوجب ان تقسم فترة الدراسة إلى فترات جزئية تكون فيها المعالم مستقرة(Brown et al., 1975) .

المبحث الثاني – الجانب التطبيقي القياسي

في ضوء التحديات المتزايدة التي تواجه الاقتصادات الحضرية، تبرز العلاقة بين النمو السكاني في المناطق الحضرية ومعدلات البطالة كأحد الموضوعات المحورية التي تستحق الدراسة والتحليل، لما لها من انعكاسات مباشرة على السياسات الاقتصادية والاجتماعية. إذ يُعد تزايد عدد السكان في المدن ظاهرة سكانية وديموغرافية متسارعة، غالبًا ما يرتبط بها ضغط على الموارد وسوق العمل، مما قد يؤدي إلى اختلالات في هيكل التشغيل وفرص التوظيف، وبالتالي ارتفاع معدلات البطالة. وانطلاقا من أهمية هذه العلاقة، يهدف هذا المبحث إلى دراسة أثر النمو السكاني في المناطق الحضرية على معدلات البطالة، معتمداً في ذلك على تحليل قياسي يستخدم بيانات سنوية تمتد لـ34 سنة، وبالاعتماد على نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL) الذي يتميز بقدرته على التعامل مع المتغيرات المدمجة من درجات مختلفة I(0) و I(1) ، إضافة إلى إمكانية تحليل العلاقة في الأجلين القصير والطويل. ويُعتمد في هذا النموذج على معدل البطالة كمتغير تابع، والنمو السكاني الحضري كمتغير مستقل، وذلك بهدف الكشف عن طبيعة العلاقة بين المتغيرين، وقياس مدى التأثير الحقيقي للنمو السكاني في المدن على اختلالات سوق العمل.

أولا – الاختبارات التشخيصية

جدول (1) الاحصاءات الوصفية

	U	PO
Mean	19.73966	69.41885
Median	16.85750	69.12750
Maximum	35.61700	71.59900
Minimum	15.33300	68.38800
Std. Dev.	6.219570	0.910405
Skewness	1.476420	0.911232
Kurtosis	3.699133	2.766873
Jarque-Bera	13.04474	4.782270
Probability	0.001470	0.091526
Sum	671.1485	2360.241
Sum Sq. Dev.	1276.541	27.35161
Observations	34	34

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الاحصائي EViews20

تشير الإحصاءات الوصفية إلى أن معدل البطالة يتسم بمتوسط مرتفع نسبياً يبلغ نحو 19.74 مع تباين ملحوظ وانحراف معياري كبير (6.21) يعكس تشتتاً واضحاً في القيم، كما يظهر توزيع غير متماثل موجب الالتواء بدرجة عالية (1.47) وتفرطح أكبر من الطبيعي (3.69)، مما يعني وجود قيم متطرفة وميل نحو القيم المرتفعة، وهو ما تؤكده نتيجة اختبار جاك-بيرا التي تدل على عدم طبيعية توزيع البطالة (احتمالية 0.001). في المقابل، يتسم النمو السكاني الحضري بمتوسط مستقر يبلغ 69.42 مع تشتت ضعيف جداً (الانحراف المعياري 0.91)، ويبدو التوزيع قريباً من التماثل مع التواء طفيف (0.91) وتفرطح دون الطبيعي (2.77)، كما أن نتائج اختبار جاك-بيرا تشير إلى مقبولية فرض التوزيع الطبيعي لهذا المتغير (احتمالية 0.091). يشير ذلك إلى أن البطالة متغيرة بدرجة كبيرة وتتأثر بعوامل خارجية أو داخلية تسبب تقلبات حادة، في حين أن النمو السكاني الحضري يتسم بالثبات النسبي.

