

دراسة تطبيقية لمقارنة بعض مقدرات نماذج بيانات السلسلة المقطعية في ظل مشكلتي عدم ثبات التباين والإرتباط الذاتي¹

أ.حسين عدنان جواد

باحث ماجستير

قسم الاحصاء والرياضية والتأمين

كلية التجارة - جامعة الاسكندرية

hussinhusinbagdag@gmail.com

د. احمد محمد قاروصة

مدرس بقسم الاحصاء والرياضة والتأمين

كلية التجارة - جامعة الاسكندرية

جمهورية مصر العربية

Ahmed.karosa@alexu.edu.eg

د. لبيبة حسب النبي العطار

قسم الاحصاء والرياضة والتأمين

جمهورية مصر العربية

Labiba.elatar@alexu.edu.eg

ملخص البحث

يعد استخدام نماذج بيانات السلسلة المقطعية (Panel data) من الأساليب الحديثة المستخدمة في التحليل القياسي الكمي. حيث تناولت هذه الدراسة بعض طرق تقدير نماذج بيانات السلسلة المقطعية في حالة عدم تحقق الافتراضات الخاصة بثبات تباين حدود الخطأ العشوائي وعدم وجود ارتباط ذاتي بين تلك الأخطاء. ومشكلة الدراسة هو تحديد أفضل مقدر في ظل وجود مشكلة عدم ثبات التباين والارتباط الذاتي من بين المقدرات محل الدراسة. حيث تم تصميم دراسة تطبيقية على حجم إنتاج الطاقة الكهربائية في المديرية العامة لإنتاج الطاقة الكهربائية في جمهورية العراق للفترة (2013-2021) الذي يمثل المتغير التابع، وثلاثة متغيرات مستقلة هي (عنصر العمل وعنصر الاستثمار وحجم الطاقة الكهربائية المنتجة في الفترة السابقة). بأستخدام مجموعة من الاختبارات على هذه البيانات تبين وجود مشكلتي الارتباط الذاتي وعدم ثبات التباين في سلسلة البواقي. وتم التقدير باستخدام عدة مقدرات منها: المربعات الصغرى العادية المجمعة، والمربعات الصغرى المعممة الممكنة، والمقدرات ذات الأخطاء المعيارية العنقودية المتينة، والمقدرات ذات الأخطاء المعيارية (Newey-west). ونموذج التأثيرات الثابتة، ونموذج التأثيرات العشوائية، وأشارت نتائج الاختبارات الاحصائية الى ان نموذج التأثيرات الثابتة هو النموذج المناسب، حيث تمكن نموذج التأثيرات الثابتة (Fixed Effects Model) FEM من حل مشكلتي عدم ثبات التباين والارتباط الذاتي في البواقي، إضافةً إلى معنوية النموذج (جواد، 2023).

الكلمات الدالة

بيانات السلسلة المقطعية، نماذج التأثيرات الثابتة والعشوائية، النموذج المجمع، المربعات الصغرى المعممة الممكنة، عدم ثبات التباين، الارتباط الذاتي

¹ بحث مشتق من رسالة ماجستير بعنوان: دراسة بعض مقدرات نموذج بيانات السلسلة المقطعية في ظل عدم ثبات التباين والارتباط الذاتي: دراسة قياسية.

تم تقديم البحث في 2023/5/27، وتم قبوله للنشر في 2023/6/22.

(1) المقدمة

تُعرف بيانات السلسلة المقطعية بأنها البيانات التي تجمع بين بيانات القطاعات المستعرضة (cross-sectional data) وبيانات السلاسل الزمنية (time series data)، كما تعرف بيانات السلسلة المقطعية بأنها نوع من البيانات التي توجد فيها مشاهدات متتالية زمنية لعدد من الوحدات - القطاعات المستعرضة- مثل القطاع أو الأشخاص أو العائلات أو الشركات أو المدن أو الدول لفترة من الزمن، كما أن المشاهدات التي تم الحصول عليها في فترات مختلفة، وعادة تكون على فترات متساوية تسمى بيانات السلاسل الزمنية. بينما تلك التي يتم الحصول عليها من قطاعات متعددة عند نقطة محددة من الزمن تسمى بيانات القطاعات المستعرضة. وتتسم بيانات السلسلة المقطعية بأنها تجمع بين مميزات بيانات القطاعات المستعرضة وبيانات السلاسل الزمنية، لذلك وبسبب هذه السمة كان من الضروري الأخذ في الاعتبار تلك المشاكل التي تؤثر على بيانات السلسلة المقطعية مثل: مشكلة عدم ثبات التباين ومشكلة الإرتباط الذاتي التي قد تظهر أثناء تحليل بيانات السلاسل الزمنية (Garba, Oyejola, & Yahya, 2013).

(2) الدراسات السابقة والاطار العلاقي: Relational Framework

من خلال الاطلاع على الدراسات السابقة توصلنا الى وجود دراسات عديدة قامت بالمقارنة بين عدة مقدرات في ظل مشكلتي عدم ثبات التباين والإرتباط الذاتي ونذكر منها:

- أظهرت نتائج دراسة (Azubuike & Tobeckukwu (2020) والتي اعتمدت على المقارنة بين عدة طرق منها، طريقة الأخطاء المعيارية (Newey-West) وطريقة الأخطاء المعيارية العنقودية المتينة (Cluster-Robust CRSE) (Standard Errors estimators) وطريقة المربعات الصغرى المعممة الممكنة (Feasible Generalized FGLS) (Least Squares) في ظل وجود مشكلتي الارتباط الذاتي وعدم تجانس التباين، حيث بينت الدراسة النتائج التالية:

- تفوق الأخطاء المعيارية (Newey-West) على كل من مقدر المربعات الصغرى المعممة الممكنة (FGLS) ومقدر الأخطاء المعيارية العنقودية (CRSE) وذلك اعتماداً على جذر متوسط مربعات الخطأ RMSE (Root Mean Square Error)، والكفاءة النسبية للمقدرات (RR).
- إن أداء مقدر الأخطاء المعيارية العنقودية (CRSE) يعادل أداء مقدر المربعات الصغرى العادية OLS (Ordinary Lest Square)، بالنسبة للعينات صغيرة الحجم.

