جمهورية العراق
وزارة التعليم العالي و البحث العلمي
جامعة البصرة – كلية الادارة و الاقتصاد
قسم الإحصاء

استعمال معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا SURE في تحديد الطلب على العمل في العراق للسنوات (1990-2020)

رسالة مقدمة إلى

مجلس كلية الادارة و الاقتصاد / جامعة البصرة

وهي جزء من متطلبات نيل درجة ماجستير في علوم الاحصاء

من الطالبة
انتظار عبدالواحد جعفر
بإشراف
أ.م.د. وداد أدور وادي
أ.م. نادية علي عايد

1444هـ 2023م

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

﴿ وَلَسَوْفَ يُعْطِيكَ رَبُّكَ فَتَرْضَى ﴾

صدق الله العلي العظيم

سورة الضحى:[الآية:٥]

الإهداء

إلى صاحب الفضل الأول و الاخير الرحمن الرحيم ...الله عز وجل

إلى من كلله الله بهيبة ووقار الى من علمني... الى من احمل اسمه بكل افتخار ..

أبي ((العزيز))

إلى اعز من القلب والعين ...الى من دعائها سر نجاحي

امي ((الحبيبة))

إلى من كانتا معي خطوة بخطوة من دون كلل أو ملل

أختاي ((كريمة و علا))

إلى عزوتي وبهم تكتمل فرحتي...

أخواني ((زين العابدين و أركان و مصعب))

إلى من كانت الداعمة لي في الشدائد

عمتي ((أفريقيا))

إلى اصدقائي الذين كانوا معي طوال الدرب

إلى من ساندتني التي لولاها لما تم الرسالة

مشرفتي ((د. وداد أدور وادي))

إلى من علمني العلم من بداية المشوار الى نهايته

(معلمة – مدرس – مدرسة – استاذ – استاذة – دكتور - دكتورة)

انتظار

شكر وتقدير

الحمد لله رب العالمين والصلاة والسلام على خاتم الأنبياء والمرسلين وآل بيته الطيبين الطاهرين وبعد .... أتقدم بصادق شكري وعظيم امتناني إلى استاذتي المشرفتين الدكتورة وداد ادور وادي والست نادية علي عايد لمتابعتهما المستمرة لي ولما قدماه من ملاحظات ورعاية خلال مدة اعداد رسالة جزاهم الله خيرا ،كما اود أن أتقدم بشكري الى رئيس القسم الدكتور ريسان عبد الامام زعلان لسعيه وجهوده من اجلنا .

كما اتقدم بشكري و امتناني لأعضاء لجنة المناقشة لتقديم الملاحظات القيمة للرسالة لتكون على افضل ما يكون ، فضلاً عن شكري وتقديري إلى أساتذة قسم الاحصاء الذين قدموا مجهودا كبيرا في السنة التحضيرية ودعمهم المتواصل خلال مدة الدراسة ، كما اود ان أتقدم بشكري إلى الدكتور عدنان مصطفى لملاحظاته في اغناء الرسالة ، كما أتقدم بشكري إلى الموظفات في مكتبة الدراسات العليا لجهودهم المستمرة من اجل إتمام هذه الرسالة كما أتقدم أيضاً بخالص الشكر إلى جميع أصدقائي في مرحلة الدراسة، واشكر كل من ساهم ودعم انجاز هذه الرسالة ولم تسعفني الذاكرة لذكره .

الباحثة

• قائمة المحتويات

تسلسل	الموضوع	الصفحة
1	الفصل الاول: الاطار المنهجي للرسالة	7-1
(1-1)	المقدمةIntroduction	2-1
(2-1)	مشكلة الرسالةproblem of the study	2
(3-1)	هدف الرسالة objective of the study	3
(4-1)	أهمية الرسالة impotence of the study	3
(5-1)	فرضية الرسالةHypothesis of the study	3
(6-1)	الدراسات السابقةprevious studies	7-3
2	الفصل الثاني الإطار المفاهيمي و الإحصائي للطلب على العمل في العراق	38-8
(1-2)	المبحث الاول واقع سوق العمل والأيدي العاملة في العراق	15-8
(1-1-2)	المقدمة	8
(2-1-2)	واقع الأيدي العاملة في العراق	9-8
(3-1-2)	مفهوم الطلب على العمل	10
(4-1-2)	دالة الطلب على العمل	12-10
(5-1-2)	مساهمة القطاعات الاقتصادية	12
(1-5-1-2)	مساهمة القطاع الزراعي في الطلب على الأيدي العاملة	13-12

(2-5-1-2)	مساهمة القطاع الصناعي في الطلب على الأيدي العاملة	14-13
(3-5-1-2)	مساهمة قطاع الخدمات في الطلب على الأيدي العاملة	14
(2-2)	المبحث الثاني الطرائق الاحصائية المستخدمة في الدراسة	16
(1-2-2)	مـــقدمـــة	16
(2-2-2)	الطرائق الإحصائية	16
(1-2-2-2)	طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية Ordinary Least Square(OLS)	17-16
(2-2-2-2)	طريقة المربعات الصغرى المعممة Generalized Least-Squares (GLS)	19-17
(3-2-2-2)	طريقة الامكان الاعظم The method maximum likelihood (ML)	21-20
(4-2-2-2)	معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا seemingly Unrelated Regression Equation(SURE)	28-21
(5-2-2-2)	معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا المقيدة Constrained seemingly Unrelated Regression Equation	33-28
(3-2-2)	نموذج الانحدار الذاتي Autoregressive Model	33
(4-2-2)	نماذج توزيع الابطاء Distributed Lag Model	34

(5-2-2)	استقرارية السلسلة الزمنية Time Series stationary	37-34
(6-2-2)	مقاييس و معاير المقارنة	38-37
3	الفصل الثالث تقدير منظومة معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهرياً SURE في الاقتصاد العراقي للسنوات (2020-1990)	70-39
(1-3)	المبحث الأول توصيف نموذج الدراسة	39
(1-1-3)	مقدمة	39
(2-1-3)	جمع وتهيئة بيانات الدراسة	39
(3-1-3)	توصيف منظومة معادلات الطلب على الأيدي العاملة في القطاعات الرئيسية الثلاث	40
(4-1-3)	تقدير منظومة معادلات الطلب على العمل في القطاعات (الزراعة ، الصناعة ، الخدمات)	44-41
(2-3)	المبحث الثاني الجانب التطبيقي	70-45
(1-2-3)	اختبارات الاستقرارية	49-45
(2-2-3)	تقدير نموذج الطلب على العمل	70-49
(1-2-2-3)	النموذج الاول	59-49
(2-2-2-3)	تقدير نموذج الطلب على العمل بالصيغة المقيدة	62-59
(3-2-2-3)	النموذج الثاني	70-62
4	الفصل الرابع الاستنتاجات والتوصيات	73-71
1-4	الاستنتاجات	72-71

2-4	التوصيات	73
	المصادر	80-74
	الملاحق	115-81

- **الاشكال**

رقم الشكل	عنوان الشكل	الصفحة
1	مساهمة الأيدي العاملة في القطاعات الاقتصادية (الزراعة ، الصناعة ، الخدمات)	14
2	الرسم البياني للبيانات الأصلية لمتغيرات الدراسة	43
3	الرسم البياني للوغارتم الطبيعي لمتغيرات الدراسة	44
4	دالة الأرتباط الذاتي Correlograms للنموذج الاول	57
5	دالة الأرتباط الذاتي Correlograms للنموذج الثاني	69

- **الجداول**

رقم الجدول	عنوان الجداول	الصفحة
1	الأهمية النسبية وعدد العاملين في القطاعات من اجمالي الطلب الكلي على العمل للسنوات (1990-2020)	15
2	نتائج اختبارات جذر الوحدة للمتغيرات الأقتصادية المدروسة خلال السنوات (1990-2020)	46
3	نتائج اختبارات جذر الوحدة للمتغيرات اللوغاريتمية الأقتصادية المدروسة خلال الفترة(1990-2020)	48
4	نتائج اختبار Jarque – Bera للصيغة الخطية	49
5	نتائج اختبار النموذج الأول	50
6	المعلمات المقدرة في النموذج الأول طريقة OLS و SURE	51
7	المعلمات المقدرة في النموذج الأول طريقة GLS و SURE	52
8	المعلمات المقدرة في النموذج الأول طريقة MLE و SURE	53
9	معاملات الأرتباط والتباين المشترك بين البواقي النموذج الأول	55
10	نتائج اختبار Portmanteau للنموذج الأول	56
11	نتائج اختبار Jarque – Bera لنموذج SURE	58
12	معايير المقارنة لتقدير معلمات النموذج الأول	59
13	نتائج SURE المقيدة بشروط التماثل والتجانس والإضافة	50
14	نتائج اختبار نموذج المقيد	61

15	نتائج اختبار صحة النموذج الثاني	63
16	المعلمات المقدرة في النموذج الثاني OLS و SURE	64
17	المعلمات المقدرة في النموذج الثاني GLS و SURE	65
18	المعلمات المقدرة في النموذج الثاني MLE و SURE	66
19	معاملات الارتباط والتباين المشترك بين البواقي النموذج الثاني	68
20	نتائج اختبار Portmanteau للنموذج الثاني	69
21	معايير المقارنة في النموذج الثاني	70

الملاحق

- **الأشكال**

رقم الشكل	عنوان الشكل	الصفحة
1	التوزيع الطبيعي المتغير المعتمد الطلب على العمل في القطاع الزراعي	81
2	التوزيع الطبيعي المتغير المعتمد الطلب على العمل في القطاع الصناعي	81
3	التوزيع الطبيعي المتغير المعتمد الطلب على العمل في القطاع الخدمات	82
4	اثر الناتج المحلي في القطاعات	82
5	اثر رأس المال في القطاعات	82
6	اختبار دالتي الارتباط الذاتي والجزئي للسلسة متغير الناتج المحلي الاجمالي لقطاع الزراعي	83
7	اختبار دالتي الارتباط الذاتي والجزئي للسلسة متغير رأس المال لقطاع الزراعي	84
8	اختبار دالتي الارتباط الذاتي والجزئي للسلسة متغير الطلب على العمل في القطاع الزراعي	85
9	اختبار دالتي الارتباط الذاتي والجزئي للسلسة متغير الناتج المحلي الاجمالي لقطاع الصناعي	86
10	اختبار دالتي الارتباط الذاتي والجزئي للسلسة متغير رأس المال لقطاع الصناعي	87
11	اختبار دالتي الارتباط الذاتي والجزئي للسلسة متغير الطلب على العمل في القطاع الصناعي	88
12	اختبار دالتي الارتباط الذاتي والجزئي للسلسة متغير الناتج المحلي الاجمالي لقطاع الخدمات	89

13	اختبار دالتي الارتباط الذاتي والجزئي للسلسة متغير رأس المال لقطاع الخدمات	90
14	اختبار دالتي الارتباط الذاتي والجزئي للسلسة متغير الطلب على العمل لقطاع الخدمات	91

- **جداول**

رقم الجدول	عنوان الجدول	الصفحة
1	نتائج اختبار النموذج الاول البيانات الاصلية	92
2	المعلمات المقدرة في النموذج الاول البيانات الاصلية	93
3	اختبار Jarque-Bera للنموذج الاول البيانات الاصلية	94
4	نتائج اختبار النموذج الاول للبيانات اللوغاريتمية	94
5	المعلمات المقدرة في النموذج الاول للبيانات اللوغارتمية	95
6	اختبار Jarque-Bera النموذج الاول للبيانات اللوغاريتمية	95
7	نتائج اختبار النموذج الثاني للبيانات الاصلية	96
8	المعلمات المقدرة في النموذج الثاني للبيانات الاصلية	97
9	اختبار Jarque-Bera النموذج الثاني للبيانات الاصلية	98
10	نتائج اختبار النموذج الثاني للبيانات اللوغاريتمية	98
11	المعلمات المقدرة في للنموذج الثاني للبيانات اللوغاريتمية	99
12	اختبار Jarque-Bera للنموذج الثاني للبيانات اللوغاريتمية	100
13	نتائج اختبار النموذج الاول للبيانات الاصلية بعد الاستقرارية	100

14	المعلمات المقدرة في النموذج الاول للبيانات الاصلية بعد الاستقرارية	101
15	اختبار Jarque-Bera للنموذج الاول للبيانات الاصلية بعد الاستقرارية	101
16	نتائج اختبار النموذج الثاني للبيانات الاصلية بعد الاستقرارية	102
17	المعلمات المقدرة في النموذج الثاني للبيانات الاصلية بعد الاستقرارية	103
18	اختبار Jarque-Bera للنموذج الثاني للبيانات الاصلية بعد الاستقرارية	103
19	المعلمات المقدرة في النموذج المستقل للبيانات اللوغاريتمية	104
20	اختبار Jarque-Bera للنموذج المستقل للبيانات اللوغاريتمية	104
21	اختبار Wald لنموذج الاول	105
22	اختبار Wald لنموذج الثاني	106
23	تقدير النموذج بشكل منفصل بعد الاستقرارية	107
24	اختبار Jarque-Bera للنموذج منفصل بعد الاستقرارية	107
25	تقدير النموذج بأخذ التباطئ لراس المال	108
26	اختبار Jarque-Bera للنموذج بأخذ التباطؤ لراس المال	108
27	الناتج المحلي الاجمالي و اجمالي راس المال الثابت للقطاعات(الزراعة، الصناعة ،الخدمات) للسنوات (1990-2020) بالاسعار الثابتة لسنة 2007	115

المستخلص

يلعب العمل دوراً بارزاً في اقتصاديات الدول النامية و المتقدمة على حد سواء ،اذ يعد العمل العنصر الاساس في العملية الانتاجية وبدونه لا يمكن انتاج السلع و الخدمات في الاقتصاد ، لذلك لاقى موضوع الطلب على العمل اهتماماً كبيراً في التحليل و الدراسة الاقتصادية لما له من اهمية بالنسبة للفرد والمجتمع فضلاً عن ان هذا الاهتمام من قبل الدول من أجل ضمان توفير فرص العمل لكل شخص قادر وراغب بالعمل فهو حق طبيعي لكل فرد ، ونظراً لما يعانيه الاقتصاد العراقي من اختلالات هيكلية سادت القطاعات الاقتصادية لاسيما القطاعين الزراعي و الصناعي نتيجة لظروف الحرب و الحصار الاقتصادي فضلاً عن سوء ادارة الدولة مما ادى الى تدهور البنية التحتية للقطاعات الاقتصادية وتوقف العديد من الصناعات و المشاريع الزراعية مما اضعف من قدرة سوق العمل على استيعاب و ايجاد فرص عمل لاستيعاب الايدي العاملة الجديدة الداخلة لسوق العمل مما اثر بشكل كبير في الطلب على العمل ومن ثم زيادة معدلات البطالة التي تعد واحدة من اهم المشاكل التي تواجه سوق العمل في الاقتصاد العراق .

ومن اهم التوجهات الجديدة في نماذج الاقتصاد القياسي والمتعلقة بالطلب هو معالجة الظاهرة المدروسة بشكل يأخذ العلاقات التشابكية و الترابط بين العوامل المؤثرة في هذه الظاهرة وتجسيدها بشكل منظومة معادلات ،أذ تتكون هذه المنظومة من عدد من المعادلات تعبر كل معادلة عن علاقة اقتصادية بين المتغيرات المؤثرة في تلك الظاهرة ،لذلك تهدف الرسالة الى توصيف معادلات الانحدار للقطاعات الاقتصادية (الزراعة، الصناعة، الخدمات) في الاقتصاد العراقي بوصفها منظومة معادلات غير مرتبطة ظاهرياً Seemingly Unrelated Regression Equations (SURE) لتحديد الطلب على العمل بوصفه المتغير المعتمد، اما المتغيرات المستقلة فكانت الناتج المحلي الاجمالي وراس المال بالأسعار الثابتة لسنة 2007 لكل قطاع من القطاعات الثلاث.

ان استعمال منظومة المعادلات SURE يتميز بالقدرة على نمذجة المعادلات اذ يكون هناك ترابط بين الاخطاء العشوائية لتلك المعادلات .

وقد تم تقدير نموذج انحدار المتغير التابع المتمثل بالأيدي العاملة على المتغيرات المستقلة والمتمثلة بكل من الناتج المحلي الإجمالي ورأس المال لكل القطاعات بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية ومن ثم تم اخذ البواقي لتقدير النموذج وفقاً SURE، باستخدام معادلات خطية وبعد إجراء اختبار فرض التوزيع الطبيعي للبواقي تبين عدم توفر هذا الفرض لذا فقد تم

استخدام النموذج الأسي (اللوغاريتمي) بدلاً من الخطي، وقد تم استخدام نموذجين لوغاريتميين، يتمثل الأول بالنموذج الكلي بمعنى أن المتغير التابع لكل قطاع يتأثر بالمتغيرات المستقلة لجميع القطاعات، وقد أظهرت النتائج توفر معظم افتراضات تحليل الانحدار باستثناء وجود مشكلة عدم تجانس التباين في القطاع الزراعي. اما النموذج الثاني فكان يمثل انحدار المتغير التابع للقطاع الواحد على المتغيرات التوضيحية لنفس القطاع بالإضافة إلى التباطئ لسنة واحدة للمتغير المعتمد، وقد لوحظ من النتائج توافر جميع افتراضات التحليل باستثناء وجود مشكلة الارتباط الذاتي للبواقي في القطاع الخدمي. ومن ثم تم مقارنة طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية مع كل من طريقة المربعات الصغرى المعممة والإمكان الأعظم فضلاً عن أسلوب SURE باستخدام معايير مختلفة مثل معيار أكايكي للمعلومات (AIC) Akaike Information Criterion ومعيار شوارز (SBC) Schwarz Bayesian Criterion ومعيار حنان- كوين للمعلومات (H - Q) Hannan Quinn Information Criterion. باستعمال برنامج لغة R ومن خلال النتائج الخاصة بالنموذج الأول تبين أفضلية طريقة SURE لجميع القطاعات الاقتصادية والجميع النماذج. وفيما يتعلق بنسبة تفسير المتغيرات المستقلة لما يجري في المتغير التابع فقد تراوحت قيمة معامل التحديد بين 82% للنموذج الاول و91% لنموذج الثاني .

الفصل الأول

منـهجية الرسالة

ـالمقدمة

ـ مشكلة الرسالة

ـ هدف الرسالة

ـ أهمية الرسالة

ـ فرضية الرسالة

ـ الاستعراض المرجعي

(1-1) المقدمة Introduction

تهدف الحكومة في سياستها الاقتصادية الى تحقيق نمو اقتصادي دائم و ذلك من خلال العمل و البحث عن السبل والوسائل التي تعمل على رفع معدلات النمو الاقتصادي عن طريق الاستغلال الامثل للموارد الاقتصادية التي تؤثر في ذلك النمو الاقتصادي المتمثل في الناتج المحلي الاجمالي ومنه رفع المستوى المعيشي لأفراد المجتمع ، وعليه نجد ان معدلات النمو تختلف من دولة لأخرى نسبة إلى استغلالها و تحديدها للعوامل المؤثرة في النمو الاقتصادي.

ويعد عنصر العمل أحد العوامل المهمة و المؤثرة في تحديد النمو الاقتصادي ، إذ يعبر الطلب على العمل عن قدرة الاقتصاد الوطني على توفير فرص عمل خلال فترات زمنية معينة و بأجر معين في القطاعات الاقتصاد المختلفة ، اذ تمثل الأيدي العاملة أحدى عناصر الانتاج في الامدين القصير و الطويل ومن دون عنصر العمل لا يمكن ان تتم العملية الانتاجية و لا يمكن الحصول على سلع و خدمات .

لذلك حضي موضوع العمل اهتماماً من قبل الباحثين و الحكومات باعتباره اهم عناصر العملية الانتاجية إذ يعد عنصر العمل المحرك الاساس لأي مشروع استثماري يهدف الى زيادة القدرة الانتاجية له و يتكون عنصر العمل من مجموعات غير متجانسة يتفرع من كل منها مجموعات من العوامل القادرة على زيادة الانتاج و ادارة الموارد البشرية المساعدة في العملية الانتاجية.

وعند دراسة اية مشكلة لابد من دراسة اهم المتغيرات التي تؤثر على سلوك البيانات ومن هذه الاساليب المستعملة اسلوب القياسي ، و يستعمل اسلوب القياس الاقتصادي في تحديد ذلك لصياغة معادلات النموذج القابلة للقياس والاختبار بواسطة الطرائق القياسية المختلفة ، واذا كانت الظاهرة بغيرها من الظواهر بعلاقات تشابكية فأن نموذج المعادلة المنفردة يكون غير كفوء عند التقدير و عليه لابد من اخذ الترابط بين متغيرات الظاهرة المدروسة بعين الاعتبار و نظراً لزيادة التداخل و التشابك بين القطاعات الاقتصادية فقد تكون مرتبطة بشكل مباشر او غير مباشر مع بعضها ، و نظرا لتأثير عنصر العمل في القطاعات الاقتصادية ببعضها و بعوامل مشتركة فيكون من غير المناسب معالجة عنصر العمل في أحد القطاعات بمعزل عن القطاعات الاخرى ، إذ قد يكون تشغيل عنصر العمل في أحد القطاعات مرتبطا بالتشغيل في القطاعات الاقتصادية الاخرى وعليه فإن المعالجة المناسبة تقتضي صياغة مجموعة متداخلة من المعادلات لا تظهر فيها المتغيرات كمتغيرات معتمدة و مستقلة في آن واحد ولكن يوجد بينهما تداخل و ترابط بين

المعادلات المنفردة فاذا كانت الاخطاء العشوائية لأحدى المعادلات مرتبطة مع الاخطاء العشوائية في المعادلات الأخرى وعليه فإن مثل هذه المعادلات تكون غير مرتبطة ظاهريا ، لكن هناك تداخل و ترابط من خلال تأثير الاخطاء العشوائية ببعضها وارتباطها فيما بينها و تعد منظومة Seemingly Unrelated Regression Equation(SURE) من النماذج القياسية التي تستعمل في تقدير مجموعة المعادلات المرتبطة فيما بينها ، أذ ان نموذج المعادلة المنفردة غير كفوء في ايجاد المعالم المقدرة عندما تكون الاخطاء بين المعادلات الظاهرة المدروسة مترابطة مثلاً الدراسات الخاصة بنمط انفاق الاسرة على المجموعات السلعية المختلفة فان الانفاق على مجموعة سلعية معينة سوف يتأثر بالإنفاق على المجاميع السلعية الاخرى و من ثم ينعكس على الاخطاء العشوائية التي تحويها معادلات الانحدار ، وهذا ينطبق ايضاً على الأيدي العاملة الموزعة حسب القطاعات الاقتصادية ويكون الترابط غير ظاهر في هيكلية النموذج العام .

ولغرض الوصول الى هدف الرسالة فقد تم تقسيمها إلى اربعة فصول و كالاتي :

- الفصل الاول تناول المقدمة العامة و مشكلة الرسالة وهدفها و الاستعراض المرجعي للدراسات السابقة التي تناولت موضوع الرسالة التي وقعت تحت يد الباحثة.
- الفصل الثاني تضمن مبحثين تناول المبحث الاول الجانب النظري للطلب على الأيدي العاملة في العراق للسنوات 1990-2020 اما المبحث الثاني فقد تناول الجانب النظري الاحصائي للدراسة .
- الفصل الثالث فقد تناول مبحثه الاول توصيف النموذج وتقدير و اختبار نتائجه، اما المبحث الثاني فقد تضمن الجانب التطبيقي لطريقة SURE ومقارنتها مع الطرائق الاخرى لبيان افضلية طريقة SURE.
- الفصل الرابع عرض هذا الفصل اهم الاستنتاجات والتوصيات التي توصلت اليها الباحثة.

(2-1) مشكلة الرسالة Problem of the study

تكمن مشكلة الرسالة في ان زيادة التداخل و الترابط بين القطاعات الاقتصادية المختلفة يجعلها مترابطة فيما بينها بشكل مباشر أو غير مباشر مما ينعكس ذلك على تشغيل عنصر العمل في هذه القطاعات فقد يكون تشغيل عنصر العمل في احد القطاعات مرتبطا بالتشغيل في القطاعات الاخرى ، لذلك لابد من تحديد شكل العلاقة التي تمثل الطلب على عنصر العمل في

القطاعات (الزراعة، الصناعة، الخدمات) في الاقتصاد العراقي مع المتغيرات المستقلة المتمثلة بالناتج المحلي الاجمالي ورأس المال لكل قطاع باستعمال نموذج يبرز هذه العلاقة مع العلاقة التي تربط هذه القطاعات عن طريق الخطأ العشوائي وهي معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا .

(3-1) هدف الرسالة objective of study

يتمثل هدف الرسالة بتقدير الطلب على عنصر العمل في القطاعات الاقتصادية (الزراعة، الصناعة، الخدمات) في الاقتصاد العراقي للسنوات (1990-2020) باستعمال منظومة معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهرياً للتعرف على طبيعة العلاقة بين عناصر الانتاج (العمل).

(4-1) أهمية الرسالة Importance of the Study

تنبع اهمية الرسالة من أهمية عنصر العمل في الحياة الاقتصادية و دوره الكبير في تحقيق النمو الاقتصادي لأي دولة ، لذلك تسعى الرسالة لإبراز دور العمل في زيادة الانتاج و من ثم النمو الاقتصادي لتحديد علاقة الترابط القطاعي للعمل و الانتاج في قطاعات (الزراعة ، الصناعة ، الخدمات) في الاقتصاد العراقي باستعمال معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا .

(5-1) فرضية الرسالة Hypothesis of the Study

ان زيادة التداخل و الترابط بين القطاعات الاقتصادية المختلفة يجعلها مترابطة فيما بينها بشكل مباشر أو غير مباشر مما ينعكس ذلك على تشغيل عنصر العمل في هذه القطاعات لذا يكون تشغيل عنصر العمل في احد القطاعات مرتبطا بالتشغيل في القطاعات الاخرى لذلك تنطلق الرسالة من فرضية مفادها " ان عدم استقلالية الاخطاء العشوائية بين منظومة المعادلات يجعل الاخطاء العشوائية لكل معادلة ترتبط مع الاخطاء العشوائية للمعادلات الاخرى.

(6-1) الدراسات السابقة Previous Studies

هنالك العديد من الدراسات والبحوث النظرية والتطبيقية التي تناولت موضوع الدراسة على المستوى المحلي والاقليمي والدولي وقد اختلفت نتائج هذه الدراسات فيما بينها تبعا لظروف بلد الدراسة واستنادا لما سبق سيتم استعراض اهم الدراسات والبحوث التي اطلع عليها الباحثون من خلال الاتي:

- دراسة (Zellner,1962) إذ كان أول من قدم فكرة التقدير بطريقة معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا SURE اذ طبقه على دوال الاستثمار في شركتين هما General Electric و Westinghouse وبين أن التقدير بطريقة SURE يعطي مقدرات اكثر كفاءة و اقل تحيز و انها تتبع التوزيع الطبيعي مقارنة باستعمال طريقة OLS لكل معادلة على انفراد.
- قام الباحث (Stollar,1987) بدراسة حصص التشغيل القطاعية باستخدام معادلة الصيغة المختزلة التي تم صياغتها لتفسير التباين في توزيع حصص الأيدي العاملة لقطاعات (الزراعة ، الصناعة ، الخدمات) بنظام مقارنة بين (71) دولة رأسمالية و (9) دول اشتراكية للسنوات (1960-1980)حيث استخدمت بيانات السلاسل الزمنية و المقطع العرضي داخل وبين الانظمة الاقتصادية للقطاعات الثلاثة يشمل النموذج مجموعة من ثلاث متغيرات داخلية محددة في وقت واحد ولنظام معين ولعام معين باستخدام طريقة OLS و SURE إذ فقدت OLSخاصية الكفاءة وأعطت SUREمقدرات اكثر كفاءة تمثل المتغير التابع الأيدي العاملة بالنسبة في كل قطاع ،أما المتغيرات الخارجية فكانت متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الاجمالي لأنه المحدد الاساس التكوين الطلب ، ومتوسط العمر المتوقع عند الاطفال حديثي الولادة لأنه يحدد التركيب الهيكلي للعاملين أما المتغير الخارجي الاخير فكان معدل المشاركة في الأيدي العاملة من السكان وتمثل الهيكل الديموغرافي للتركيبية السكان وكانت نتائج التقدير متشابه بين النظام الرأسمالي والاشتراكي من حيث مؤشرات الاحصائية.
- دراسة (شحاتة وعطا، 2008) تم تقدير الطلب على عنصر العمل في الزراعة المصرية للسنوات (1990-2006) طبقاً للمنهج الثنائي الذي يعتمد على نماذج الربح والتكاليف حيث تم تقدير نموذج كوب – دوكلاس والنموذج اللوغاريتمي لانحدار العلاقات غير المرتبطة ظاهرياً ذات القيود (RSURE) واشارت نتائج التقدير الى وجود علاقة عكسية بين اجر العامل الزراعي و عدد العاملين المستخدمين ، كما بين وجود علاقة إحلالية بين عنصر راس المال و عنصر العمل لصالح العمل وهذا يعني زيادة الطلب على عنصر العمل على حساب رأس المال وهذا يوضح دور عنصر العمل البشري كأحد عناصر الانتاج المهمة في التنمية الزراعية.
- تناولت الباحثة (Crino,2010) آثار نقل خدمات العمال إلى الخارج على الطلب على العمل في دول أوربا الغربية للسنوات (1990-2004) باستخدام منظومة معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا في قطاعي الصناعة والخدمات و قارنت النتائج مع

طريقة الامكان الاعظم (ML) وطريقة المربعات الصغرى ذات الثلاث مراحل (3SLS) وكانت نتائج (SURE) هي الاكثر كفاءة و الاقل تبايناً ، كما بينت الدراسة ان الطلب على العمل سيتحول نسبياً لصالح الأيدي العاملة الماهرة ولقطاع الخدمات ، إذ إن هناك العديد من الخدمات تتطلب مهارات عالية يقوم بها افراد ذو تعليم عالٍ.

- دراسة (Huerta& segura,2010) تهدف الدراسة إلى تحليل و تقدير الطلب على العمل في الصناعة في ولاية تلاكسكالا الامريكية ، باستعمال بيانات المقطع العرضي لأنواع العمل وللسلسلة الزمنية للسنوات 2002 و 2003 وباستخدام منظومة معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهرياً SURE ، إذ تم تقسيم عنصر العمل المؤثر في العملية الانتاجية الى العمال الدائمين الماهرين و العمال المؤقتين الماهرين و العمال الدائمين غير الماهرين و العمال المؤقتين غير الماهرين حيث إظهرت النتائج انها مدخلات تكميلية لعملية الانتاج مع راس المال في هذه الصناعة وأن مقدرات SURE اكثر كفاءة من مقدرات OLS.
- دراسة ، (Angulo &etal,2011) حالة نموذج SURE مع التأثيرات المكانية لعدد معين من المعادلات لكل القطاعات الاقتصادية المختلفة (الزراعة ، الطاقة ،التصنيع ،البناء، خدمات السوق، الخدمات غير السوقية) كمتغيرات توضيحية واستخدام البيانات الخاصة بإنتاجية كل قطاع ومعدل البطالة لتحديد النموذج المكاني الأفضل من حيث ملائمة بيانات الدراسة في الاقتصاد الاسباني للسنوات (1998-2009) مع الاخذ بنظر الاعتبار عدم التجانس بين الوحدات المكانية بإدخال متغير وهمي لكل وحدة مكانية في كل معادلة ،وبين النموذج أن اعلى تأثير كان للإنتاجية على الاجور يتوافق مع قطاعات الخدمات السوقية و غير السوقية كما اشارت الدراسة إلى أن النماذج المكانية SURE ذات التأثير الثابت هي المفضلة لشرح تحديد الاجور في القطاعات الاقتصادية ومن ثم الطلب على الأيدي العاملة وكانت الإشارة وحجم المعلمات المقدرة تتفق مع النظرية الاقتصادية وكما هو متوقع.
- دراسة (Pepino & Bayacag,2013) استخدمت هذه الدراسة تقدير الانحدار غير المرتبطة ظاهريا SURE للتحقق من وجود الترابط بين تشغيل الأيدي العاملة و الناتج المحلي الاجمالي في القطاعات الرئيسية (الزراعة ، الصناعة ، الخدمات) في الفلبين للسنوات (1980-2010) إذ بينت الدراسة أن ناتج كل قطاع هو المحدد الرئيسي لتشغيل فيه و للإنتاج والتشغيل في القطاعات الاخرى واحتل قطاع الخدمات الحصة الاكبر في التشغيل الأيدي العاملة الا انه ليس المحفز الرئيسي في للتشغيل في القطاعات

الأخرى وأن زيادة ناتجه لم يتحول الى خلق فرص عمل ، وأن القطاع الزراعي هو المحفز لارتباطه بشكل كبير بقطاع الخدمات الذي يهيمن على الاقتصاد الفلبيني و هذا يؤدي بدوره إلى انتاج اكبر في القطاع الصناعي .

- دراسة (Dewi,2015) اجريت في إندونيسيا باستعمال المعادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهرياً SURE لتحديد استراتيجية التشغيل في ثلاث قطاعات (الزراعة ، الصناعة ، الخدمات) للسنوات (2010-2014) لتحديد العوامل التي تؤثر في استيعاب الأيدي العاملة و اشارت إلى أن الناتج المحلي الاجمالي و الاجور الحقيقية و الاستثمار هي التي تؤثر بشكل كبير على استيعاب الأيدي العاملة و استخدمت طرائق التقدير SURE , GLS , OLS إذ بينت أن طريقة SURE هي الاكثر كفاءة كما بينت أن اكبر عدد العاملين هو في قطاع الخدمات يليه الزراعة فالصناعة و اشارت إلى أن تأثير الاستثمار والناتج المحلي الاجمالي ايجابيا على استيعاب الأيدي العاملة في حين كان للأجور الحقيقية تأثير سلبي وهذا يتوافق مع النظرية الاقتصادية .
- أما (Kolling,2018) فيرى ان الطلب على العمل يعتمد على الافتراضات العقلانية لدى اصحاب الشركات أو المشاريع في السوق المنافسة الكاملة مع توفير المعلومات الكاملة عن هذه السوق، وأن اية زيادة في الأجور يجب أن تؤدي إلى تأثيرات كمية مماثلة في المدى الطويل وعندما تعاني الشركات اية خسائر فهي أكثر استعداداً لخفض الأيدي العاملة وخصوصاً غير الماهرة مع زيادة التوظيف لذوي المهارات العالية وللتحقيق في فرضيات النظرية الطلب على الأيدي العاملة اعتمدت عينة عشوائية طبقية في (17) صناعة(100) فئة من فئات حجم الأيدي العاملة في 16 مدينة للسنوات (2001-2014) وتمت صياغة نموذج من اربع معادلات لمتغيرات العمل وراس المال مع الفروق الاولى لنفس المتغيرات باستعمال النموذج اللوغاريتمي وباستعمال طريقة SURE حيث تبين معنوية المعلمات المقدرة وبين ان العقلانية والمنافسة لا تعكسان سلوك الشركات في اسواق العمل اجمالاً وأن التقدم التكنلوجي سيؤدي إلى زيادة الطلب على الايدي العاملة الماهرة رغم ارتفاع الاجور .
- قام (أبوبكر واخرون ، 2019) بدراسة العلاقة بين الطلب على العمل و النمو الاقتصادي في الجزائر للسنوات (1990-2016) لثلاث قطاعات اقتصادية (الزراعة ، الصناعة ، الخدمات) باستعمال معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهرياً SURE بدمج بيانات السلاسل الزمنية للقطاعات الاقتصادية التي اعطت تقديرات اكثر كفاءة ومعنوية من التقديرات الناتجة باستخدام بيانات السلسلة الزمنية للمعادلة المنفردة لكل قطاع كما

بينت الدراسة وبشكل كمي من خلال الارتباطات الذاتية والمتزامنة للحدود العشوائية قوة الترابط بين القطاعات الاقتصادية واشارت إلى أن كل من القطاع الزراعي و الخدمي اكثر اهمية في تحقيق النمو الاقتصادي من القطاع الصناعي في الاقتصاد الجزائري إذ كان تأثير الطلب على العمل في النمو الاقتصادي موجباً ومعنوياً بالنسبة الزراعة و الخدمات و جاء العمل في القطاع الصناعي سالباً.