ثانيا – اختبار الاستقرارية

Augmented Dickey-Fuller test statistic (Null Hypothesis: **U** has a unit root)							
Exogenous: Constant, Linear Trend				Exogenous: Constant			
		t-Statistic	Prob.*			t-Statistic	Prob.*
		-5.734412	0.0005			-4.783846	0.0008
Test critical values:	1% level	-4.374307			1% level	-3.724070	
	5% level	-3.603202			5% level	-2.986225	
	10% level	-3.238054			10% level	-2.632604	
Augmented Dickey-Fuller test statistic (Null Hypothesis: **D(PO)** has a unit root)							
Exogenous: Constant, Linear Trend				Exogenous: Constant			
		t-Statistic	Prob.*			t-Statistic	Prob.*
		-4.074567	0.0163			-4.095536	0.0034
Test critical values:	1% level	-4.284580			1% level	-3.661661	
	5% level	-			5% level	-2.960411	

		3.562882					
	10% level	-3.215267			10% level	-2.619160	

جدول(2)اختبارDickey-Fuller

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الاحصائي EViews20

تشير نتائج اختبار السكون إلى أن معدل البطالة (U) ساكن عند المستوى مما يعني أنه متكامل من الدرجة صفر في حين أن النمو السكاني الحضري (PO) غير ساكن عند المستوى لكنه يصبح ساكنًا بعد أخذ الفرق الأول مما يشير إلى تكامله من الدرجة الأولى وبذلك يمكن اعتماد نموذج ARDL باعتباره الأنسب للتعامل مع هذا النوع من البيانات إذ يسمح بوجود متغيرات من درجات تكامل مختلفة شريطة عدم وجود متغيرات من الدرجة الثانية وتشير هذه النتيجة إلى إمكانية المضي قدمًا في تقدير العلاقة بين المتغيرين دون الحاجة إلى تحويل جميع المتغيرات لنفس الدرجة من التكامل مما يعزز مرونة النموذج ويزيد من دقة التحليل القياسي للمدى القصير والطويل ويتيح اختبار وجود علاقة توازنية مستقرة بين النمو السكاني ومعدل البطالة في الأجل الطويل.

ثالثا – اختبار العلاقة بين البطالة والنمو الحضري في المدى البعيد

جدول (3) اختبار F-Bounds Test لتحديد العلاقة في المدى البعيد

Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PO	3.830343	1.116937	3.429329	0.0022
C	-247.1242	76.85132	-3.215615	0.0037

			EC = U - (3.8303*PO - 247.1242)	
F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	**4.379995**	10%	3.02	3.51
K	1	**5%**	**3.62**	**4.16**
		2.5%	4.18	4.79
		1%	4.94	5.58

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الاحصائي EViews12

تشير نتائج في الجدول أعلاه الى

- تشير نتائج اختبار الحدود (F-Bounds Test) إلى وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين معدل البطالة (U) والنمو السكاني الحضري (PO)، حيث بلغت قيمة إحصاء F نحو 4.38، وهي أكبر من القيمة الحرجة العليا I(1) البالغة 4.16 عند مستوى معنوية 5%، مما يسمح برفض فرضية العدم وقبول وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة بدرجة ثقة جيدة. وتدعم هذه النتيجة إمكانية استخدام نموذج ARDL لتقدير العلاقة الديناميكية، سواء في المدى القصير أو الطويل، مع ضرورة استكمال التحليل من خلال نموذج تصحيح الخطأ (ECM) للتحقق من سرعة التعديل نحو التوازن في حال حدوث أي صدمة.
- أما فيما يتعلق بمعادلة المستوى، فيُظهر معامل النمو السكاني الحضري (PO) قيمة موجبة ومعنوية إحصائيًا عند مستوى 1% (p = 0.0022)، مما يدل على أن الزيادة في معدلات النمو السكاني الحضري تؤدي إلى ارتفاع في معدلات البطالة في المناطق الحضرية، وهو ما يتوافق مع النظريات التي تشير إلى أن الهجرة والنمو السكاني الحضري غير المتوازن قد يُحدثان ضغوطًا على سوق العمل الحضري. وتشير قيمة الثابت (C = -247.12) إلى نقطة تقاطع النموذج، وتعكس مستوى البطالة النظري عند غياب النمو السكاني الحضري.
- توحي النتائج بشكل عام الى ان العلاقة بين المتغيرين ليست آنية فقط، بل تشمل أيضاً بُعداً توازنياً طويل الأمد، ما يبرر استخدام نموذج ARDL وتقدير مكونه طويل الأجل، على أن يتبع ذلك اختبار العلاقة القصيرة الأجل من خلال متغير التصحيح الذاتي (ECM) لتأكيد طبيعة التعديل الديناميكي نحو التوازن.