- أشار الباحثان (Clark & Linzer (2015) أنه للمقارنة بين نموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية، في ظل عدم تحقق فروض النموذج، يتم استخدام اختبار (Hausman Test) للمفاضلة بين النموذجين، والذي

صُمم لتقييم الإختلاف المعنوي بين المقدرات الناتجة عن النموذجين، وفي حالة التأكد من عدم وجود الإختلاف يجب استخدام نماذج التأثيرات العشوائية والتي تعتبر أكثر كفاءة من نماذج التأثيرات الثابتة. وعلى الجانب الآخر إذا وجد إختلاف معنوي فإن ذلك يعتبر دليل قوي على ضرورة استخدام نماذج التأثيرات الثابتة، نظراً لتحيز مقدرات نماذج التأثيرات العشوائية. وتبين عمليات المحاكاة التي أجراها الباحثان وجود عدد من القواعد العامة التي قد يعتمد عليها الباحثون عند الاختيار بين نموذج التأثيرات الثابتة أو نموذج التأثيرات العشوائية كما يلي:

○ عندما يكون الإختلاف في المتغير المستقل بشكل أساسي داخل القطاعات - أي أن الوحدات متشابهة نسبياً مع بعضها البعض - فإن اختيار التأثيرات العشوائية مقابل التأثيرات الثابتة مهم فقط عند مستويات عالية للغاية من الارتباط بين المتغير المستقل وتأثيرات القطاع.

○ عندما يكون هناك عدد قليل جداً من المشاهدات في القطاع الواحد (أقل من خمسة). مع وجود كميات أكبر من البيانات - العديد من القطاعات و المشاهدات - لا يوجد فرق واضح في تقديرات بين المقدرين ، حتى عندما يكون الارتباط بين كل من المتغير المستقل وتأثيرات القطاع شديدة (عالي).

○ في أي مجموعة بيانات معينة ، سيميل نموذج التأثيرات العشوائية إلى إنتاج تقديرات أفضل لـ B عندما يكون هناك عدد قليل من الوحدات أو المشاهدات لكل قطاع ، وعندما يكون الارتباط بين المتغير المستقل وتأثيرات القطاع منخفضاً نسبياً، يكون النموذج الأفضل هو نموذج التأثيرات العشوائية. بخلاف ذلك ، قد يكون نموذج التأثيرات الثابتة هو الأفضل لأن نموذج التأثيرات العشوائية لا يؤدي إلى تقليل التباين العالي بما يكفي لتعويض الزيادة في التحيز.

- أظهرت دراسة (Garba et al (2013) مقارنة بين بعض طرق التقدير منها طريقة المربعات الصغرى المعممة الممكنة، وطريقة الفروق الأولى، والمقدر البيئي، في ظل مشكلتي عدم ثبات التباين والارتباط الذاتي، ونذكر النتائج الآتية:

○ يفضل استخدام مقدر (FGLS) عندما يكون عدم ثبات التباين بدرجة عالية في العينات الصغيرة بغض النظر عن مستوى الارتباط الذاتي ودرجة الارتباط بين المتغيرات المستقلة.

○ عندما يكون عدم التجانس بدرجة منخفضة أو متوسطة في ظل ارتباط ذاتي معتدل فإنه يفضل استخدام المقدر (FGLS) ومقدر الفروق الأولى (FD (First-Differenced).

○ المقدر البيئي (BTW (Between Estimator) يفضل استخدامه فقط عندما يكون درجة التجانس منخفضة وألا يوجد ارتباط ذاتي.

○ في العينات كبيرة الحجم يمكن استخدام المقدرين (FD) و (BTW) عندما تكون الأخطاء العشوائية غير ثابتة التباين بدرجة منخفضة ولا يوجد ارتباط ذاتي بين الأخطاء، إلا أنه مازال يفضل استخدام مقدر (FGLS).

- مفهوم الارتباط الذاتي:

عرف شيخي (2012) مفهوم الارتباط الذاتي هو الذي يحدث خلال فترة زمنية محددة حيث يرتبط حد الخطأ العشوائي عند النقطة t بقيمة نفس المتغير العشوائي الذي يسبقه أو يليه أي يوجد ارتباط بين (U_{t-1}, U_t) مما ينتج عنه أن التغيرات بينهما لا يساوي الصفر $Cov(U_t, U_{t-1}) \neq 0$. وهذا بدوره يخالف واحدة من فروض نموذج الانحدار الخطي وبالتالي يخالف شروط طريقة المربعات الصغرى العادية OLS والخاصة بحد الخطأ العشوائي والتي تحدث كثيراً في بيانات السلسلة الزمنية أكثر من حدوثها في بيانات القطاعات المستعرضة.