- تسعى دراسة (yasmina&etal,2021) إلى تفسير مرونة التوظيف بدوام جزئي ودوام كامل في القطاعات الاقتصادية (الزراعة، الصناعة ،البناء ،الكهرباء ،تجارة الجملة ،النقل) باستخدام بيانات السلاسل الزمنية للسنوات (1990-2019) في الاقتصاد الباكستاني باستخدام معادلات SURE وكانت متغيرات الدراسة اجمالي قوة العمل في كل قطاع مع الناتج المحلي الاجمالي بحسب القطاعات و الاجور المتباطئ زمنياً لسنتين و الايدي العاملة المتباطئة لسنة واحدة ، إذ بينت الدراسة معنوية و اتساق ودقة الناتج التي تم الحصول عليها واشارت إلى أن الناتج القطاعي المتزايد يميل إلى زيادة التوظيف في قطاعي الزراعة والبناء كما بينت ان النمو الاقتصادي يزيد من فرص العمل حيث يزداد الطلب على العمل و من ثم تزداد الدخول و مستويات المعيشة والقوة الشرائية ،كما اشارت إلى أن القطاع الصناعي هو القطاع الاكثر استيعاباً للأيدي العاملة المنتقلة من القطاع الزراعي .

تختلف الرسالة عن غيرها في انها تناولت القطاعات الاقتصادية الثلاث لتحليل الطلب على العمل فيها و تقدير منظومة معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهرياً SURE و تحليلها وتحديد افضل النتائج ، اذ لم يقع تحت يد الباحثة دراسة تناولت جانب الطلب على العمل في القطاعات الثلاث في الاقتصاد العراقي مستعملة طريقة SURE فضلاً عن كونها دراسة متواضعة تخدم طلاب الدراسات العليا و عملية البحث العلمي من الناحيتين النظرية و التطبيقية في هذا المجال .

الفصل الثاني

الاطار المفاهيمي و الاحصائي للطلب على العمل في العراق

المبحث الأول : واقع سوق العمل والايدي العاملة في العراق

المبحث الثاني : الطرائق الاحصائية المستخدمة في الدراسة

(1-2)المبحث الاول: واقع سوق العمل والايدي العاملة في العراق

(1-1-2) المقدمة

ان الاعتماد المتزايد لأسواق العمل العالمية على تكنولوجيا المعلوماتية والاتصالات و الذكاء الاصطناعي ، وعدم استقرار الأمان في الوظائف التقليدية، والاختلالات، وتطور المتطلبات واحتياجات جديدة بشأن مواصفات ومهارات وكفاءات وخبرات الموارد البشرية التي سيعتمد عليها سوق العمل في تسهيل شؤونه الأساسية ، جعل الموارد البشرية في المنطقة العربية التي أنجزت عمل الأمس غير قادرة على إنجاز عمل اليوم لأنه يختلف اختلافاً جوهرياً عن عمل الأمس ، وستكون أكثر عجزاً غداً إذا لم تجدد وتطور نفسها باستمرار وتخضع للتدريب والتأهيل وإعادة التأهيل كلما تطلب سوق العمل ذلك.

وتتطلب إعادة هيكلة سوق العمل في البلدان النامية اعطاء القطاع الخاص دوراً مهما في عملية التوظيف وتحديد نوعية ومستوى العمل اللازمة لمواصلة عملية التنمية والنمو في دول المنطقة ، فضلاً عن تطوير أنظمة ومناهج التعليم وتطوير معاهد التدريب وتعزيزها .

وبالنسبة للعراق ، تشير التقارير الاحصائية الى أن معدلات البطالة فى العراق تعد حاليا الأعلى على مستوى دول المنطقة العربية إذ تصل الى نحو (50%) وهناك حاجة فعلية لتوفير نحو (خمسة - ستة) ملايين فرصة عمل جديدة سنويا من أجل تقليص معدلات البطالة على مستويات المنطقة العربية الى النصف مقارنة بمستوياتها الحالية بحسب احصاءات البنك الدولى (العاني،2010، 138) .

وتعتبر الحكومة في العراق هي المصدر الاساس لتشغيل الأيدي العاملة في القطاعات الاقتصادية بسبب ضعف القطاع الخاص و قلة انتاجيته وعدم قدرته على استيعاب الأيدي العاملة مما ساهم في زيادة العبء على الحكومة لتوفير فرص عمل جديدة .

(2-1-2) واقع الأيدي العاملة في العراق

يعد سوق العمل من المواضيع المهمة التي لاقت اهتماما كبيرا في الدراسات الحديثة لما له من أهمية كبيرة في كل المجتمعات ومنها المجتمع العراقي ، لأنه يركز على القوة العاملة البشرية كونها عنصر الانتاج الاساس في أية عملية انتاجية (ناشور،2017، 135).

يواجه العراق اتجاهات ديموغرافية شكلت تحديات كبيرة فقد كان معدل النمو السكاني من اكبر معدلات النمو في العالم ، فقد أزداد السكان في سن العمل على نحو أسرع من ذي قبل على الرغم من تدفقات الهجرة الى الخارج .

وعند التطرق الى سوق العمل (**Labor Market**) في العراق نجد انه يتميز بارتفاع اعداد العاملين من الذكور نسبة الى الإناث ، وهو أمر لا يختلف فيه عن الدول المجاورة. ومن ابرز الخصائص المميزة لسوق العمل في العراق هو ارتفاع معدل نمو العرض من العمل نتيجة لارتفاع معدل نمو السكان والقوى العاملة الذي يقابله تباطأ نمو الطلب على العمل ، ويرجع ذلك الى عدة عوامل أبرزها قلة التخصيصات المالية المهيأة لأغراض الاستثمار الناتجة عن اسباب غير اقتصادية كالحروب التي خاضها العراق في الثمانينات والتسعينات ومن ثم الحصار الاقتصادي في التسعينات ، الامر الذي ادى الى تراجع النمو الاقتصادي الذي تسبب بدوره في ضعف القدرة على خلق وتوليد فرص العمل ، فضلاً عن تواضع مستويات الإنتاج وضعف كفاءة الإدارة مما ساعدة على تفاقم مشكلة البطالة خاصة بين شريحة الشباب الحاصلين على مستويات علمية متقدمة .

أن سيطرة الدولة على الموارد والنشاطات الاقتصادية الرئيسة في البلاد جعلها تصبح الموظف الرئيسي للأيدي العاملة و بغض النظر عن الحاجة الفعلية للعمل مما برز معه ظاهرة البطالة المقنعة[1] في أجهزة ودوائر الدولة والمؤسسات الحكومية العامة(ناصر،2008، 4).

وبشكل عام تتميز القوى العاملة في العراق بانخفاض نسبتها إلى إجمالي السكان ، على الرغم من نموها السريع وانخفاض مستوى الإنتاجية ، بسبب عدم كفاية مستويات التعليم والتدريب المهني وعدم مواكبة مخرجات التعليم مع التغيرات والتطورات العالمية و التكنولوجية ، والحاجة الاقتصاد بشكل عام وقطاع الصناعات التحويلية في العراق بشكل خاص (العاني ، 2010، 143) .

[1] البطالة المقنعة (المستترة):- هي الحالة التي يتم فيها تشغيل عدد كبير من العمال بطريقة تتجاوز الحاجة الفعلية للعمل ، ومن ثم يكون انتاجهم و مكاسبهم واستغلال مهاراتهم و قدرتهم في مستوى منخفض (عيسى،2018 ، 14)

(3-1-2) : مفهوم الطلب على العمل

هو مقدار قوة العمل القادرة على العمل والمطلوبة للبذل والأداء في المجتمع في وقت محدد وفق قواعد العمل التنظيمي والمؤسساتي فيه ، ويتأثر الطلب على العمل بالعديد من المؤشرات(ناصر،2008، 3).

- توفر فرص عمل بديلة بالخارج .
- تطور الفن الانتاجي والتوسع في استخدام المكائن والآلات المتطورة .
- نوع النظام الاقتصادي السائد ، و الذي في ضوئه تحدد الاسس التي تؤثر في تحديد حجم الطلب على القوة العاملة في الاقتصاد.
- حجم القاعدة السكانية التي تحدد حجم المعروض من الأيدي العاملة ، فضلاً عن النمو السكاني الذي يعبر عن زيادة الطلب على مختلف السلع و الخدمات ، مما يؤدي الى توسع في زيادة الانتاج و بالتالي زيادة الطلب على الأيدي العاملة لمسايرة تطوير الانتاج و توسيع افاقه.

تستند فكرة هذه النظرية على ان أجر العامل يتحدد نتيجة لتفاعل قوى العرض والطلب في سوق العمل ، ويقصد بالطلب على العمل هنا الطلب المشتق ، وليس الطلب الاولي المباشر ، اي أن الطلب على العمل مشتق من الطلب على السلعة التي يساهم العمل في انتاجها ، فكلما ازداد طلب السلعة المعنية ، ازداد الطلب على عنصر العمل ، الذي يستخدم في انتاجها ، وفي ضوء ذلك ، فإن مرونة الطلب على العمل ، تستند على مرونة الطلب على السلعة ، فتكون مرونة الطلب على العمل غير مرنة اذا كانت مرونة الطلب على السلعة غير مرنة (مقداد،2019، 25).

من خلال ما تقدم نستنتج أن الطلب على العمل يتميز بخاصتين :

1-طلب مشتق من الطلب على السلعة النهائية المنتجة .

2-الطلب على العمل يعكس إنتاجية العمل .

(4-1-2) : دالة الطلب على العمل

ولدراسة الطلب على العمل نهتم بمعرفة كيف يتأثر عدد العمال ، ساعات العمل بالتغيرات في هذه العوامل من خلال العلاقة التالية:

$$L= f(w,r,Q \ldots.)$$

حيث أن (الغنام،2017، 3) :

(L) : عدد العمال ، (w) :الاجور ،(r) رأس المال ،(Q) حجم الانتاج .

وفي دراستنا الحالية سوف يتم دراسة أثر هذه المتغيرات في الطلب على الأيدي العاملة باستثناء متغير الاجور فلم يتم ادخاله لعدم توفر تفصيلية عن اجور العاملين فضلاً عن تغيرات هذه الاجور وعدم ثباتها في القطاعات الاقتصادية الثلاث وخصوصاً في القطاع الزراعي والقطاع الخدمي .

اولاً : أثر التغير في حجم الانتاج (ΔQ)

يؤثر حجم الانتاج ايجابياً في الطلب على الايدي العاملة، حيث ان زيادة الانفاق الاستهلاكي يؤدي الى زيادة الطلب على السلع والخدمات وبالتالي زيادة الطلب على العمل بوصفه طلباً مشتقاً من الطلب على السلع والخدمات .

ثانياً: التغير في رأس المال (Δr)

يعتمد تأثير اسعار راس المال على الطلب على الايدي العاملة وعلى طبيعة العلاقة بين العمل و راس المال وامكانية الاحلال بينهما في العملية الانتاجية ودرجة التطور التي تمر بها العملية الانتاجية ففي الامد القصير يكون راس المال لدى المنشأة ثابتاً وبالتالي يمكن تغير الوحدات المنتجة من السلعة بتغير عدد العاملين، اما في الامد الطويل فتصبح جميع عوامل الانتاج متغيرة وفي هذه الحالة يستطيع المنتج ان يغير راس المال والعمل معاً فيقوم بمزج كميات مختلفة من العمل وراس المال بحيث يحقق ادنى مستوى للتكاليف واعلى مستوى من الارباح الممكنة (شقبقب وزرزي،2019،101).

بافتراض ان العنصرين بديلين فإن انخفاض سعر رأس المال (r↓) يترتب عليه أثرين:

١. انخفاض سعر راس المال (r↓) يؤدي إلى انخفاض التكاليف وبالتالي زيادة الانتاج وكذلك زيادة عدد العمال. وهذا يسمى اثر الانتاج. **r↓ →TC↓→Q↑→L↑**
٢. انخفاض سعر راس المال (r↓) يجعل المنشأة تتخذ اسلوب تكثيف راس المال في الانتاج وهذا سيكون على حساب عدد العمال المطلوب وسيؤدي الى انخفاضه ، و هذا يسمى أثر الاحلال .

المحصلة النهائية عبارة عن مجموع الاثرين أي الاثر النهائي يعتمد على ايهما اكبر اثر الاحلال ام اثر الإنتاج (مقداد،2019، 25).

(2-1-5) مساهمة القطاعات الاقتصادية

تعد مساهمة القطاعات الاقتصادية الرئيسة في تشغيل العاملين من بين المؤشرات الرئيسية التي يتم من خلالها تحديد القطاع المهيمن و الذي يحتل الصدارة بين القطاعات الاقتصادية، إذ يعكس مؤشر معدل العمل مدى قدرة الاقتصاد على استخدام القوى العاملة الحالية ، وضعف هذا المعدل مؤشر على اهدار عنصر مهم من عناصر المستخدمة في عملية الانتاج ، وهذا يشمل فئة العمال حسب تعريف منظمة العمل العربية ، اي شخص يعمل ولو ساعة واحدة في الاسبوع او في اليوم ، ويشمل الاشخاص المغيبين مؤقتا عن العمل كالمرضى(امين وحمادي ،2021، 46) .

لذلك استخدمت هذه الدراسة لمعرفة اي القطاعات الرئيسة اكثر استيعاباً للعاملين ، استنادا إلى نسبة اجمالي البيانات باستثناء قطاع النفط و التعدين.

(2-1-5-1) مساهمة القطاع الزراعي في الطلب على الأيدي العاملة

يعتبر القطاع الزراعي المصدر الرئيسي في خلق فرص العمل كونه يعتمد بدرجة كبيرة على عنصر العمل البشري ، إذ تعتبر الأيدي العاملة العنصر الاساسي لأي عملية إنتاجية ، إذ إن القطاع الزراعي يستوعب جزءاً كبيراً من الأيدي العاملة مقارنة مع إي قطاع اقتصادي اخر نظراً لكثافة عنصر العمل المستخدم داخل القطاع في حين نرى قطاعاً اخر مثل النفط يكون كثيف رأس المال ، كما نلاحظ إن عدد الأيدي العاملة يميل إلى التغيير خلال العام الواحد و حسب طبيعة العمل الموسمي للقطاع الزراعي ، و يعد القطاع الزراعي من القطاعات المهمة في اقتصادات البلدان و خاصة النامية منها لأنه يستوعب حوالي ثلث إجمالي الأيدي العاملة ، و تؤدي الزيادة في عدد السكان في كثير من البلدان النامية و منها العراق إلى زيادة اجمالي القوى العاملة (**السعدون ، 2022 ، 67**).

ويبين الجدول (1) نسبة الطلب على العمل في القطاع الزراعي من اجمالي الطلب الكلي في القطاعات الرئيسة الثلاث خلال سنوات الدراسة (1990-2020) ، إذ كانت اعلى نسبة للطلب على العمل في القطاع الزراعي بالنسبة الى القطاعات الاخرى عام 1995 بلغت (**30.8%**) ، وان ادنى نسبة للطلب على العمل في القطاع الزراعي في عام 2019 بلغت (**18.3**%) ، كما نلاحظ إن خلال الاعوام (1990-2003) كانت نسبة مساهمة الطلب على

العمل في القطاع الزراعي ذات قيم مرتفعة، والسبب وراء ذلك هو أنه خلال فترة ما قبل سقوط بغداد بيد الاحتلال الامريكي في عام (2003) كان الاقتصاد العراقي يقوم بتنويع مصادر الدخل من خلال الاعتماد على قطاعات الاقتصاد كالقطاع الزراعي و القطاع الصناعي و القطاع النفطي ، اما اقل نسبة مساهمة للطلب على العمل في القطاع الزراعي في عام (2019) و السبب وراء ذلك يعود الى عدم تشجيع الفلاح من قبل الدولة للعمل على الزراعة و إنتاج المحاصيل الزراعية ، فضلاً عن هجرة الاسر الريفية التي تعمل في الزراعة الى المدينة بحثاً عن عمل ، كذلك دخول المنتجات المستوردة الى الاسواق المحلية التي تعتبر ذات تكلفة اقل من المنتجات المحلية ، نتيجة لذلك اذا ما اردنا النهوض بالقطاع الزراعي فيجب العمل على تقيل المنتجات المستوردة من الخارج ، و كذلك دعم و تشجيع الفلاح من قبل الدولة كأن يكون الدعم مادي من خلال توزيع اراضي صالحة للزراعة او توفير الآلات و المعدات اللازمة للزراعة للنهوض بواقع القطاع الزراعي .

(2-5-1-2) مساهمة القطاع الصناعي في الطلب على الأيدي العاملة

من الملفت للانتباه في خطة التنمية الاقتصادية أن احد وسائل تحقيق الاهداف المتعلقة بالقطاع الصناعي هو وجود فائض في التشغيل في المنشآت الصناعية والبحث عن حلول لعلاج المشكلة البطالة بسبب تأثيرها على كفاءة اداء هذه المنشآت ومساهمتها في تدني الانتاجية فيها. هذه الخطوة تؤكد لنا أن هناك تضخم في التشغيل الحكومي لا يمكن الاستمرار فيه، وبما انه يوجد فائض في تشغيل الأيدي العاملة المؤهلة ، فيمكن استغلال تلك الفرصة لتوظيفها لصالح القطاع الخاص لتدريب وتأهيل القوى العاملة الشبابية في القطاع الصناعي.

و يعد القطاع الصناعي من اكثر القطاعات السلعية استيعابا للأيدي العاملة ، إذ يمكن ان يساهم بشكل كبير في توفير فرص العمل في الاجلين المتوسط والطويل ، خاصة إذ تم الاهتمام بالصناعات الصغيرة و الحرفية (منظمة العمل العربية ،2012 ، 62) .

يبين الجدول (1) نسبة الطلب على العمل في القطاع الصناعي من اجمالي الطلب الكلي في القطاعات الرئيسة الثلاثة خلال سنوات الدراسة (1990-2020) ، إذ كانت اعلى نسبة للطلب على العمل في القطاع الصناعي عام 2016 بلغت (**23.6%**)، وكانت ادنى نسبة للطلب على الأيدي العاملة في القطاع الصناعي عام 1991 اذ بلغت (**18.2%**) ويعود ذلك الى عدم استقرار القطاع الصناعي بسبب الغزو وعدم القيام بمشاريع جديدة أو تطويرية بسبب نقص

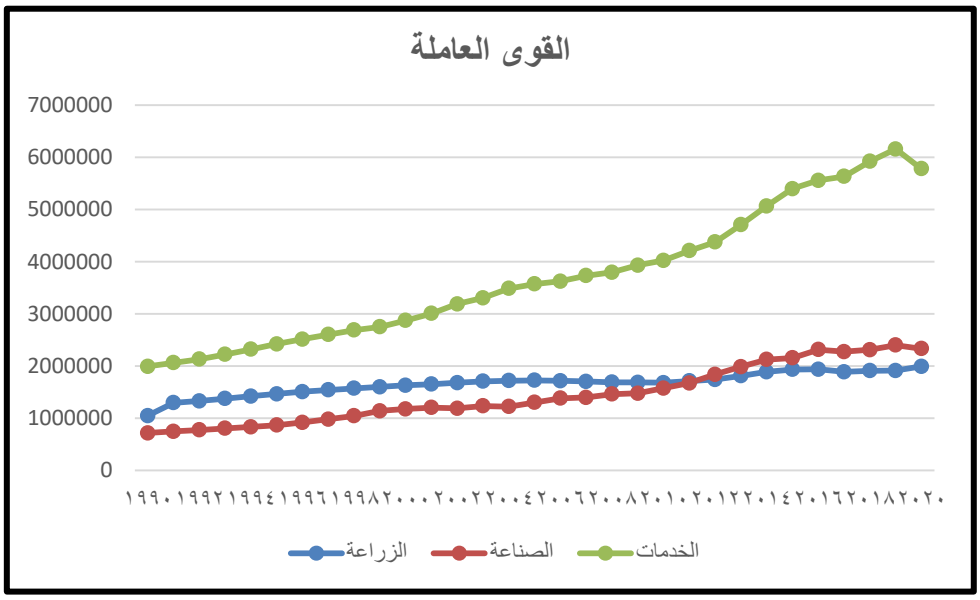
المعدات و الآلات ، وكذلك توقف اغلب المصانع عن العمل ،فضلا عن وجود منافسة قوية من منتجات الصناعة الاجنبية .

(3-5-1-2) مساهمة قطاع الخدمات في الطلب على الأيدي العاملة

يحتل القطاع الخدمي على اعلى نسبة من العاملين ، إذ يمثل احد القطاعات الرئيسية في الاقتصاد العراقي ويعود ذلك إلى سيطرة الدولة على هذا القطاع و سياستها في التوظيف لاستيعاب الأيدي العاملة المتزايدة بغض النظر أن كانوا ماهرين ام غير ماهرين . إذ يقوم بدور الابرز في تحسين الظروف الاقتصادية و الحياة اليومية للفرد و المجتمع (حسن، 2005، 58) .

والجدول (1) يبين نسبة الطلب على العمل في قطاع الخدمات من اجمالي الطلب الكلي في القطاعات الرئيسية الثلاثة خلال سنوات الدراسة (1990-2020) ، إذ كانت أعلى نسبة للطلب على العمل في قطاع الخدمات في عام 2019 وبلغت(**58.8%**)، وإن ادنى نسبة للطلب على العمل في قطاع الخدمات (**50.1%**) في عام 1999 .

والشكل البياني (1) يبين الاهمية النسبية لعدد العاملين للقطاعات الثلاث (الزراعة ، الصناعة ، الخدمات) إذ يحتل قطاع الخدمات المرتبة الاولى يليه القطاع الزراعي ثم قطاع الصناعي ، اما بعد عام 2012 اصبح القطاع الصناعي في المرتبة الثانية والقطاع الزراعي اخيرا بسبب الاهمال الذي لحق به.



شكل (1) مساهمة الأيدي العاملة في القطاعات الاقتصادية (الزراعة ،الصناعة، الخدمات)

المصدر: اعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Excel.

الجدول (1) عدد العاملين في القطاعات من اجمالي الطلب الكلي على العمل للسنوات (2020-1990)

السنة	العاملين في الزراعة	نسبة العاملين في الزراعة	العاملين في الصناعة	نسبة العاملين في الصناعة	العاملين في الخدمات	نسبة العاملين في الخدمات
1990	1048404	27.9	717539	19.1	1993164	53.0
1991	1296295	31.5	749254	18.2	2064454	50.2
1992	1332587	31.4	776141	18.3	2132479	50.3
1993	1377336	31.3	805246	18.3	2224893	50.5
1994	1423247	31.1	835344	18.2	2323201	50.7
1995	1466256	30.8	866532	18.2	2423150	51.0
1996	1508797	30.5	919516	18.6	2515321	50.9
1997	1544249	30.1	980606	19.1	2603836	50.8
1998	1572973	29.6	1046348	19.7	2689397	50.7
1999	1601487	29.1	1141643	20.8	2750821	50.1
2000	1632097	28.7	1179021	20.7	2874219	50.6
2001	1654391	28.2	1204847	20.5	3009476	51.3
2002	1681764	27.8	1189659	19.6	3188988	52.6
2003	1709404	27.3	1236098	19.8	3306891	52.9
2004	1722052	26.8	1224613	19.0	3489150	54.2
2005	1726390	26.1	1303709	19.7	3574302	54.1
2006	1717809	25.5	1383398	20.6	3627383	53.9
2007	1705062	24.9	1398096	20.4	3734181	54.6
2008	1691344	24.3	1464626	21.1	3798570	54.6
2009	1686618	23.8	1477920	20.8	3934022	55.4
2010	1680958	23.1	1576809	21.6	4026142	55.3
2011	1715237	22.6	1673439	22.0	4211717	55.4
2012	1743042	21.9	1841779	23.1	4377909	55.0
2013	1813655	21.3	1988978	23.4	4708184	55.3
2014	1891045	20.8	2124474	23.4	5067311	55.8
2015	1935344	20.4	2156499	22.7	5400740	56.9
2016	1939246	19.8	2317085	23.6	5557667	56.6
2017	1890610	19.3	2275788	23.2	5635565	57.5
2018	1909664	18.8	2314529	22.8	5922799	58.4
2019	1913914	18.3	2402083	22.9	6159723	58.8
2020	1992917	19.7	2333302	23.1	5784349	57.2

المصدر: البنك الدولي بيانات منشورة https://data.albankaldawli.org,

(2-2) المبحث الثاني : الطرائق الاحصائية المستخدمة في الدراسة

(1-2-2) مـــقدمـــة: Introduction

اهتم الباحثون في السنوات الأخيرة في مختلف المجالات في نماذج الاقتصاد القياسي إلى تشخيص وتقدير وتحليل تلك الظواهر، باستعمال طرق احصائية المعرفة اتجاهات هذه الظواهر وبالتالي محاولة تفسيرها من وجهة نظر اقتصادية . وغالبا يتم ذلك عن طريق المتغيرات الرئيسية في الظاهرة اذ تعد المؤثر الرئيسي في تحديد نوع العلاقة و الطريقة الاحصائية المستخدمة .

اعتمد في هذا البحث اربعة طرائق احصائية (طريقة المربعات الصغرى OLS و طريقة GLS الموزونة و طريقة الإمكان الاعظم MLE و طريقة الانحدار غير المرتبطة ظاهريا SURE) ، لمعرفة طبيعة القطاعات الاقتصادية الرئيسية الثلاثة واي طريقة تمثل النموذج بشكل افضل .

2-2-2 طرائق الاحصائية المستخدمة

(1-2-2-2) طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية

Ordinary Least Square(OLS)

تعد طريقة المربعات الصغرى من ابرز الطرائق واكثرها شيوعا واستخداما لإيجاد معادلة الانحدار الخطي، إذ تعتمد هذه الطريقة وتحت تحقق فروضها المتعلقة بحدود الخطأ العشوائي ومتغير الاستجابة والمتغيرات التفسيرية فإن الصيغة المقدرة لمتجه معلمات نموذج الانحدار الخطي والتي تجعل مجموع مربعات البواقي اقل ما يمكن (عبد ،2021،10) .

باستخدام الصيغة ادناه:

$$\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T Y \dots\dots (1)$$

للحصول على مقدرات OLS التي تعد كأفضل مقدرات خطية غير متحيزة (BLUE) (Mardia,1979,172) .

من اهم الشروط التي يجب ان تتواجد في النماذج الخطية خضوعها الى افتراضات طريقة المربعات الصغرى (OLS) (فتح الله وبخيت ،2006، 38):

- أن تكون علاقة خطية linear relationship اي يمكن تمثيل العلاقة بشكل مستقيم.
- الوسط الحسابي mean لمتجه الأخطاء يساوي صفر $E(\hat{\varepsilon}) = 0$.
- التباين المشترك variance-covariance يساوي صفر اذا لا توجد مشكلة ارتباط ذاتي (no serial correlation) معنى هذا استقلال البواقي (Independence of Residuals) اي ظهور الباقي في نقطة معينة لا يعتمد على البواقي في السلسلة.

$$E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = cove(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad , \qquad \forall \ i \neq j$$

- التجانس *Homoscedasticity* ثبوت التباين اي بدون تغير في قيمته في جميع متسلسلة البواقي .

$$E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = var(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = \sigma^2 \quad , \qquad \forall \ i = j$$

- لا توجد مشكلة التعدد الخطي (Multicollinearity) بين المتغيرات التوضيحية اي لا توجد علاقة بين المتغيرات الخارجية x's.
- التوزيع الطبيعي للبواقي (Normality of Residuals) لمتجه البواقي عند اي نقطة من المتغير المستقل موزعة توزيعاً طبيعياً (σ^2 , 0) $\varepsilon \sim N$.

وفي حالة عدم توفر اي شرط من هذه الشروط فان اعتماد طريقة المربعات الصغرى قد يعطي مقدرات غير كفوءة.

(2-2-2-2) طريقة المربعات الصغرى المعممة.

Generalized Least-Squares (GLS)

تستعمل هذه الطريقة عند اختلال فرضية ثبات التباين و لتصحيح كفاءة OLS لتعطي تقديرات خطية غير متحيزة (BLUE) ، و يمكن تعريفها في بعض الاحيان بطريقة المربعات الصغرى الموزونة Weighted Least-Squares (WLS)،حيث يتم الحصول على معلمات الانحدار عن طريق اعطاء وزن لكل مشاهدة على وفق حجم تباين البواقي وفي حالة اختلاف فرض ثبات التباين فإن مصفوفة التباين و التباين المشترك الخاص بالمتغير العشوائي ، يتم تحديدها كالآتي(بندر وذاكر ،2018،291):

$$\text{Var} - \text{Cov}(\varepsilon) = E = \sigma^2 \Omega$$

إذ إن Ω هي مصفوفة مربعة و موجبة من الدرجة(T×T) وعلى هذا الاساس لا يمكن تقدير النموذج الخطي بطريقة OLS لا نها تعطي تقديرات غير كفوءة لذلك لابد من استخدام طرق تحويل مناسبة لذلك في الانحدار الخطي العام .

$$Y = X\beta + \varepsilon$$

وحسب الفرض

$$E(\varepsilon\varepsilon') \neq \sigma^2 I_n$$

وانما يكون

$$E(\varepsilon\varepsilon') = \sigma^2 \Omega$$

اذ Ω مصفوفة مربعة موجبة .

واعتماداً على نتائج التحويل بواسطة صيغ المصفوفات يصبح من الجائز تحويل المتغير العشوائي بالاستناد إلى القاعدة التالية:- إذ كانت (Ω) مصفوفة موجبة فمن الممكن ايجاد مصفوفة غير شاذة (P) إذ إن:-

$$PP'=\Omega$$

اذ ان

$$P = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{\lambda_1}} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \frac{1}{\sqrt{\lambda_2}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \\ 0 & 0 & \cdots & \frac{1}{\sqrt{\lambda_t}} \end{bmatrix}$$

ومن الممكن الحصول على P^{-1} و كما يلي

$$P^{-1} = \begin{bmatrix} \sqrt{\lambda_1} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{\lambda_2} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \\ 0 & 0 & \cdots & \sqrt{\lambda_T} \end{bmatrix}$$

فإن $(PP')^{-1}=\Omega^{-1}$

$$(PP')^{-1} = \Omega^{-1} = \begin{bmatrix} \lambda_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \\ 0 & 0 & \cdots & \lambda_T \end{bmatrix}$$

وعليه يتم تحويل نموذج $(Y=X\beta+\varepsilon)$ ، بضرب طرفي المعادلة بالمقدار P^{-1} للحصول على

$$P^{-1}Y = P^{-1}X\beta + P^{-1}\varepsilon$$

ومن ثم يكون النموذج المحول:-

$$Y^* = X^*\beta + \varepsilon^* \dots\dots (2)$$

ε^* متغير عشوائي له متوسط مساوي الصفر و التباين يحسب كما يلي :-

$$Var(\varepsilon^*) = Var(P^{-1}\varepsilon)$$

$$= P^{-1}Var(\varepsilon)(P^{-1})'$$

$$= \sigma^2 P^{-1}\Omega(P^{-1})' = \sigma^2 P^{-1}(PP')(P^{-1})'$$

$$Var(\varepsilon) = \sigma^2 P^{-1}PP'^{(P')^{-1}} = \sigma^2 I_n \dots\dots (3)$$

ولذا فان النموذج المحول تم تخليصه من مشكلة عدم تجانس المتغير العشوائي وبالتالي اصبحت مصفوفة التباين و التباين المشترك خاصة بالمتغير العشوائي الذي تم تحويله ε^* عبارة عن ثابت σ^2 وهي مضروبة بمصفوفة الوحدة I_n و على هذا الاساس يصبح تطبيق OLS على النموذج المحول يسهم في اعطاء افضل تقدير خطي غير متحيز للمعلمة β ، فإن معيار طريقة المربعات الصغرى المعممة هو تقليل مجموع مربعات البواقي للنموذج المحول، ويمكن ايجاد المقدرات كما يلي(عبدالله، 2018، 19) .

$$\hat{\beta}_{GLS} = (X'\,\Omega^{-1}X)^{-1}X'\Omega^{-1}Y \dots\dots (4)$$

(3-2-2-2) طريقة الامكان الاعظم (تعديل المعادلات)

The method maximum likelihood (ML)

يمكن استخدام طريقة الاحتمال فهو المعيار الذي تقوم عليه هذه الطريقة وهو تعظيم دالة الامكان الاعظم (Likelihood function) ، وتعرف دالة الامكان الاعظم بانها تمثل دالة الكثافة الاحتمالية المشتركة لمتغير العشوائي Y ولذلك نحتاج معرفة توزيع ذلك المتغير Y.
وبموجب الافتراضات فان توزيع المتغير التابع Y هونفسه توزيع المتغير العشوائي u الذي يتوزع توزيعاً طبيعياً (Maddala,1977,176).

ومن النموذج الخطي العام وبوجود نفس الافتراضات الخاصة بالمتغير العشوائي والتي تكتب بالشكل ادناه (Wonnacott &etal,1979,49) .

$$N(Y_1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp(-\frac{1}{2\sigma^2}((Y_1 - (\alpha + \beta X_1)^2) \dots \dots (5)$$

نظراً لأنه من المفترض أن يتم توزيع بشكل مستقل ، فإن دالة الكثافة الاحتمالية المشتركة (p.d.f.)

$$P(Y_1, Y_2, \dots, Y_n) = (2\pi\sigma^2)^{-(n/2)\exp}\left(-\frac{1}{2\sigma^2}\sum_{t=1}^{T}((y_i - (\alpha + \beta x_i)^2)\right) \dots (6)$$

إذ إن دالة كثافة الاحتمال للأخطاء الفردية εt ;t = 1,2,…….T

إذا كانت العناصر$X_1,\dots..,X_T$ عبارة عن مجموعة من الأرقام الثابتة ، يتبع ذلك أن p.d.f المشروط من العينة $Y_1,\dots.,Y_T$ هي

$$f(y_1, \dots., y_T|x_1, \dots, x_T) = \exp\{\frac{-1}{2\sigma^2}\sum_{t=1}^{T}(y_t - \alpha - \beta x_t)^2\} \dots. (7)$$

من العلاقة اعلاه يتبين أن دالة الكثافة الاحتمالية المشتركة هي عبارة عن دالة معالم المجتمع المطلوب تقديرها ، يجب تحويلها إلى الشكل الخطي ويتم ذلك بأخذ اللوغاريتم.

$$logL = (-\frac{T}{2}\log(2\pi) - \frac{T}{2}\log(\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}(y_t - \alpha - x_t)^2 \dots (8)$$

لجعل الدالة بأعظم احتمال ممكن يستوجب اخذ مشتقاتها الجزئية الاولى لكافة المعالم المطلوبة كما يلي :-

$$\frac{\partial \log L}{\partial \alpha} = \frac{2}{2\sigma^2}\sum_{t=1}^{T}(y_t - \alpha - \beta x_t) = 0$$

$$\frac{\partial \log L}{\partial \beta} = \frac{2}{2\sigma^2}\sum_{t=1}^{T}(y_t - \alpha - \beta x_t)x_t = 0$$

تقدير $(\hat{\beta})$ من خلال

$$\hat{\beta}_{ML} = \left(\sum_{t=1}^{T} X_t X'_t\right)\left(\sum_{t=1}^{T} X_t Y'_t\right) = \hat{\beta}_{OLS} \ldots . (9)$$

تكون أي أن مقدرات $\hat{\beta}_{ML}$ مكافئة ومتطابقة جبريًا مع مقدرات $\hat{\beta}_{OLS}$.

$$\frac{\partial \log L}{\partial \sigma^2} = -\frac{T}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4}\sum_{t=1}^{T}(y_t - \alpha - \beta x_t)^2 = 0$$

$$\sigma^2(\alpha, \beta) = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(y_t - \alpha - \beta x_t)^2$$

و يمكن كتابتها

$$\sigma^2 = \sigma^2(\hat{\alpha}, \hat{\beta}) = T^{-1}\sum e^2 \ldots . (10)$$

وهذا يعني ان طريقة الامكان الاعظم تعطي التباين متحيز (الحسناوي،2002، 33).

(4-2-2-2) معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهرياً

seemingly Unrelated Regression Equation(SURE)

ترتكز العديد من الدراسات في الاقتصاد القياسي إلى نماذج الانحدار التي تتضمن على أكثر من معادلة واحدة و تقديرها دفعة واحدة عن طريق نظام المعادلات الانية إذ توجد عدة

انظمة من بينها نظام المعادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا .ومن مميزاتها انه لا تظهر اي ترابط بين المعادلات هيكليا (اذ لا يظهر المتغير المعتمد كمتغير مستقل في النظام إلى أنه يوجد ترابط بين المعادلات عن طريق الترابط بين الاخطاء العشوائية (كاظم ومسلم ،2002،346) .