رابعا – تحديد العلاقة في المدى القصير

جدول (4) تقدير ECM Regression

ARDL Error Correction Regression				
Dependent Variable: D(U)				
Selected Model: ARDL(4, 0)				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Sample: 1990 2023				
ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(U(-1))	0.857938	0.150025	5.718629	0.0000
D(U(-2))	-0.310720	0.250310	-1.241339	0.2265
D(U(-3))	1.070135	0.213640	5.009066	0.0000
CointEq(-1)*	-0.402681	0.106729	-3.772928	0.0009
R-squared	0.597417	Mean dependent var		0.558400
Adjusted R-squared	0.550965	S.D. dependent var		1.396557

S.E. of regression	0.935834	Akaike info criterion		2.828808
Sum squared resid	22.77041	Schwarz criterion		3.015634
Log likelihood	-38.43212	Hannan-Quinn criter.		2.888575
Durbin-Watson stat	2.038781			

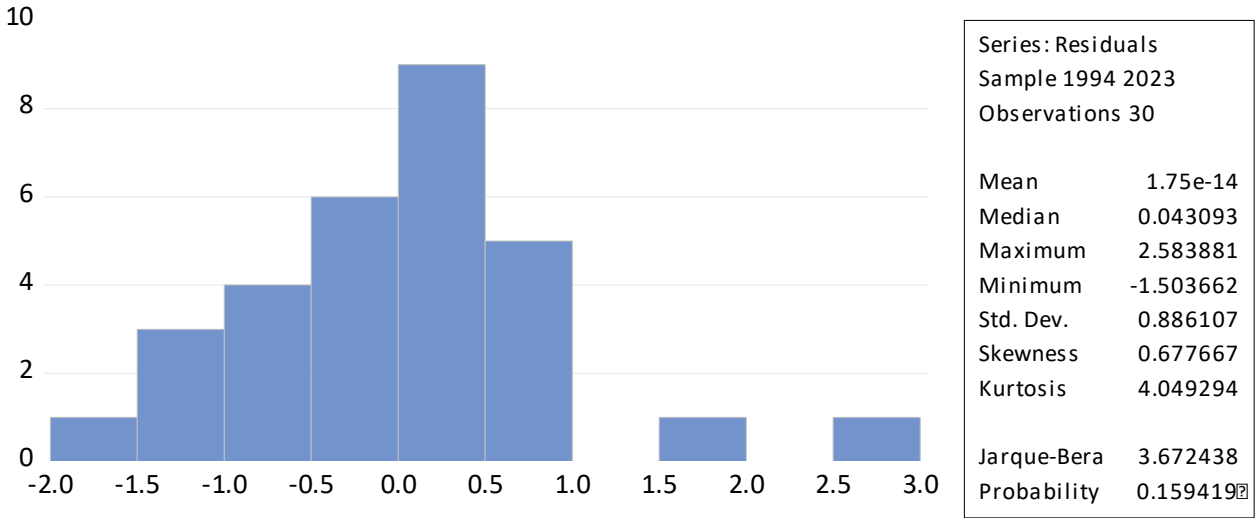
المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الاحصائي EViews12