- مفهوم عدم ثبات التباين:

يعتبر من فروض نموذج الإنحدار الخطي البسيط أو المتعدد ضرورة ثبات أو تجانس تباين حد الخطأ العشوائي (Gujarati, 1995)، أي أن:

$$Var(u_i) = E[u_i - E(u_i)]^2 = E(u_i^2) = \sigma_u^2 \quad \forall i = 1, 2, 3, \dots, N$$

أي قيم التباين تكون متساوية على القطر الرئيسي من مصفوفة التباينات والتغايرات لحد الخطأ العشوائي وبذلك نحصل على ثبات تباين حد الخطأ العشوائي، وعندما لا يتحقق الفرض ينتج أن:

$$Var(u_i) = E[u_i - E(u_i)]^2 = E(u_i^2) = \sigma_{u_i}^2 \quad \forall i = 1, 2, 3, \dots, N$$

تكون تباينات الأخطاء العشوائية غير ثابتة على القطر الرئيسي وبالتالي يكون تباين الأخطاء العشوائية مرتبطاً بقيم المتغير المستقل، وتوجد هذه المشكلة ببيانات القطاعات المستعرضة أكثر من بيانات السلسلة الزمنية Time Series Data.

(3) مشكلة الدراسة

تبحث هذه الدراسة في بعض طرق تقدير نماذج بيانات السلسلة المقطعية في حالة عدم تحقق الافتراضات الخاصة بثبات تباين حدود الخطأ العشوائي وعدم وجود ارتباط ذاتي بين تلك الأخطاء. وتتلخص مشكلة الدراسة في تساؤل هام: ماهو أفضل مقدر في ظل مشكلتي عدم ثبات التباين والإرتباط الذاتي من بين عدة مقدرات؟ وذلك وفقاً لبعض المعايير الإحصائية.

(4) هدف الدراسة

تهدف هذه الدراسة إلى المقارنة بين بعض مقدرات نموذج السلسلة المقطعية التي تناولتها الدراسات السابقة، بناءً على حجم الطاقة الكهربائية المنتجة للفترة من (2013-2021)، (المديرية العامة لانتاج الطاقة الكهربائية الفرات

الأوسط, 2022). وذلك لتحديد أفضل مقدر في ظل وجود مشكلتي عدم ثبات التباين والارتباط الذاتي انياً في بيانات الدراسة.

(5) أهمية الدراسة

نظراً لعدم تحقق بعض افتراضات النموذج الأساسية مثل عدم ثبات التباين والارتباط الذاتي, حيث ان مقدر المربعات الصغرى العادية (OLS) لتقدير نموذج بيانات السلسلة المقطعية في ظل المشكلتين يعتبر من أساليب التقدير غير الكفاء, كان لا بد من البحث عن بدائل أخرى من أساليب التقدير المناسبة والتي تعتبر أقل تأثراً بعدم تحقق بعض الافتراضات الأساسية. وتتمثل أهمية الدراسة في مقارنة تلك الأساليب وذلك للتغلب على المشكلتين أنياً.

(6) متغيرات الدراسة

المتغير التابع:

- Y_t : يمثل الكميات المنتجة من الطاقة الكهربائية.

المتغيرات المستقلة:

- X_1 : يمثل عنصر العمل.

- X_2 : يمثل عنصر الاستثمار.

- Y_{t-1} : يمثل الكميات المنتجة من الطاقة الكهربائية في الفترة السابقة.

(7) الاساليب الاحصائية المستخدمة في الدراسة

- اختبار استقرار السلسلة المقطعية.
- تقدير نماذج السلسلة المقطعية.
- اختيار النموذج المناسب.
- فحص مدى ملائمة النموذج.
- تحليل نتائج تقدير النموذج المناسب.

وفيما يلي عرضاً مختصراً لتلك الخطوات:

(1.7) اختبار استقرار السلسلة المقطعية

إذا كان لدينا عدد N من المشاهدات المقطعية خلال فترة زمنية T فان نموذج السلسلة المقطعية يأخذ الشكل التالي:

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{j(it)} + u_{it} \quad (1)$$

حيث: Y_{it} : تمثل قيمة المتغير التابع في الوحدة i عند الفترة الزمنية t . $X_{j(it)}$: يمثل قيمة المتغير المستقل (j) في الوحدة (i) عند الوقت (t). α_i : تمثل تأثيرات القطاع في الوحدة (i). β_j : يمثل قيمة معالم النموذج بعدد (k). u_{it} : يمثل قيمة حد الخطأ العشوائي للوحدة (i) في الوقت (t).

قبل تقدير نماذج السلاسل المقطعية لا بد من التأكد من استقرارية البيانات عبر الزمن ويعني ان السلسلة الزمنية مستقرة عندما يكون متوسطها وتباينها ثابتين، هذا الأمر الذي يزيد من موثوقية تطبيق الأدوات القياسية المعتمدة لدراسة أثر المتغيرات المستقلة على المتغير التابع. ويتم اختبار جذر الوحدة لبيانات السلسلة المقطعية باستخدام عدد من الاختبارات المطورة منها: (ADF -LLC -PP). حيث ان (Phillip-Perron. PP), (Levin- Lin- Chu. LLC), (Augmented Dickey Fuller. ADF). حيث ان فرض عدم هو ان بيانات السلسلة المقطعية غير مستقرة، وان الفرض البديل هو ان بيانات السلسلة المقطعية مستقرة.