أن من اهم فروضها وجود مجموعة من المعادلات ووجود علاقة سببية حقيقية بين المتغيرات المستقلة و المتغير التابع ومن ثم تنعكس هذه العلاقة على العلاقة بين الاخطاء العشوائية ،كما أن عدد المعادلات يساوي عدد المتغيرات المعتمدة و ان التقدير غير متحيز و البواقي تتوزع توزيعاً طبيعياً (Zellner,1963,986)، وفي حالة لا يوجد ارتباط بين البواقي عبر المعادلات تكون طريقة (SURE) عبارة عن جمع المعادلات المنفردة اذ ان المنظومة تتحول إلى نموذج انحدار متعدد المعادلات (Multiple Regression Equations Model) لذلك يمكن تقدير كل معادلة بشكل منفرد . و بما أن المتغير لا يمكن ان يظهر كمتغير مستقل و معتمد في أن واحد لذا فإن منظومة (SURE)الافضل عند التقدير (Verendra&etal,1987,6).

ويعد نموذج معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا (SURE) الذي اقترحه Zellner (1962) أحد أكثر الطرق نجاحًا وكفاءة لتقدير المعلمات ،اذ يمكن ايجاد المعلمات المقدرة دفعة واحدة بعدة طرائق (اتيكن ذي المرحلتين لزلنر ZEF) ، (تيلسير المتكرر لزلنر TIE) ،(اتيكن المتكرر لزلنر IZEF) و(الامكان الاعظم MLE)(Kementa,1968,1181) وفي هذا الدراسة سوف يتم استعمال ZEF لتقدير معلمات النموذج.

غالبًا ما تؤثر العوامل غير المضمنة في النموذج على حد الخطأ في المعادلة الواحدة ،وعلى حدود الخطأ في المعادلات الأخرى و يؤدي تجاهل الترابط بين حدود الخطأ عند تقدير هذه المعادلات بشكل منفصل باستخدام المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) إلى تقديرات غير كفوءة، لذلك تم تطوير نموذج SURE الذي يتكون من عدة معادلات انحدار مرتبطة مع بعضها البعض بحدود الخطأ الخاصة بها بشكل غير مباشر .

ويتم تقدير نظام المعادلات الهيكلية في وقت واحد على انها معادلة كبيرة بدلا عن عدة معادلات باستخدام طريقة المربعات الصغرى المعممة (GLS) التي تأخذ بنية التباين المشترك لشروط الخطأ في الاعتبار للتخلص من مشكلة الارتباط الذاتي ومشكلة عدم تجانس التباين (عبدالرحمن، 1996،313).

إن الأساس الذي تستند عليها طريقة (SURE) هي في استعمال البواقي الناتجة من تطبيق طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OL5) في إيجاد مصفوفة التباين المشترك من خلال متجه المعلمات المقدرة (β^) يمثل مقدرات طريقة المربعات الصغرى العامة (GLS) وما يدعى بمقدرات أتيكن والتي توصف بأنها أفضل تقدير خطي غير متحيز باستعمال أسلوب (GLS) والتي تعطي تقديرات غير متحيرة لمعلمات المنظومة (Baltagi,2021,283).

فقد افترض زيلنر ان المنظومة التي تحتوي على M من المعادلات تصاغ بالشكل التالي :

$$Y_i = X_i\beta_i + U_i \qquad i = 1,2,\ldots\ldots,M$$

ويمكن اعادة كتابتها بشكل المعادلات كالاتي :

$$Y_1 = X_1\beta_1 + U_1$$

$$Y_2 = X_2\beta_2 + U_i$$

:

$$Y_M = X_M\beta_M + U_M \ldots (11)$$

وتكتب بصيغة المصفوفات :

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ y_M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_1 & 0 & \ldots & 0 \\ 0 & x_2 & \ldots & 0 \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ 0 & 0 & \ldots & x_M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \beta_M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} U_1 \\ U_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ U_M \end{bmatrix} \ldots . (12)$$

حيث ان :

Y_i : متجه من الرتبة (MT ×1) لمشاهدات المتغيرات المعتمدة في منظومة المعادلات .

X_i :مصفوفة من الرتبة (MT×K) للمشاهدات المتغيرات (الخارجية) التوضيحية في منظومة المعادلات.

K: يمثل عدد المتغيرات الخارجية في المنظومة .

β_i : موجه عمودي من الرتبة (K×1)لمعلمات منظومة المعادلات.

U_i :متجه من الرتبة (MT ×1) للأخطاء العشوائي في المنظومة المعادلات.

T: يمثل عدد المشاهدات في كل معادلة من معادلات المنظومة.

وفروض النموذج SURE هي (السعدون ،2000،11):

E(u)=0 -1

2- مصفوفة x هي مصفوفة غير عشوائية بحيث أن $x'_m x_m$ هي مصفوفة غير مفردة و $\lim_{n\to\infty}(\frac{1}{T}x'_m x_m)$ موجود

وكما يمكن اعادة كتابتها بالصيغة الآتية:

$$Y = X\beta + U$$

إذ أن (X) يمثل عناصر القطر الرئيس للمصفوفة وأن كل عنصر من عناصر القطر الرئيس هو مصفوفة المتغيرات التوضيحية لكل معادلة في المنظومة غير المرتبطة ظاهريا، كما أن (u) هو متجه الأخطاء العشوائية في المنظومة وأن هذه الأخطاء يكون لها مصفوفة تباين وتباين مشترك وتكتب بالشكل الآتي.

$$E(uu') = \begin{bmatrix} \sigma_{11}I_T & \sigma_{12}I_T & \cdots & \sigma_{1M}I_T \\ \sigma_{21}I_T & \sigma_{22}I & \cdots & \sigma_{2M}I_T \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \sigma_{M1}I_T & \sigma_{M2}I_T & \cdots & \sigma_{MM}I_T \end{bmatrix} \dots\dots(13)$$

$$var - cov(u) = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1M} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{2M} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \\ \sigma_{M1} & \sigma_{M2} & \cdots & \sigma_{MM} \end{bmatrix} \otimes I_T = \sum \otimes I_T = \Omega$$

اذ ان :

I_T مصفوفة الوحدة من المرتبة (T×T).

$\sum$ مصفوفة متماثلة من المرتبة (M×M) موجبة و محددة.

$\otimes$ تمثل مضروب كرونيكر المباشر (kronecker's product).

Ω تمثل مصفوفة التباين و التباين المشترك لحدود الخطأ في منظومة المعادلات من المرتبة (MT×MT).

من هذه العلاقة يفترض أن يكون تبابن الخطاء العشوائي (u_{it}) ثابتا لجميع المشاهدات T ضمن المعادلة كما يفترض ثبات التباين المشترك المتزامن (Contemporaneous) Covariance بين (u_{it}) و (u_{ij}) لكافة الاخطاء العشوائية للمعادلات في حين يفترض أن يكون التباين المشترك غير المتزامن (Intemporal Covariance) مساويا للصفر (حسن ،1993، 25)

$$Y = X\beta + U$$

$$E(u)=0$$

$$E(uu')=\Omega = \sum \otimes I$$

الطريقة المثلى التي يجب ان تتبع للحصول على مقدرات تتسم بالكفاءة هي طريقة المربعات الصغرى المعممة حيث نحصل على :-

$$\hat{\beta} = (x^T \Omega^{-1} X)^{-1} \dot{X}^T \Omega^{-1} y$$

او بتعويض قيمة Ω

$$\hat{\beta} = \left(x'(\widehat{\Sigma}^{-1} \otimes I)x\right)^{-1}\left(x'\left(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I\right)y\right) \ldots\ldots (14)$$

كما ان مصفوفة التباين و التباين المشترك المقدرة هي

$$\text{cov}(\hat{\beta}) = (x' \Omega^{-1} x)^{-1}$$

او بتعويض قيمة Ω

$$\text{cov}(\hat{\beta}^{\wedge}) = \left(x'(\widehat{\Sigma}^{-1} \otimes I)x\right)^{-1}$$

$$\Sigma = \{\sigma_{ih}\}$$

$$\Sigma^{-1} = \{\sigma^{ih}\} i, h = 1,2, \ldots\ldots, M)$$

يمكن تقدير قيمة $\hat{\beta}$ من منظومة المعادلات كالاتي :

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \vdots \\ \hat{\beta}_M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma^{11}x_1'x_1 & \sigma^{12}x_2'x_1 & \cdots & \sigma^{1M}x_1'x_M \\ \sigma^{21}x_2'x_1 & \sigma^{22}x_2'x_2 & \cdots & \sigma^{2M}x_2'x_M \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \sigma^{M1}x_M'x_1 & \sigma^{M2}x_M'x_2 & \cdots & \sigma^{MM}x_M'x_M \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum_{h=1}^{M} \sigma^{1h}x_1'y_h \\ \vdots \\ \sum_{h=1}^{M} \sigma^{Mh}x_M'y_h \end{bmatrix} \dots (15)$$

كما أن معكوس مصفوفة التباين والتباين المشترك التي يمكن كتابتها بالشكل الآتي

$$\Omega^{-1} = \sum^{-1} \otimes I = \begin{bmatrix} \sigma^{11}x_1'x_1 & \sigma^{12}x_1'x_2 & \cdots & \sigma^{1M}x_1'x_M \\ \sigma^{21}x_2'x_1 & \sigma^{22}x_2'x_2 & \cdots & \sigma^{22}x_2'x_M \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \sigma^{M1}x_M'x_1 & \sigma^{M2}x_M'x_2 & \cdots & \sigma^{MM}x_M'x_M \end{bmatrix}^{-1} \dots (16)$$

ملاحظة يتم استخدام مصفوفة (S) بدلا عن عناصر Σ اذا كانت عدد المتغيرات مختلفة

ومن الناحية العلمية أن (Σ) غير معلومة ولابد أن تقدر (Σ) باستعمال البواقي الناتجة عن تطبيق طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) في كل معادلة من معادلات المنظومة في حده كالآتي:-

$$\underline{\hat{\beta}} = (X^T X)^{-1} X^T Y$$

إن (b) تمثل مقدرات (OLS) بعد أن أوجدنا المقدرات ($\underline{\hat{\beta}}$) تقوم بحساب البواقي التي نحصل عليها من كل معادلة من معادلات المنظومة وكالآتي

$$\dot{e} = y_\mu - x_\mu' b_\mu$$

وعندها يتم استعمال البواقي لتقدير عناصر المصفوفة (Σ) وبعد استعمال البواقي سوف يتم استعمال مصفوفة الأوزان (Weighting Matrix) عند إعادة التقدير لغرض إيجاد مقدرات طريقة (SURE) وبالصيغة الآتية:-

$$\hat{\beta}_{SURE} = (x'(\mathrm{S}^{-1} \otimes \mathrm{I})x)^{-1}(x'(\mathrm{S}^{-1} \otimes \mathrm{I})y) \dots (17)$$

أي أن عناصر مصفوفة ($\hat{\Sigma}$) هي مقدرات عناصر مصفوفة (Σ) والتي يكون فيها كل عنصر من عناصرها بالصيغة اعلاه. وعليه فإنه يمكن كتابة المعادلة السابقة بالشكل الآتي:

$$\hat{\beta}^{*}{}_{SURE} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \vdots \\ \hat{\beta}_M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S^{11}x_1'x_1 & S^{12}x_2'x_1 & \cdots & S^{1M}x_1'x_M \\ S^{21}x_2'x_1 & S^{22}x_2'x_2 & \cdots & S^{2M}x_2'x_M \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ S^{M1}x_M'x_1 & S^{M2}x_M'x_2 & \cdots & S^{MM}x_M'x_M \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum_{\mu=1}^{M} S^{1h}x_1'y_\mu \\ \vdots \\ \sum_{\mu=1}^{M} S^{Mh}x_M'y_\mu \end{bmatrix}$$

لها نفس التوزيع الطبيعي المتقارب وان المقدرات غير متحيزة ومتسقة

ومما سبق نستنتج ان سبب استعمال طريقة (SURE) هو وجود ارتباط بين الأخطاء العشوائية في معادلات المنظومة:

وان هذه الطريقة تتعامل مع الأخطاء لغرض إعادة التقدير للحصول على أفضل النتائج اما

مصفوفة التباين والتباين المشترك للمقدرات فتكتب كالاتي: (Zellner,1962,352)

$$V(\hat{\beta}^{*}{}_{SUR}) = \begin{bmatrix} S^{11}x_1'x_1 & S^{12}x_1'x_2 & \cdots & S^{1M}x_1'x_M \\ S^{21}x_2'x_1 & S^{22}x_2'x_2 & \cdots & S^{2M}x_2'x_M \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ S^{M1}x_2'x_1 & S^{M2}x_M'x_2 & \cdots & S^{MM}x_M'x_M \end{bmatrix}^{-1} \quad \dots (18)$$

او

$$\mathrm{Var} - \mathrm{Cov}(\hat{\beta}) = (x'\mathrm{S}^{-1} \otimes \mathrm{I})x)^{-1}$$

وان ($\hat{\beta}^{*}$) تمثل المعلمات المقدرة على وفق منظومة (SURE) و توضح طبيعة العلاقة التشابكية بين المعادلات .

اما اختبار حسن المطابقة لنموذج معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا باستعمال مقياس معامل التحديد R^2 الذي يمثل القوة الإيضاحية النموذج ، وان معامل التحديد هو عبارة عن النسبة بين الانحرافات المشروحة SSR و الانحرافات الكلية SST وعليه فان صيغة معامل التحديد لنموذج SURE (Neudecker & F,A,G,1991,1) .

$$R^2{}_{SUER} = \frac{SSR}{SST} = 1 - \frac{e'(s^{-1} \otimes I_n)e}{Y'(s^{-1} \otimes I_n)Y}$$

ولاختبار مدى معنوية العلاقة المدروسة يستخدم اختبار F وفق الصيغة التالية :-

$$F_{SURE} = [R^2{}_{SUER}/(1 - R^2{}_{SUER})]\ [MT - MK)/(MK - M)] \dots (19)$$

وتقارن قيمة $F_{(SURE)}$ المحسوبة مع قيمة F الجدولية بدرجة حرية (MT-MK)(MK-N) ولمستوى معنوية معين فاذا كانت القيمة المحسوبة اكبر من الجدولية دل ذلك على معنوية العلاقة الخطية بين المتغير المعتمد و المتغيرات المستقلة وخلافا لذلك يتوجب التفكير بصيغة اخرى لتمثيل النموذج المقترح(الدليمي ،1994، 132) .

(5-2-2-2) معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا المقيدة **Constrained** seemingly Unrelated Regression Equation

طرحت من قبل بارتن (1969) إذ تعد تعديلاً لمقدرات GLS للحصول على نتائج افضل، اذ يحتاج الباحث في الكثير من الاحيان إلى استعمال المعلومات المسبقة المستنبطة اساساً من خارج بيانات العينة وهذه المعلومات لها ميزة كبيرة عند تقدير معالم النموذج اذ سوف يكون اكثر كفاءة من التقدير المعتمد على بيانات العينة فقط ويمكن اخذ هذه المعلومات من النظرية الاقتصادية ، اذ تعبر شروط النظرية الاقتصادية على معالم منظومة الطلب المستخدمة ببيانات مسبقة وضعت من خارج نطاق عينة الدراسة وعليه استخدم هذه الشروط (القيود) للوصول إلى تقديرات اكثر كفاءة من تلك التقديرات التي لا تحوي القيود(Haupt & Walter,2000,1).

إن اختبار القيود في منظومة SURE يعطي تحديد مدى وجود التطابق بين النموذج المقدر مع النموذج المقترح حسب النظرية الاقتصادية وغالباً ما تعرض القيود التي تتعلق بهيكل الطلب التي تتماشى مع نظرية الطلب الامثل كقيد التماثل Symmetry $(\gamma_{ij} = \gamma_{ji}\ for\ i \neq j)$ و قيد الاضافة Adding up وهو قيد ناتج من افتراض النموذج الخطي للطلب $(\sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 1,\ \sum_{i=1}^{n} \beta_i = 0\ \ \sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} = 0)$ ، وقيد التجانس Homogeneity $(\sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} = 0)$ ويقوم على اساس الطلب الامثل و اعتباره متجانس من الدرجة صفر ويعني إن زيادة الطلب في قطاع لا يؤثر على قطاع اخر (القحطاني ،2013، 69) .

ولبيان كيفية استخدام القيود المفروضة على معالم النموذج للوصول الى تقديرات الاكثر كفاءة في النموذج الخطي العام فان القيد الخطي المطلوب اختياره هو $R\beta = r$

اي ان الفرضة تنص على ان:

$$H_0: R\beta = r \quad vs \quad H_1: R\beta \neq r$$

إذ إن

R : مصفوفة القيود في منظومة SURE ذات الرتبة(q × k).

r:موجه عمودي ذو رتبة(1 × q).

β:معلمات منظومة SURE.

q:عدد القيود .

وبوجود القيود يمكن الحصول على التقديرات بالشكل التالي :

$$\hat{\beta}^*_R = \hat{\beta}^*_{SURE} + (X'\Omega^{-1}X)^{-1}R'[(X'\Omega^{-1}X)^{-1}R]^{-1}\left(r - R\hat{\beta}_{SURE)}\right) \dots (20)$$

وان التباين و التباين المشترك لهذا التقدير

وتوجد عدة اختبارات لهذا القيد هي

١. اختبار مضاعف لاكرانج (ML) The Lagrange Multiplier Test.
٢. اختبار Wald The Wald Test (W).
٣. اختبار النسبة الامكان الاعظم The Maximum Likelihood Ratio Test (LRT) .

وفي هذه الدراسة سوف يتم استعمال اختبار مضاعف لاكرانج LM و اختبار Wald لان النموذج المدروس يتوزع توزيعاً طبيعياً متعدد المتغيرات ولابد من الاشارة أن هذه الاختبارات اعلاه تكون متكافئة و متساوية بالكفاءة (السعدون ،2000،22) .

اختبار مضاعف لاكرانج Lagrange multiplier

اقترحا هذا الاختبار Breusch and Bagan ويرمز له (LM) لاختبار وجود الارتباط المتزامن في نموذج (SURE) ، اي اختبار الفرضية الآتية :-

$$H_0: \Omega \; is \; a \; diagonal \; matrix \quad Vs \quad H_1: \Omega \; is \; non \; diagonal \; matrix$$

وعند قبول فرضية العدم H_0 يمكن ان تطبق طريقة OLS بصورة منفردة لان طريقة SURE تكافئ طريقة OLS ، في حين أن رفض فرضية العدم فان افضل طريقة هي SURE

نظـراً لوجـود ارتبـاط متـزامن وعليـه سـوف تعطـي تقـديرات اكثـر كفـاءة لمعـاملات الانحدار(الدليمي،1994 ، 131).

لإيجـاد إحصـاءه اختبـار LM فـذلك يتطلـب تقـدير M مـن المعـادلات بواسـطة OLS و الحصول على البواقي(Basarir,2002,38) .

$$e_t = Y_i - X_i b_i$$

إذ b هي مقدر OLS لـ$\hat{\beta}_i$ وتقدير σ^2 بواسطة الصيغة

$$s_{ii} = \frac{e'_i e_i}{T-K}$$

و من ثم احصاءة مضاعف لا كرانج LM تكون

$$Lm = T\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{i-1} r^2{}_{ij}$$

$$r_{ij} = T^{-1}\left(S_{iI}S_{jJ}\right)^{-\frac{1}{2}} e'_i e_j$$

إذ إن

توزيع X^2

وان فرضية العدم

$$H_0 = \rho_1 = \rho_2 \ldots . = \rho_N = 0 \quad VS \quad H_1 \neq \rho_1 \neq \rho_2 \ldots . \neq \rho_N \neq 0$$

وان إجراء الاختبار سوف يكون وفق الصيغة

$$q = T\sum_{j-1}^{N} \hat{\rho}_j^2 \ldots \ldots$$

$$j = 1,2, \ldots \ldots, N$$

$$\hat{\rho}_i = \frac{\sum_{t=2}^{T} e_{it}e_{it} - 1}{\sum_{t=2}^{T} e_{it}^2}, t = 2,3, \ldots, T \ldots$$

اختبار Wald: يطلق عليه ايضاً (Wald chi-squared Test) يستخدم لمعرفة اذا ما كانت المتغيرات المستقلة المستعملة في النموذج مهمة ام لا و استناداً اليه يمكن حذف المتغيرات غير المهمة التي لا تضيف شيئاً التأثير على النموذج اما التوزيع الذي يأخذه هو: $W \sim \chi^2_{(p)}$ و الفرضية المستخدمة (العزاوي،2022،193).

$$H_0: \beta = \beta_0 \qquad VS \qquad H_1: \beta \neq \beta_0$$

واذا تم رفض فرضية العدم فهذا يدل على معنوية الفروق وعليه يمكن حذف المتغيرات دون ان يؤثر ذلك على النموذج المدروس ويأخذ الاختبار الصيغة التالية :

$$W = \frac{\beta}{SE(\beta)} \qquad Or \qquad W = \frac{(\hat{\beta} - \beta_0)^2}{Var(\hat{\beta})}$$

وتقارن قيمة W المحسوبة مع قيمة W الجدولية ولمستوى معنوية معين لتحديد قبول او رفض فرضية العدم .

اختبار Breusch-Pagan-Goldfery

اقترح من قبل الباحثين Breusch and Pagan هو اختبار مضاعف لاكرانج لوجود مشكلة عدم تجانس إذ تعتمد احصاءة الاختبار على تقديرات الامكان الاعظم (Breusch,1979,1287).

اذا افترضنا النموذج الخطي $y = x'\beta + u$ يعاني من مشكلة عدم التجانس التباين فان

$$\sigma^2_i = h(z', \alpha)$$

إذ

h:هي دالة غير محددة الشكل تأخذ قيم موجبة فقط .

α :موجه من الرتبة p×1 من المعالم الغير مرتبطة بمتجه المعالم β.

z': موجه من الرتبة p×1 يوجد فيه بعض المتغيرات المستقلة او جميعها .

$$H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots \alpha_p = 0$$

فإن اختبار فرضية وجود عدم التجانس يمكن حسابها من قيم مجموع انحرافات $g = \frac{\varepsilon^2}{\sigma^2}$ على قيم المتغير x_i وهذه الاحصاءة تتوزع بصورة تقاربية توزيع مربع كاي χ^2بدرجة حرية (p-1) تحت فرضية التجانس .

$$l(\beta,\alpha) = -\frac{1}{2}nlog(2\pi) - \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sigma^2 - \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sigma^2\,(y_i - x_i\hat{\beta})$$

$$d = \frac{\partial logl}{\partial\theta}$$

إذ إن

d: موجة المشتقة الاولى للوغاريتم الدالة المشتركة بالنسبة الى المعالم θ .

θ:موجة المعالم الموجودة بفرضية عدم التجانس .

$$\theta = [\beta', \alpha']$$

$$M = -E\frac{\partial^2 logl}{\partial\theta\partial\theta'}$$

M:مصفوفة المعلومات الموجودة بفرضية عدم التجانس .

وبما ات المتجهين β, α غير مرتبطين يمكن تجزئتهما إلى :

$$d' = [\mathrm{d'}_1, \alpha'_1] \quad , \quad d'_1 = \frac{\partial logl}{\partial\beta} \quad , \quad d'_2 = \frac{\partial logl}{\partial\alpha}$$

$$M_{12} = M_{21} = -E\frac{\partial^2 logl}{\partial\beta\partial\alpha'} = 0$$

$$M = \begin{bmatrix} M_{11} & M_{12} \\ M_{21} & M_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} M_{11} & 0 \\ 0 & M_{22} \end{bmatrix}$$

$$M_{11} = -E\frac{\partial^2 logl}{\partial\beta\partial\beta'} \quad , \quad M_{22} = -E\frac{\partial^2 logl}{\partial\alpha\partial\alpha'}$$

فتكون احصاءة مضاعف لانكرانج (LM) لاختبار فرضية عدم التجانس هي :

$$BP = d'_2 \, M^{-1}{}_{22} \; (8)$$

يتم الاختبار كما يلي :

الحصول على البواقي و تباين الاخطاء عن طريق تقدير المعادلة الاصلية ب OLS.

حساب انحدار $\frac{e^2 t}{\sigma^2 t}$ على z'_t وحساب مجموعة المربعات المفسرة ESS تحت فرضية العدم

$$\frac{1}{2} ESS \overset{\alpha}{\sim} X^2 (P-1)$$

وبالتي يتم رفض فرضية العدم اذا تجاوزت ESS/2 القيمة اكبر من X^2 الجدولية *(Johnston,1997,167)*.

(3-2-2)نموذج الانحدار الذاتي (Autoregressive Model):-

تمثل نماذج الانحدار العلاقة ارتباط بين القيم الحالية في السلسلة الزمنية مع القيم السابقة لسلسلة ذاتها مضاف اليها الخطأ العشوائي ، إذ إن نموذج الانحدار الذاتي توضح التركيبة الديناميكية للمتغير المعتمد و تكتب الصيغة العامة لهذا النموذج من الرتبة (P) بالصيغة التالية (العبيد،2022، 19).

$$\boldsymbol{Y_{t=\mu+\beta T+ \emptyset_1 Y_{t-1}+\emptyset_2 Y_{t-2}+\cdots+\emptyset_p Y_{t-p}+\varepsilon_t}}$$

اذ ان :-

Y_{t-1} قيم السلسلة الزمنية ;i=1,2,…..,p.

$\emptyset_i$ معلمات النموذج المقدر ;i=1,2,…..,p.

B معلمة الاتجاه الزمني .

μ الحد الثابت .

ε_t حد الخطأ $\varepsilon_t \sim N\ (0, \sigma^2)$.

T-متغير الزمن للدلالة على الاتجاه .

P رتبة النموذج.

(4-2-2)نماذج توزيع الابطاء (Distributed Lag Model)

يمثل التركيب الديناميكي للمتغير المستقل (X) ويكون المتغير التابع (Y) دالة بدلالة المتغير المستقل و لفترات ابطاء مناسبة و يكتب النموذج بالصيغة التالية (العبيد،2022، 20).

$$Y_t = \mu + \Lambda T + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_i X_{1,t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \alpha_i X_{2,t-i} + \cdots + \sum_{i=0}^{q_k} \varphi_i X_{k,t-i} + \varepsilon_t$$

اذ ان :-

$X_1,X_2,\ldots,X_K$:- المتغير المستقل.

$q_1,q_2\ldots,q_k$: عدد فترات الابطاء للمتغيرات المستقلة.

K:- عدد المتغيرات المستقلة

(5-2-2) استقرارية السلسلة الزمنية Time Series stationary

يعد اختبار استقرار السلسلة الزمنية شرطاً ضروريا لتحليل ودراسة اية ظاهرة وعلى وجه الخصوص المتغيرات الاقتصادية الكلية فيجب التأكد من كون السلسلة الزمنية إذ كانت مستقرة او غير مستقرة إذ تعتمد عليها تقديرات معلمات الانحدار ففي حالة عدم الاستقرارية يكون الانحدار زائف .وهنالك عدة طرق للاختبار من بينها اختبار جذر الوحدة يهدف الى فحص مشاهدات السلسلة فلذا كانت السلسلة الاصلية مستقرة فيطلق عليها متكاملة من الرتبة (صفر) I(0) فهي لا تحمل جذر وحدة اما اذا استقرت عند الفرق تكون متكاملة من الرتبة الاولى I(0) اما اذا استقرت بعد الفرق الثاني تسمى متكاملة من الرتبة الثانية I(2) وهكذا .

فيلزم ان تكون السلسلة مستقرة الحصول على نتائج سليمة وتعد السلسلة مستقرة اذ ثبت التباين عبر الزمن وثبات متوسط القيم عبر الزمن و أن تمتلك السلسلتين ارتباط مشترك معتمد على الازاحة (الكربولي ،2021، 100).

وسوف يتم استخدام الاختبارات التالية للوصول إلى استقرارية السلاسل الزمنية محل الدراسة .

الاختبارات الاكثر شيوعاً

جذر الوحدة Unit Root Tests

يهدف هذا الاختبار إلى فحص خواص السلاسل الزمنية لكل متغير من المتغيرات محل الدراسة والتأكد من استقراريتها وتحديد رتبة تكامل كل متغيراتها فإذا كانت السلسلة الاصلية مستقرة فأنها متكاملة من الرتبة I(0)، اما استقرت السلسلة الزمنية بعد اخذ الفرق الاول للسلسلة الاصلية نقول إنها متكاملة من الرتبة الاولى I(1) اما اذا كانت السلسلة الزمنية مستقرة بعد اخذ الفروق الثانية نقول إنه السلسلة متكاملة من الرتبة الثانية I(2) (Gujarati,2004,805) .

اختبار ديكي فولر الموسع Augmented Dickey – Fuller Test

يفترض اختبار ديكي فولر البسيط (DF) نموذج انحدار ذاتي من الدرجة الاولى AR(1) لذا تم تطوير هذا الاختبار من قبل الباحثان (Dickey &Fuller) في عام 1981 ليشمل النماذج الانحدار الذاتي من الدرجة p اي AR(p) (اي ارتباط المتسلسل) و يعتمد على الصيغ الآتية (حسين،2017، 107) :-

١- وجود حد ثابت (Intercept) و لا يحتوي اتجاه (Trend) الزمني اي النموذج الاتي:-

$$\Delta Y_t = \mu + \emptyset_C Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_i Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

٢- وجود حد ثابت و اتجاه زمني (Intercept & Trend)

$$\Delta Y_t = \mu + \lambda_t + \emptyset_C Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_i Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

٣- عدم وجود حد ثابت و اتجاه زمني (Without Intercept & Trend)

$$\Delta Y_t = \emptyset_C Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_i Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

اذ ان : y_t متغيرالدراسة المرادة اختبار استقراريته ، p عدد فترات الابطاء الزمنية ، ε_t حد الخطأ.

يتم اختبار فرضية العدم H_0 مقابل الفرضية البديلةH_1 للمعادلات كالاتي :-

$H_0: \emptyset_c = 0$ السلسلة الزمنية غير مستقرة

$H_1: \emptyset_c < 0$ السلسلة الزمنية مستقرة

وبعد ذلك يتم التحقق من اختبار ADF من خلال مقارنة القيم t المحتسبة للمتغيرات مع القيم الحرجة لها(t_c) عند مستوى معنوية (1%,5%,10%) فاذا كانت القيم غير معنوية عند المستوى ننتقل إلى اخذ الفروق.

اختبار فيلبس بيرون Phillips & Perron Test

هو احد الاختبارات غير المعلمية اقترح من قبل فيلبس و بيرون عام (1988) الذي يعد اكفأ من اختبار ديكي فولر بسبب ان اختبار pp-test يلائم اختبار جذر الوحدة للسلسلة الزمنية التي كانت تعاني من عدم التجانس و الارتباط في حد الخطأ(هذا الاختبار غير حساس لعدم توفر شروط حد الخطأ) التي يعاني منها اختبا رADF من نوع (ARIMA) (حميد،2014، 22) ويعتمد على تصحيح الارتباط الذاتي في البواقي مع مراعاة الاخطاء المرتبطة بها ، فإنه يسمح بإلغاء التحيزات التي تسببها الميزات الخاصة للتذبذبات العشوائية (Asterious&etal ,2007,297) .

ويتم تقدير التباين طويل الاجل المستخرج من التباين المشترك لبواقي نموذج ديكي فولر كالاتي $\Delta Y_t = \mu + \Lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t$

اما التباين فيقدر بالصيغة :

$$s^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} {\varepsilon^2}_t + 2T^{-1} \sum_{s=1}^{L} \sum_{t=s+1}^{T} \varepsilon_t \varepsilon_s$$

T:حجم العينة L :عامل الابطاء .

وباستعمال اختبار t لقيمة Λ يتم اختبار رفض او قبول فرضية العدم التي تنص على عدم استقرارية السلسلة الزمنية.

$$H_0: \lambda = 0 \quad VS \quad H_1: \lambda < 0$$

وعندما تكون ٨ معنوية فهذا يعني استقرارية السلسلة الزمنية (لا تحتوي على جذر الوحدة).

اختبار التحقق من التوزيع الطبيعي لبواقي معادلة الانحدار Jarque-Bera Test (JB)

قدمه جارك عام 1987 ، لمعرفة اذا كانت البواقي للتحقق من شروط التوزيع الطبيعي للبواقي في هذه الحالة .يمكن رفض او قبول فرضية العدم القائلة ان البواقي تتوزع توزيعا طبيعيا فإذا كانت JB اكبر من X^2 نرفض فرضية العدم والعكس (ادريوش، 2014-2013،83).

(6-2-2) مقاييس و معايير المقارنة

هناك مجموعة من المعايير الاحصائية التي تم استعمالها لتحديد الجودة النسبية لأي نموذج احصائي مطبق على مجموعة بيانات لتقدير معلمات ظاهرة معينة ومن أهم المعايير التي تم استعمالها للوصول الى أفضل نموذج تقدير هي :

معيار اكايكي للمعلومات (AIC) Akaike Information Criterion

اقترح معيار AIC عام 1973 من قبل الباحث الياباني هيرو تسوغو أكايكي وسمي فيما بعد باسمه يعد من اكثر المعايير شيوعا في اختبار جودة النموذج الاحصائي ، ويستعمل عادة للمقارنة بين أكثر من نموذج حيث النموذج الذي يحتوي اقل قيمة AIC هو الافضل ويتم حسابه كما يلي :-(West,2007,38)

$$AIC = 2n_p - 2l$$

إذ إن n_p تمثل عدد المعلمات النموذج و l تمثل اللوغاريتم الطبيعي لدالة الإمكان الاعظم .

معيار شوارز (SBC) Schwarz Bayesian Criterion

اقترح الباحث (Schwarz 1978) هذا المعيار و سمي Schwarz Bayesian Criterion ويرمز له بشكل مختصر (SBC) ويعتبر افضل معيار في اختبار النماذج و صيغته (حسن،2014 ، 42).

$$SBC(P) = n \log \widehat{\sigma^2}_e + p \log n$$

وهنالك معيار آخر يدعى معيار معلومات شوارز و يرمز Schwarz Information Criterion و ذلك بعد اخذ معيار (BIC) ويرمز له ب (SIC) ويعرف ب:-

$$\mathrm{SIC(P)} = \mathrm{BIC(P)}/n$$

معيار حنان و كوين Hannan & Quinn Criterion (H-Q)

اقترح الباحثان (Hannan &Quinn) عام 1979م معياراً جديد لتحديد رتبة الانموذج المدروس يدعى (Hannan & Quinn Criterion) و يرمز له اختصار (H-Q) ويعرف (الناصر واخرون ،2007 ، 257).

$$H - Q(P) = Ln\hat{s}^2{}_e + \frac{2pCLn(Ln\, n)}{n} \qquad ,c > 2$$

عند ثبات الرتبة فان الحد الثاني من الصيغة اعلا ينخفض اسرع بسبب اللوغاريتم المتكرر لذلك يكون النموذج الملائم الذي يعطي اقل قيمة للمعيار H-Q(p) أي $\hat{p} = k \to MH \to Q(p)$.

قياس الكفاء النسبية للنموذج Efficiency

يُعد التقدير الذي له اقل تباين هو الاكثر كفاءة عند المفاضلة عندما يكون هناك اكثر من تقدير للمعلمة ، وتعرف الكفاءة النسبية (eff) بأنها حاصل قسمة تباين التغير الأول على تباين التقدير الثاني فإذا كانت eff اقل من (1) فهذا يعني أن المتغير الأول أكثر كفاءة من الثاني ،أما إذا كانت eff أكبر من (1) فان التقدير الثاني أكثر كفاءة من الأول(احمد،2014 ،59).

$$eff = \frac{Var(SURE)}{Var(ols)} < 1$$

الفصل الثالث

تقدير منظومة معادلات الطلب على العمل في الاقتصاد العراقي للسنوات (1990-2020)

المبحث الاول : توصيف نموذج الدراسة

المبحث الثاني : الجانب التطبيقي

(1-3) المبحث الاول : توصيف نموذج الدراسة

(1-1-3) مقدمة

ترى النظرية الاقتصادية أن قطاعات الاقتصاد الرئيسة تؤثر بعضها على البعض الآخر، ويكون بينها عدة عوامل مشتركة ومن اهمها عنصر العمل البشري. إذ يؤثر توزيع الايدي العاملة في قطاع ما على توزيعها في قطاع آخر، وهذا يعني وجود الترابط بين القطاعات الاقتصادية لذا تم أخذ الترابط بين القطاعات قيد الدراسة اذ لا يمكن الاستغناء عن أحد القطاعات لما له من اهمية في الاقتصاد العراقي.