يتضح من الجدول أعلاه ما يلي

- أن التغيرات في البطالة على المدى القصير تتأثر بشكل كبير بتغيرات سابقة في البطالة، مع تأثير أكبر في الفترات الزمنية الأخيرة (D(U(-1)) و D(U(-3))). كما أن التعديل نحو التوازن على المدى الطويل يحدث بشكل سريع، حيث تُصحح الانحرافات في البطالة بنسبة 40.3% في كل فترة. هذا يشير إلى أن العلاقة بين البطالة والنمو السكاني الحضري (الذي يظهر في الموديل على المدى الطويل) قد توازن بشكل فعال في حال حدوث تغيرات سريعة في السوق.
- يشير مؤشر R-squared البالغ 0.5974 إلى أن النموذج يفسر حوالي 59.7% من التباين في التغيرات في معدل البطالة، مما يعني أن النموذج يقدم تفسيرًا جيدًا، بينما يشير Adjusted R-squared البالغ 0.5510 إلى تفسير مقبول مع وجود مساحة لتحسين النموذج. أما Durbin-Watson stat الذي بلغ 2.0388 فيقارب القيمة المثالية 2، ما يدل على غياب التآثر الذاتي القوي في الأخطاء وبالتالي يعزز مصداقية النتائج المستخلصة من النموذج.
- معامل تصحيح الخطا CointEq (-1) والبالغ 0.403- معنوي عند مستوى 0.0009 (p-value)، ويعكس سرعة التعديل نحو التوازن على المدى الطويل. قيمة المعامل السلبية تشير إلى أن أي انحراف عن التوازن في البطالة يُعدل بشكل سريع نسبيًا، حيث يتم تصحيح 40.3% من الانحراف في كل فترة.

خامسا ـ الاختبارات التشخيصية

1- اختبار جاك بيرا والتفلطح والانكسار



المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الاحصائي EViews12

شكل (1) اختبار جاك بيرا والتفلطح والانكسار

تشير نتائج التحليل إلى أن بواقي النموذج تتمتع بخصائص إحصائية جيدة، حيث أن المتوسط قريب من الصفر والانحراف المعياري منخفض نسبيًا، مما يدل على استقرار التوزيع حول المتوسط. كما أن اختبار Jarque-Bera أوضح أن البواقي لا تنحرف بشكل جوهري عن التوزيع الطبيعي، إذ إن قيمة الاحتمالية تجاوزت 0.05، مما يعني قبول فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي عند مستوى دلالة 5% ويُعزز ذلك من مصداقية النموذج الإحصائي المستخدم، ويشير إلى أن الشروط الأساسية للنموذج، خاصة المتعلقة بعشوائية وتوزيع البواقي، قد تحققت. وهذا يعني أن نتائج التقدير يمكن الاعتماد عليها عند تفسير العلاقات بين المتغيرات. كما يُمكن استخدام هذا النموذج في عمليات التنبؤ دون وجود مخاوف جدية تتعلق بخرق الفرضيات الكلاسيكية

2- كشف الارتباط الذاتي في بواقي النموذج الانحدار

جدول (5) اختبار LM

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags			
F-statistic	0.320910	Prob. F(2,22)	0.7288
Obs*R-squared	0.850399	Prob. Chi-	0.6536

		Square(2)	

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الاحصائي EViews12

النتائج تشير إلى أنه لا يوجد تأثير ذاتي في الأخطاء حتى 2 فترات تأخير في النموذج، حيث أن القيم الاحتمالية لكل من F-statistic و Obs*R-squared تفوق مستوى الدلالة المعتاد 0.05، مما يسمح لنا بقبول فرضية العدم التي تنفي وجود تأثير ذاتي، هذا يعني أنه يمكننا الاستمرار في استخدام النموذج كما هو دون الحاجة إلى تعديل كبير بسبب مشكلات التأثير الذاتي، هذه النتيجة تعزز من مصداقية النموذج وتؤكد على أن تقديرات المعاملات لا تتأثر بتكرار الأخطاء عبر الفترات الزمنية.