(2.7) تقدير نماذج السلسلة المقطعية

(1.2.7) نموذج الانحدار التجميعي

تعتبر طريقة المربعات الصغرى المجمعّة من ابسط الطرق وفيها يتم الحصول على البيانات ودمجها في نموذج واحد. اي جميع المعاملات ثابتة بالنسبة للوحدات والزمن حيث يتم دمج البيانات على مستوى الوحدات ($i = 1, \dots, N$) والزمن ($t = 1, \dots, T$) في نموذج واحد عدد مشاهداته (NT) ويأخذ النموذج الشكل التالي:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{j(it)} + u_{it} \quad (2)$$

ويتم تقدير النموذج بطريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) (Garba et al, 2013).

(2.2.7) نموذج التأثيرات الثابتة (FEM): Fixed Effects Model

إن نموذج التأثيرات الثابتة يعمل على معرفة سلوك كل مجموعة بيانات مقطعية على انفراد من خلال جعل معلمة (α) مختلفة من قطاع الى اخر، مع بقاء معاملات الميل β_j ثابتة لكل القطاعات، كما في معادلة رقم (1). ويقصد بمصطلح التأثيرات الثابتة بأن المعلمة (α) لكل القطاعات ثابتة عبر الزمن وتكون متغيرة بين القطاعات، ويتم تقدير النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى للمتغيرات الوهمية (Lesast Squares Dummy Variable (LSDV

وذلك من خلال اضافة سلسلة من المتغيرات الوهمية Z_j عددها $(N-1)$ لكل وحدة أقطاع، (Clark & Linzer, 2015). بالتالي يأخذ نموذج التأثيرات الثابتة الشكل التالي:

$$Y_{it} = \alpha_1 + \sum_{d=2}^N \alpha_d Z_d + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{j(it)} + u_{it} \quad (3)$$

حيث يمثل المقدار $\alpha_1 + \sum_{d=2}^N \alpha_d Z_d$ التغيير في القطاعات المستعرضة في المعلمة α .

(3.2.7) نموذج التأثيرات العشوائية (Random Effects Model (REM))

وفي نموذج التأثيرات العشوائية يفترض وجود حد ثابت واحد لجميع وحدات القطاعات المستعرضة هو (α) ، ولكن الفرق بين الوحدات يتم تمثيله في مكون حد الخطأ العشوائي للقطاعات المستعرضة هو ε_i اي ان $(\alpha_i = \alpha + \varepsilon_i)$ (عامر, 2015). حيث يأخذ نموذج التأثيرات العشوائية الشكل التالي:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{j(it)} + \varepsilon_i + u_{it} \quad (4)$$

حيث ε_i حد الخطأ العشوائي في القطاعات المستعرضة بتباين σ_ε^2 ، و u_{it} يمثل حد الخطأ العشوائي في السلاسل الزمنية بتباين σ_u^2 . ودمج حدود الخطأ الخاصة به وهو $(\varepsilon_i + u_{it})$ والذي يتم التعامل معه على أنه حد الخطأ العشوائي المركب، كما يُعرف نموذج التأثيرات العشوائية أيضاً باسم نموذج مكون الخطأ (ECM) Error Component Model، وبفرض ان $w_{it} = \varepsilon_i + u_{it}$ ، فان النموذج يصبح على الشكل التالي:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{j(it)} + w_{it} \quad (5)$$

ويتم تقدير النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى المعممة (Generalized Lest Square) GLS.

(4.2.7) مقدر المربعات الصغرى المعممة الممكنة (Feasible Generalized Least Squares (FGLS)) (Estimator)

اقترح (1967) Parks مقدر (FGLS) والذي أصبح شائع الاستخدام من خلال (1986) Kmenta ويتم الحصول على مقدر المربعات الصغرى المعممة لمعالم النموذج بتقدير (OLS) بعد تحويل متغيرات النموذج بحيث يأخذ الشكل التالي:

$$y_{it}^* = \alpha_i^* + X_{it}' \beta + w_{it}^* \quad (6)$$

حيث ان:

تمثل المتغير التابع بعد التحويل: $y_{it}^* = y_{it} - \lambda \bar{y}_i$. تمثل المتغير المستقل بعد التحويل: $X_{it}^* = X_{it}' - \lambda \bar{X}_i$. تمثل الحد الثابت بعد التحويل: $w_{it}^* = \lambda \bar{w}_{it}$. تمثل حد الخطأ العشوائي بعد التحويل: $\alpha_i^* = 1 - \lambda$. لتمثل الحد الثابت للنموذج الجديد. وتمثل المعلمة (λ) مقياس نسبي للتباينات بين الوحدات وداخل الوحدات.

وإذا كانت جميع وحدات القطاعات المستعرضة لها نفس الحد الثابت فإن مقدر (GLS) هو مقدر (OLS). وعندما تكون (Ω) معلومة، فإن مقدر المربعات الصغرى المعممة (GLS) يعد أفضل مقدر خطي غير متحيز (BLUE) (Best Linear Unbiased Estimator) (Baltagi, & Kao, , 2001). ولأن (Ω) غالبًا تكون مجهولة فإنه يتم استبدالها بالمصفوفة المقدرة ($\hat{\Omega}$) وبذلك يتم استخدام مقدر المربعات الصغرى المعممة الممكنة (FGLS) (2005) (Creel , 2011; Greene, Morelli, Lowenberg, Nystrom, & Cohen, 2008; Baltagi, 2005). ويأخذ مقدر (FGLS) الشكل التالي:

$$\hat{\beta}_{FGLS} = (X_{it}^* \hat{\Omega}^{-1} X_{it}^*)^{-1} X_{it}^* \hat{\Omega}^{-1} y^* \quad (7)$$