وعليه لا يمكن النظر في قطاع من دون الآخر إذ لا يمكن اهمال هذا الترابط بين القطاعات، لذا يجب دراسة النماذج بشكل تجميعي، وان أفضل طريقة هي استخدام معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا (SURE) التي لا تبدو متداخلة فيما بينها الا انه في حقيقة الامر ان التداخل موجود بين الاخطاء العشوائية لتلك المعادلات ، لذلك نم استخدامها في تقدير وتحليل دوال الطلب على العمل ومقارنتها مع بعض الطرائق(OLS,GLS,MLE) لأثبات ذلك الترابط بين القطاعات الاقتصادية ولكونها تعطي تقديرات كفوءة وبأقل التباينات .

(2-1-3) جمع وتهيئة بيانات الدراسة

اعتمدت الدراسة على بيانات سنوية امتدت من (1990-2020)، اذ تم الحصول على بيانات الناتج المحلي الاجمالي الثابت واجمالي راس المال الثابت من الجهاز المركزي الاحصاء/ الحسابات القومية وبالاعتماد على التصنيف القياسي الدولي (ISIC) International Standard Classification للأنشطة الاقتصادية والذي يتألف من قطاع الزراعة والغابات ، قطاع الصناعة التحويلية اما قطاع الخدمات فهو تجميعي (البناء والتشييد، الكهرباء والماء، النقل والمواصلات، تجارة الجملة والمفرد، المطاعم والفنادق، خدمات التنمية الاجتماعية والشخصية) اما عدد العاملين فقد تم الحصول عليها من بيانات البنك الدولي.

ومن المشاكل التي واجهت الباحثة وجود سلسلتين زمنيتين بأساسين مختلفين (1988=100) و (2007=100) وعليه لابد من توحيد السلسلتين باستخدام 2007 كسنة اساس باستخدام المعادلة التالية (الدبوني ، 1996،127).

$$\frac{IN_{2007}}{IN_{1988}} \times IN^*$$

إذ إن:

IN_{2007}: الرقم القياسي للسلسلة المشتركة لسنة 2007.

IN_{1988}: الرقم القياسي للسلسلة المشتركة لسنة 1988.

IN^*: الرقم القياسي للسلسلة للسنة المطلوبة المبنية على 1988.

(3-1-3) توصيف نموذج الطلب على العمل في القطاعات الرئيسية الثلاث

تم دراسة محددات الطلب على عنصر العمل وفقًا للقطاعات الاقتصادية (الزراعة والصناعة والخدمات) ، بغية الوقوف على طبيعة العلاقة بين متغير الطلب على العمل وكل من محدداته بالقطاعات الثلاث السالفة الذكر، إذ يمكن توضيح الصيغة العامة للنماذج المقدرة بأسلوب انحدار (SURE) ذات الأخطاء العشوائية المرتبطة عند وجود ارتباط حدي الخطأ لأي معادلتين مختلفتين بالنموذج عند نفس الفترة الزمنية (Zellner ,1962) على النحو التالي:

$$Yac = f(Xac1_{it}, Xin1_{it}, Xs1_{it}, Xac2_{it}, Xin_2, Xs2_{it}) \dots\dots\dots (1)$$

$$Yan = f(Xac1_{it}, Xin1_{it}, Xs1_{it}, Xac2_{it}, Xin2_{it}, Xs2_{it}) \dots\dots\dots (2)$$

$$YS = f(Xac1_{it}, Xin1_{it}, Xs1_{it}, Xac2_{it}, Xin2_{it}, Xs2_{it}) \dots\dots\dots (3)$$

حيث إن:

Y_{it}: تعبر عن مصفوفة المتغيرات الخاصة بالتشغيل بالألف عامل في القطاعات المدروسة، متمثلة في:

- Yac: عدد العاملين في القطاع الزراعي.
- Yin: عدد العاملين في القطاع الصناعي.
- Ys: عدد العاملين في القطاع الخدمي.

$X1_{it}$: تعبر عن مصفوفة المتغيرات الخاصة بالناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بالمليون دينار عراقي بالأسعار الثابتة (2007=100)، في القطاعات المدروسة، متمثلة في:

- $Xac1_{it}$: الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في القطاع الزراعي.
- $Xin1_{it}$: الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في القطاع الصناعي.
- $Xs1_{it}$: الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في القطاع الخدمي.

$X2_{it}$: تعبر عن مصفوفة المتغيرات الخاصة برأس المال بالمليون دينار عراقي بالأسعار الثابتة (2007=100)، في القطاعات المدروسة، متمثلة في:

- $Xac2_{it}$: رأس المال الحقيقي في القطاع الزراعي.
- $Xin2_{it}$: رأس المال الحقيقي في القطاع الصناعي.
- $Xs2_{it}$: رأس المال الحقيقي في القطاع الخدمي.

(4-1-3) تقدير منظومة معادلات الطلب على العمل في القطاعات (الزراعة ، الصناعة ، الخدمات)

يمكن صياغة منظومة معادلات الطلب على العمل للقطاعات الاقتصادية الثلاث بالاعتماد على النظرية الاقتصادية وبالصيغتين الخطية وللوغاريتمية المزدوجة على النحو التالي:

أولا" : الصيغة الخطية

$$Yac = \beta_{01} + \beta_{12}\, Xac_1 + \beta_{13}\, Xin_1 + \beta_{14}\, Xs_1 + \beta_{15}\, Xac_2 + \beta_{16}\, Xin_2 + \beta_{17}\, Xs_2 + \varepsilon_1 \dots (4)$$

$$Yin = \beta_{02} + \beta_{21}\, Xac_1 + \beta_{23}\, Xin_1 + \beta_{24}\, Xs_1 + \beta_{25}\, Xac_2 + \beta_{26}\, Xin_2 + \beta_{27}\, Xs_2 + \varepsilon_2 \dots (5)$$

$$Ys = \beta_{03} + \beta_{31}\, Xac_1 + \beta_{32}\, Xin_1 + \beta_{34}\, Xs_1 + \beta_{35}\, Xac_2 + \beta_{36}\, Xin_2 + \beta_{37}\, Xs_2 + \varepsilon_3 \dots (6)$$

سيتم تقدير منظومة معادلات الطلب على العمل للقطاعات الثلاث باستخدام البيانات الاصلية والمبينة نتائجها في الجداول (1,2,3) في الملحق (B) اذا كانت معظم معلماتها غير معنوية حسب اختبار t فضلاً عن عدم تحقيق شرط التوزيع الطبيعي وفقاً لاختبار Jarque-Bera .

ثانياً : الصيغة الاسية

تم صياغة منظومة الطلب على العمل بالصيغة الاسية على النحو التالي :

$$Yac_{it} = \beta_{01}\, Xac1_{it}^{\beta_{12}}\, Xin1_{it}^{\beta_{13}}\, Xs1_{it}^{\beta_{14}}\, Xac2_{it}^{\beta_{15}}\, Xin2_{it}^{\beta_{16}}\, Xs2_{it}^{\beta_{17}}\varepsilon_1 \dots (7)$$

$$Yan_{it} = \beta_{02}\, Xac1_{it}^{\beta_{21}}\, Xin1_{it}^{\beta_{23}}\, Xs1_{it}^{\beta_{24}}\, Xac2_{it}^{\beta_{25}}\, Xin2_{it}^{\beta_{26}}\, Xs2_{it}^{\beta_{27}}\varepsilon_2 \dots (8)$$

$$Ys_{it} = \beta_{03}\, Xac1_{it}^{\beta_{31}}\, Xin1_{it}^{\beta_{32}}\, Xs1_{it}^{\beta_{34}}\, Xac2_{it}^{\beta_{35}}\, Xin2_{it}^{\beta_{36}}\, Xs2_{it}^{\beta_{37}}\varepsilon_3 \dots (9)$$

ويمكن تحويل الصيغة الاسية اعلاه الى الصيغة الخطية لسهولة تقدير معلماتها تقديرها من خلال أخذ لوغاريتم طرفي الدوال وتحويلها إلي دوال لوغاريتمية مزدوجة، وعليه يتم تحديد جميع المعادلات في النظام (Log-Linear Model)، ومن مميزات هذا النموذج أن المعلمات المقدرة تستطيع أن تفسر المرونة مباشرة (Gujarati, 2004,176) ، فضلاً على ان استعمال الصيغة اللوغاريتمية المزدوجة تكون أكثر ملائمة لمتغيرات الدراسة حيث يفضل استخدام اللوغاريتم في التحليل الاقتصادي لجميع المتغيرات سواء كانت مستقلة او تابعة لأنه يخفف من التقلبات و التذبذب في قيم نفس المتغير فضلاً عن انه يقلل التقلبات بين قيم المتغيرات ، كما أن

استخدام القيم بالصيغة اللوغاريتمية يقلل من مشكلة عدم التجانس Hetroscedasticity(التميمي و الثعلبي،2018،99) ، فضلًا عن أن نتائج اختبار جذر الوحدة أكدت على أن متغيرات الدراسة مستقرة في المستوى بالصيغة اللوغاريتمية المزدوجة فيما عدا متغيري العمل في القطاع الزراعي، ورأس المال في القطاع الخدمي، ويمكن توضيح النظام المقدر بالصيغة اللوغاريتمية المزدوجة على النحو التالي(عبدالقادر، 2000،230):

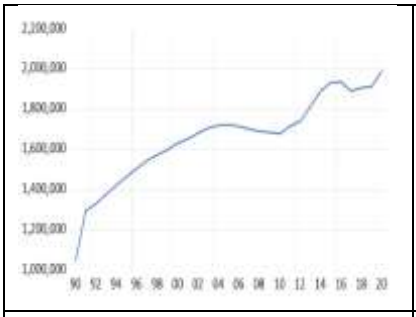
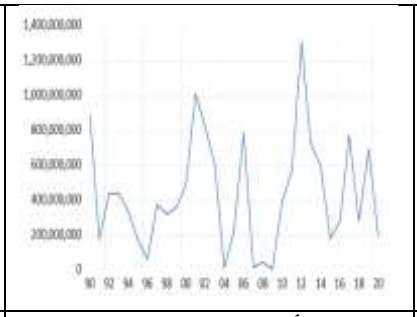
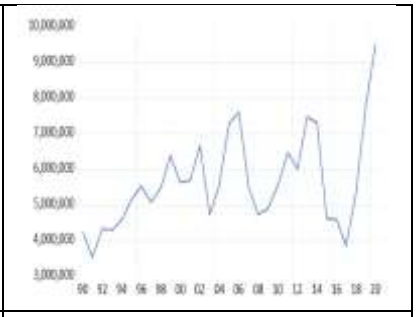
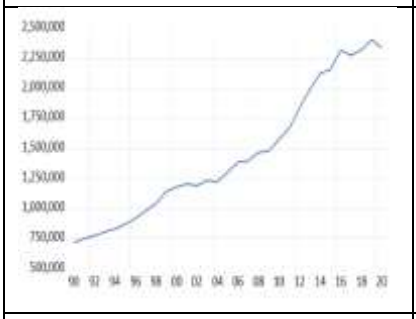
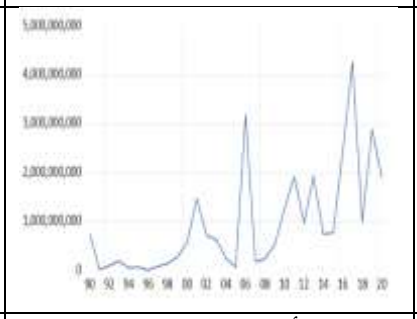
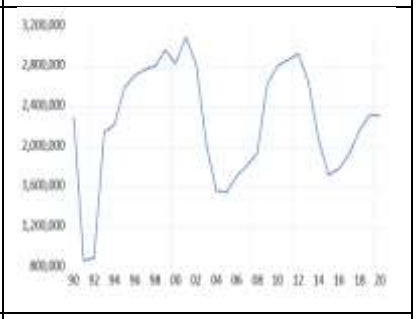
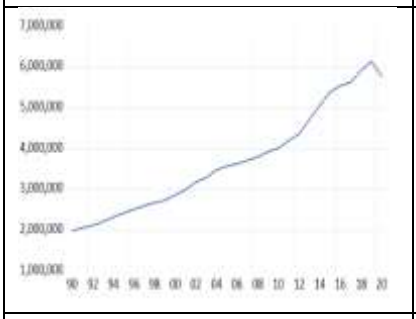
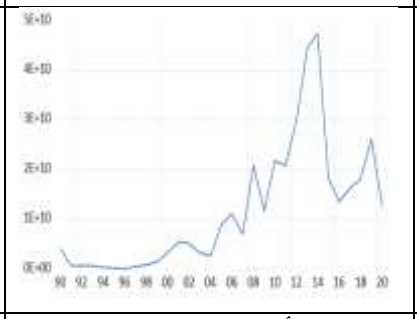
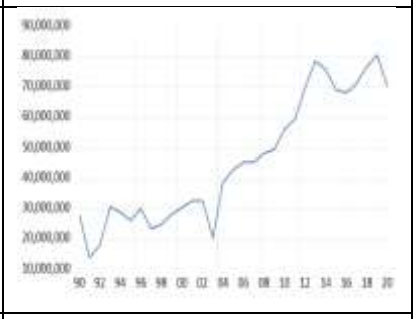
$$ln\mathrm{Yac} = \beta_{01} + \beta_{12} ln\mathrm{Xac}_1 + \beta_{13} ln\mathrm{Xin}_1 + \beta_{14} ln\mathrm{Xs}_1 + \beta_{15} ln\mathrm{Xac}_2 + \beta_{16} ln\mathrm{Xin}_2 + \beta_{17} ln\mathrm{Xs}_2 \dots\dots\dots\dots (10)$$

$$ln\mathrm{Yin} = \beta_{02} + \beta_{21} ln\mathrm{Xac}_1 + \beta_{23} ln\mathrm{Xin}_1 + \beta_{24} ln\mathrm{Xs}_1 + \beta_{25} ln\mathrm{Xac}_2 + \beta_{26} ln\mathrm{Xin}_2 + \beta_{27} ln\mathrm{Xs}_2 \dots\dots\dots (11)$$

$$ln\mathrm{Ys} = \beta_{03} + \beta_{31} ln\mathrm{Xac}_1 + \beta_{32} ln\mathrm{Xin}_1 + \beta_{34} ln\mathrm{Xs}_1 + \beta_{35} ln\mathrm{Xac}_2 + \beta_{36} ln\mathrm{Xin}_2 + \beta_{37} ln\mathrm{Xs}_2 \dots\dots\dots (12)$$

سيتم تقدير منظومة معادلات الطلب على العمل للقطاعات الثلاث باستخدام البيانات اللوغاريتمية المزدوجة و المبينة نتائجها في الجداول (4,5,6) في الملحق (B) اذا كانت النتائج افضل مما عليه بالصيغة الخطية لكنه بعض المعلمات غير معنوية ايضاً حسب اختبار t فضلاً عن عدم تحقيق شرط التوزيع الطبيعي وفقاً لاختبار Jarque-Bera .

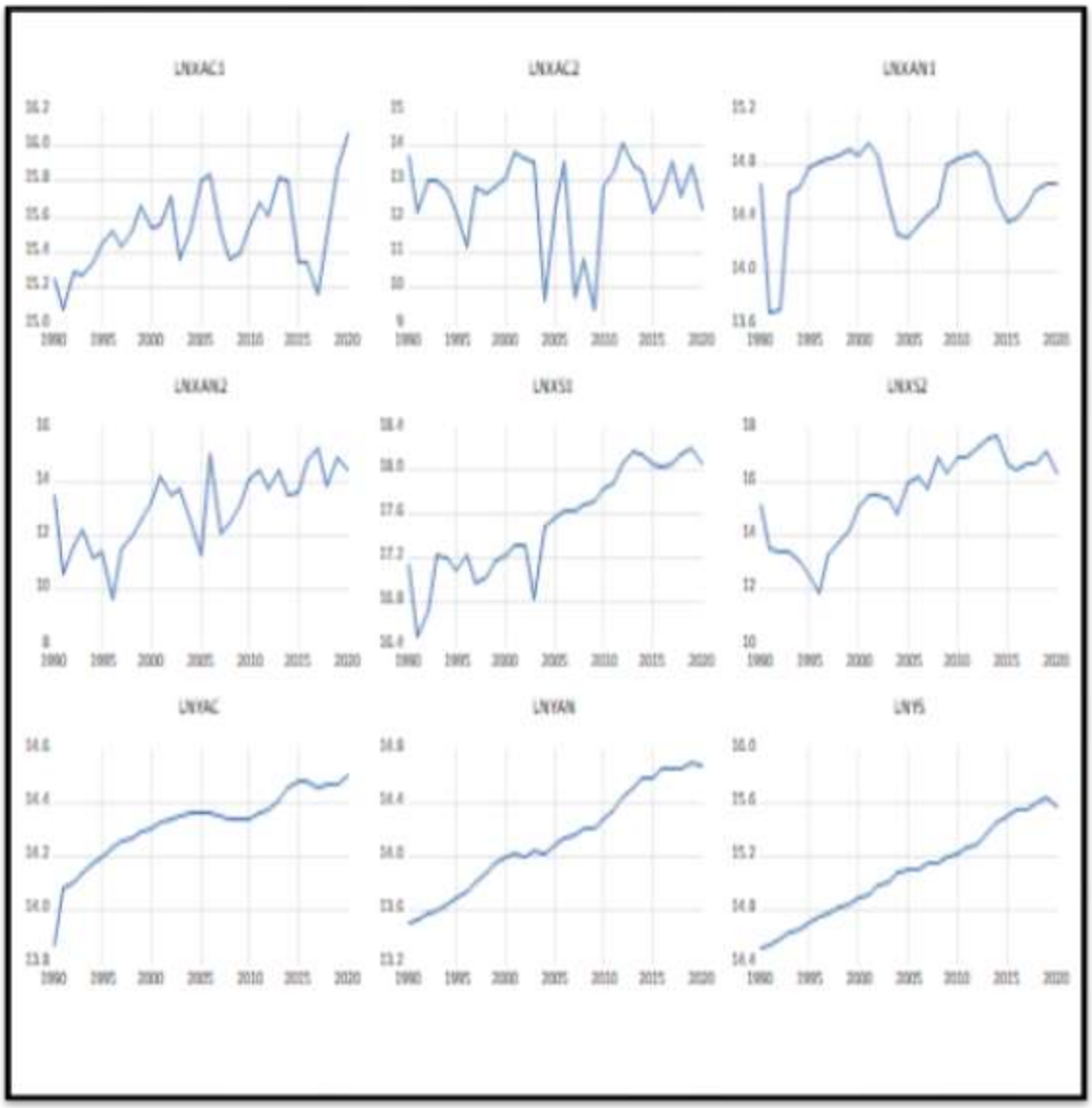
والشكلان (2) و (3) يوضحان الرسم البياني للسلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة بالصيغتين الخطية و اللوغاريتمية .

		
العاملين في الزراعة (Y_{ac})	رأس المال (X_{ac2})	الناتج المحلي الإجمالي (X_{ac1})
		
العاملين في الصناعة (Y_{in})	رأس المال (X_{in2})	الناتج المحلي الإجمالي (X_{in1})
		
العاملين في الخدمات (Y_s)	رأس المال (X_{s2})	الناتج المحلي الإجمالي (X_{s1})

شكل (2)

الرسم البياني للبيانات الأصلية لمتغيرات الدراسة

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.



شكل (3)

الرسم البياني للوغاريتم الطبيعي لمتغيرات الدراسة

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

يتبين من الشكلين (2) و(3) حالة عدم الاستقرار للسلاسل الزمنية المدروسة بالصيغتين الخطية واللوغاريتم المزدوجة.

وعليه سيتم اعتماد تقدير النموذج بعد اعتماد استقرارية السلاسل الزمنية قيد الدراسة.

المبحث الثاني : الجانب التطبيقي

(2-3) تقدير منظومة معادلات الطلب على العمل في القطاعات (الزراعة ،الصناعة ، الخدمات)

(1-2-3) اختبارات الاستقرارية

عند إدخال السلاسل الزمنية في نموذج انحدار قد يؤدي إلى نتائج مزيفة تتمثل في ارتفاع قيمة معامل التحديد المعدل $\bar{R}^2$ وهو ما يطلق عليه بالانحدار الزائف" Spurious Regression"، وبناءً عليه لابد من التأكد من استقرارية السلاسل الزمنية الداخلة في التحليل كل على حده، وإلا سوف يتم الاتجاه إلى منهج التكامل المشترك لاستقرار المتغيرات معاً، لذلك تم تطبيق اختبار سكون السلاسل الزمنية (جذر الوحدة) أو ما يعرف باختبار ديكي- فولر الموسع Augmented Dickey-Fuller Test، وكذلك اختبار Phillips-Perron والذي يعد تعديل لإحصاءة ديكي- فولر إذ يأخذ في الاعتبار قيود أقل على حد الخطأ العشوائي، لكل متغير من متغيرات الدراسة المتمثلة في عدد العمال، الناتج المحلي الإجمالي، ورأس المال على مستوى القطاع الزراعي والصناعي والخدمي في العراق، حيث تبين أن بعض السلاسل الزمنية المدروسة تعاني من عدم الاستقرار والذي يؤكده نتائج اختباري جذر الوحدة المبينة بالجدول (2). فعلى مستوى مصفوفة التشغيل بالقطاعات الثلاث المدروسة، تبين أنها تعاني من وجود جذر الوحدة وفقاً لاختبار ADF مما يعني قبول فرض العدم ، الأمر الذي يرجع إلي أن الفرق بين القيم المحسوبة لـ t-Statistic أقل من القيم الجدولية المطلقة عند مستويات المعنوية المختلفة ، أي أن t-Statistic لا تختلف معنوياً عن الواحد سواء بتقدير انحدار ديكي- فولر الذي يحتوي على الحد الثابت والاتجاه الزمني Time Trend وهذا هو النموذج الأمثل، أو بإجراء الانحدار بوجود الحد الثابت فقط، والسبب في ذلك أن توزيع اختبار ديكي- فولر يتأثر بمدى وجود الحد الثابت و/أو الاتجاه العام بالانحدار من عدمه، مما يعني أن السلاسل التي تم اختبارها غير مستقرة، ويتفق معه اختبار جذر الوحدة لـ Phillips-Perron خاصة على مستوى قطاعي الصناعة والخدمات، و بناءً عليه يتم اعتماد نتائج الفرق الأول وفقًا لتقديرات كل من ADF، Phillips-Perron سواء بوجود الحد الثابت و/أو الاتجاه العام بالانحدار، والتي تؤكد على استقرار السلاسل الزمنية لمصفوفة الطلب على العمل"Ys_{it} ,Yin_{it} ,Yac_{it}" نتيجة للتخلص من مشكلة الارتباط الذاتي بعد اخذ الفرق الأول للسلاسل الخاصة بمتغير التشغيل، أي مقارنة قيمة |t-Statistic| بقيم ADF الجدولية، ويتم اختبار مدى معنوية زيادة t-Statistic عن الواحد، وبما أن قيمة t-Statisticالمحسوبة أكبر من القيم الحرجة المطلقة ADF عند مستوي معنوية

5%، 10%، فإن هذا يعني أننا لا نقبل فرض العدم القائل (وجود جذر الوحدة)، وأن السلاسل الزمنية موضع الدراسة مستقرة.

جدول (2): نتائج اختبارات جذر الوحدة للمتغيرات الاقتصادية المدروسة

للسنوات (1990-2020)

اختبار ديكي فولر الموسع (ADF)						اختبار Phillips-Perron						المتغير
1st difference			Level			1st difference			Level			
Without Constant & Trend	With Constant & Trend	With Constant	Without Constant & Trend	With Constant & Trend	With Constant	Without Constant & Trend	With Constant & Trend	With Constant	Without Constant & Trend	With Constant & Trend	With Constant	
الصيغة الخطية												
-2.424**	-2.186	-2.378	1.7401	-1.945	-0.977	-5.7187***	-6.27***	-6.89***	2.4576	-5.04***	-3.50**	Yacit
-1.3156***	-2.811	-4.22***	5.0382	-2.762	0.519	-2.7323***	-4.46***	-4.49***	4.0889	-1.843	0.316	Yinit
-1.6776	-4.364**	-3.907***	4.0828	-0.983	2.064	-1.7207*	-1.732	-2.284	4.9275	-1.866	0.452	Ysit
-4.4368***	-4.435***	-4.487***	0.4616	-4.024**	-2.98**	-4.3185***	-4.321***	-4.388***	1.0868	-1.537	-0.956	Xac1it
-5.2714***	-5.258***	-5.228***	-0.079	-4.171**	-4.208***	-5.1758***	-5.184***	-5.134***	-0.5613	-2.16	-2.189	Xin1it
-5.6236***	-5.819***	-6.073***	0.7298	-3.203	-0.689	-5.6236***	-6.409***	-7.255***	1.2164	-3.253*	-0.506	Xs1it
-7.6444***	-7.306***	-7.506***	-2.4452	-4.35***	-4.333***	-19.1476***	18.87***	18.56***	-2.3795	-4.273**	-4.26***	Xac2it
-6.5567***	-4.687***	-5.160***	2.2468**	-6.40***	-3.756***	-15.4038***	-25.67***	-24.78***	-2.2886**	-8.83***	-3.84***	Xin2it
-5.5708***	-5.368***	-5.485***	-1.1817	-2.574	-1.822	-6.087***	-6.796***	-6.583***	-1.0805	-2.589	-1.687	Xs2it

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

وتجدر الإشارة الى أن :

- (*) تشير إلى رفض فرضية العدم بوجود جذر الوحدة عند مستوى المعنوية 10%، (**) مستوى المعنوية5%، (***) مستوى المعنوية 1%.

وبالنسبة للسلاسل الزمنية الخاصة بالناتج المحلي لكل من القطاعات الثلاث" $Xac1_{it}$, $Xin1_{it}$, $Xs1_{it}$" فتبين عدم استقرار السلاسل الزمنية عند المستوى سواء حالة وجود الحد الثابت و/أو الاتجاه العام بالانحدار، وذلك وفقًا لتقديرات كل من ADF، Phillips-Perron، لذلك تم اعتماد الفرق الأول للتخلص من عدم الاستقرار الذي تعاني منه السلاسل المدروسة.

أما بالنسبة لمصفوفة المتغيرات الخاصة برأس المال"Xac_{2it}, Xin_{2it}, Xs_{2it}"، تبين أن متغير رأس المال بالقطاع الخدمي Xs_{2it} يعاني من عدم الاستقرار، إذ يفضل أخذ الفرق الأول لاستقرارية السلاسل الداخلة بالتحليل.

ايضاً تم إجراء اختباري جذر الوحدة لكل من ADF، Phillips-Perron، للمتغيرات محل الدراسة في الصيغة اللوغاريتمية، فقد أوضحت النتائج استقرار أغلب السلاسل الزمنية المستخدمة في القياس، فيما عدا متغيري التشغيل بالقطاع الزراعي Yac_{it}، ورأس المال بالقطاع الخدمي Xs_{2it} .

مما سبق يتضح إلى إمكانية تقدير محددات الطلب على العمل بالقطاعات الثلاث في الصيغة الخطية بشرط أخذ الفروق الأولى للمتغيرات المقدرة لضمان استقرارية السلاسل الزمنية وعدم وجود جذر الوحدة، كما أنه يمكن تقدير الصيغة الآسية بعد تحويلها للصيغة اللوغاريتمية المزدوجة وأخذ الفرق الأول لكل من متغيري Yac_{it} ، $Xs2_{it}$.

جدول (3): نتائج اختبارات جذر الوحدة للمتغيرات اللوغاريتمية الاقتصادية المدروسة خلال الفترة (1990-2020)

الصيغة اللوغاريتمية												
(ADF)						Phillips-Perron						
1st difference			Level			1st difference			Level			المتغير
Without Constant & Trend	With Constant & Trend	With Constant	Without Constant & Trend	With Constant & Trend	With Constant	Without Constant & Trend	With Constant & Trend	With Constant	Without Constant & Trend	With Constant & Trend	With Constant	
-1.842*	-1.899	-2.174	1.574	-2.013	-1.009	-7.487***	-10.54***	-10.11***	2.558	-6.48***	-4.59***	lnYacit
-1.268	-4.06**	-4.052***	6.769	-4.48***	-1.046	-2.19116**	-4.174**	-4.173***	5.521309	-1.987	-0.947	lnYinit
-1.4099*	-3.437*	-3.91***	8.0556	-4.82***	-1.000	-1.2493	-1.915	-2.071	7.3434	-2.064	-0.941	lnYsit
-4.9076***	-4.87***	-4.96***	0.7253	-3.722**	-3.142**	-4.9561***	-5.04***	-5.19***	1.2178	-1.922	-1.279	lnXac1it
-6.1829***	-6.22***	-6.16***	0.7932	-4.69***	-4.94***	-5.9394***	-6.09***	-5.92***	-0.0317	-2.769	-2.69*	lnXin1it
-7.4568***	-7.73***	-7.88***	0.674	-4.77***	-1.205	-7.4619***	-9.98***	-10.12***	2.3345	-4.82***	-0.841	lnXs1it
-8.0338***	-7.72***	-7.89***	-0.2124	-4.25**	-4.31***	-4.9561***	20.42***	-21.06***	-0.5795	-4.26**	-4.33***	lnXac2it
-9.3039***	-9.02***	-9.25***	0.5786	-5.73***	-2.74*	-11.1155***	-15.20***	-15.69***	0.0336	-5.71***	-2.79*	lnXin2it
-6.0454***	-5.86***	-6.08***	0.2123	-2.872	-1.007	-6.0652	-5.91***	-6.08***	0.2208	-3.081	-1.04	LnXs2it

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

- (*) تشير إلى رفض فرضية العدم بوجود جذر الوحدة عند مستوى المعنوية 10%، (**) مستوى المعنوية5%، (***) مستوى المعنوية 1%.

بعد اخذ استقرارية السلاسل الزمنية بأخذ الفرق الاول للسلسة الزمنية الخاصة بمتغير العمل بالقطاع الزراعي والصناعي والخدمي كذلك متغير رأس المال و الناتج المحلي بالقطاع الخدمي، مع مراعاة حذف الثابت وفقًا لنتائج اختبارات جذر الوحدة السالفة الذكر وتم تقدير المعلمات (في الملحق الجدول (17)). إذ لا يمكن الاعتماد على الصيغة الخطية للنماذج محل الدراسة بسبب اختلال فرض التوزيع الطبيعي للبواقي إذ إنه اقل من مستوى المعنوية وكما يوضح الجدول (4).

جدول (4)

نتائج اختبار Jarque-Bera للصيغة الخطية.

Prob.	Df	Jarque-Bera	المعادلات
0.0000	2	105.766	**1**
0.5573	2	1.16943	**2**
0.2446	2	2.816564	**3**
0.0000	6	109.752	**المشترك**

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

وعليه سيتم اعتماد الصيغة اللوغاريتمية المزدوجة في التقدير.

(2-2-3) تقدير نموذج الطلب على العمل

(1-2-2-3)النموذج الاول اللوغاريتمي الكلي

حيث توضح الجداول (5) اختبارات النماذج للقطاعات الاقتصادية الثلاث (الزراعة ، الصناعة ، الخدمات) حيث تبين ان النماذج جيدة ولا تعاني اية مشكلة من مشاكل الاقتصاد القياسي باستثناء مشكلة عدم تجانس التباين التي تعاني منها المعادلة الممثلة للقطاع الزراعي ، لذا فانه ليس من الملائم اعتماد طريقة المربعات الصغرى في التقدير .

جدول (5)
نتائج اختبار النموذج الكلي

المعادلة	المشكلة القياسية	الاختبارات	القيمة الاحتمالية	المستوى المقبول	القرار النهائي
1	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.798	اكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.012	أقل من 0.05	توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.335	اكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
2	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.089	اكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.643	اكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.323	اكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
3	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.067	اكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.521	اكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.810	اكبر من 0.05	لا توجد مشكلة

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

تشير نتائج الاختبارات في اعلاه أن النماذج جيدة باستثناء المعادلة الأولى المتمثلة بالقطاع الزراعي التي تعاني من مشكلة عدم تجانس التباين لذا فأنه ليس من الملائم اعتماد طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية.

والجدول (6) يبين المعلمات المقدرة بطريقة OLS لكل قطاع بشكل منفصل ومقارنتها مع مقدرات SURE اذ يتضح ان المعلمات المقدرة بطريقة SURE افضل من حيث معنويتها وفقاً لاختبار t فضلاً عن كون الانحراف المعياري اقل مما هو عليه بطريقة OLS.

جدول (6)

المعلمات المقدرة في النموذج الأول طريقة OLS و SURE

القطاعات	المعالم	OLS	t-Statistic	Std. Error	Prob.	SURE	t-Statistic	Std. Error	Prob.
الزراعة (١)	$\beta_{(01)}$	-2.13851	-5.2482	0.407475	0.000	-2.20507	-6.28856	0.350647	0.000
	$\beta_{(12)}$	0.029925	1.235645	0.024218	0.230	0.030648	1.453524	0.021085	0.151
	$\beta_{(13)}$	0.09134	5.154897	0.017719	0.000	0.094025	6.156028	0.015274	0.000
	$\beta_{(14)}$	0.023814	1.598462	0.014898	0.124	0.024876	1.921449	0.012947	0.059
	$\beta_{(15)}$	-0.00743	-1.56969	0.004735	0.131	-0.00786	-1.91244	0.004109	0.060
	$\beta_{(16)}$	0.000526	0.100705	0.005219	0.921	0.000703	0.154803	0.004543	0.877
	$\beta_{(17)}$	0.000219	0.02499	0.008745	0.980	0.001702	0.226336	0.007518	0.822
الصناعة (٢)	$\beta_{(02)}$	4.727022	2.43864	1.938385	0.023	4.720158	2.781279	1.697118	0.007
	$\beta_{(21)}$	0.017082	0.137414	0.124313	0.892	0.017157	0.157623	0.108848	0.875
	$\beta_{(23)}$	-0.09604	-1.12616	0.08528	0.272	-0.09576	-1.28254	0.074666	0.204
	$\beta_{(24)}$	0.546304	7.227057	0.075591	0.000	0.546413	8.255636	0.066187	0.000
	$\beta_{(25)}$	-0.00772	-0.32426	0.023819	0.749	-0.00777	-0.37244	0.020856	0.711
	$\beta_{(26)}$	0.08125	3.035204	0.026769	0.006	0.081269	3.467238	0.023439	0.001
	$\beta_{(27)}$	-0.0057	-0.13803	0.041322	0.891	-0.00555	-0.15342	0.036178	0.879
الخدمات (٣)	$\beta_{(03)}$	6.990769	4.015672	1.740872	0.001	6.966005	4.57529	1.522527	0.000
	$\beta_{(31)}$	0.030517	0.273341	0.111646	0.787	0.030786	0.314939	0.097754	0.754
	$\beta_{(32)}$	-0.127	-1.65822	0.07659	0.111	-0.126	-1.88076	0.066996	0.064
	$\beta_{(34)}$	0.500986	7.379481	0.067889	0.000	0.501381	8.43625	0.059432	0.000
	$\beta_{(35)}$	-0.02059	-0.96234	0.021392	0.346	-0.02075	-1.10788	0.018725	0.272
	$\beta_{(36)}$	0.072589	3.019306	0.024042	0.006	0.072655	3.451581	0.02105	0.001
	$\beta_{(37)}$	-0.00871	-0.23481	0.037111	0.8164	-0.00816	-0.25151	0.032453	0.802

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

وهنا سوف تتطرق الباحثة الى طريقة GLS التي تستعمل في تقدير معلمات النموذج لكل قطاع و بشكل منفصل ومقارنتها مع تقديرات طريقة SURE للتأكد من افضلية طريقة SURE عند التقدير حيث اعطيت طريقة SURE اقل الانحرافات ، فضلاً عن افضلية معنوية المعلمات المقدرة على وفق اختبار t وكما يوضحه الجدول (7).