3- اختبار التباين

جدول (6) اختبار Heteroskedasticity

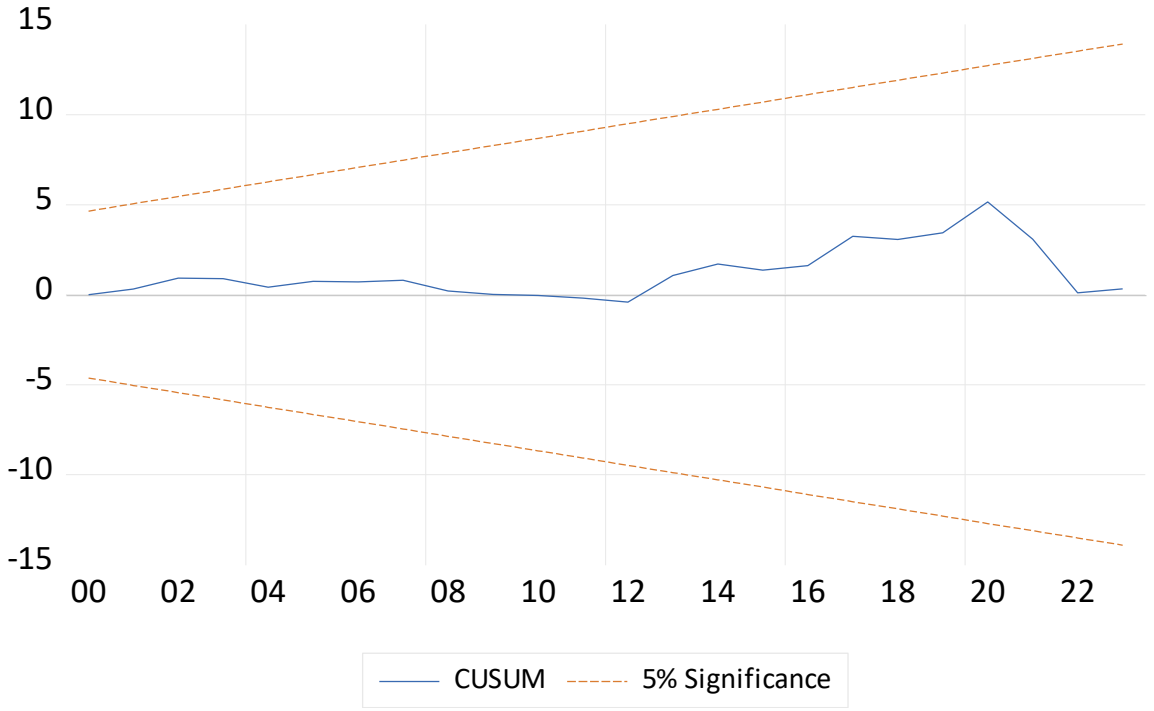
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
	Null hypothesis: Homoskedasticity		
F-statistic	2.183990	Prob. F(5,24)	0.0896
Obs*R-squared	9.381415	Prob. Chi-Square(5)	0.0948
Scaled explained SS	9.154142	Prob. Chi-Square(5)	0.1031

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الاحصائي EViews12

النتائج تشير إلى أنه لا يوجد دليل قوي على وجود تباين غير متجانس في النموذج عند مستوى معنوية 5%. ومع ذلك، بالنظر إلى القيم الاحتمالية التي تقترب من 0.05، يمكن اعتبار أن هناك إشارة ضعيفة لوجود تباين غير متجانس عند مستوى معنوية 10%. وبالتالي، لا يتطلب النموذج تعديلات كبيرة بخصوص تباين غير متجانس.

4- اختبار الاستقرار الهيكلي

شكل (2) اختبار CUSUM

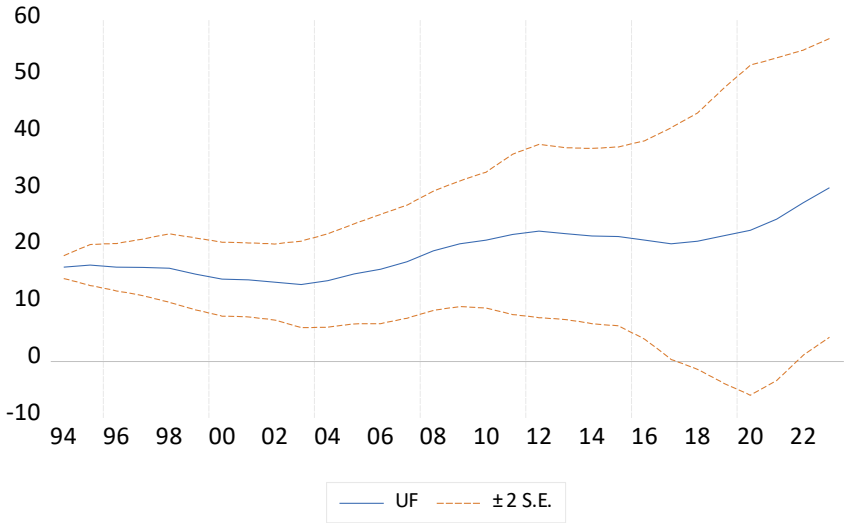


المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الاحصائي EViews12

يشير اختبار CUSUM إلى أن النموذج يتميز بالاستقرار الهيكلي على مدى فترة التحليل، حيث لم تخرج القيم التراكمية للبواقي عن نطاق حدود الثقة. وبالتالي يمكن الاعتماد على النموذج في التحليل والتنبؤ بثقة نسبية عالية، دون الحاجة لإعادة تقدير المعاملات أو الشك في صلاحية النموذج.