(5.2.7) المقدرات التي تعتمد على الأخطاء المعيارية Newey-West: Newey-West Standard Errors estimators

اقترح Newey and West (1987) طريقة تقدير للحصول على أخطاء معيارية متينة في ظل عدم تجانس التباين والارتباط الذاتي، والتي تُعرف بأخطاء عدم ثبات التباين والارتباط الذاتي المتسق (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent) حيث يتم حساب اخطاء (Newey -West) المعيارية باستخدام مصفوفة التباين والتغاير (Variance Covariance Matrix VCV) التي تاخذ الشكل التالي:

$$V(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1} X' \hat{\Omega} X (X'X)^{-1} \quad (8)$$

حيث ان:

$$X' \hat{\Omega} X = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2 x'_{it} x_{it} + \sum_{i=1}^N \sum_{m=1}^M \sum_{t=m+1}^T \left(1 - \frac{m}{M+1}\right) \hat{u}_{it} \hat{u}_{it-m} (x'_{it} x_{it-m} + x'_{it-m} x_{it}) \right) \quad (9)$$

(6.2.7) الأخطاء المعيارية العنقودية المتينة: Cluster-Robust Standard Errors

وفقاً لما وضعه white (1980) انها طريقة تم تطويرها لتقدير المعلمات في ظل عدم ثبات التباين والارتباط الذاتي وذلك للتخلص من التقديرات الخاطئة، يمكن حساب الاخطاء المعيارية العنقودية المتينة باستخدام صيغة (Liang & Zeger, 1986) التي تأخذ الشكل التالي:

$$\widehat{V}(\widehat{\beta}) = (X'X)^{-1} \left(\sum_{g=1}^G X'_g \widehat{u}_g \widehat{u}'_g X_g \right) (X'X)^{-1} \quad (10)$$

وتُعرف هذه الأخطاء المعيارية أيضاً بأخطاء (Rogers) أو أخطاء (Huber-White). والأخطاء المعيارية العنقودية هي تعميم لـ Huber – White في حالة المشاهدات التي ترتبط داخل المجموعات وليس بينها.

(3.7) اختبار النموذج المناسب

لتحديد أي النموذجين (نموذج التأثيرات الثابتة او نموذج التأثيرات العشوائية) يلائم البيانات محل الدراسة، يتم الاعتماد على مايلي:

اختبارهاوس مان (Hausman Test):

يستخدم اختبار (1978) Hausman للمفاضلة بين النموذجين والذي صُمم لتقييم الإختلاف المعنوي بين المقدرات الناتجة عن النموذجين، حيث H_0 يمثل فرض العدم الذي ينص على أن نموذج التأثيرات العشوائية هو النموذج الملائم. H_1 يمثل الفرض البديل أن نموذج التأثيرات الثابتة هو النموذج الملائم. وإحصائية الاختبار Hausman تأخذ الشكل الاتي:

$$H = (\widehat{\beta}_{FE} - \widehat{\beta}_{RE})' [Var(\widehat{\beta}_{FE}) - Var(\widehat{\beta}_{RE})]^{-1} (\widehat{\beta}_{FE} - \widehat{\beta}_{RE}) \quad (11)$$

(4.7) فحص مدى جودة النموذج

ومن أجل الحكم على جودة النموذج المقدر، لا بد من دراسة خصائص البيانات والمشاكل التي تعاني منها مثل تبعية البواقي للتوزيع الطبيعي والارتباط الذاتي للبواقي وثبات التباين. وفقا لمجموعة من الاختبارات التالية:

- اختبار تبعية البواقي للتوزيع الطبيعي: من خلال احصائية اختبار لـ Jarque-Bera للتأكد من ان بيانات سلسلة البواقي تتبع التوزيع الطبيعي.
- اختبار Breusch-Godfrey LM للتأكد من ان النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي بين البواقي.
- اختبار White للتأكد من ثبات تباين البواقي عبر الزمن.

(5.7) تحليل نتائج تقدير النموذج المناسب

(1.5.7) التحليل الاحصائي لبيانات الدراسة

تم الاعتماد على برنامج Eviews-11 في تحليل البيانات الشهرية للدراسة، والمتمثلة في عينة مكونة من (15) محطة لانتاج الطاقة الكهربائية، خلال الفترة من (2013-2021) وبذلك يكون عدد المشاهدات الكلي (15*12*9=1620)

لكل متغير من متغيرات الدراسة. تم دراسة خصائص البيانات والمشاكل التي تعاني منها مثل تبعية البواقي للتوزيع الطبيعي والارتباط الذاتي للبواقي وثبات التباين. وفقاً لمجموعة من الاختبارات الموضحة نتائجها في جدول(1):

جدول 1: نتائج اختبار مشاكل القياس

الاختبار	White	Breusch-Godfrey LM	Jarque-Bera
احصائية الاختبار	1470.065	1314.838	1578.816
القيمة الاحتمالية	0.0000	0.0000	0.0000

توضح نتائج جدول (1)، أنّ القيمة الاحتمالية لاختبار Jarque-Bera، كانت صغيرة جداً تقترب من الصفر، مما يدل على أنّ البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي.

كذلك توضح النتائج ان القيمة الاحتمالية لاختبار(White) صغيرة جداً تقترب من الصفر، مما يؤدي الى رفض فرض عدم وقبول الفرض البديل الذي ينص على عدم ثبات تباين البواقي عبر الزمن. وان القيمة الاحتمالية لاختبار (Breusch-Godfrey LM) صغيرة جداً تقترب من الصفر مما يؤدي الى رفض فرض عدم وقبول الفرض البديل الذي ينص على وجود ارتباط ذاتي بين البواقي.