جدول (7)

المعلمات المقدرة في النموذج الأول طريقة GLS وSURE

القطاعات	المعالم	GLS	t-Statistic	Std. Error	Prob.	SURE	t-Statistic	Std. Error	Prob.
الزراعة (١)	$\beta_{(01)}$	-2.15296	-5.26291	0.409082	0.000	-2.20507	-6.28856	0.350647	0.000
	$\beta_{(12)}$	0.033117	1.376501	0.024059	0.183	0.030648	1.453524	0.021085	0.151
	$\beta_{(13)}$	0.085857	4.984832	0.017224	0.000	0.094025	6.156028	0.015274	0.000
	$\beta_{(14)}$	0.026326	1.746702	0.015072	0.095	0.024876	1.921449	0.012947	0.059
	$\beta_{(15)}$	-0.0064	-1.59157	0.004021	0.126	-0.00786	-1.91244	0.004109	0.060
	$\beta_{(16)}$	-0.00041	-0.0813	0.004993	0.936	0.000703	0.154803	0.004543	0.877
	$\beta_{(17)}$	0.001583	0.192407	0.008228	0.849	0.001702	0.226336	0.007518	0.822
الصناعة (٢)	$\beta_{(02)}$	4.533677	2.357383	1.923182	0.027	4.720158	2.781279	1.697118	0.007
	$\beta_{(21)}$	0.052625	0.395582	0.133031	0.696	0.017157	0.157623	0.108848	0.875
	$\beta_{(23)}$	-0.10137	-1.29051	0.078549	0.210	-0.09576	-1.28254	0.074666	0.204
	$\beta_{(24)}$	0.530949	6.87355	0.077245	0.000	0.546413	8.255636	0.066187	0.000
	$\beta_{(25)}$	-0.00967	-0.41229	0.023457	0.684	-0.00777	-0.37244	0.020856	0.711
	$\beta_{(26)}$	0.082204	3.262271	0.025199	0.003	0.081269	3.467238	0.023439	0.001
	$\beta_{(27)}$	-0.00148	-0.03861	0.038317	0.970	-0.00555	-0.15342	0.036178	0.879
الخدمات	$\beta_{(03)}$	7.034365	4.006504	1.755736	0.001	6.966005	4.57529	1.522527	0.000
	$\beta_{(31)}$	0.032393	0.282415	0.114699	0.780	0.030786	0.314939	0.097754	0.754
	$\beta_{(32)}$	-0.1231	-1.62159	0.075911	0.119	-0.126	-1.88076	0.066996	0.064
	$\beta_{(34)}$	0.492881	7.198172	0.068473	0.000	0.501381	8.43625	0.059432	0.000
	$\beta_{(35)}$	-0.02122	-0.97737	0.021708	0.339	-0.02075	-1.10788	0.018725	0.272
	$\beta_{(36)}$	0.074146	3.075531	0.024108	0.005	0.072655	3.451581	0.02105	0.001
	$\beta_{(37)}$	-0.00818	-0.22	0.037173	0.828	-0.00816	-0.25151	0.032453	0.802

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

كما تم استعمال طريقة الامكان الاعظم (MLE) لتقدير معلمات النموذج لكل قطاع على حدة ومقارنتها مع طريقة SURE حيث بين الجدول (8) افضلية طريقة SURE لحصولها على اقل انحرافات معيارية.

جدول (8)

المعلمات المقدرة في النموذج الأول طريقة MLE وSURE

القطاعات	المعالم	MLE	Z-Statistic	Std. Error	Prob.	SURE	t-Statistic	Std. Error	Prob.
الزراعة (١)	$\beta_{(01)}$	-2.13851	-4.17632	0.512056	0.000	-2.20507	-6.28856	0.350647	0.000
	$\beta_{(12)}$	0.029925	0.862826	0.034683	0.388	0.030648	1.453524	0.021085	0.151
	$\beta_{(13)}$	0.09134	4.315684	0.021165	0.000	0.094025	6.156028	0.015274	0.000
	$\beta_{(14)}$	0.023814	1.549814	0.015366	0.121	0.024876	1.921449	0.012947	0.059
	$\beta_{(15)}$	-0.00743	-1.48519	0.005004	0.138	-0.00786	-1.91244	0.004109	0.060
	$\beta_{(16)}$	0.000526	0.106072	0.004955	0.916	0.000703	0.154803	0.004543	0.877
	$\beta_{(17)}$	0.000219	0.01456	0.015008	0.988	0.001702	0.226336	0.007518	0.822
الصناعة (٢)	$\beta_{(02)}$	4.727022	2.022068	2.337717	0.043	4.720158	2.781279	1.697118	0.007
	$\beta_{(21)}$	0.017082	0.134271	0.127223	0.893	0.017157	0.157623	0.108848	0.875
	$\beta_{(23)}$	-0.09604	-0.87257	0.110064	0.383	-0.09576	-1.28254	0.074666	0.204
	$\beta_{(24)}$	0.546304	6.822418	0.080075	0.000	0.546413	8.255636	0.066187	0.000
	$\beta_{(25)}$	-0.00772	-0.20839	0.037063	0.835	-0.00777	-0.37244	0.020856	0.711
	$\beta_{(26)}$	0.08125	2.621455	0.030994	0.009	0.081269	3.467238	0.023439	0.001
	$\beta_{(27)}$	-0.0057	-0.10619	0.053711	0.915	-0.00555	-0.15342	0.036178	0.879
الخدمات	$\beta_{(03)}$	6.990769	3.106403	2.250439	0.002	6.966005	4.57529	1.522527	0.000
	$\beta_{(31)}$	0.030517	0.25254	0.120842	0.801	0.030786	0.314939	0.097754	0.754
	$\beta_{(32)}$	-0.127	-1.37753	0.092196	0.168	-0.126	-1.88076	0.066996	0.064
	$\beta_{(34)}$	0.500986	7.703763	0.065031	0.000	0.501381	8.43625	0.059432	0.000
	$\beta_{(35)}$	-0.02059	-0.52666	0.039089	0.598	-0.02075	-1.10788	0.018725	0.272
	$\beta_{(36)}$	0.072589	2.486343	0.029195	0.013	0.072655	3.451581	0.02105	0.001
	$\beta_{(37)}$	-0.00871	-0.18219	0.047828	0.8554	-0.00816	-0.25151	0.032453	0.802

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

نستنتج مما سبق ان طريقةSURE تعطي افضل تقديرات و اكثر كفاءة من OLS و GLS و MLE استناداً الى المعلمات المقدرة ومعنويتها و مطابقتها للنظرية الاقتصادية ،وهنا سوف نعرض نتائج طريقة SURE بشيء من التفصيل:

المعادلات التي تم تقديرها بطريقة SURE للقطاعات الاقتصادية الثلاث :

$$DDLNY\ ac - 2.20506877648 + 0.030648071376 * LNXac_1 + 0.09402543845 * LNXin_1 + 0.0248764012348 * LNXs_1 - 0.00785801505022 * LNXac_2 +$$

$$0.000703311702549 * LNXin_2 + 0.00170156275303 * DLNXs_2 \quad \dots\dots\dots R^2eq1 = 0.67$$

$$LNYin = 4.72015820148 + 0.0171569089438 * LNXac_1 - 0.0957614662594 * LNXin_1 + 0.546413350224 * LNXs_1 - 0.0077675204224 * LNXac_2 + 0.0812686094376 * LNXin_2 - 0.00555052238126 * DLNXs_2 \quad \dots\dots\dots R^2eq2 = 0.90$$

$$LNLNYs = 6.96600522666 + 0.0307864691654 * LNXac_1 - 0.126003530345 * LNXin_1 + 0.501380807789 * LNXs_1 - 0.0207450565307 * LNXac_2 + 0.072655131489 * LNX1n_2 - 0.00816222163664 * DLNXs_2 \dots\dots\dots \bar{R}^2eq3 = 0.91$$

يتضح من المعادلات في اعلاه ما يلي :-

١. **في معادلة القطاع الزراعي** وجد أن الحد الثابت (2.21-) وهذا يعني التناقص في الطلب على الايدي العاملة في القطاع الزراعي وان زيادة وحدة واحدة الناتج المحلي الصناعي يؤدي الى زيادة (0.09) وحدة في زيادة الطلب على الايدي العاملة الزراعية وزيادة وحدة واحدة من الناتج المحلي الخدمي يقابله زيادة في الطلب على الايدي العاملة في القطاع الزراعي (0.02) وحدة أما انخفاض في رأس المال للقطاع الزراعي يقابله انخفاض في الطلب على العمل في القطاع الزراعي بمقدار (0.01-) وحدة فهو سالب يتطابق مع النظرية الاقتصادية .

اما فيما يتعلق بالاحصاءة t فتشير القيمة المحتسبة إلى أن المعلمة التقديرية لكل المعلمات تتمتع بمعنوية عند مستوى 5%ما عدا معلمة راس المال الزراعي فهي معنوية عند مستوى 10%اما المتغيرات الأخرى تحذف لعدم معنوية معلماتها.

٢. **اما معادلة القطاع الصناعي** فقد كانت معلمة الحد الثابت (4.72) وهي موجبة وتتفق مع النظرية الاقتصادية وتمثل الطلب التلقائي على الايدي العاملة في القطاع الصناعي واما معلمة الناتج المحلي للخدمات فقد كانت (0.546)وهذا يعني ان زيادة وحدة واحدة الناتج المحلي للخدمات يحفز زيادة الطلب على الايدي العاملة في القطاع الصناعي بمقدار (0.546)وحدة في نفس الوقت زيادة وحدة واحدة من رأس المال الثابت الصناعي يؤدي الى زيادة الطلب في القطاع الصناعي بمقدار (0.08) وحدة اما احصاءة t للمتغيرات فهي معنوية عند 1% اما بقية المقدرات تم حذفها لعدم معنويتها .

٣. **اما معادلة قطاع الخدمات** فكانت قيمة الحد الثابت (6.97) موجبة وهي معنوية عند 1% كذلك معلمة الناتج المحلي الخدمي ومعلمة راس المال الصناعي فهي معنوية عند نفس المستوى اما الناتج المحلي الصناعي فهي معنوية عند 10% وأن انخفاض الناتج المحلي الصناعي بمقدار وحدة واحدة يؤدي إلى انخفاض الطلب علي الايدي العاملة في الخدمات بمقدار (26 .1-) وحدة وزيادة الناتج المحلي للخدمات يقابله زيادة الطلب على الايدي العاملة في القطاع الخدمي (0.501) وحدة وزيادة رأس المال الصناعي يقابله انخفاض الطلب على الايدي العاملة في القطاع الخدمي (0.07) واحدة.

ولاختبار مدى جدوى استخدام طريقة SURE بدلاً من طريقة OLS يمكن الاعتماد على مدى تقدير قيمة مربع كاي χ^2_{stat} وفقًا للصيغة الآتية:

$$\chi^2_{stat} = n \sum r^2_{ij} \qquad \dots (13)$$

إذ إن n: تمثل حجم العينة.

r_{ij}: تمثل معاملات الارتباط بين بواقي المعادلة i مع المعادلة j.

والجدول الآتي يمثل معاملات الارتباط والتباين المشترك بين بواقي المعادلات الثلاثة:

جدول (9)

معاملات الارتباط والتباين المشترك بين البواقي النموذج الأول

القطاعات	الزراعي		الصناعي		الخدمي	
	التباين المشترك	الارتباط	التباين المشترك	الارتباط	التباين المشترك	الارتباط
الزراعي	0.0004494	1	0.0000702	0.030253	0.000317	0.152131
الصناعي	0.0000702	0.0302533	0.0119779	1	0.010226	0.95062
الخدمي	0.00031703	0.152131	0.0102265	0.950622	0.009662	1

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

وبناءً على نتائج الجدول (9) تم حساب قيمة إحصاءة مربع كاي χ^2_{stat}، حيث كانت تساوي 27.8322، وبمقارنتها مع القيمة الجدولية عند مستوى معنوية 0.05 ودرجة حرية 3 والتي تساوي 7.81 نرفض فرضية العدم، بمعنى أن هناك ارتباط متسلسل بين سلسلة البواقي في

الدوال الثلاث المقدرة، وذلك في حالة تقدير النموذج المقترح وفقًا لصيغة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) وبناءً عليه يفضل تقدير الدوال محل الدراسة وفقًا لصيغة "SURE".

اما اختبار الارتباط الذاتي للبواقي بطريقة SURE فقد تم إجراء اختبار الارتباط الذاتي Portmanteau Tests for Autocorrelations كما موضحة نتائجه في الجدول (10)، حيث تبين عدم رفض الفرض العدم، أي أنه لا يوجد ارتباط ذاتي للبواقي عند جميع فترات الإبطاء، وذلك لأن القيم الاحتمالية لاختبار Portmanteau أكبر من 5%.

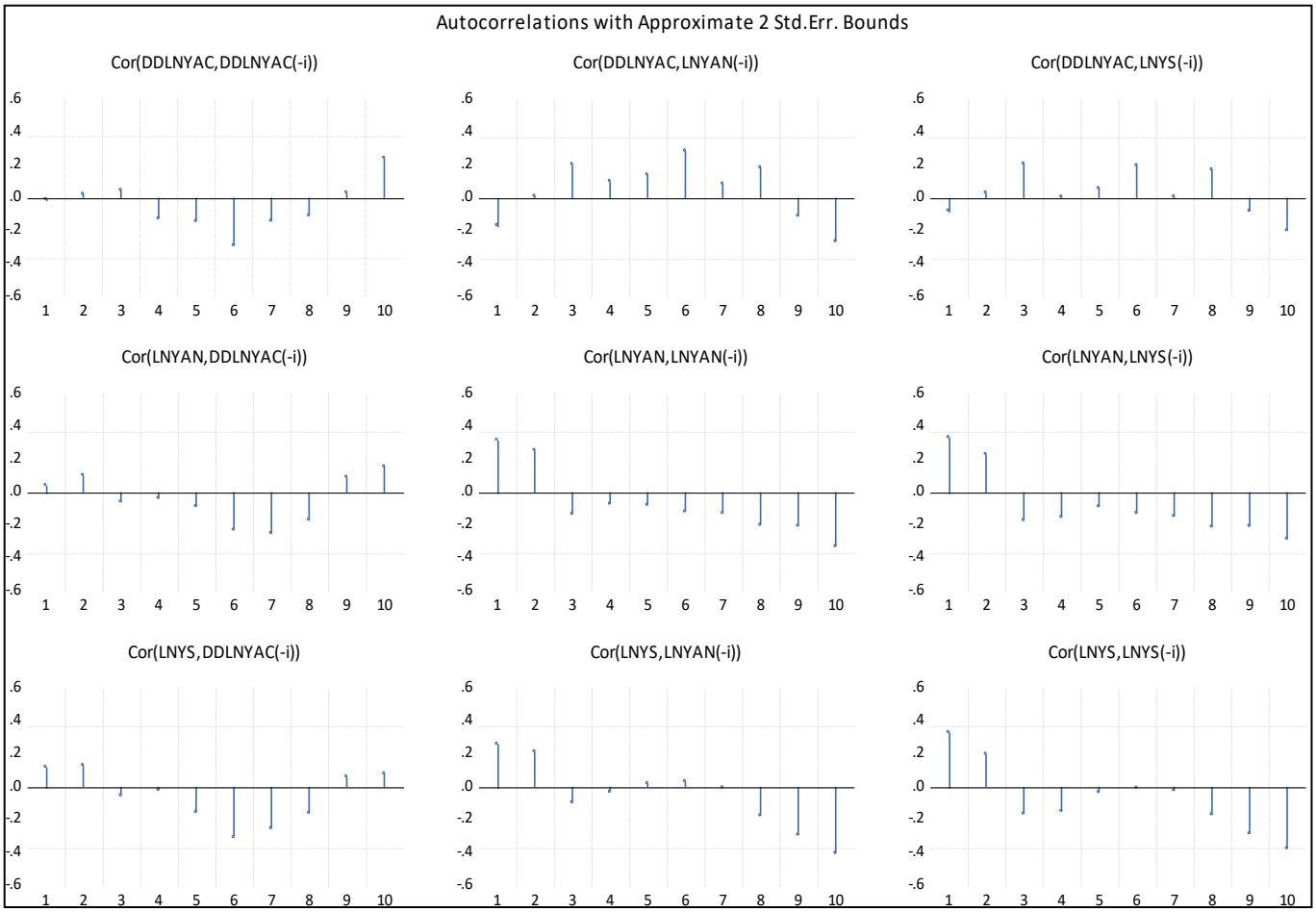
جدول (10)

نتائج اختبار Portmanteau للنموذج الأول

Df	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	Q-Stat	التباطؤات
9	0.0988	14.72301	0.1149	14.21532	**1**
18	0.4486	18.10735	0.4981	17.36626	**2**
27	0.5219	25.9413	0.6086	24.3898	**3**
36	0.3751	38.07539	0.5232	34.85022	**4**

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

كما تم إجراء اختبار دالة الارتباط الذاتي Correlograms لنظام SURE، والشكل (4) يوضح رسم معاملات الارتباط الذاتي، حيث تشير النتائج إلى عدم وجود ارتباط ذاتي لجميع المتغيرات الداخلة في النماذج المقدرة، مما يعني أنه لا يوجد ارتباط ذاتي داخل المعادلات.



شكل (4)

دالة الارتباط الذاتي Correlograms للنموذج الأول

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

وبناءً على نتائج اختبار Portmanteau فإن القرار المتخذ هو إمكانية رفض فرضية العدم بمعنى أن هناك علاقة بين البواقي (الأخطاء) لمعادلات النماذج الثلاث في حالة تقديرها بصيغة SURE مع الأخذ في الاعتبار استقرار السلاسل الزمنية الداخلة في تقدير النموذج المقدر.

اما اختبار التوزيع الطبيعي فسوف يتم باستخدام اختبار Jarque - Bera:

جدول (11)

نتائج اختبار Jarque-Bera لنموذج SURE

Prob.	Df	Jarque-Bera	المعادلات
0.8014	2	0.44276	1
0.2743	2	2.58683	2
0.9177	2	0.17176	3
0.7832	6	3.20135	Joint

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

يتضح من الجدول (11) أن نتائج اختبار Jarque-Bera تشير إلى أن للبواقي توزيعاً طبيعياً لأن قيمة التوزيع الطبيعي المشترك للأخطاء العشوائية اكبر من 5% .

اما ختبار F ومعامل التحديد فقد تم الحصول على قيمة معامل التحديد للنموذج ككل باستخدام برنامج برنامج R وكما موضح في الملحق الاحصائي(C)، حيث كانت قيمته تساوي 82.2%، وهذا يعني أن المتغيرات التوضيحية تفسر ما نسبته 82% تقريباً من التغيرات الحاصلة في المتغير التابع، كما تم حساب إحصاءة اختبار F، إذ كانت تساوي 3.631، وبمقارنتها مع القيمة الجدولية عند مستوى معنوية 0.05 والتي تساوي 1.462، حيث أن النموذج معنوي لأن إحصاءة F المحسوبة أكبر من الجدولية.

اما معايير المقارنة لكل من معيار أكايكي للمعلومات (AIC) ومعيار بيز شوارز للمعلومات (SBC) ومعيار حنان- كوين للمعلومات (H-Q) بالإضافة إلى الكفاءة النسبية Efficiency تم الحصول عليها وفقاً لمخرجات برنامج EViews12 لكل MLE وGLS وOLS أما هذه المعاير لطريقة SURE فقد تم الحصول عليها من برنامج لغة R كما موضح في الجدول (12) والذي يبين تقارب جميع هذه المعايير إلى حد كبير إلا أن عموم النتائج تشير إلى تفوق طريقة SURE في القطاعات الاقتصادية الثلاث .

الجدول (12)

معايير المقارنة لتقدير معلمات النموذج الأول

القطاع	المعيار	OLS	GLS	MLE	SURE
الزراعة	AIC	-4.39087	-4.445	-4.32191	-4.59366
	SBC	-4.06084	-4.11531	-3.94472	-4.40506
	H-Q	-4.28751	-4.34198	-4.20378	-4.53459
الصناعة	AIC	-1.12015	-1.12763	-1.05348	-1.29859
	SBC	-0.7932	-0.80068	-0.67983	-1.10999
	H-Q	-1.01556	-1.02304	-0.93395	-1.23952
خدمات	AIC	-1.33509	-1.31788	-1.26842	-1.50019
	SBC	-1.00814	-0.99093	-0.89477	-1.31160
	H-Q	-1.23049	-1.21329	-1.14889	-1.44113
Efficiency		0.8120464	0.8120695	0.8119485	

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

(3-2-2-2) تقدير نموذج الطلب على العمل بالصيغة المقيدة

تـم اسـتعمال أسـلوب انحـدار العلاقـات غيـر المرتبطـة ظاهريـاً المقيـدة (RSURE) Restricted Seemingly Unrelated Regression، حيث قدر النموذج مع فرض شروط الإضافة والتجانس Homogeneity والتماثل Symmetry، حتى تكون النماذج المقدرة متفقة مع نظرية الطلب وفقاً للنظرية الاقتصادية في مدى قبول وتفسير النتائج، حيث يمكن توضيح النموذج المقترح على النحو الآتي (عبد العظيم وعناني،2016، 1793):

$$lny_{mi} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \pi_{ij}\, lnX1_{mi} + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{ik}\, lnX2_{mi} + \beta_i lnY_i \ldots mehod; RSUR$$

حيث القيود:

Adding:

$$\sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 1, \qquad \sum_{i=1}^{n} \beta_i = 0 \qquad \sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} = 0$$

Homogeneity:

$$\sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} = 0$$

Symmetry:

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ij}, i \neq j$$

حيث ان :

y_{mi}: تعبر عن مصفوفة المتغيرات الخاصة بالتشغيل بالألف عامل بالقطاع m في السنة i.

$X1_{mi}$: تعبر عن مصفوفة المتغيرات الخاصة بالناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بالمليون دينار عراقي بالأساس (2007=100)، بالقطاع m في السنة i.

$X2_{mi}$: تعبر عن مصفوفة المتغيرات الخاصة برأس المال بالمليون دينار عراقي بالأسعار الثابتة بالأساس (2007=100)، بالقطاع m في السنة i.

Y_i: إجمالي عدد العمال بالألف عامل بالقطاعات الاقتصادية الثلاث في السنة i.

ونتيجة لوجود شرط الإضافة، فيتم استبعاد معادلة واحدة وتقدير عدد (m-1) من معادلات النموذج ،حيث تم تجربة حذف المعادلات الاولى اولاً فالثانية فالثالثة تباعاً إذ تبين أن أفضل النتائج يتم الحصول عليها عندما يتم استبعاد المعادلة الثانية وعليه تم استبعاد المعادلة الثانية لتحقيق قيد الاضافة .

الجدول (13) يوضح نتائج النموذج.

جدول (13)

نتائج SURE المقيدة بشروط التماثل والتجانس والإضافة

القيود	A	xac1	xs1	xin1	xac2	xs2	xin2	Y	sum1	sum2
Yac	-0.005	-0.0024	-0.0334	0.0358	-0.0087	-0.0074	0.0161	-0.08	0.00	0.000
Ys	13.019	-0.0334	0.3709	-0.3376	-0.0074	-0.0827	0.0900	-2.28	0.00	0.000
Yin	-13.014	0.0358	-0.3376	0.3018	0.0161	0.0900	-0.1061	3.35	0.00	0.000
Sum	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00		

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

يلاحظ من الجدول تحقق شروط الطلب الامثل المتمثلة بشرط التماثل اذي يبين بتساوي الارقام كما موضح في الحقول المحددة بالألوان ، كذلك تحقق شرط الاضافة إذ إن المجموع يساوي واحد ($\sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 1$) ، فضلاً عن تحقق شرط التجانس إذ ان (Sum1=0) و (Sum2=0)

تحليل النتائج

يلاحظ من الجدول (14) ان نتائج اختبار t تبين عدم معنوية معاملات الانحدار القطاع الزراعي ويقابله معنوية t لمعادلة الخدمات اذ نجد ان الحد الثابت (13.019) :C_2 و(13.019) :C_{22} الناتج المحلي الخدمات و (-0.08) :C_{212} راس المال الخدمات معنوية بالاعتماد على اختبار t عند5% وكذلك ان تأثير التشغيل الكلي للقطاعات معنوي عند 10% بلغ (-2.28) :C_{20}.

جدول (14) نتائج نموذج المقيد

System: UNTITLED
Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression
Date: 03/04/23 Time: 22:29
Sample: 1991 2020
Included observations: 30
Total system (unbalanced) observations 59
Linear estimation after one-step weighting matrix

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.004929	0.103792	-0.047488	0.9623
C(11)	-0.002425	0.035831	-0.067672	0.9463
C(12)	-0.033375	0.026846	-1.243211	0.2197
C(111)	-0.008744	0.009344	-0.935767	0.3540
C(112)	-0.007352	0.008007	-0.918195	0.3630
C(10)	-0.076443	0.575669	-0.132790	0.8949
C(2)	13.01851	0.246495	52.81439	0.0000
C(22)	0.370933	0.060792	6.101640	0.0000
C(212)	-0.082656	0.020866	-3.961359	0.0002
C(20)	-2.276779	1.278244	-1.781177	0.0811
Determinant residual covariance		1.92E-05		

Equation: DDLNYAC=C(1)+C(11)*LNXAC1+C(12)*LNXS1-(C(11) +C(12))
*LNXAN1+ C(111)*LNXAC2+C(112)*DLNXS2-(C(111)+C(112))*LNXAN2
+C(10)*D(LNY)
Observations: 29

R-squared	0.085374	Mean dependent var	-0.005924
Adjusted R-squared	-0.113458	S.D. dependent var	0.037250
S.E. of regression	0.039306	Sum squared resid	0.035534
Durbin-Watson stat	1.463469		

Equation: LNYS=C(2)+C(12)*LNXAC1+C(22)*LNXS1-(C(12) +C(22))
*LNXAN1+ C(112)*LNXAC2+C(212)*DLNXS2-(C(112)+C(212))
*LNXAN2+C(20)*D(LNY)
Observations: 30

R-squared	0.791319	Mean dependent var	15.08883
Adjusted R-squared	0.747844	S.D. dependent var	0.334772
S.E. of regression	0.168106	Sum squared resid	0.678231
Durbin-Watson stat	0.889005		

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

مما سبق يتبين إن عنصر العامل البشري لم يتم استخدامه في القطاع الزراعي والصناعي لم يتم استثماره بالشكل الامثل (أي قلة الأيدي العاملة) ويعود ذلك لعدة أسباب أهمها الحصار والحرب على العراق مما أدى إلى اللجوء إلى مهن أخرى ذات دخل أعلى. أما إشارة راس المال فقد جاءت سالبة وهي تنافي النظرية الاقتصادية وهذا يعني ان راس المال مدخر وليس مستخدم خلال مدة الدراسة.

(3-2-2-3) النموذج الثاني

تم اعتماد النموذج لكل قطاع بشكل منفصل حيث تم اخذ التباطؤ الزمني لعنصر العمل اذ تم استخدام التباطؤ لتوضيح الاستمرارية في الطلب على العمل ، حيث يمكن صياغة نموذج الطلب على العمل للقطاعات الثلاث بالصيغة اللوغاريتمية المزدوجة على النحو التالي:

$$ln\mathrm{Yac} = \beta_{01} + \beta_{12}\, ln\mathrm{Xac}_1 + \beta_{13} ln\mathrm{Xac}_2 + \beta_{14} lnyac_{t-1} \quad \dots (14)$$

$$ln\mathrm{Yin} = \beta_{02} + \beta_{21} ln\mathrm{Xin}_1 + \beta_{23} ln\mathrm{Xin}_2 + \beta_{24}\, ln\mathrm{Yin}_{t-1} \dots (15)$$

$$ln\mathrm{Ys} \quad = \beta_{03} + \beta_{31} ln\mathrm{Xs}_1 + \beta_{32} ln\mathrm{Xs}_2 + \beta_{34} ln\mathrm{Ys}_{t-1} \dots \dots (16)$$

إذ إن:

$ln\mathrm{Yac}$: الطلب على العمل للقطاع الزراعي.

$ln\mathrm{Xac}_1$: الناتج المحلي الاجمالي للقطاع الزراعي.

$ln\mathrm{Xac}_2$: رأس المال الزراعي .

$lnyac_{t-1}$: الطلب على العمل في القطاع الزراعي بتباطئ سنة .

$ln\mathrm{Xin}_1$: الناتج المحلي الاجمالي للقطاع الصناعي .

$ln\mathrm{Xin}_2$: راس المال الصناعي.

$ln\mathrm{Yin}$: الطلب على العمل للقطاع الصناعي .

$ln\mathrm{Yin}_{t-1}$: الطلب على العمل في القطاع الصناعي بتباطئ سنة.

$ln\mathrm{Xs}_1$: الناتج المحلي الاجمالي للقطاع الخدمي.

$ln\mathrm{Xs}_2$: راس المال للقطاع الخدمي.

$ln\mathrm{Ys}$: الطلب على العمل للقطاع الخدمي .

$ln\mathrm{Ys}_{t-1}$: الطلب على العمل في القطاع الخدمي بتباطئ سنة.

جدول (15)

نتائج اختبار صحة النموذج الثاني

المعادلة	المشكلة القياسية	الاختبارات	القيمة الاحتمالية	المستوى المقبول	القرار النهائي
1	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.090	اكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.613	اكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.579	اكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
2	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.658	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.098	اكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.590	اكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
3	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.010	أقل من 0.05	توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.2755	اكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.301726	اكبر من 0.05	لا توجد مشكلة

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

من خلال النتائج في اعلاه تبين إنها جيدة فيما عدا المعادلة الثالثة التي تعاني من مشكلة الارتباط الذاتي وعليه فمن غير المناسب استخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية في التقدير وعليه تم اعتماد طريقة SURE في التقديروالجداول (18,17,16) توضح نتائج SURE والتي سيتم مناقشة نتائجها ادناه.

جدول (16)

المعلمات المقدرة في النموذج الثانيSURE و OLS

القطاعات	المعالم	OLS	t-Statistic	Std. Error	Prob.	SURE	t-Statistic	Std. Error	Prob.
الزراعة (١)	$\beta_{(01)}$	-0.43414	-2.016	0.2154	0.055	-0.43328	-2.34399	0.184848	0.022
	$\beta_{(12)}$	0.027525	1.945	0.0142	0.063	0.027094	2.233511	0.012131	0.029
	$\beta_{(13)}$	0.001371	0.5861	0.0023	0.563	0.001867	0.913595	0.002043	0.364
	$\beta_{(14)\ -1}$	-0.81412	-10.91	0.0746	0.000	-0.83329	-12.8043	0.065079	0.000
الصناعة (٢)	$\beta_{(02)}$	-0.0247	-0.06	0.4121	0.953	-0.09872	-0.26634	0.370653	0.791
	$\beta_{(21)}$	0.020916	1.0884	0.0192	0.286	0.019678	1.148113	0.017139	0.255
	$\beta_{(23)}$	-0.00104	-0.15	0.0069	0.882	-0.00097	-0.15597	0.006193	0.877
	$\beta_{(24)-1}$	0.983865	37.781	0.026	0.000	0.990331	41.92327	0.023622	0.000
الخدمات (٣)	$\beta_{(03)}$	3.671592	3.925	0.9354	0.001	3.930509	4.809281	0.817276	0.000
	$\beta_{(31)}$	0.646816	12.117	0.0534	0.000	0.629239	13.49488	0.046628	0.000
	$\beta_{(32)}$	-0.00599	-0.142	0.0421	0.888	-0.00186	-0.0524	0.035465	0.958
	$\beta_{(34)-1}$	1.728229	1.0778	1.6035	0.291	2.990833	2.22461	1.344428	0.029

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

جدول (17)

المعلمات المقدرة في النموذج الثاني GLS و SURE

القطاعات	المعالم	GLS	t-Statistic	Std. Error	Prob.	SURE	t-Statistic	Std. Error	Prob.
الزراعة (١)	$\beta_{(01)}$	-0.435159	-2.00829	0.216682	0.056	-0.433281	-2.343991	0.184848	0.022
	$\beta_{(12)}$	0.027576	1.93789	0.01423	0.064	0.027094	2.233511	0.012131	0.029
	$\beta_{(13)}$	0.001391	0.596643	0.002332	0.556	0.001867	0.913595	0.002043	0.364
	$\beta_{(14)\ -1}$	-0.815702	-11.0842	0.073591	0.000	-0.833289	-12.80427	0.065079	0.000
الصناعة (٢)	$\beta_{(02)}$	-0.005737	-0.0144	0.398519	0.989	-0.098718	-0.266335	0.370653	0.791
	$\beta_{(21)}$	0.02016	1.080648	0.018656	0.290	0.019678	1.148113	0.017139	0.255
	$\beta_{(23)}$	-0.000897	-0.13003	0.006897	0.898	-0.000966	-0.15597	0.006193	0.877
	$\beta_{(24)\ -1}$	0.983169	38.12362	0.025789	0.000	0.990331	41.92327	0.023622	0.000
الخدمات (٣)	$\beta_{(03)}$	1.230747	0.866274	1.420757	0.395	3.930509	4.809281	0.817276	0.000
	$\beta_{(31)}$	0.775614	9.501389	0.081632	0.000	0.629239	13.49488	0.046628	0.000
	$\beta_{(32)}$	-0.189641	-0.58874	0.322115	0.561	-0.001858	-0.052399	0.035465	0.958
	$\beta_{(34)\ -1}$	3.566647	1.753109	2.034512	0.092	2.990828	2.22461	1.344428	0.029

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

جدول (18)

المعلمات المقدرة في النموذج الثاني SURE وMLE

القطاعات	المعالم	MLE	z-Statistic	Std. Error	Prob.	SURE	t-Statistic	Std. Error	Prob.
الزراعة (١)	$\beta_{(01)}$	-0.434141	-2.845533	0.152572	0.004	-0.433281	-2.343991	0.184848	0.022
	$\beta_{(12)}$	0.027525	2.883524	0.009546	0.004	0.027094	2.233511	0.012131	0.029
	$\beta_{(13)}$	0.001371	0.43884	0.003123	0.661	0.001867	0.913595	0.002043	0.364
	$\beta_{(14)\ -1}$	-0.814121	-13.4542	0.06051	0.000	-0.833289	-12.80427	0.065079	0.000
الصناعة (٢)	$\beta_{(02)}$	-0.024698	-0.042315	0.583646	0.966	-0.098718	-0.266335	0.370653	0.791
	$\beta_{(21)}$	0.020916	0.825718	0.025331	0.409	0.019678	1.148113	0.017139	0.255
	$\beta_{(23)}$	-0.001041	-0.118502	0.008785	0.906	-0.000966	-0.15597	0.006193	0.877
	$\beta_{(24)\ -1}$	0.983865	32.74385	0.030047	0.000	0.990331	41.92327	0.023622	0.000
الخدمات (٣)	$\beta_{(03)}$	3.671592	4.085415	0.898707	0.000	3.930509	4.809281	0.817276	0.000
	$\beta_{(31)}$	0.646816	13.03211	0.049633	0.000	0.629239	13.49488	0.046628	0.000
	$\beta_{(32)}$	-0.005991	-0.08884	0.06743	0.929	-0.001858	-0.052399	0.035465	0.958
	$\beta_{(34)\ -1}$	1.728229	0.799563	2.161475	0.424	2.990828	2.22461	1.344428	0.029

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

لقد تبين من الجداول أعلاه أن اقل قيم احتمالية .Prob هي القيم التي ترافق طريقةSURE؛ لذا فقد تم التطرق إليه بشيء من التفصيل.

$$DDLNY\,ac = -0.43328103364 + 0.027094423038 * LNXac_1 + 0.00186674338382 * LNXac_2 - 0.833289127563 * DLNYac_{t-1} \quad \dots\dots\dots\dots R^2eq1 = 0.85$$

$$LNYin = -0.0987179656438 + 0.0196780052056 * LNXin_1 - 0.00096590358499 * LNXin_2 + 0.990330684639 * LNXYin_{t-1} \quad \dots\dots\dots\dots\dots\dots R^2eq2 = 0.92$$

$$LNLNYs = 3.93050870989 + 0.62923923151 * LNXs_1 - 0.00185832503421 * DLNXs_2 + 2.99082846986 * LNYs_{t-1} \dots\dots\dots \bar{R}^2eq3 = 0.86$$

المعادلة الأولى : القطاع الزراعي

قيمة الحد الثابت (معامل التقاطع سالب) اذ بلغت (-0.433281) وأن t المحتسبة لها (2.34399) معنوية اما المعلمة β_{12} الناتج المحلي للزراعة فقد بلغت (0.027094) وهي معنوية ايضاً اذ بلغت t (2.233511) كما ان β_{14} الطلب على العمل المتباطئ فقد بلغت (-0.83329) وكانت t له(12.8043) وهي معنوية عند مستوى 5% اما راس المال فقد كان غير معنويا .

المعادلة الثانية: القطاع الصناعي

اما القطاع الصناعي فقد كانت معلمته غير معنوية وفقا لاختبار t اما متغير الطلب على العمل بتباطئ سنة فهو المتتغير المعنوي الوحيد في المعادلة عند مستوى 5%.

المعادلة الثالثة :القطاع الخدمي

كانت قيمة الحد الثابت (معامل التقاطع موجبة) وقد بلغت (3.930509) وان t المحتسبة (4.809282) معنوية والمعلمة β_{31} الناتج المحلي للزراعة معنوية وبلغت(0.629239) وبلغت t (13.49488) كما أنβ_{41} الطلب على العمل المتباطئ فقد بلغت(2.990833) اما t له فكانت (2.224615) وهي معنوية بمستوى 5% اما راس المال فقد كان غير معنويا ايضاً .