5- القدرة على التنبؤ

شكل (3) النموذج التنبؤي



Forecast: UF	
Actual: U	
Forecast sample: 1990 2023	
Adjusted sample: 1994 2023	
Included observations: 30	
Root Mean Squared Error	4.391516
Mean Absolute Error	3.288447
Mean Abs. Percent Error	15.20524
Theil Inequality Coef.	0.107010
Bias Proportion	0.048804
Variance Proportion	0.228156
Covariance Proportion	0.723040
Theil U2 Coefficient	3.268376
Symmetric MAPE	15.43851

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات البرنامج الاحصائي EViews12

يوضح الشكل أعلاه نتائج تقييم دقة النموذج التنبؤي عبر مقارنة القيم الفعلية والمتوقعة لسلسلة زمنية خلال الفترة من 1994 إلى 2023، وتشير نتائج التحليل إلى أن النموذج المستخدم يمتلك دقة مقبولة في التنبؤ، مدعومة بقيم منخفضة لمعامل Theil وخطأ نسبي متوسط جيد، مما يعكس كفاءة جيدة في تمثيل الاتجاه العام للسلسلة الزمنية. التحيز والتباين ضمن الحدود المقبولة، ويظهر أن النموذج يتفاعل بشكل معقول مع التحولات الاقتصادية التي طرأت خلال فترة الدراسة. ورغم بعض الاختلافات في فترات معينة، فإن النموذج يُظهر استجابة مستقرة نسبياً للصدمات، مما يعزز من إمكانيته للاستخدام في التنبؤات المستقبلية.

الاستنتاجات

- وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل: أظهرت نتائج اختبار الحدود (F-Bounds Test) أن هناك علاقة طويلة الأمد بين معدل البطالة والنمو السكاني الحضري، حيث تجاوزت قيمة إحصائية F (4.38) القيمة الحدية العليا عند مستوى معنوية 5%، مما يدل على وجود علاقة توازنية مستقرة على المدى الطويل بين المتغيرين.
- تأثير إيجابي للنمو السكاني الحضري على البطالة: بيّن نموذج المستوى أن معامل النمو السكاني الحضري (PO) موجب ومعنوي إحصائيًا عند مستوى 1%، ما يعني أن ازدياد معدلات النمو الحضري يقود إلى ارتفاع معدلات البطالة. وهذه النتيجة تؤكد التأثير الضاغط الذي يسببه التوسع السكاني غير المخطط في المدن على سوق العمل، ما قد يؤدي إلى عجز في توليد فرص العمل الكافية، خاصة في غياب السياسات التنموية المتكاملة.

- قوة العلاقة الديناميكية قصيرة الأجل: أظهر نموذج تصحيح الخطأ (ECM) أن معامل CointEq(-1) كان سالباً ومعنوياً إحصائيا($-0.4026, p < 0.01$) ، وهو ما يشير إلى أن حوالي 40% من الاختلال الناتج عن الصدمات السابقة يتم تصحيحه في السنة التالية، ما يعكس وجود آلية تعديل فعّالة نحو التوازن في المدى القصير.
- أهمية استقرار العلاقة عبر الزمن: القيمة العالية لـ R-squared (حوالي 0.59) في نموذج ECM تشير إلى أن النموذج يفسر نسبة معتبرة من التغيرات في البطالة، مما يعزز من موثوقية النتائج واستقرار العلاقة بين المتغيرات المدروسة.
- تعكس النتائج أهمية مواءمة السياسات الحضرية مع خطط التنمية الاقتصادية والتشغيل، إذ إن النمو الحضري غير المصحوب بالتخطيط الاستراتيجي وفرص العمل الكافية قد يؤدي إلى تفاقم مشكلة البطالة. وبالتالي، فإن دمج سياسات الإسكان، والنقل، وتوزيع الأنشطة الاقتصادية ضمن الإطار الحضري أصبح ضرورة ملحة لتقليل أثر النمو الحضري على البطالة.