- دراسة استقرار السلسلة المقطعية

قبل تقدير نماذج السلاسل المقطعية لا بد من التأكد من استقرارية البيانات عبر الزمن، من خلال اختبار جذر الوحدة لبيانات السلسلة المقطعية باستخدام عدد من الاختبارات المطورة منها: (ADF -LLC -PP) ويُلاحظ من جدول (2)، أنّ القيمة الاحتمالية لكافة الاختبارات ولجميع متغيرات الدراسة كانت أصغر من 5%، وعليه يتم رفض فرض عدم (عدم استقرارية السلسلة الزمنية) وقبول الفرض البديل أن (السلسلة الزمنية مستقرة)، تكون مستقرة في حالة وجود ثابت واتجاه، وفي حالة وجود ثابت فقط.

جدول 2: نتائج اختبار استقرار السلسلة المقطعية

المتغيرات	وفقاً لاختبار	مع ثابت واتجاه		مع ثابت	
		قيمة الاحصائية t^*	القيمة الاحتمالية	قيمة الاحصائية t^*	القيمة الاحتمالية
عنصر العمل	LLC	-2.25539	0.0121	-3.36602	0.0004
	ADF	214.916	0.0000	250.874	0.0000
	PP	910.554	0.0000	965.868	0.0000
عنصر الاستثمار	LLC	-3.65584	0.0001	-4.6793	0.0000
	ADF	243.093	0.0000	296.984	0.0000
	PP	899.129	0.0000	973.324	0.0000
حجم الطاقة	LLC	-9.39799	0.0000	-7.63173	0.0000
	ADF	239.012	0.0000	273.850	0.0000
	PP	225.818	0.0000	264.953	0.0000

وبناءً على النتائج السابقة، يتضح أنه لدينا استقرار في السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة مما يشير إلى ضرورة استخدام نماذج السلاسل المقطعية الساكنة.

- تقدير نماذج السلسلة المقطعية

في هذا القسم يتم تقدير النموذج وفقاً للأساليب التقدير والموضحة في الجدول التالي:

جدول 3: نتائج تقدير المعلمات لنموذج السلسلة المقطعية

المتغيرات	نموذج التأثيرات العشوائية	نموذج التأثيرات الثابتة	نموذج الانحدار التجميعي	مقدر FGLS	الخطأ المعياري Newey-West	الخطأ المعياري العنقودية المتينة
عنصر العمل	0.4152 (0.814927)	0.3744 (0.888530)	0.4187 (0.808956)	0.9949 (0.006434)	0.4386 (0.774617)	0.3814 (0.875336)
عنصر الاستثمار	0.2677 (1.108797)	0.2565 (1.135093)	0.2712 (1.100673)	0.8097 (-0.240789)	0.2791 (1.082293)	0.7023 (-0.382207)
حجم انتاج الطاقة في الفترة السابقة	0.1635 (1.394017)	0.6702 (0.425983)	0.1666 (1.383803)	0.0432*** (2.023160)	0.1303 (1.512789)	0.0749 (1.781118)
الحد الثابت	0.6402 (-0.467453)	0.6279 (-0.484767)	0.6427 (-0.464028)	0.0141*** (2.458409)	0.6552 (-0.446540)	0.0000*** (9.090700)
معامل التحديد	0.002348	0.025511	0.002348	0.002577	-	0.001575
معامل التحديد المعدل	0.000479	0.015072	0.000479	0.000708	-	-0.000296
F الاحصائية المحسوبة	1.256167	2.443846	1.256167	1.379026	3.768501 (LR statistic)	4.042326 Rn-squared statistic
(F-statistic) القيمة الاحتمالية	0.287954	0.000873***	0.287954	0.247453	0.287571 prob (LR statist)	0.256930 prob (Rn-squared statistic)
المشاهدات	1605	1605	1605	1605	1605	1605

*** معنوي عند 5%، والقيم بين القوسين تمثل احصائية (t) لكل متغير.

وللمقارنة بين نتائج أساليب التقدير، وذلك بهدف اختيار النموذج الأفضل للدراسة سيتم الاعتماد على نتائج الجدول التالي:

جدول 4: مقارنة بين نتائج المقدرات¹

النموذج	حل مشكلة الارتباط الذاتي	حل مشكلة عدم ثبات التباين	معنوية النموذج
PRM	√	×	غير معنوي
FGLS	√	√	غير معنوي
Newey-West	√	√	غير معنوي
Cluster –Robust	√	√	غير معنوي
REM	√	-	غير معنوي
FEM	√	√	***

المصدر: من اعداد الباحث بالاستناد إلى مخرجات EViews-11

¹ تشير (√) إلى قدرة أسلوب التقدير على حل المشكلة، بينما تشير (X) إلى عدم تمكن أسلوب التقدير من حل المشكلة، كما تشير (***) إلى معنوية النموذج عند مستوى دلالة 1%، كما تشير (-) إلى عدم وجود إجراء الاختبار نتيجة لشروط الأسلوب المقدر.

وبناءً على النتائج التي يوضحها جدول (4)، يمكن استنتاج أنّ النموذج الأفضل والأكثر ملاءمة للدراسة هو نموذج الآثار الثابتة، إذ تبين النتائج مدى جودته وقدرته على حل مشكلتي (الارتباط الذاتي وعدم ثبات التباين) في البواقي، إضافةً إلى معنوية النموذج.