اختبار مدى جدوى استخدام طريقة SURE بدلاً من OLS

يمكن الوقوف على مدى جدوى استخدام طريقة SURE بدلاً من طريقة OLS عن طريق تقدير قيمة مربع كاي χ^2_{stat} وفقًا للصيغة (13)، والجدول الآتي يمثل معاملات الارتباط والتباين المشترك بين بواقي المعادلات الثلاث:

جدول (19)

معاملات الارتباط والتباين المشترك بين البواقي للنظام الثاني

القطاعات	الزراعي		الصناعي		الخدمي	
	التباين المشترك	الارتباط	التباين المشترك	الارتباط	التباين المشترك	الارتباط
الزراعي	0.000191	1	-0.0000153	-0.03707	-0.000673	-0.40357
الصناعي	-0.0000153	-0.03707	0.000886	1	-0.00117	-0.32559
الخدمي	-0.000673	-0.40357	-0.00117	-0.32559	0.0146	1

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

وبناءً على نتائج الجدول في أعلاه تم حساب قيمة إحصاءة اختبار مربع كاي χ^2_{stat}باستخدام الصيغة (19)، حيث كانت تساوي 8.107632، وبمقارنتها مع القيمة الجدولية عند مستوى معنوية 0.05 ودرجة حرية 3 والتي تساوي 7.81 نرفض فرضية العدم، بمعنى أن هناك ارتباط ذاتي بين سلسلة البواقي في الدوال الثلاث المقدرة، وذلك في حالة تقدير النموذج المقترح على وفق صيغة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) وبناءً عليه يفضل تقدير الدوال محل الدراسة وفقًا لصيغةSURE .

اختبار الارتباط الذاتي للبواقي لنظام SURE:

تم إجراء اختبار الارتباط الذاتي Portmanteau Tests for Autocorrelations كما يوضحه الجدول (19)، إذ تبين عدم رفض فرضية العدم ، أي أنه لا يوجد ارتباط ذاتي للبواقي عند جميع فترات الإبطاء، وذلك لأن القيم الاحتمالية لاختبار Portmanteau أكبر من 5%.

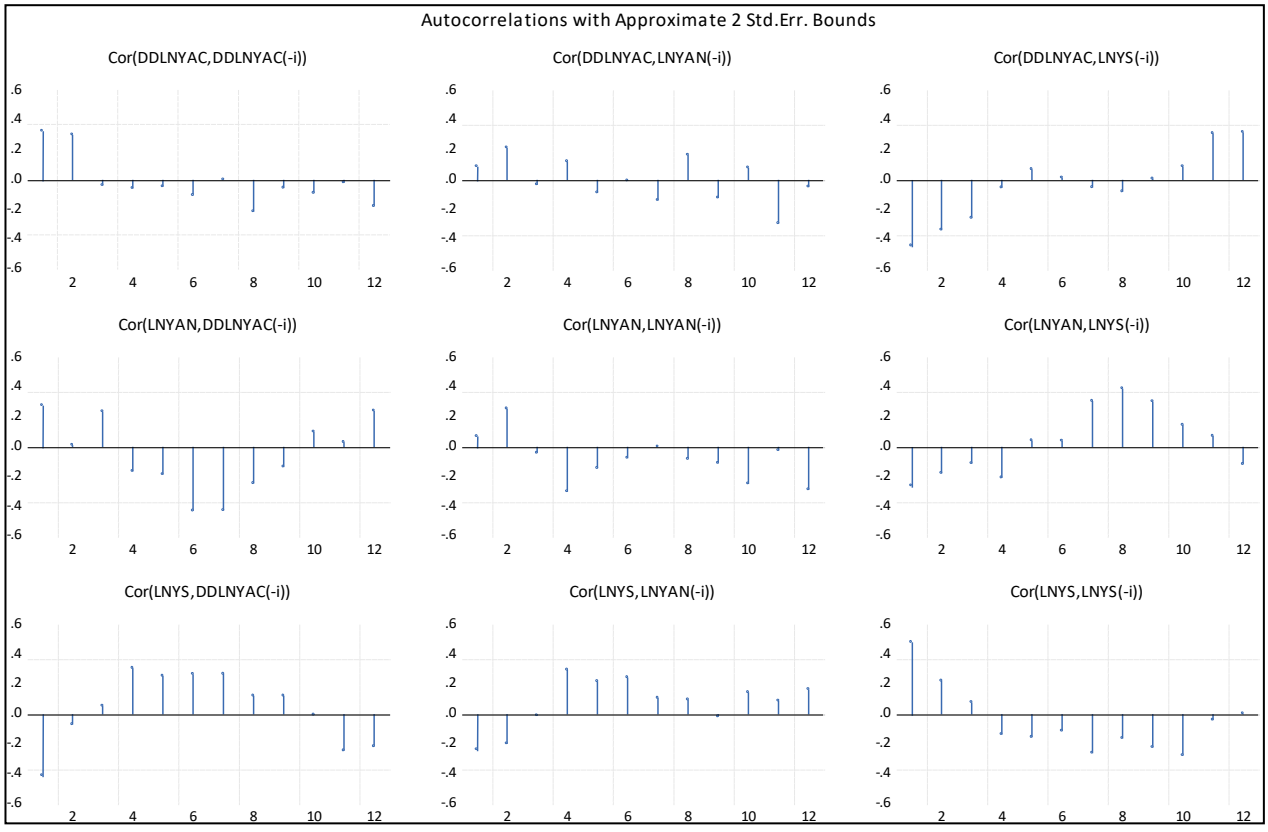
جدول (20)

نتائج اختبار Portmanteau للنموذج الثاني

df	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	Q-Stat	التباطؤات
9	0.1507	13.27058	0.1713	12.81297	**1**
18	0.264	21.31187	0.3162	20.29969	**2**
27	0.424	27.7493	0.5147	26.07118	**3**
36	0.1468	44.90022	0.2656	40.85646	**4**

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

كما تم إجراء اختبار دالة الارتباط الذاتي Correlograms لطريقة SURE، والشكل (5) يوضح رسم معاملات الارتباط الذاتي، حيث تشير النتائج إلى عدم وجود ارتباط ذاتي لجميع المتغيرات الداخلة في النماذج المقدرة، مما يعني أنه لا يوجد ارتباط ذاتي داخل المعادلات.



شكل (5)

دالة الارتباط الذاتي Correlograms

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

وبناءً على نتائج اختبار Portmanteau فإن القرار المتخذ هو إمكانية رفض فرضية العدم بمعنى أن هناك علاقة بين البواقي (الأخطاء) لمعادلات النماذج الثلاثة في حالة تقديرها بصيغة SURE مع الأخذ في الاعتبار استقرار السلاسل الزمنية الداخلة في تقدير النموذج المقدر.

اختبار F ومعامل التحديد R^2

كانت قيمة معامل التحديد تساوي R^2 = 91.4%، وهذا يعني أن المتغيرات التوضيحية تفسر ما نسبته 91% تقريباً من التغيرات الحاصلة في المتغير التابع، كما تم حساب إحصاءة اختبار F، حيث كانت تساوي 9.459، وبمقارنتها مع القيمة الجدولية عند مستوى معنوية 0.05 والتي تساوي 1.44، حيث أن النموذج معنوي لأن إحصاءة F المحسوبة أكبر من الجدولية.

معايير المقارنة: بعد حساب معايير المقارنة، لوحظ تقارب المعايير، إلا أن طريقة SURE متفوقة على بقية الطرائق في القطاعات الاقتصادية الثلاث.

جدول (21)

معايير المقارنة في النموذج الثاني

القطاع	المعيار	OLS	GLS	MLE	SURE
الزراعة	AIC	-5.45248	-5.451	-5.38351	-5.65545
	SBC	-5.26388	-5.26213	-5.14777	-5.60830
	H-Q	-5.39341	-5.39166	-5.37416	-5.64068
الصناعة	AIC	-3.93133	-3.94105	-3.86467	-4.09528
	SBC	-3.74451	-3.75422	-3.63113	-4.04813
	H-Q	-3.87157	-3.88128	-2.94532	-4.08052
خدمات	AIC	-1.14316	2.471867	-1.07419	-1.32289
	SBC	-0.95456	2.660459	-0.83845	-1.27574
	H-Q	-1.08409	2.530932	-1.07419	-1.30813
Efficiency		0.6060564	0.9458247	0.6060564	

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج EViews12.

الفصل الرابع

الإستنتاجات و التوصيات

الاستنتاجات:

نستنتج بناءً على ما ورد في الجانب العملي ما يأتي:

١. يلاحظ من خلال التحليل الإحصائي أن المعلمات المقدرة بطريقة (SURE) لها انحرافات معيارية أقل من الانحرافات المعيارية للمعلمات المقدرة بالطرائق الاخرى ولجميع المعلمات ، مما يدل على كفاءة طريقة (SURE) في تقدير معلمات منظومة المعادلات غير المرتبطة ظاهرياً للقطاعات الاقتصادية قيد الدراسة.

٢. يتضح من خلال الدراسة ان الناتج المحلي للخدمات ($lnXs_1$) له اثر كبير في الطلب على الايدي العاملة في قطاع الخدمات إلا انه يصاحبه ضعف في رأس المال هذا القطاع ($lnXs_2$) وعدم معنويته.

٣. عدم معنوية الناتج المحلي($lnXac_1$) للقطاع الزراعي مما يدل على ضعف الطلب على الايدي العاملة في هذا القطاع وكذلك بالنسبة إلى رأس المال لهذا القطاع فانه معنوي عند 10%في القطاع الزراعي.

٤. أظهرت نتائج اختبارات جذر الوحدة لكل من ديكي فولر الموسع وفيلبس بيرون عدم استقرارية أغلب السلاسل الزمنية للبيانات الأصلية لمتغيرات الدراسة عند المستوى إلا أنها تكون مستقرة عند الفرق الأول، ولكن أغلب هذه السلاسل اصبحت مستقرة بعد أخذ اللوغاريتم الطبيعي لها.

٥. ان تطبيق منظومة معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهرياً SURE عند دمج القطاعات (زراعة ،صناعة ،خدمات) تعطي تقديرات معنوية واكثر كفاءة من التقديرات المحصل عليها باستخدام المعادلة المنفردة .

٦. أظهرت نتائج Jarque-Bera للتوزيع الطبيعي بالنسبة للصيغة الخطية للبيانات أن بعضاً منها لا تتبع التوزيع الطبيعي وبذلك تم استبعاد الصيغة الخطية من التحليل.

٧. بناءً على نتائج اختبار مربع كاي، تبين أن هناك ارتباط متسلسل بين سلسلة البواقي في الدوال الثلاث المقدرة بالنسبة للنموذج الأول، وبالتالي يفضل تقدير الدوال محل الدراسة وفقًا لصيغةSURE .

٨. يتضح من نتائج اختبار الارتباط الذاتي Portmanteau Tests for Autocorrelations عدم وجود ارتباط ذاتي للبواقي عند جميع فترات الإبطاء بالنسبة للنموذج الأول. وبالنسبة

لاختبار Jarque-Bera فإن نتائجه تشير إلى اتباع البواقي لنموذج SURE التوزيع الطبيعي.

٩. أوضحت نتائج اختبار F معنوية نموذج SURE كما أوضحت قيمة معامل التحديد أن المتغيرات التوضيحية تفسر أكثر من 80% من التغيرات التي تحصل في المتغير التابع.

١٠. تفوق طريقة SURE على بقية الطرائق المستعملة وذلك وفقاً لمعايير المقارنة التي تم استعمالها في هذه الرسالة وفي كلا النموذجين.

١١. فيما يتعلق بالنموذج الثاني بالصيغة اللوغاريتمية المزدوجة تشير نتائج اختبارات الارتباط الذاتي وعدم تجانس التباين والتوزيع الطبيعي للخطأ إلى أن نتائج الاختبارات جيدة باستثناء المعادلة الثالثة المتمثلة بالقطاع الخدمي التي تعاني من مشكلة عدم تجانس التباين لذا فإنه ليس من الملائم اعتماد طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية، كما أشارت قيمة إحصاءة اختبار F إلى معنوية النموذج، وبينت قيمة معامل التحديد تفسير أكثر من 90% من التغيرات في المتغير التابع تعود الى المتغيرات التوضيحية الداخلة في النموذج.

التوصيات

١. نظراً لتفوق طريقة SURE بدقة نتائجها مقارنة بالطرائق التي استخدمت في الرسالة توصي الدراسة بأجراء الدراسات و البحوث الخاصة بهذا الموضوع و محاولة تطبيقيه في جميع المجالات والانشطة الاقتصادية.

٢. رسم استراتيجية للتنمية الاقتصادية يسهم في تحقيقها بمساهمة القطاعات الاقتصادية المختلفة وعدم الاعتماد على القطاع النفطي لان ذلك يجعل الاقتصاد يعاني من التبعية وعدم المرونة في الجهاز الانتاجي و الاستثماري لاعتماده على سلعة واحدة منتجة وهي النفط .

٣. العمل على مساندة الوحدات الانتاجية التابعة لقطاع الزراعة و الصناعة من خلال الزيادة في اجمالي تكوين راس المال الثابت و تشجيع الاستثمار فيها باعتبار ان الاستثمار احد مكونات الناتج المحلي مما يؤدي الى تنشيطه .

٤. العمل على تنمية و تطوير المصانع واعادة المصانع والمعامل المتوقفة الى العمل ، لما لها دور كبير في زيادة فرص العمل وتشغيل اعداد كبيرة من العاطلين .

٥. العمل على تنمية وتطوير الفلاحين ، وامدادهم بأحدث التقنيات الزراعية وتوفير البذور و الاسمدة المحسنة التي تساعد في زيادة انتاجية هذا القطاع ، وكذلك زيادة تخصصاتهم الاستثمارية وتشجيعهم على عدم ترك الريف و تطوير الزراعة.

٦. تنشيط العمل في القطاع الخاص و دعمه، لما له من مكانة في استيعاب أغلبية العاطلين عن العمل ، نظرا لا مكانية تطويره و قابليته على خلق فرص عمل جديدة.

٧. دعم المؤسسات و الشركات الصغيرة و المتوسطة المتخصصة التي اسسها الخريجون والشباب فهي تقلل عدد العاطلين عن العمل بشكل ملحوظ .

٨. انشاء برامج متطورة في التدريب وتنمية المهارات للعاطلين عن العمل ، مما يساهم في تطوير وتمكين القوة العاملة مما يزيد من فرص حصولهم على العمل .

٩. لضمان الزيادة في الانتاجية ضرورة اعادة تأهيل و تدريب جميع الكوادر الفنية و الادارية و المهندسين و تطويرهم بالشكل الذي يؤمن استغلال المكائن والمواد الاولية بشرط ضمان تدني الكلفة من جهة و تعظيم الانتاج والارباح من جهة أخرى .

١٠. نظرا لأهمية عنصر العمل في اقتصاد اية دولة توصي الدراسة بتوفير البيانات التفصيلية فيما يتعلق بالأجور وتصنيف فئات العمل حسب كل قطاع من قبل الاجهزة الاحصائية للدولة.

المصادر

اولاً : المصادر العربية

1-أبوبكر، بوسالم وآسيا ،شريفي وحسيني ،وسام ،2019، "أثر الطلب على العمل في النمو الاقتصادي دراسة تحليلية قياسية لمجموعة من الدول العربية بالإشارة إلى حالة الجزائر خلال الفترة 1990-2016 "،منظمات ريفو ماغربين لادارة الاعمال ،العدد 3.

2-احمد ،احمد جمال،(2014)،"اثر الاستثمار على النمو الاقتصادي في العراق للمدة (1970-2010)،(دراسة تطبيقية باستخدام SURE وOLS والمقارنة بينهما)"، بحث دبلوم العالي في الاحصاء التطبيقي ، كلية الادارة و الاقتصاد جامعة بغداد .

3-ادريوش ،دحماني محمد ،(2013/2012)،سلسلة محاضرات في مقياس الاقتصاد القياسي ، جامعة جيلالي ليابس ، كلية العلوم الاقتصادية و العلوم التجارية علوم التسيير-قسم العلوم الاقتصادية.

4- التميمي ، زهرة حسن عباس و الثعلبي، ساهرة حسين ،(2018)، "محددات الطلب على الاستيرادات العراقية في اطار التحليل الحركي للمدة (1986-2000)"، مجلة الغري للعلوم الاقتصادية ،العدد الثاني /المجلد الخامس.

5- الحسناوي ، أموري هادي كاظم ،(2002).طرائق القياس الاقتصادي ،مطبعة دار وائل للنشر، عمان ،الاردن.

6-الدبوني ، وداد ادور وادي ،(1988)، "العوامل المؤثرة في استيرادات العراق من المواد الغذائية للفترة من (1965-1983) و توقعاتها لغاية 1995"، رسالة ماجستير في الاقتصاد ، كلية الادارة و الاقتصاد جامعة البصرة.

7- الدليمي ،ناظم عبدالله عبد ،(1994)، "اساليب دمج السلاسل الزمنية و البيانات المقطعية في تحليل بعض الظواهر الاقتصادية "، اطروحة دكتوراه فلسفة في علوم الاحصائية ، كلية الادارة و الاقتصاد ،جامعة بغداد.

8-السعدون ، رائد عبدالله فهد ،(2022) ،" تحليل و قياس اثر بعض المتغيرات الاقتصادية في الناتج المحلي الزراعي في العراق للمدة (2004-2022)"، رسالة ماجستير في الاقتصاد ، كلية الادارة و الاقتصاد جامعة البصرة.

9- السعدون ، مهند فائز كاظم ،(2000) "اختبار الفرضيات المنظومة معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا SURE" رسالة ماجستير في علوم الاحصاء ، كلية الادارة و الاقتصاد ،جامعة بغداد.

10- العاني ، ثائر محمود و الناصح ، أحمد كمال ، (2010) التنافسية الجديدة و أعادة هيكلية سوق العمل العراقي ، مجلة الادارة و الاقتصاد ،العدد الثاني و الثمانون.

11- العبيد ،مروة اياد،(2022)،"استعمال منهجية ARDL ومنظومة المعادلات الانية للتنبؤ بأسعار النفط للمدة(2021-2025)"، رسالة ماجستير في علوم الاحصاء، كلية الادارة و الاقتصاد جامعة البصرة.

12-العزاوي، دجلة ابراهيم و الحسيني ، رائد فاضل ،2020،"اختبار فرضيات نموذج انحدار Islasso و lasso بأستخدام اسلوب المحاكات" ،مجلة كلية الرافدين الجامعة العلوم ،العدد 46.

13- الغنام ،حمد ،(2017)، اقتصاديات العمل ، جامعة الملك سعود ، كلية ادارة الاعمال -قسم الاقتصاد.

14-القحطاني ،سفر حسين و صقر، هشام حسين رشيد،2013، "التحليل الاقتصادي القياسي لهيكل الطلب على واردات المملكة العربية السعودية من المحاصيل الاستراتيجية" ،قسم الاقتصاد الزراعي ،كلية علوم والاغذية الزراعية ،العدد 12.

15- الكربولي ، اركان مناور حمد حسين ،(2021)،"تحليل اقتصادي اثر بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية الزراعية و غير الزراعية على معدل البطالة في العراق للمدة -2019 (1990"، رسالة ماجستير في علوم الزراعية، كلية الزراعة جامعة الانبار.

16- الناصر، عبدالمجيد حمزة وجمعة، احلام احمد جمعة ،(2007)،"المقارنة بين طرائق تحديد رتبة انموذج الانحدار الذاتي الطبيعي (باستخدام بيانات مولدة وبيانات لبعض العناصر المناخية في العراق)"،مجلة العلوم الاقتصادية والادارية ،المجلد 13، العدد 48.

17- امين ، وفاء جعفر وحمادي ، هند عبدالمجيد،(2021) ، "نحو برنامج وطني لتحقيق استجابة الرقمية لسوق العمل العراقي- رؤية مستقبلية" ،جامعة المستنصرية ، المجلة العراقية للعلوم الاقتصادية ، السنة التاسعة عشر /العدد السبعون /لشهر ايلول .

18- بيانات البنك الدولي منشورة https://data.albankaldawli.or g/country/iraq

19- بندر، علي قاسم محمد و ذاكر ،سلمى ثابت ،(2018)، "تقدير انموذج الانحدار باستخدام طريقة المربعات الصغرى الموزونة الحصينة في حالة وجود مشكلة عدم تجانس التباين والقيم الشاذة معا مع تطبيق عملي "، جامعة المستنصرية ، كلية الادارة و الاقتصاد ، مجلة الادارة والاقتصاد ،السنة الحادية والاربعون العدد مئة وسبعة عشر .

20- حسن ، علي عبد الزهرة ،(2014)، استعمال اسلوب دمج النماذج المرتبطة ذاتياً و نماذج توزيع الابطاء (ARDL) في تأثير المساحة المزروعة و الاسعار في العراق ، رسالة ماجستير في علوم الاحصاء، كلية الادارة و الاقتصاد ،جامعة بغداد .

21- حسن ، صباح حسيب ،(1993) "الانحدار الخطي غير المرتبط ظاهريا و تحليل دوال الاستثمار" ، رسالة ماجستير في علوم الاحصاء ، كلية الادارة و الاقتصاد ،جامعة بغداد.

22- حسن ، يحيى محمود،(2005) ، مستقبل سوق العمل العراقية في ضوء الدعوة الى الخصخصة ،جامعة البصرة ، كلية الادارة و الاقتصاد ، مجلة العلوم الاقتصادية ، العدد (15) أيار.

23- حسين ،علي ناصر ، (2017) " استخدام السلاسل الزمنية للمدة (2006-2016) للتنبؤ بكمية الامطار في العراق "، جامعة البصرة ، كلية الادارة و الاقتصاد ، مجلة العلوم الاقتصادية(12)، العدد(47) .

24- حميد ، خديجة عدنان ،(2015)، تحليل الصدمات الهيكلية لنموذج الطلب الكلي باستخدام متجه الانحدار الذاتي الهيكلي (SVAR):العراق حالة تطبيقية(1970-2010) ، رسالة ماجستير في علوم الاحصاء، كلية الادارة و الاقتصاد جامعة البصرة.

25- شقبقب، عيسى و زرزي، فتيحة ،(2019)،"العوامل المؤثرة في الطلب على العمل في الجزائر خلال الفترة (1980-2014)" ،مجلة المؤسسة ،العدد الثاني /المجلد8/1/2019.

26- شحاته،عماد عبدالمسيح و عطا، سهرة خليل (2008) تقدير الطلب على عنصر العمل البشري في الزراعة المصرية طبقاً للمنهج الثنائي، المجلة المصرية للإقتصاد الزراعي،مجلد 18 ، العدد 4 ديسمبر.

27- عبد ، رحاب احمد ،(2021) ، " اختزال الابعاد بطريقة اقل معدل تباين الكمية الجزئية للانحدار التقسيمي مع دالة جزاء كروب لاسو مع تطبيق عملي "، رسالة ماجستير في علوم الاحصاء ، كلية الادارة والاقتصاد ،جامعة البصرة .

28- عبدالرحمن ، عبد المحمود محمد ،(1996)، مقدمة في الاقتصاد القياسي "، جامعة الملك سعود ، الطبعة الاولى.

29- عبدالله ، رائد اسمر،(2018) ، " اختيار افضل طريقة اختبار لمشكلة عدم تجانس التباين في نموذج الانحدار المتعدد (مع تطبيق عملي) " رسالة ماجستير في علوم الاحصاء ، كلية الادارة و الاقتصاد ،جامعة كربلاء.

30- عبدالعظيم، ايهاب محمد صبري و عناني، دنيا فاروق محمود،(2016)،"تقدير دوال الطلب على صادرات الاسمدة المصرية في اهم الاسواق العالمية "، المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي ،المجلد السادس و العشرون ،العدد الرابع .

31- عطية ،عبدالقادر محمد عبدالقادر،(2000)، الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الاسكندرية/مصر، الدار الجامعية للطباعة والنشر.

32- عيسى، رحيمي وعادل ،قرقاد ونصير الدين ،العايب،(2018)،ظاهرة البطالة :مفهومها ،اسبابها و آثارها ،جامعة الطارف ،مجلة ارتقاء للبحوث و الدراسات الاقتصادية .

33- فتح الله ،سحر وبخيت ،حسين علي ،(2006)،الاقتصاد القياسي ، الطبعة الاولى ،عمان اليازوري للنشر

34- كاظم ، أموري هادي و مسلم ،باسم شيلبية ،(2002). القياس الاقتصادي المتقدم النظرية و التطبيق ،مطبعة دنيا الامل ، بغداد،العراق.

35- مقداد، محمد ابراهيم و ابو حصيرة ،مازن ،(2019)،"اقتصاد العمل" ،كلية التجارة ، الجامعة الاسلامية بغزة ،مسار تدريسي لطلبة الاقتصاد و العلوم السياسية ،فلسطين.

36- منظمة العمل العربية ،التقرير العربي الثالث لتشغيل و البطالة في الدول العربية، (2012)، مصر.

37- ناشور ،الهام خزعل،2017 ، " تقييم المؤشرات الاقتصادية لأداء سوق العمل في العراق" ، جامعة البصرة ، كلية الادارة و الاقتصاد ، مجلة الاقتصاد الخليجي العدد(33) أيلول .

38- ناصر ، محمد ناصر اسماعيل و عطيوي ، عدوية ناجي (2008) " سوق العمل و تخطيط القوى العاملة في العراق باستخدام برنامج spectrum الديموغرافي للمدة من (1997-2007)".

39- وزارة التخطيط والتعاون الانمائي، الجهاز المركزي الإحصاء وتكنولوجيا المعلومات، مديرية الحسابات القومية، السنوات (1990-2020).

ثانياً : المصادر الاجنبية

40- Angulo, Ana & Fernando Lopez & Jesus Mur,(2011). "Seemingly Unrelated Regressions with Spatial Effects. An Application to the Case of the European Regional Employment," ERSA conference papers ersa10p487, European Regional Science Association.

41- Asterious ,Dimitrous and StephenG.Hall,(2007),Applied Econometrics Amodem ,Approach revised Edition , palgrava Macmillan.

42- Baltagi, Badi H,(2021), “Econometrics”, Sixth Edition Springer, New York, USA.

43- Basarir,A.,(2002)," Multidimensional Goals of Farmers in the Beef Cattle and Dairy" In partial fulfillment of the requirements for the degree of Doctor of Philosophy, Agricultural and Mechanical College, Louisiana State University.

44- Carrillo-Huerta, Mario M. & Rivero-Segura, Alethia I., (2010), "Estimación y análisis de la demanda laboral dela industria manufacturera de Tlaxcala, 2002-2003," Panorama Económico, Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional, vol. (10).

45-Crino, Rosario,(2010),"service off shoring and the skill composition of labor demand", oxford bulletin of economics and statistics vol,74.

46- Dewi, Vivin Novita&, Santi Puteri RahayuInstitut,(2015)," Sectoral Employment in Indonesia with Spatial and Seemingly Unrelated Regression (SUR) Proceeding ISETH (International Conference on :Model Approach",2015 Science, Technology, and Humanity.

47- Gujarat,D,(2004),"Basic Econometrics",Mc Graw-Hill Companies,4th Edition ,USA.

48-Haupt, harry &Walter Oberhofer ,(2000),"Estimation of Constrained Singular Seemingly Unrelated Regression Models" , Econometric Society Word Congress, Contributed Papers .

49-johnston ,Jackand & John DiNardo ,(1997), "Econmerric methods ",Fourth Edition ,the mcGrwaw-Hill, New York.

50- Kmenta, Jan and Gilbert ,F, (1968), “small sample properties of alternative estimators of seemingly unrelated regressions ” JASA, Vol. 63, No.324.

51- Kölling, Arnd, (2018). "Asymmetries in labor demand: Do loss aversion and endowment effects affect labor demand elasticities on the establishment level?," The Journal of Economic Asymmetries, Elsevier, vol. 18(C).

52-Neudecker , H& F.A.G. Windmeijer ,(1991),R^2 in Seemingly Unrelated Regression Equation ,Statistical Neerlandica, Netherlands Society For Statistics and operation Research ,vol.45(4).

53- Maddala ,(1977),Econometrics Handbook Series, McGraw-Hill,New York.

54- Mardia K.V. & Kent J.T. & Bibby J.M.(1979), "Multivariate Analysis" Academic Press Inc. London.

55- Pepino , L., Purisima Bayacag&,(2015)," INTER-SECTORAL RELATIONSHIP OF EMPLOYMENT AND OUTPUT IN THE DIFFERENT SECTORS OF THE PHILIPPINES USING SEEMINGLY UNRELATED REGRESSION ESTIMATION",paeda Philippines Agricultural Economics & Development Association .

56- Stollar, Andrew J. & Rodney Thompson, G.,(1987). "Sectoral employ-yment shares: A comparative systems context," Journal of Comparative Economics, Elsevier, vol March

57- T.S. Brensch and A. R. Pagan, (1979), "A Simple Test for Heterosce-dasticity and Random Coefficit Variation, 5 Journal of Econometrics, Vol.47,NO., 5.

58- Verendra, K.Srivastava and David E.A. Giles, (1987), “Seemingly Unrelated Regression Equation Models”, Marcel Dekker, INC., New York,.

59- West, B. T., Welch, K. B., & Galecki, A. T., (2007), “Linear mixed models: a practical guide using statistical software”, Taylor & Francis Group, LLC

60- Wonnacott,Ronald J. and Thomas H Wonnacott,,(1979), Econometrics, second edition ,library of congress cataloging in publication data: wanncott .Ronald J Econometrics, New York.

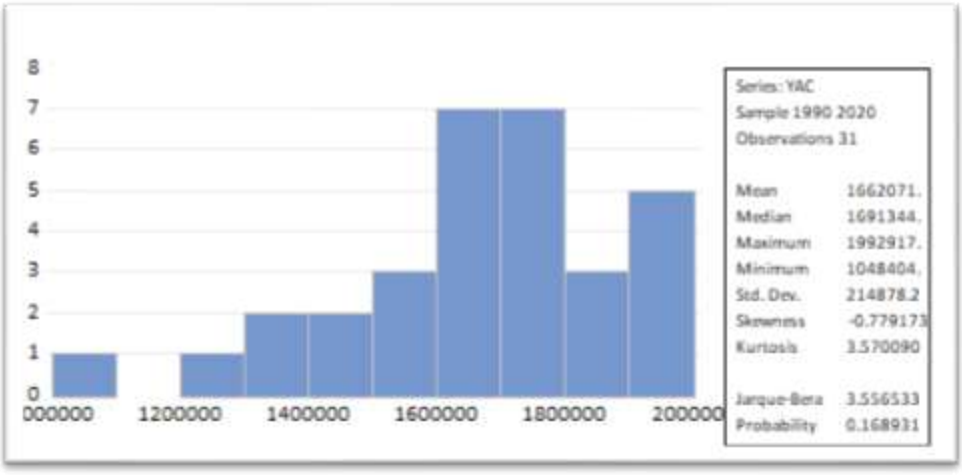
61- Yasmin, Fouzia,Nazia Nasir ,Noreen safdar & Sidra Iqbal ,(2021),"structural changes in Employment Diversification in Pakistan : Assessing the Role of sectoral Employment Elasticities in Employment Generation, Review of Economics and Development studies ,vol(7)2.

62- Zellner , A.(1962)."An Efficient method of Estimating seemingly unrelated regression and Test for Aggreation Bais",JASA,57.

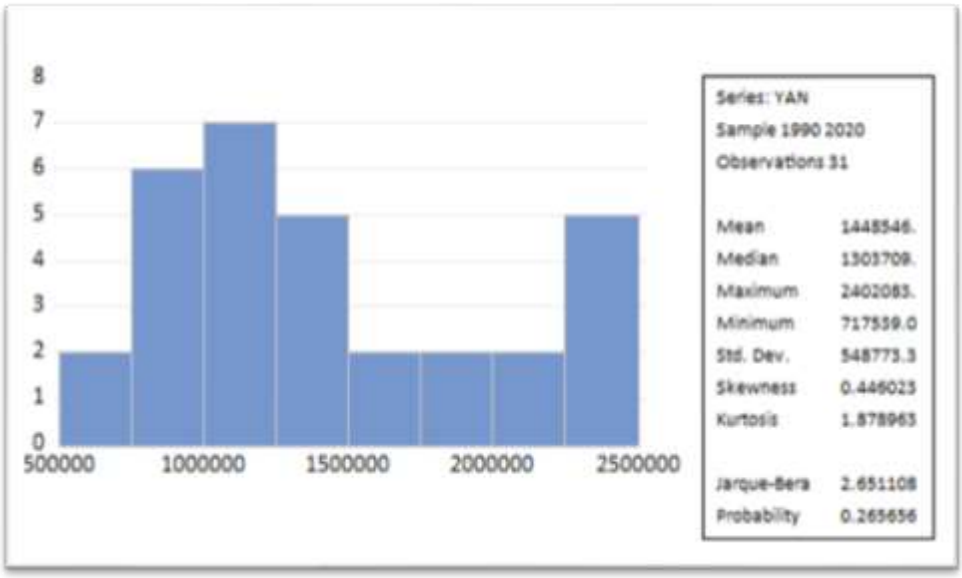
63- Zellner, A. 1963, “Astimator for seemingly unrelated regression equations some finite sample results”, JASA, Vol. 58, No.304.