التوصيات

- في ضوء النتائج التي أظهرت وجود علاقة طويلة الأمد بين البطالة والنمو الحضري، يُوصى بضرورة تبني سياسات تخطيط حضري شاملة تأخذ بعين الاعتبار قدرة سوق العمل على استيعاب الزيادة السكانية في المدن، وذلك من خلال مواءمة التوسع الحضري مع خطط التنمية الاقتصادية والاستثمار في القطاعات كثيفة التشغيل مثل الصناعة والخدمات والتكنولوجيا. كما ينبغي تعزيز برامج التدريب وإعادة التأهيل المهني للفئات غير القادرة على الاندماج في سوق العمل الحضري، بما يضمن تهيئة الكوادر البشرية لمتطلبات التحول الحضري والاقتصادي.
- ومن جانب آخر، يُوصى بإنشاء آليات إنذار مبكر لرصد مؤشرات البطالة والنمو الحضري بشكل دوري، لتقييم فاعلية السياسات المتبعة وإجراء التعديلات اللازمة بشكل استباقي. كما يجب السعي لإعادة توزيع التنمية جغرافياً من خلال تحفيز الاستثمارات في المدن المتوسطة والصغيرة والمناطق الأقل نمواً، بهدف تقليل الضغط على الحواضر الكبرى والحد من تركز البطالة فيها.
- يستحسن تحديث النماذج التحليلية بشكل مستمر لمواكبة التغيرات الهيكلية والديموغرافية التي قد تطرأ على العلاقة بين البطالة والنمو الحضري.

المصادر

1. Al-Haboby, A., Al-Wattar, Z., & Al-Saadi, R. (2019). *Urbanization and unemployment in Iraq: A spatial analysis*. Iraqi Journal of Economics, 28(4), 45-67).
2. United Nations Development Programme (UNDP). (2017). Urbanization and employment in Iraq: Policy gaps and recommendations. UNDP Iraq Report.
3. World Bank. (2020). Iraq economic monitor: Overcoming vulnerabilities. https://www.worldbank.org/en/country/iraq/publication/economic-monitor

4. Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J., (2001), Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship, Journal of Applied Econometrics,Vol. 16, PP 289-326.

5. Gujarati, D. N. (2003). Basic Econometrics. The McGill Hill Companies. Americas, New York, NY, 10020.
6. Makridakis, S., Wheelwright, S. C., & Hyndman, R. J. (2008). Forecasting methods and applications. John wiley & sons.
7. Enders, W. A. L. T. E. R. (2004). Applied Econometric Time Series."2th ed". New York (US): University of Alabama.
8. Nkoro, E., & Uko, A. K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. Journal of Statistical and Econometric methods, 5(4), 63-91.
9. Moawad, R. R. (2019). Financial Development and Economic Growth: ARDL Model. *International Multilingual Journal of Science and Technology*, *4*(7), 625-632.
10. Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied economics*, *37*(17), 1979-1990.
11. Zou, Y. (2006). Empirical studies on the relationship between public and private investment and GDP growth. *Applied Economics*, *38*(11), 1259-1270.
12. Engle, R. F., Lilien, D. M., & Robins, R. P. (1987). Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 391-407.
13. Brown, R. L., Durbin, J. and Evans, J. M., (1975), Technique for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time, Journal of the Royal Statistical Society, Vol. 37, PP 149-163.
14. Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1287-1294.

15. Mantalos, P. (2010). Robust critical values for the Jarque-Bera test for normality. *Jönköping Int. Bus. Sch*

16. . Godfrey. L. G.. (1978). "Testing Against General Autorgressivend Moving Average Error Models When the Regressor include Lagged Dependent variables." Econometrica. vol. 46. pp. 1293-1302. . and T. S. Breusch "Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. Australian Economic Papers. Vol. 17. pp. 334-355.