- اختيار النموذج المناسب

ان نتائج جدول (3) تشير الى ان التأثيرات الثابتة اكثر ملاءمة لبيانات السلسلة المقطعية عبر المحطات، وذلك لان النموذج معنوي ككل حسب قيمة احصائية الاختبار (F)، وقيمة معامل التحديد افضل من قيمته في النماذج الاخرى. الا انه يفضل الاستمرار بالتحليل واستخدام اختبار Hausman، وذلك للاختيار بين نموذج الآثار الثابتة ونموذج الآثار العشوائية. يظهر الجدول التالي نتائج الاختبار عند مستوى دلالة 1%:

جدول 5: نتائج اختبار Hausman Test

Hausman Test	القيمة المحسوبة Chi-Sq	القيمة الاحتمالية	النتيجة
	37.608829	0.0000	FEM

ويلاحظ من نتائج الاختبار رفض فرض العدم الذي ويتضمن ان نموذج التأثيرات العشوائية هو النموذج المناسب. وقبول الفرض البديل الذي ينص ان نموذج التأثيرات الثابتة هو النموذج المناسب. وعليه يمكن صياغة النموذج المقترح على النحو التالي:

$$Y_{it} = -0.484767 + 0.808956X_{1it} + 1.135093X_{2it} + 0.425983Y_{i,t-1} \quad (12)$$

- فحص مدى ملائمة النموذج

بعدما تبين ان النموذج المناسب هو نموذج التاثيرات الثابتة، تم فحص مدى ملائمة النموذج الذي تم تقديره من خلال الاختبارات التي سبق ذكرها. والجدول التالي (6) يوضح نتائج هذه الاختبارات.

جدول 6: نتائج اختبار المشكلات القياسية

الاختبار	White	Breusch-Godfrey LM	Jarque-Bera
احصائية الاختبار	82.91375	126.9518	10170.98
القيمة الاحتمالية	0.1782	0.0714	0.0000

توضح نتائج جدول (6)، أن القيمة الاحتمالية لاختبار Jarque-Bera، كانت صغيرة جداً تقترب من الصفر، مما يدل على أن البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي في النموذج المختار (نموذج الآثار الثابتة FEM) للدراسة إلا أنه نتيجةً لكون حجم العينة المدروسة كبيرة، ووفقاً لنظرية النهاية المركزية القائلة بأن التوزيع الطبيعي يعد تقريباً كافياً للتوزيع الاحتمالي للمتغيرات في العينات ذات الحجم الكبير.

كذلك توضح النتائج قبول فرض عدم الذي ينص على ثبات تباين البواقي عبر الزمن حيث ان القيمة الاحتمالية لاختبار (White) اكبر من 5%. وان النموذج لايعاني من مشكلة الارتباط الذاتي بين البواقي حيث ان القيمة الاحتمالية لاختبار (Breusch-Godfrey LM) اكبر من 5%.

1. تحليل نتائج النموذج المناسب

بعدما تبين ان النموذج المناسب هو نموذج التاثيرات الثابتة، والتأكد من مدى ملائمة النموذج بالرجوع الى جدول رقم (3) يتبين مايلي:

- عند مستوى دلالة 1%، تظهر القيمة الاحتمالية لاختبار (F) معنوية النموذج المستخدم، حيث كانت القيمة الاحتمالية لاختبار معنوية النموذج أصغر من 1%.
- وجود تأثيرات ثابتة لخصائص محطات الطاقة الكهربائية محل الدراسة، ويعزى ذلك إلى خصوصية كل محطة وهيكلا عملها الخاص.

(8) النتائج

تم تصميم دراسة تطبيقية باستخدام بيانات السلسلة المقطعية الشهرية من الكميات المنتجة من الطاقة الكهربائية، وعلى مستوى عدد من المحطات الكهربائية، وذلك باستخدام عدة مقدرات، تمت مقارنة المقدرات محل الدراسة بالاعتماد على اختبارات جودة النموذج والقيمة الاحتمالية لمعنوية النموذج، وأظهرت النتائج الخاصة باختبارات الاستقرار أن بيانات السلسلة المقطعية المستخدمة في الدراسة هي سلاسل زمنية مستقرة عند المستوى

مع ثابت واتجاه، ومع ثابت فقط. حيث تم إدراج متغير حجم الطاقة الكهربائية في الفترة السابقة، وتم إعادة التقدير باستخدام الأساليب السابقة، وأظهرت نتائج جودة النموذج تمكن نموذج الأثار الثابتة FEM من حل مشكلتي الارتباط الذاتي، وعدم ثبات التباين، كما أظهرت القيمة الاحتمالية للنموذج معنويته، وتم اختيار نموذج الأثار الثابتة كأفضل نموذج لحل المشاكل التي تعرضت لها سلسلة البواقى والمتمثلة بمشكلة عدم ثبات التباين والارتباط الذاتي.

(9) توصيات الدراسة

بناءً على النتائج التي توصل إليها البحث، يوصي الباحث ما يلي:

- ضرورة استخدام المقدرات المعتمدة على نماذج بيانات السلسلة المقطعية كونها تعطي نموذج رياضي يحكم طبيعة الدراسة، وتساهم في تحسين جودة النتائج المستخرجة، لأنها تأخذ في الاعتبار الأثار المتفاوتة بين المجموعات محل الدراسة.
- ضرورة إدراج المتغير التابع بدرجة إبطاء واحدة، مما يحسن من جودة النتائج المستخرجة إذ يساهم في حل مشكلة الارتباط الذاتي.
- الحث على إجراء أبحاث مستقبلية للمقارنة بين نماذج السلسلة المقطعية الساكنة ونماذج السلسلة المقطعية الديناميكية، وذلك لأهمية نماذج السلسلة المقطعية الديناميكية في تحديد الأثار في الأجل الطويل والقصير، وهل من الممكن أن تختلف قدرة النموذج على حل مشاكل البيانات المستخدمة باختلاف مستويات الأثر.