الملاحق

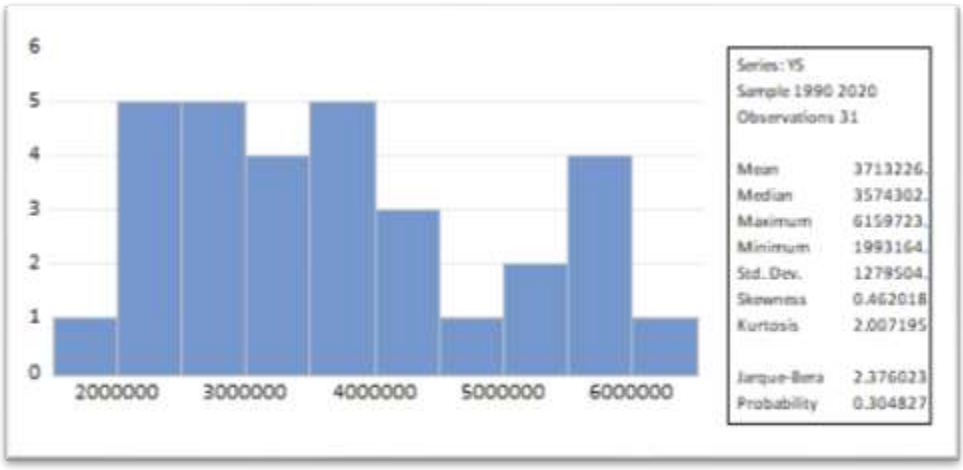
النموذج (A)



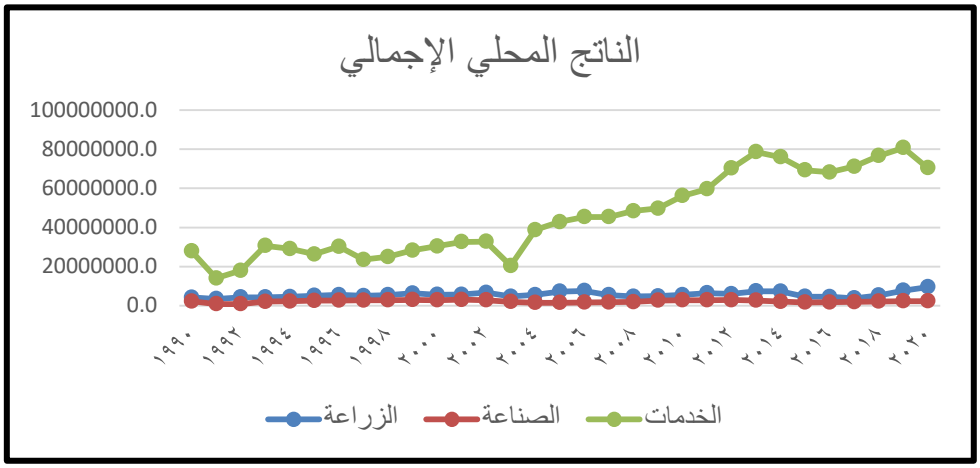
الشكل (1) التوزيع الطبيعي المتغير المعتمد الطلب على العمل في القطاع الزراعي



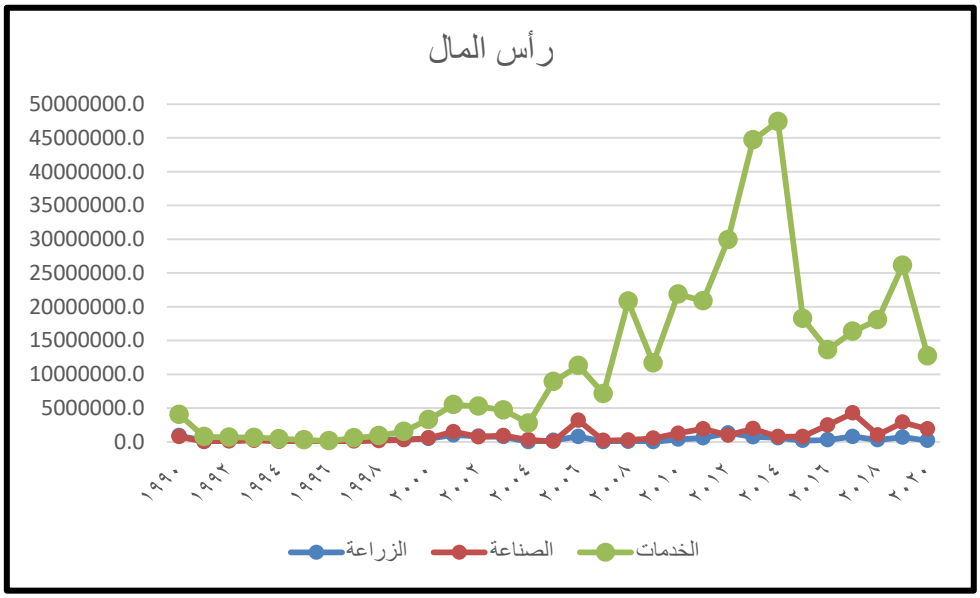
الشكل (2) التوزيع الطبيعي المتغير المعتمد الطلب على العمل في القطاع الصناعي



الشكل (3) التوزيع الطبيعي المتغير المعتمد الطلب على العمل في القطاع الخدمات



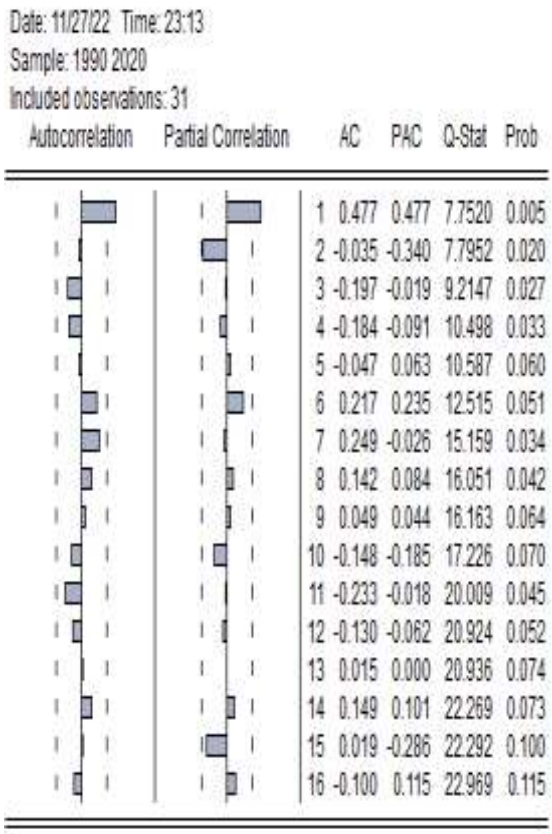
شكل (4) أثر الناتج المحلي في القطاعات



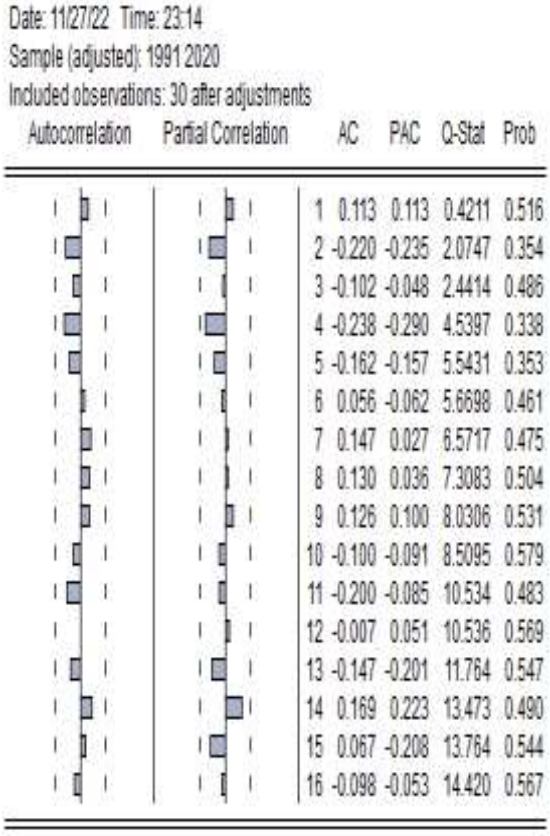
شكل (5) أثر راس المال في القطاعات

Xac_1

AT Level



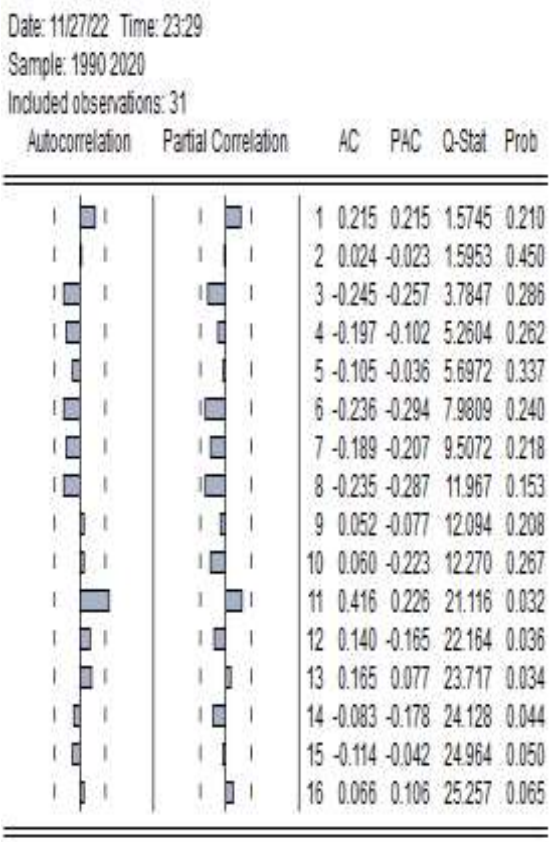
AT FIRST DIFFERENT



الشكل (6) اختبار دالتي الارتباط الذاتي و الجزئي لسلسلة متغير الناتج المحلي الجمالي لقطاع الزراعي

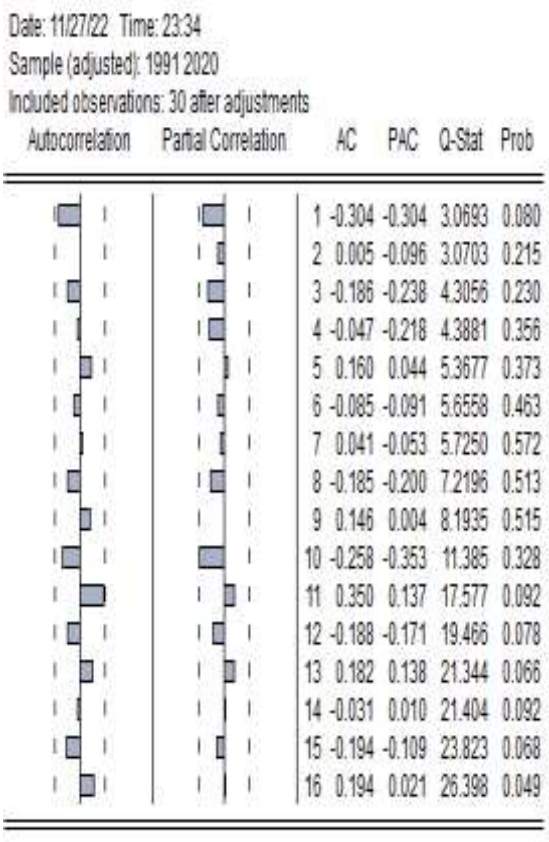
Xac_2

AT Level



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.215	0.215	1.5745	0.210
2	0.024	-0.023	1.5953	0.450
3	-0.245	-0.257	3.7847	0.286
4	-0.197	-0.102	5.2604	0.262
5	-0.105	-0.036	5.6972	0.337
6	-0.236	-0.294	7.9809	0.240
7	-0.189	-0.207	9.5072	0.218
8	-0.235	-0.287	11.967	0.153
9	0.052	-0.077	12.094	0.208
10	0.060	-0.223	12.270	0.267
11	0.416	0.226	21.116	0.032
12	0.140	-0.165	22.164	0.036
13	0.165	0.077	23.717	0.034
14	-0.083	-0.178	24.128	0.044
15	-0.114	-0.042	24.964	0.050
16	0.066	0.106	25.257	0.065

AT FIRST DIFFERENT

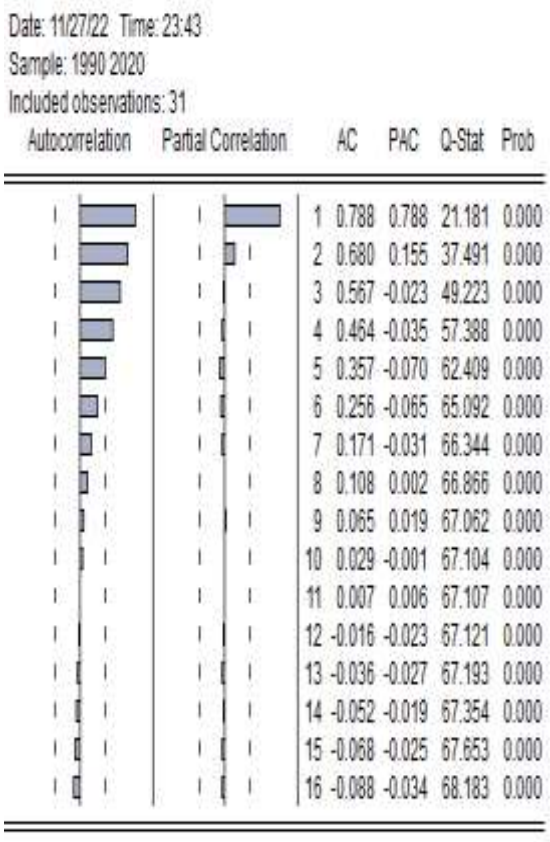


	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.304	-0.304	3.0693	0.080
2	0.005	-0.096	3.0703	0.215
3	-0.186	-0.238	4.3056	0.230
4	-0.047	-0.218	4.3881	0.356
5	0.160	0.044	5.3677	0.373
6	-0.085	-0.091	5.6558	0.463
7	0.041	-0.053	5.7250	0.572
8	-0.185	-0.200	7.2196	0.513
9	0.146	0.004	8.1935	0.515
10	-0.258	-0.353	11.385	0.328
11	0.350	0.137	17.577	0.092
12	-0.188	-0.171	19.466	0.078
13	0.182	0.138	21.344	0.066
14	-0.031	0.010	21.404	0.092
15	-0.194	-0.109	23.823	0.068
16	0.194	0.021	26.398	0.049

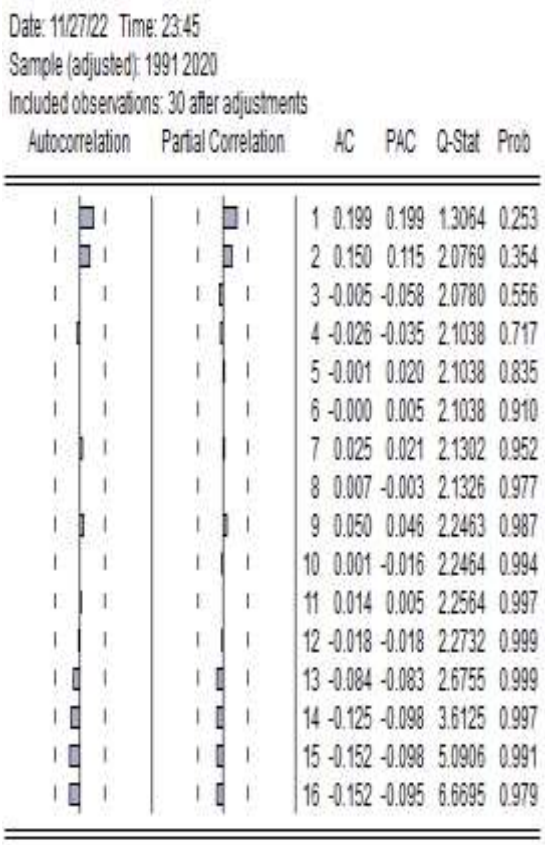
الشكل (7) اختبار دالتي الارتباط الذاتي و الجزئي لسلسلة متغير راس المال لقطاع الزراعي

Yac

AT Level



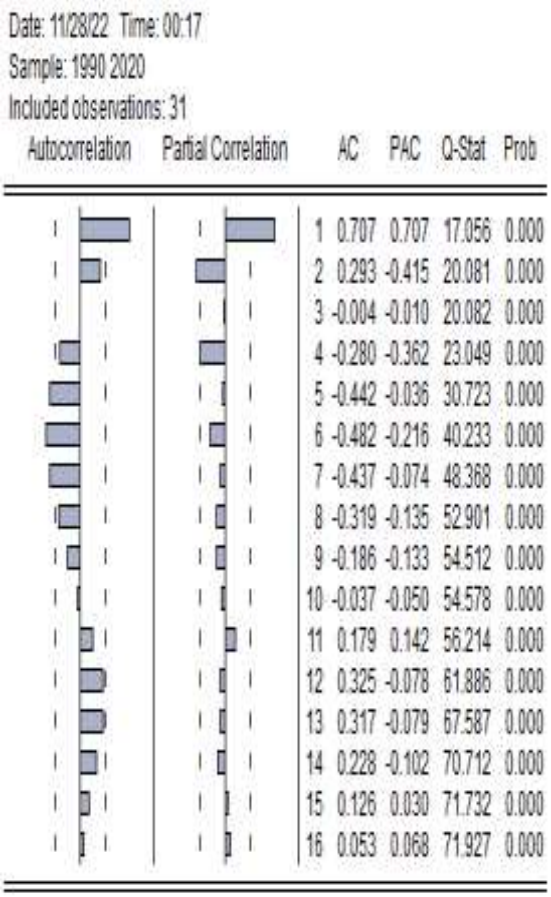
AT FIRST DIFFERENT



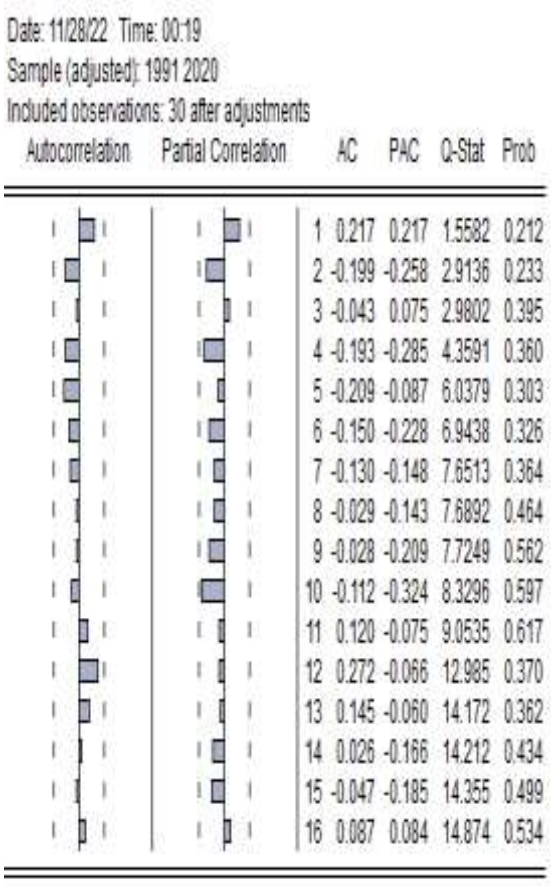
الشكل (8) اختبار دالتي الارتباط الذاتي و الجزئي لسلسلة متغير الطلب على العمل في القطاع الزراعي

Xin_1

AT Level



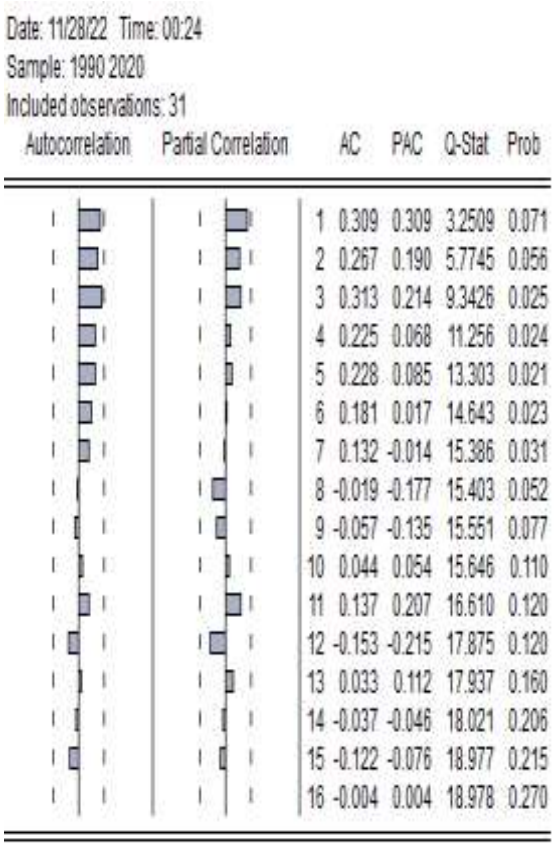
AT FIRST DIFFERENT



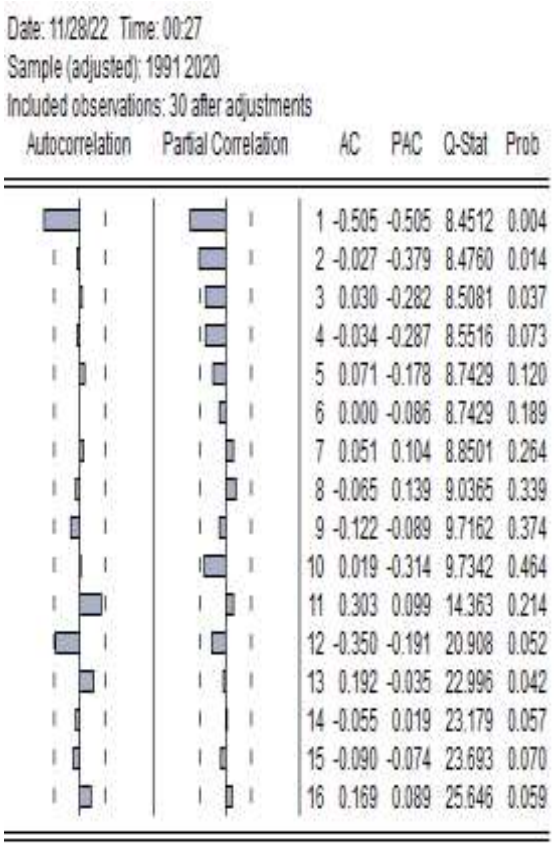
الشكل (9) اختبار دالتي الارتباط الذاتي و الجزئي لسلسلة متغير الناتج المحلي الجمالي لقطاع الصناعي

Xin_2

AT Level



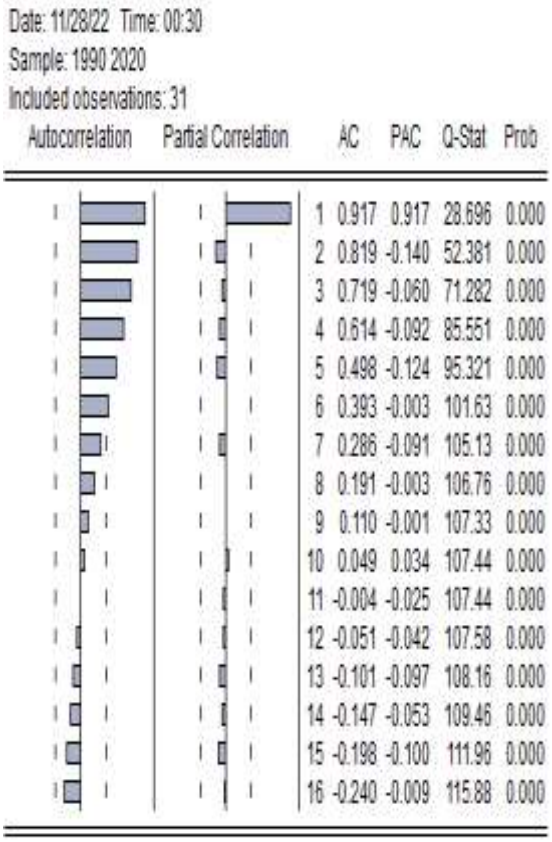
AT FIRST DIFFERENT



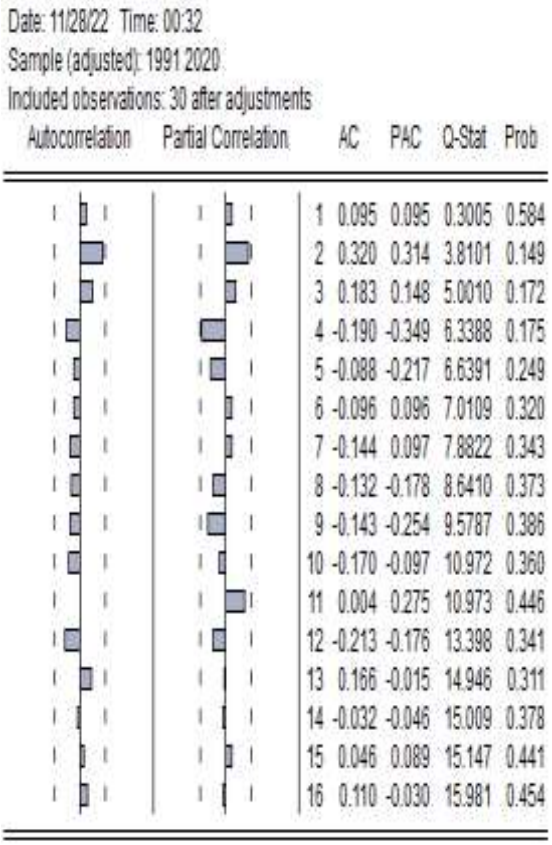
الشكل (10) اختبار دالتي الارتباط الذاتي و الجزئي لسلسلة متغير راس المال لقطاع الصناعي

Yin

AT Level



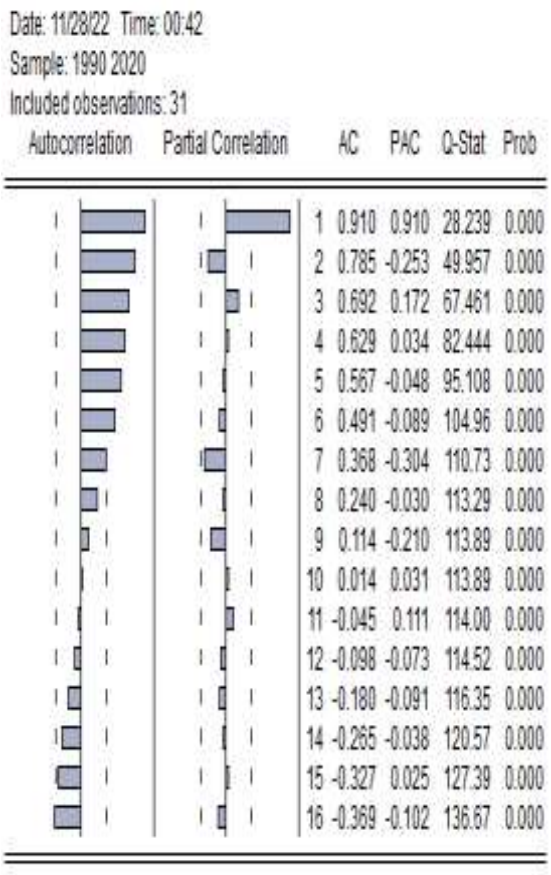
AT FIRST DIFFERENT



الشكل (11) اختبار دالتي الارتباط الذاتي و الجزئي لسلسلة متغير الطلب على العمل في القطاع الصناعي

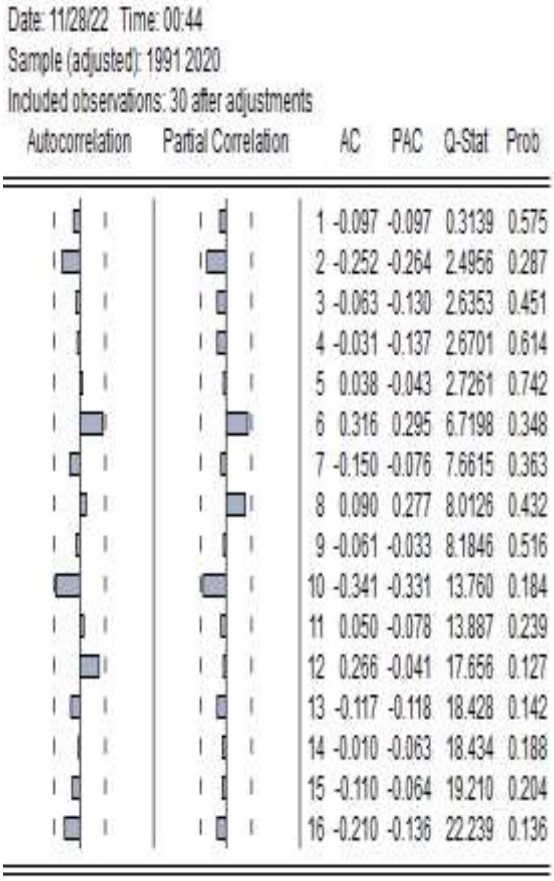
Xs_1

AT Level



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.910	0.910	28.239	0.000
2	0.785	-0.253	49.957	0.000
3	0.692	0.172	67.461	0.000
4	0.629	0.034	82.444	0.000
5	0.567	-0.048	95.108	0.000
6	0.491	-0.089	104.96	0.000
7	0.368	-0.304	110.73	0.000
8	0.240	-0.030	113.29	0.000
9	0.114	-0.210	113.89	0.000
10	0.014	0.031	113.89	0.000
11	-0.045	0.111	114.00	0.000
12	-0.098	-0.073	114.52	0.000
13	-0.180	-0.091	116.35	0.000
14	-0.265	-0.038	120.57	0.000
15	-0.327	0.025	127.39	0.000
16	-0.369	-0.102	136.67	0.000

AT FIRST DIFFERENT

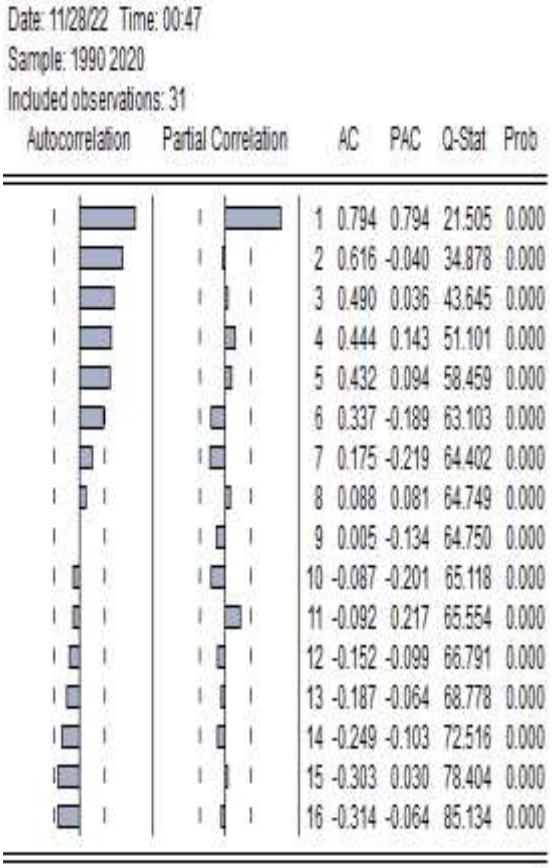


	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.097	-0.097	0.3139	0.575
2	-0.252	-0.264	2.4956	0.287
3	-0.063	-0.130	2.6353	0.451
4	-0.031	-0.137	2.6701	0.614
5	0.038	-0.043	2.7261	0.742
6	0.316	0.295	6.7198	0.348
7	-0.150	-0.076	7.6615	0.363
8	0.090	0.277	8.0126	0.432
9	-0.061	-0.033	8.1846	0.516
10	-0.341	-0.331	13.760	0.184
11	0.050	-0.078	13.887	0.239
12	0.266	-0.041	17.656	0.127
13	-0.117	-0.118	18.428	0.142
14	-0.010	-0.063	18.434	0.188
15	-0.110	-0.064	19.210	0.204
16	-0.210	-0.136	22.239	0.136

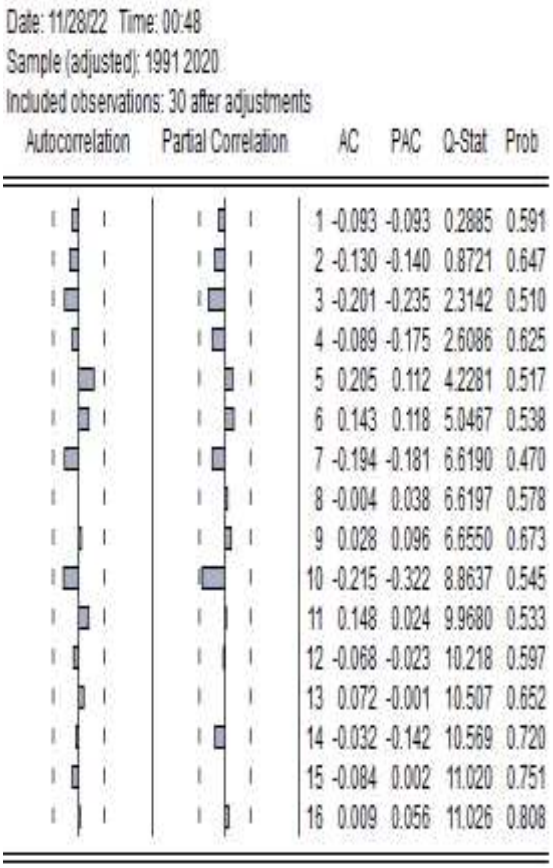
الشكل (12) اختبار دالتي الارتباط الذاتي و الجزئي لسلسلة متغير الناتج المحلي الجمالي لقطاع الخدمات

Xs_2

AT Level



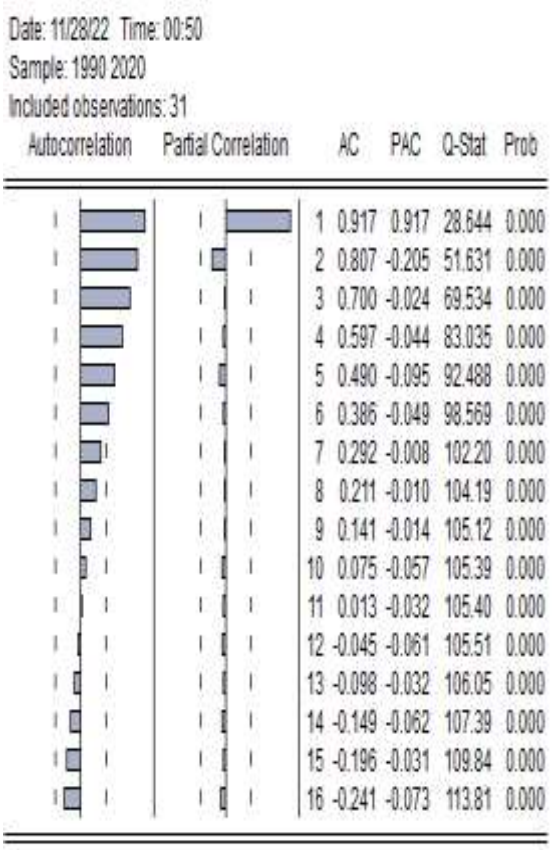
AT FIRST DIFFERENT



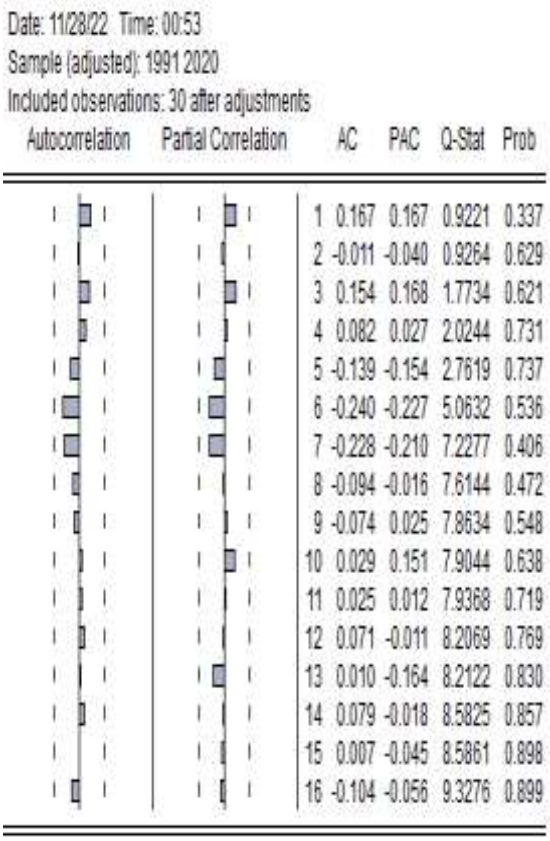
الشكل (13) اختبار دالتي الارتباط الذاتي و الجزئي لسلسلة متغير راس المال لقطاع الخدمات

Ys

AT Level



AT FIRST DIFFERENT



الشكل (14) اختبار دالتي الارتباط الذاتي و الجزئي لسلسلة متغير الطلب على العمل في القطاع الخدمات

النموذج B

جدول (1) نتائج اختبار النموذج الاول للبيانات الاصلية

المعادلة	المشكلة القياسية	الاختبارات	القيمة الاحتمالية	المستوى المقبول	القرار النهائي
1	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.026	أقل من 0.05	توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.221	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.000	أقل من 0.05	توجد مشكلة
2	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.128	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.429	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.659	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
3	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.086	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.422	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.006	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة

جدول (2) المعلمات المقدرة في النموذج الاول البيانات الاصلية

Prob.	t-Statistic	Std. Error	SUR	Prob.	t-Statistic	Std. Error	OLS	المعالم	القطاعات
0.000	9.441277	120908.2	1141528	0.000	8.307216	137414	1141528	β(01)	الزراعة (١)
0.054	1.959489	0.017779	0.034838	0.098	1.72412	0.020206	0.034838	β(12)	
0.752	0.317575	0.039488	0.01254	0.782	0.279429	0.044879	0.01254	β(13)	
0.004	2.980104	0.002546	0.007587	0.015	2.622142	0.002893	0.007587	β(14)	
0.151	-1.45288	0.090326	-0.13123	0.213	-1.27836	0.102657	-0.13123	β(15)	
0.281	1.085791	0.031746	0.034469	0.349	0.955368	0.036079	0.034469	β(16)	
0.529	-0.63325	0.003624	-0.0023	0.583	-0.55718	0.004119	-0.0023	β(17)	
0.049	2.005723	160480	321878.4	0.090	1.764801	182387.9	321878.4	β(02)	الصناعة (٢)
0.681	0.412919	0.023598	0.009744	0.720	0.36332	0.02682	0.009744	β(21)	
0.542	-0.61256	0.052412	-0.03211	0.595	-0.53898	0.059567	-0.03211	β(23)	
0.000	7.652554	0.003379	0.025859	0.000	6.73335	0.00384	0.025859	β(24)	
0.542	-0.61257	0.119889	-0.07344	0.595	-0.53899	0.136255	-0.07344	β(25)	
0.102	1.658325	0.042136	0.069875	0.158	1.459131	0.047888	0.069875	β(26)	
0.191	-1.31893	0.00481	-0.00634	0.257	-1.16051	0.005467	-0.00634	β(27)	
0.003	3.09584	366345.4	1134147	0.012	2.723976	416357.1	1134147	β(03)	الخدمات (٣)
0.473	0.720792	0.05387	0.038829	0.532	0.634213	0.061224	0.038829	β(31)	
0.200	-1.29215	0.119646	-0.1546	0.267	-1.13694	0.13598	-0.1546	β(32)	
0.000	8.343377	0.007714	0.064359	0.000	7.341193	0.008767	0.064359	β(34)	
0.365	-0.91215	0.273683	-0.24964	0.430	-0.80258	0.311045	-0.24964	β(35)	
0.120	1.574574	0.096188	0.151455	0.179	1.38544	0.109319	0.151455	β(36)	
0.037	-2.12117	0.01098	-0.02329	0.074	-1.86638	0.012479	-0.02329	β(37)	

جدول اختبار Jarque-Bera (3)

Prob.	df	Jarque-Bera	Component
0.0002	2	17.10666	1
0.683	2	0.76255	2
0.9214	2	0.163721	3
0.0062	6	18.03293	Joint

جدول (4) نتائج اختبار النموذج الاول للبيانات اللوغاريتمية

المعادلة	المشكلة القياسية	الاختبارات	القيمة الاحتمالية	المستوى المقبول	القرار النهائي
1	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.238	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.301	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.000	أقل من 0.05	توجد مشكلة
2	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.232	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.195	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.086	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
3	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.175	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.151	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.284	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة

جدول (5) المعلمات المقدرة في النموذج الاول للبيانات اللوغارتمية

Prob.	t-Statistic	Std. Error	SUR	Prob.	t-Statistic	Std. Error	OLS	المعالم	القطاعات
0.000	8.189283	1.180483	9.667312	0.000	7.205609	1.341637	9.667312	β(01)	الزراعة (١)
0.049	2.001721	0.078426	0.156987	0.091	1.76128	0.089133	0.156987	β(12)	
0.572	-0.56775	0.05483	-0.03113	0.622	-0.49956	0.062316	-0.03113	β(13)	
0.013	2.535509	0.059866	0.151791	0.035	2.230951	0.068039	0.151791	β(14)	
0.160	-1.42143	0.01467	-0.02085	0.223	-1.25069	0.016673	-0.02085	β(15)	
0.282	1.084719	0.020845	0.022611	0.349	0.954425	0.023691	0.022611	β(16)	
0.929	-0.08921	0.021445	-0.00191	0.938	-0.0785	0.024373	-0.00191	β(17)	
0.048	2.011127	1.918037	3.857417	0.090	1.769556	2.179878	3.857417	β(02)	الصناعة (٢)
0.473	0.722094	0.127426	0.092014	0.531	0.635358	0.144822	0.092014	β(21)	
0.235	-1.19826	0.089088	-0.10675	0.302	-1.05433	0.10125	-0.10675	β(23)	
0.000	5.554623	0.09727	0.540298	0.000	4.887416	0.110549	0.540298	β(24)	
0.553	-0.59613	0.023836	-0.01421	0.605	-0.52452	0.02709	-0.01421	β(25)	
0.106	1.635998	0.033869	0.055409	0.163	1.439487	0.038492	0.055409	β(26)	
0.491	0.692523	0.034844	0.02413	0.548	0.609339	0.039601	0.02413	β(27)	
0.001	3.663947	1.691248	6.196644	0.004	3.223843	1.922129	6.196644	β(03)	الخدمات (٣)
0.395	0.855022	0.112359	0.09607	0.459	0.752319	0.127698	0.09607	β(31)	
0.067	-1.86059	0.078554	-0.14616	0.115	-1.6371	0.089278	-0.14616	β(32)	
0.000	5.951014	0.085769	0.510411	0.000	5.236194	0.097478	0.510411	β(34)	
0.202	-1.28911	0.021017	-0.02709	0.268	-1.13426	0.023887	-0.02709	β(35)	
0.064	1.88373	0.029864	0.056256	0.110	1.657461	0.033941	0.056256	β(36)	
0.716	0.365675	0.030724	0.011235	0.750	0.321751	0.034919	0.011235	β(37)	

جدول اختبار Jarque-Bera (6)

Prob.	df	Jarque-Bera	Component
0	2	99.67615	1
0.7713	2	0.519369	2
0.9438	2	0.115746	3
0	6	100.3113	Joint

جدول (7) نتائج اختبار النموذج الثاني للبيانات الاصلية

المعادلة	المشكلة القياسية	الاختبارات	القيمة الاحتمالية	المستوى المقبول	القرار النهائي
1	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.197	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.090	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.000	أقل من 0.05	توجد مشكلة
2	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.860	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.009	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.910	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
3	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.860	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.009	أقل من 0.05	توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.910	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة

جدول (8) المعلمات المقدرة في النموذج الثاني للبيانات الاصلية

القطاعات	المعالم	OLS	t-Statistic	Std. Error	Prob.	SUR	t-Statistic	Error Std.	Prob.
الزراعة (١)	β(01)	248018	60753.54	4.082363	0.000	251312.4	56461.52	4.451038	0.000
	β(12)	0.009761	0.006484	1.50546	0.144	0.011307	0.005987	1.888776	0.063
	β(13)	-0.00669	0.024424	-0.27393	0.786	-0.01023	0.022579	-0.45304	0.652
	β(14)-1	0.836878	0.040911	20.45588	0.000	0.830464	0.03797	21.87147	0.000
الصناعة (٢)	β(02)	-331.939	52237.62	-0.00635	0.995	577.2853	48181.26	0.011982	0.991
	β(21)	0.017638	0.017878	0.986573	0.333	0.020739	0.016419	1.263086	0.210
	β(23)	-0.00028	0.013485	-0.02095	0.983	0.002128	0.012378	0.171889	0.864
	β(24)-1	1.010408	0.02755	36.67515	0.000	1.003173	0.025463	39.39717	0.000
الخدمات (٣)	β(03)	196026	69205.04	2.83254	0.009	192518.6	64172.57	3.000014	0.004
	β(31)	0.005335	0.004314	1.2366	0.227	0.00579	0.003952	1.46506	0.147
	β(32)	0.003771	0.003569	1.056526	0.300	0.002306	0.003269	0.70526	0.483
	β(34)-1	0.900769	0.05295	17.01176	0.000	0.900738	0.048579	18.54161	0.000

جدول اختبار Jarque-Bera (9)

Prob.	df	Jarque-Bera	Component
0.000	2	26.44909	1
0.8246	2	0.385823	2
0.000	2	25.35299	3
0.000	6	52.18791	Joint

جدول (10) نتائج اختبار النموذج الثاني للبيانات اللوغاريتمية

المعادلة	المشكلة القياسية	الاختبارات	القيمة الاحتمالية	المستوى المقبول	القرار النهائي
1	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.392	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.012	أقل من 0.05	توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.000	أقل من 0.05	توجد مشكلة
2	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.658	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.098	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.666	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
3	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.131	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.026	أقل من 0.05	توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.001	أقل من 0.05	توجد مشكلة

جدول (11) المعلمات المقدرة في النموذج الثاني للبيانات اللوغاريتمية

Prob.	Std. Error	t-Statistic	SUR	Prob.	Std. Error	t-Statistic	OLS	المعالم	القطاعات
0.000	5.191155	0.54243	2.815837	0.000	4.785306	0.584739	2.798157	β(1)	الزراعة (١)
0.312	1.016726	0.026197	0.026635	0.524	0.646413	0.028579	0.018474	β(12)	
0.836	0.20828	0.00418	0.000871	0.715	0.368918	0.00456	0.001682	β(13)	
0.000	18.17083	0.042652	0.775025	0.000	17.02379	0.046077	0.784409	β(14)-1	
0.982	-0.02248	0.382947	-0.00861	0.953	-0.05993	0.412102	-0.0247	β(2)	الصناعة (٢)
0.215	1.249048	0.017841	0.022284	0.286	1.08835	0.019218	0.020916	β(21)	
0.919	-0.10217	0.006442	-0.00066	0.882	-0.15008	0.006937	-0.00104	β(23)	
0.000	40.53376	0.024201	0.980955	0.000	37.78131	0.026041	0.983865	β(24)-1	
0.010	2.659967	0.271955	0.723391	0.027	2.343619	0.295501	0.692541	β(3)	الخدمات (٣)
0.035	2.142581	0.019894	0.042626	0.096	1.726019	0.021733	0.037512	β(31)	
0.146	1.466918	0.004611	0.006763	0.144	1.506077	0.005035	0.007583	β(32)	
0.000	28.69769	0.031282	0.897708	0.000	26.5174	0.034124	0.904876	β(34)-1	

جدول اختبار Jarque-Bera (12)

Prob.	df	Jarque-Bera	Component
0.000	2	37.45106	1
0.6674	2	0.808772	2
0.000	2	22.9404	3
0.000	6	61.20023	Joint

جدول (13) نتائج اختبار النموذج الاول للبيانات الاصلية بعد الاستقرارية

المعادلة	المشكلة القياسية	الاختبارات	القيمة الاحتمالية	المستوى المقبول	القرار النهائي
1	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.766	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.120	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.000	أقل من 0.05	توجد مشكلة
2	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.108	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.206	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.356	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
3	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.194	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.008	أقل من 0.05	توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.000	أقل من 0.05	توجد مشكلة

جدول (14)

المعلمات المقدرة في النموذج الاول للبيانات الاصلية بعد الاستقرارية

Prob.	t-Statistic	Std. Error	SUR	Prob.	t-Statistic	Std. Error	OLS	المعالم	القطاعات
0.021	2.354661	0.004756	0.0112	0.046	2.106073	0.005318	0.0112	β(12)	الزراعة (١)
0.359	-0.92409	0.012161	-0.01124	0.417	-0.82653	0.013596	-0.01124	β(13)	
0.011	-2.6156	0.001224	-0.0032	0.028	-2.33947	0.001369	-0.0032	β(14)	
0.233	1.203321	0.030209	0.036351	0.293	1.076283	0.033774	0.036351	β(15)	
0.013	-2.53425	0.008217	-0.02082	0.033	-2.2667	0.009187	-0.02082	β(16)	
0.866	-0.16919	0.001103	-0.00019	0.881	-0.15132	0.001233	-0.00019	β(17)	
0.416	0.818994	0.005676	0.004649	0.471	0.732531	0.006346	0.004649	β(21)	الصناعة (٢)
0.639	0.471517	0.014512	0.006843	0.677	0.421737	0.016225	0.006843	β(23)	
0.956	0.05552	0.001461	8.11E-05	0.961	0.049659	0.001633	8.11E-05	β(24)	
0.351	0.938867	0.03605	0.033847	0.409	0.839748	0.040306	0.033847	β(25)	
0.657	-0.44636	0.009806	-0.00438	0.693	-0.39924	0.010963	-0.00438	β(26)	
0.069	1.84731	0.001316	0.002431	0.112	1.652284	0.001471	0.002431	β(27)	
0.947	-0.06625	0.014356	-0.00095	0.953	-0.05926	0.016051	-0.00095	β(31)	الخدمات ٣
0.368	0.906162	0.036705	0.033261	0.426	0.810496	0.041038	0.033261	β(32)	
0.142	1.483631	0.003695	0.005482	0.197	1.327	0.004131	0.005482	β(34)	
0.184	1.342987	0.091181	0.122455	0.241	1.201204	0.101943	0.122455	β(35)	
0.664	-0.43684	0.024801	-0.01083	0.699	-0.39072	0.027729	-0.01083	β(36)	
0.503	-0.67401	0.003329	-0.00224	0.552	-0.60286	0.003722	-0.00224	β(37)	

جدول (15) اختبار Jarque-Bera

Prob.	Df	Jarque-Bera	Component
0.00	2	105.2478	1
0.3477	2	2.112572	2
0.3098	2	2.343565	3
0.000	6	109.7039	Joint

جدول (16) نتائج اختبار النموذج الثاني للبيانات الاصلية بعد الاستقرارية

المعادلة	المشكلة القياسية	الاختبارات	القيمة الاحتمالية	المستوى المقبول	القرار النهائي
1	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.024	أقل من 0.05	توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.274	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.765	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
2	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.316	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.019	أقل من 0.05	توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.967	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
3	الارتباط الذاتي	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.939	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	عدم تجانس التباين	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.055	أكبر من 0.05	لا توجد مشكلة
	التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.000	أقل من 0.05	توجد مشكلة

جدول (17) المعلمات المقدرة في النموذج الثاني للبيانات الاصلية بعد الاستقرارية

Prob.	Std. Error	t-Statistic	SUR	Prob.	Std. Error	t-Statistic	OLS	المعالم	القطاعات
0.002	3.136874	0.001343	0.004214	0.008	2.861056	0.001424	0.004075	β(12)	الزراعة (١)
0.452	-0.75645	0.014566	-0.01102	0.560	-0.59038	0.015451	-0.00912	β(13)	
0.000	-8.7966	0.090408	-0.79529	0.000	-8.26143	0.095946	-0.79265	β(14)-1	
0.004	2.942539	0.006566	0.01932	0.008	2.887443	0.007113	0.020538	β(21)	الصناعة (٢)
0.562	0.583134	0.00976	0.005692	0.831	0.215111	0.010595	0.002279	β(23)	
0.841	0.200998	0.213118	0.042836	0.728	0.351447	0.231303	0.081291	β(24)-1	
0.018	2.417385	0.003605	0.008715	0.045	2.104668	0.003934	0.00828	β(31)	الخدمات (٣)
0.931	-0.08641	0.002934	-0.00025	0.707	0.380649	0.003195	0.001216	β(32)	
0.000	5.349038	0.128774	0.688815	0.000	5.300504	0.137375	0.728156	β(34)-1	

جدول اختبار Jarque-Bera (18)

Prob.	df	Jarque-Bera	Component
0.5929	2	1.045583	1
0.9289	2	0.147576	2
0.0002	2	16.89884	3
0.006	6	18.092	Joint

جدول (19) المعلمات المقدرة في النموذج المستقل للبيانات اللوغاريتمية

System: SYS04
Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression
Date: 02/25/23 Time: 01:47
Sample: 1990 2020
Included observations: 31
Total system (balanced) observations 93
Linear estimation after one-step weighting matrix

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	11.54156	1.066051	10.82647	0.0000
C(12)	0.176665	0.069012	2.559913	0.0123
C(13)	0.002448	0.012414	0.197229	0.8441
C(2)	12.08570	1.754647	6.887822	0.0000
C(21)	0.018044	0.123217	0.146441	0.8839
C(23)	0.135302	0.027751	4.875543	0.0000
C(3)	7.466426	0.956661	7.804671	0.0000
C(31)	0.392489	0.068626	5.719288	0.0000
C(32)	0.046987	0.020800	2.258999	0.0265

Determinant residual covariance 1.63E-06

Equation: LNYAC = C(1) + C(12)*LNXAC1 + C(13)*LNXAC2
Observations: 31

R-squared	0.214037	Mean dependent var	14.31465
Adjusted R-squared	0.157897	S.D. dependent var	0.139562
S.E. of regression	0.128070	Sum squared resid	0.459257
Durbin-Watson stat	0.221742		

Equation: LNYIN = C(2) + C(21)*LNXIN1+ C(23)*LNXIN2
Observations: 31

R-squared	0.485756	Mean dependent var	14.11593
Adjusted R-squared	0.449025	S.D. dependent var	0.382975
S.E. of regression	0.284273	Sum squared resid	2.262717
Durbin-Watson stat	0.432420		

Equation: LNYS = C(3) + C(31)*LNXS1+ C(32)*LNXS2
Observations: 31

R-squared	0.829167	Mean dependent var	15.07001
Adjusted R-squared	0.816965	S.D. dependent var	0.345432
S.E. of regression	0.147785	Sum squared resid	0.611529
Durbin-Watson stat	0.551279		

جدول اختبار Jarque-Bera (20)

Prob.	df	Jarque-Bera	Component
0.0045	2	10.82846	1
0.6763	2	0.782179	2
0.4512	2	1.591707	3
0.0399	6	13.20234	Joint

الجدول (21) اختبار Wald لنموذج الاول

القطاعات	المعالم	Chi-square	Probability
الزراعة (١)	$\beta_{(01)}$	39.546	0.000
	$\beta_{(12)}$	2.113	0.146
	$\beta_{(13)}$	37.897	0.000
	$\beta_{(14)}$	3.692	0.055
	$\beta_{(15)}$	3.657	0.056
	$\beta_{(16)}$	0.024	0.877
	$\beta_{(17)}$	0.051	0.821
الصناعة (٢)	$\beta_{(02)}$	7.736	0.005
	$\beta_{(21)}$	0.025	0.875
	$\beta_{(23)}$	1.645	0.200
	$\beta_{(24)}$	68.156	0.000
	$\beta_{(25)}$	0.139	0.710
	$\beta_{(26)}$	12.022	0.001
	$\beta_{(27)}$	0.024	0.878
الخدمات (٣)	$\beta_{(03)}$	20.933	0.000
	$\beta_{(31)}$	0.099	0.753
	$\beta_{(32)}$	3.537	0.060
	$\beta_{(34)}$	71.170	0.000
	$\beta_{(35)}$	1.227	0.268
	$\beta_{(36)}$	11.913	0.001
	$\beta_{(37)}$	0.063	0.801

الجدول (22)اختبار Wald لنموذج الثاني

القطاعات	المعالم	Chi-square	Probability
الزراعة (١)	β(01)	5.494	0.019
	β(12)	4.989	0.026
	β(13)	0.835	0.361
	β(14)	163.949	0.000
الصناعة (٢)	β(02)	0.071	0.790
	β(21)	1.318	0.251
	β(23)	0.024	0.876
	β(24)	1757.561	0.000
الخدمات (٣)	β(03)	23.129	0.000
	β(31)	182.112	0.000
	β(32)	0.003	0.958
	β(34)	4.949	0.026

الجدول (23) تقدير النموذج بشكل منفصل

System: UNTITLED
Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression
Date: 03/04/23 Time: 01:05
Sample: 1990 2020
Included observations: 31
Total system (unbalanced) observations 90
Linear estimation after one-step weighting matrix

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-1.049790	0.454414	-2.310205	0.0234
C(12)	0.069411	0.029695	2.337464	0.0219
C(13)	-0.002865	0.005035	-0.568926	0.5710
C(2)	12.45456	2.140878	5.817499	0.0000
C(21)	-0.055855	0.151470	-0.368756	0.7133
C(23)	0.189519	0.033690	5.625377	0.0000
C(3)	4.241901	0.802308	5.287121	0.0000
C(31)	0.618383	0.045732	13.52177	0.0000
C(32)	-0.027013	0.034356	-0.786259	0.4340

Determinant residual covariance 1.00E-06

Equation: D(DLNYAC) = C(1) + C(12)*LNXAC1 + C(13)*LNXAC2
Observations: 29

R-squared	0.177710	Mean dependent var	-0.005924
Adjusted R-squared	0.114457	S.D. dependent var	0.037250
S.E. of regression	0.035053	Sum squared resid	0.031947
Durbin-Watson stat	1.472181		

Equation: LNYIN = C(2) + C(21)*LNXIN1+ C(23)*LNXIN2
Observations: 31

R-squared	0.537630	Mean dependent var	14.11593
Adjusted R-squared	0.504604	S.D. dependent var	0.382975
S.E. of regression	0.269554	Sum squared resid	2.034468
Durbin-Watson stat	0.867029		

Equation: LNYS = C(3) + C(31)*LNXS1+ C(32)*D(LNXS2)
Observations: 30

R-squared	0.863473	Mean dependent var	15.08883
Adjusted R-squared	0.853360	S.D. dependent var	0.334772
S.E. of regression	0.128196	Sum squared resid	0.443724
Durbin-Watson stat	0.962603		

جدول (24) التوزيع الطبيعي للبواقي معادلات الانحدار بشكل منفصل

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	308.5259	2	0.0000
2	2.691080	2	0.2604
3	3.136349	2	0.2084
Joint	314.3534	6	0.0000

الجدول (25)تقدير النموذج باخذ التباطئ لراس المال

System: SYS10
Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression
Date: 10/30/22 Time: 18:54
Sample: 1991 2020
Included observations: 30
Total system (unbalanced) observations 88
Linear estimation after one-step weighting matrix

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-1.131543	0.458999	-2.465243	0.0159
C(12)	0.070683	0.029848	2.368109	0.0203
C(13)	0.002149	0.005053	0.425308	0.6718
C(2)	7.864799	2.107944	3.731029	0.0004
C(21)	0.277759	0.142103	1.954633	0.0542
C(23)	0.170611	0.032386	5.268130	0.0000
C(3)	4.274227	0.876258	4.877818	0.0000
C(31)	0.616167	0.049851	12.36010	0.0000
C(32)	0.010940	0.034738	0.314923	0.7537
Determinant residual covariance		9.11E-07		

Equation: D(DLNYAC)= C(1) + C(12)*LNXAC1+ C(32)*LNXAC21
Observations: 29

R-squared	0.168314	Mean dependent var	-0.005924
Adjusted R-squared	0.104338	S.D. dependent var	0.037250
S.E. of regression	0.035253	Sum squared resid	0.032312
Durbin-Watson stat	1.444486		

Equation: LNYIN = C(2) + C(21)*LNXIN1+ C(23)*LNXIN21
Observations: 30

R-squared	0.516649	Mean dependent var	14.13701
Adjusted R-squared	0.480845	S.D. dependent var	0.370782
S.E. of regression	0.267157	Sum squared resid	1.927070
Durbin-Watson stat	0.968195		

Equation: LNYS = C(3) + C(31)*LNXS1+ C(32)*D(LNXS21)
Observations: 29

R-squared	0.850523	Mean dependent var	15.10775
Adjusted R-squared	0.839025	S.D. dependent var	0.323977
S.E. of regression	0.129985	Sum squared resid	0.439299
Durbin-Watson stat	0.922408		

الجدول (26) التويع الطبعي للبواقي عند اخذ التباطئ في راس المال

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	323.3740	2	0.0000
2	0.158891	2	0.9236
3	61.54432	2	0.0000
Joint	385.0772	6	0.0000

النموذج (C)

برنامج (1): إيجاد كل من معيار AIC وBIC وHQIC، وكذلك معيار الكفاءة للأنموذج الأول:

```
rm(list = ls())#Clear objects.
cat("\f")#Clear commands.
Criteria=function(e,k){
  n=length(e);
  l=-n/2*(1+log(2*pi)+log(sum(e^2/n)));
  AIC=-2*l/n+2*k/n;
  BIC=-2*l/n+k*log(n)/n;
  HQIC=-2*l/n+2*k*log(log(n))/n
  IC=c(AIC,BIC,HQIC)
}
library(openxlsx);
MyData1=read.xlsx();
MyData2= read.xlsx();
MyData3= read.xlsx();
n1=dim(MyData1)[1];nv=dim(MyData1)[2];
n2=dim(MyData2)[1];n3=dim(MyData3)[1];
Data.All1=matrix(unlist(MyData1),n1,nv);
Data.All2=matrix(unlist(MyData2),n2,nv);
Data.All3=matrix(unlist(MyData3),n3,nv);
y1=matrix(Data.All1[,1],ncol=1);
y2=matrix(Data.All2[,1],ncol=1);
y3=matrix(Data.All3[,1],ncol=1);
```

```
X1=Data.All1[,2:nv];

X2=Data.All2[,2:nv];

X3=Data.All3[,2:nv];

k=dim(X1)[2]

beta.OLS=matrix(c(-2.13851,0.029925,0.09134,0.023814,-
0.00743,0.000526,0.000219,4.727022,0.017082,-0.09604,0.546304,-
0.00772,0.08125,-0.0057,6.990769,0.030517,-0.127,0.500986,-
0.02059,0.072589,-0.00871),ncol=1)#OLS

beta.GLS=matrix(c(-2.15296,0.033117,0.085857,0.026326,-0.0064,-
0.00041,0.001583,4.533677,0.052625,-0.10137,0.530949,-
0.00967,0.082204,-0.00148,7.034365,0.032393,-0.1231,0.492881,-
0.02122,0.074146,-0.00818),ncol=1)#GLS

beta.MLE=matrix(c(-2.13851,0.029925,0.09134,0.023814,-
0.00743,0.000526,0.000219,4.727022,0.017082,-0.09604,0.546304,-
0.00772,0.08125,-0.0057,6.990769,0.030517,-0.127,0.500986,-
0.02059,0.072589,0.00871),ncol=1)#MLE

beta.SURE=matrix(c(-2.205069,0.030648,0.094025,0.024876,-
0.007858,0.000703,0.001702,4.720158,0.017157,-0.095761,0.546413,-
0.007768,0.081269,-0.005551,6.966005,0.030786,-0.126004,0.501381,-
0.020745,0.072655,-0.008162),ncol=1)#SURE

k1=k-3;

B.hat1=beta.SURE[(1:7)]

y.hat1=X1%*%B.hat1

e1=y1-y.hat1

AIC1=Criteria(e1,k1)[1]

BIC1=Criteria(e1,k1)[2]

HQIC1=Criteria(e1,k1)[3]

B.hat2=beta.SURE[(8:14)]

y.hat2=X2%*%B.hat2
```

```
e2=y2-y.hat2
AIC2=Criteria(e2,k1)[1]
BIC2=Criteria(e2,k1)[2]
HQIC2=Criteria(e2,k1)[3]
B.hat3=beta.SURE[(15:21)]
y.hat3=X3%*%B.hat3
e3=y3-y.hat3
AIC3=Criteria(e3,k1)[1]
BIC3=Criteria(e3,k1)[2]
HQIC3=Criteria(e3,k1)[3]
yh.SURE=matrix(c(y.hat1,y.hat2,y.hat3),ncol=1)
k2=1/sqrt(k1*pi)+sqrt(pi)/(pi-1);
Eff=function(yh.SURE=yh.SURE,b.Others,X=X1){
  y1=X%*%b.Others[1:7]
  y2=X%*%b.Others[8:14]
  y3=X%*%b.Others[15:21]
  y.hat=matrix(c(y1,y2,y3)*k2,ncol=1)
  var(yh.SURE)/var(y.hat)
}
Eff.OLS=Eff(yh.SURE=yh.SURE,b.Others=beta.OLS,X=X1)
Eff.GLS=Eff(yh.SURE=yh.SURE,b.Others=beta.GLS,X=X1)
Eff.MLE=Eff(yh.SURE=yh.SURE,b.Others=beta.MLE,X=X1)
```

برنامج (2): إيجاد كل من معيار AIC وBIC وHQIC، وكذلك معيار الكفاءة للأنموذج الثاني:

```
rm(list = ls())#Clear objects.
```

```
cat("\f")#Clear commands.
Criteria=function(e,k){
  n=length(e);
  l=-n/2*(1+log(2*pi)+log(sum(e^2/n)));
  AIC=-2*l/n+2*k/n;
  BIC=-2*l/n+k*log(n)/n;
  HQIC=-2*l/n+2*k*log(log(n))/n
  IC=c(AIC,BIC,HQIC)
}
library(openxlsx);
MyData1=read.xlsx();
MyData2= read.xlsx();
MyData3= read.xlsx();
n1=dim(MyData1)[1];nv=dim(MyData1)[2];
n2=dim(MyData2)[1];n3=dim(MyData3)[1];
Data.All1=matrix(unlist(MyData1),n1,nv);
Data.All2=matrix(unlist(MyData2),n2,nv);
Data.All3=matrix(unlist(MyData3),n3,nv);
y1=matrix(Data.All1[,1],ncol=1);
y2=matrix(Data.All2[,1],ncol=1);
y3=matrix(Data.All3[,1],ncol=1);
X1=Data.All1[,2:nv];
X2=Data.All2[,2:nv];
X3=Data.All3[,2:nv];
```

```
k=dim(X1)[2]

ABHIC=matrix(0,9,4)

nR=nrow(ABHIC)

nC=ncol(ABHIC)

beta.ALL=matrix(0,4,12)

k1=c(k,k,(k+1),(k-3))

beta.OLS=matrix(c(-0.43414,0.027525,0.001371,-0.81412,-
0.0247,0.020916,-0.00104,0.983865,3.671592,0.646816,-
0.00599,1.728229),ncol=1)

beta.GLS=matrix(c(-0.43515,0.027575,0.001391,-0.8157,-
0.00574,0.02016,-0.0009,0.983169,1.230747,0.775614,-
0.18964,3.566647),ncol=1)

beta.MLE=matrix(c(-0.43414,0.027525,0.001371,-0.81412,-
0.0247,0.020916,-0.00104,0.983865,3.671592,0.646816,-
0.00599,1.728229),ncol=1)

beta.SURE=matrix(c(-0.43328,0.027094,0.001867,-0.83329,-
0.09872,0.019678,-0.00097,0.990331,3.930509,0.629239,-
0.00186,2.990833),ncol=1)

k1=k-3;

B.hat1=beta.SURE[(1:4)]

y.hat1=X1%*%B.hat1

e1=y1-y.hat1

AIC1=Criteria(e1,k1)[1]

BIC1=Criteria(e1,k1)[2]

HQIC1=Criteria(e1,k1)[3]

B.hat2=beta.SURE[(5:8)]

y.hat2=X2%*%B.hat2
```

```
e2=y2-y.hat2
AIC2=Criteria(e2,k1)[1]
BIC2=Criteria(e2,k1)[2]
HQIC2=Criteria(e2,k1)[3]
B.hat3=beta.SURE[(9:12)]
y.hat3=X3%*%B.hat3
e3=y3-y.hat3
AIC3=Criteria(e3,k1)[1]
BIC3=Criteria(e3,k1)[2]
HQIC3=Criteria(e3,k1)[3]
yh.SURE=matrix(c(y.hat1,y.hat2,y.hat3),ncol=1)
k2=1/sqrt(k1*pi)+sqrt(pi)/(pi-1);
Eff=function(yh.SURE=yh.SURE,b.Others,X=X1){
  y1=X%*%b.Others[1:4]
  y2=X%*%b.Others[5:8]
  y3=X%*%b.Others[9:12]
  y.hat=matrix(c(y1,y2,y3)*k2,ncol=1)
  var(yh.SURE)/var(y.hat)
}
Eff.OLS=Eff(yh.SURE=yh.SURE,b.Others=beta.OLS,X=X1)
Eff.GLS=Eff(yh.SURE=yh.SURE,b.Others=beta.GLS,X=X1)
Eff.MLE=Eff(yh.SURE=yh.SURE,b.Others=beta.MLE,X=X1)
```

البيانات الخام المستخدمة

الجدول (27)

الناتج المحلي الاجمالي و اجمالي راس المال الثابت للقطاعات(الزراعة، الصناعة ،الخدمات) للسنوات (1990-2020) بالاسعار الثابتة لسنة 2007

Xs_2	Xin_2	Xac_2	Xs_1	Xin_1	Xac_1	Yae
4041130.6	755784.6	894428.0	27888949.4	2291505.5	4233719.4	1990
770346.1	40319.4	182300.7	14063600.0	872375.9	3533052.3	1991
663538.9	108831.2	442530.5	17990289.6	891006.0	4336989.9	1992
646250.7	211921.3	445298.3	30667946.9	2143598.5	4288485.9	1993
451824.6	69569.0	342050.1	29072794.0	2230107.1	4593753.8	1994
289890.7	86186.7	182536.6	26360471.1	2595095.6	5142892.2	1995
147659.0	16849.7	68403.7	30252786.3	2709144.4	5523678.9	1996
582705.1	107795.3	379408.9	23515391.7	2768112.8	5076091.8	1997
906859.5	162428.4	325231.8	25053648.9	2806669.0	5495190.5	1998
1535959.3	285107.5	362185.7	28317148.5	2964944.1	6370963.1	1999
3300009.7	578457.0	488372.4	30429992.6	2832265.2	5635053.8	2000
5507123.9	1487821.7	1015234.3	32640893.0	3095468.0	5692833.0	2001
5269815.0	732397.9	817860.3	32748858.3	2825095.9	6665386.3	2002
4692316.2	932892.2	768013.5	20437541.1	2011418.5	4718909.9	2003
2787486.1	279113.9	15199.7	38761394.9	1565411.7	5546198.2	2004
8903855.5	79546.2	230379.5	42844159.5	1548694.3	7286558.3	2005
11295917.0	3187459.7	786988.8	45410684.8	1711054.9	7597524.8	2006
7131680.2	189447.5	17647.4	45374766.9	1817913.8	5494212.4	2007
20813789.5	263701.3	50219.7	48398626.6	1939714.0	4730388.9	2008
11654633.2	536906.1	11604.0	49742283.6	2637792.9	4898773.2	2009
21871292.1	1264386.1	392032.9	56218914.5	2805041.0	5560828.4	2010
20867910.5	1932364.3	570488.8	59586428.2	2870485.9	6465656.3	2011
29929077.5	980881.0	1307364.2	70291317.8	2930766.1	6019561.4	2012
44684466.8	1951638.1	728751.1	78633533.3	2653458.2	7459173.9	2013
47411791.5	774785.1	605721.9	75967661.0	2064945.8	7309016.0	2014
18240836.3	783196.1	185269.4	69283366.5	1723531.5	4613210.7	2015
13628119.2	2486113.5	282657.7	68206618.5	1787446.6	4598970.6	2016
16365067.7	4275203.5	776456.9	71187765.4	1926417.4	3863223.0	2017
18071308.8	1021975.3	285414.3	76616235.1	2168401.4	5318242.3	2018
26134891.4	2892484.5	697102.4	80763035.9	2313072.6	7773136.1	2019
12704867.8	1911567.8	195779.5	70425517.8	2313002.7	9518603.5	2020

المصدر:- وزارة التخطيط والتعاون الانمائي، الجهاز المركزي الإحصاء وتكنولوجيا المعلومات، مديرية الحسابات القومية، السنوات (1990-2020) اعداد متفرقة.

المصدر :-توحيد السلسلتين الزمنيتان بالأساس 2007 (الدبوني ،1996، 127)

Abstract

Work takes a prominent role in the economies of developing and developed countries alike, as work is the main element in the production process and without it, goods and services cannot be produced in the economy, so the issue of demand for work received great attention in economic analysis and study because of its importance for the individual and society, as well as this interest by states in order to ensure the provision of job opportunities for every person who is able and willing to work, as it is a natural right for every individual, and given the suffering of the Iraqi ,economy from structural imbalances that prevailed in the economic sectors, especially the agricultural and industrial sectors, as a result of the conditions of war and economic blockade as well The mismanagement of the state, which led to the deterioration of the infrastructure of the economic sectors and the cessation of many industries and agricultural projects, which weakened the ability of the labor market to absorb and find job opportunities to absorb the new labor force entering the labor market, which greatly affected the demand for work and then increased labor rates. Unemployment, which is one of the most important problems facing the labor market in the Iraqi economy.

One of the most important new directions in econometric models related to demand is to treat the phenomenon studied in a way that takes the interrelationships and interdependence between the factors affecting this phenomenon and embodies it in the form of a system of equations, where the system consists of a number of equations, each equation expresses an economic relationship between the variables affecting that phenomenon, Therefore, the thesis aims to describe the regression equations for the economic sectors (agriculture, industry, services) in the Iraqi economy as a system of seemingly unrelated regression equations

(SURE) to determine the demand for work as the dependent variable, while the independent variables were the gross domestic product and capital at constant prices. for the year 2007 for each of the three sectors.

The use of the system of equations SURE, which is characterized by the ability to model equations where there is a correlation between the random errors of those equations.

The regression model of the dependent variable represented by the labor force was estimated on the independent variables represented by each of the gross domestic product and capital for all sectors using the usual least squares method, and then the residuals were taken to estimate the model according to SURE, using linear equations. Therefore, the exponential (logarithmic) model was used instead of the linear one, and two logarithmic models were used. The first is the total model, meaning that the dependent variable for each sector is affected by the independent variables for all sectors. The results showed that most of the regression analysis assumptions are available, except for the problem of heterogeneity. Variation in the agricultural sector. As for the second model, it represented the regression of the variable dependent on one sector on the explanatory variables of the same sector, in addition to the one-year lag for the dependent variable. Then the ordinary least squares method was compared with the generalized least squares method and the greatest possibility as well as the SURE method using different criteria such as Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz Bayesian Criterion (SBC) and Hannan-Cowen information criterion (H-Q) Hannan Quinn Information Criterion using the R language program. Through the results of the first model, the preference of the SURE method was shown for all economic sectors and all models.

Republic of Iraq

Ministry of Higher Education and scientific Research

University of Basra
College of Administration and Economics Department of statistics

The Use of Seemingly Unrelated Regression Equation (SURE) in Determining the Demand for Work in Iraq for the years (1990-2020)

A Thesis submitted to the Council of the College of Administration and Economics / University of Basra , which a part of the requirements for Master degree of science in statistics

By

Entidhar Abdulwahid Jaafar

Supervised By

Dr.Wedad Ador Wadi AL-daboni

Nadia Ali Ayed

2023 A.C **1444 A.H**