المراجع

اولا: المراجع باللغة العربية

- المديرية العامة لانتاج الطاقة الكهربائية الفرات الاوسط (2022). بيانات شهرية عن الكميات المنتجة من الطاقة الكهربائية للفترة من 2013-2021 لخمسة عشر محطة لتوليد الطاقة الكهربائية (تقرير رقم 258). بابل، جمهورية العراق: وزارة الكهرباء.
- جواد، حسين (2023). دراسة بعض مقدرات نموذج بيانات السلسلة المقطعية في ظل عدم ثبات التباين والإرتباط الذاتي: دراسة قياسية (رسالة ماجستير غير منشورة). كلية الاعمال، الاسكندرية، جمهورية مصر العربية.
- شيخي، محمد (2012). طرق الاقتصاد القياسي- محاضرات وتطبيقات. الجزائر: دار الحامد للنشر والتوزيع.
- عامر، غزال (2015). الاقتصاد القياسي وتحليل السلاسل الزمنية. القاهرة، مصر: مطابع الشرطة للطباعة والنشر والتوزيع.

ثانيا: المراجع باللغة الاجنبية

- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data 3rd Edition* England JW & Sons. *hlm*.
- Baltagi, B. H., & Kao, C. (2001). Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels: A survey. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels* (7-51). Emerald Group Publishing Limited.
- Clark, T. S., & Linzer, D. A. (2015). Should I use fixed or random effects?. *Political science research and methods*, 3(2), 399-408.
- Creel, S. (2011). Toward a predictive theory of risk effects: hypotheses for prey attributes and compensatory mortality. *Ecology*, 92(12), 2190-2195.
- Garba, M. K., Oyejola, B. A., & Yahya, W. B. (2013). Investigations of certain estimators for modelling panel data under violations of some basic assumptions. *Mathematical Theory and Modeling*, 3(10), 47-53.
- Greene, J. D., Morelli, S. A., Lowenberg, K., Nystrom, L. E., & Cohen, J. D. (2008). Cognitive load selectively interferes with utilitarian moral judgment. *Cognition*, 107(3), 1144-1154.
- Gujarati, D. N. (1995). *Basic Econometrics*, 3-rd ed.

- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1251-1271 .
- Kmenta, J. (1986). *Elements of econometrics*. 2nd edn Macmillan. *New York*.
- Liang, K. Y., & Zeger, S. L. (1986). Longitudinal data analysis using generalized linear models. *Biometrika*, 73(1), 13-22.
- Newey, W. & West, K.D. (1987) A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica*, 55(3), 703–708.
- Parks, R. W. (1967). Efficient estimation of a system of regression equations when disturbances are both serially and contemporaneously correlated. *Journal of the American Statistical Association*, 62(318), 500-509.
- Tobechukwu, N. M., & Azubuike, I. M. (2020). Panel data estimators in the presence of serial and spatial correlation with panel heteroscedasticity: a simulation study. *Quarterly Journal of Econometrics Research*, 6(1), 1-11.
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 817-838.

An Applied Study to Compare Some Estimators for Panel Data Model Under The Two Problems of Heteroscedasticity and Autocorrelation

Mr.Hussin Adnan Jawad

Dr. Ahmed Karosa

Dr. Labiba Elatar

Abstract

The use of panel data models is one of the modern methods used in quantitative standard analysis. This study dealt with some methods of estimating panel data models in the event that the assumptions of heteroscedasticity and autocorrelation between those errors. The problem of the study is to answer the following question: What is the best estimator in light of the two problems of heteroscedasticity and autocorrelation among several estimators? Where a applied study was designed on the volume of electric energy production in the General Directorate of Electric Power Production in the Republic of Iraq for the period (2013-2021), which represents the dependent variable, and three independent variables (the work component, the investment component, and the volume of electrical energy produced in the previous period). Using a set of tests on this data, it was found that there are two problems of heteroscedasticity and autocorrelation in the residual series. The estimate was made using several estimators, including: combined ordinary least squares, possible generalized least squares, robust cluster standard error estimators, and Newey-west standard errors. And the fixed effects model, and the random effects model, and the results of the statistical tests indicated that the fixed effects model is the appropriate model, as the FEM fixed effects model was able to solve the problems of heteroscedasticity and autocorrelation in the residuals, in addition to the significance of the model.

Keywords

panel data, Fixed and Random Effects Models, Pooling OLS, Feasible Generalized Least Squares, heteroscedasticity , autocorrelation.

التوثيق المقترح للدراسة وفقا لنظام APA

جواد، حسين عدنان؛ قاروصة، احمد محمد؛ العطار، لبيبة حسب النبي (2023). دراسة تطبيقية لمقارنة بعض مقدرات نماذج بيانات السلسلة المقطعية في ظل مشكلتي عدم ثبات التباين والإرتباط الذاتي . مجلة جامعة الإسكندرية للعلوم الإدارية، كلية التجارة، جامعة الإسكندرية 60(4)، 329-345 .