# استعمال طريقة (SURE) في تقدير معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا لتحديد الطلب على العمل في العراق للسنوات 1(1990-2020)

الاستاذ المساعد الدكتور: وداد أدور وادي الباحثة: انتظار عبد الواحد جعفر

الاستاذ المساعد نادية على عايد

كلية الادارة والاقتصاد/ قسم الاحصاء

جامعة البصرة

### الستخلص:

يؤدي العمل دوراً بارزاً في اقتصاديات للدول النامية والمتقدمة على حد سواء , اذ يعد العمل العنصر الأساسي في العملية الانتاجية وبدونه لا يمكن انتاج السلع والخدمات . ان هذه الاهمية تتطلب ان يتم الاستخدام الكفوء للعمل وتجنب هدر مثل هذا المورد الاقتصادي, لذلك هدف البحث إلى تحديد الطلب على العمل في القطاعات الاقتصادية ( الزراعة, الصناعة, الخدمات) في الاقتصاد العراقي بتوصيف معادلات الانحدار لهذه القطاعات بوصفها منظومة معادلات غير مرتبطة ظاهرياً Seemingly Unrelated Regression وتكتب اختصاراً (SURE) لتحديد الطلب على العمل بوصفه المتغير المعتمد اما المتغيرات المستقلة فكانت الناتج المحلى الاجمالي وراس المال بالأسعار الثابتة لسنة 2007 لكل قطاع ومقارنة نتائجها مع طريقة المربعات الصغرى المعممة GLS لأنها من افضل الطرائق المستخدمة في حل المعادلة المنفردة , ومن ثم استخدام البواقي الناتجة عنها في تقدير معلمات طريقة SURE دفعة واحدة كونها تمثل حالة خاصة من المعادلات الانية للوصول إلى مقدرات اكثر كفاءة مقارنة بطريقة GLS باستخدام البرنامج الاحصائي Eviews12 للحصول على النتائج التي اكدت ان قطاع الخدمات هو القطاع الذي يستقطب اكثر العاملين فضلاً عن كون الناتج المحلى الاجمالي لهذا القطاع له تأثير كبير في بقية القطاعات كما تبين ايضاً ان طربقة SURE هي الاكثر كفاءة و الاقل تبايناً.

الكلمات المفتاحية: - العمل, ديكي فولر, مضاعف لاكرانج, GLS, SURE.

<sup>1</sup>بحث مستل من رسالة الماجستير الموسومة (استعمال معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا SURE في تحديد الطلب على العمل في العراق للسنوات (1990-2020))

# Using the (SURE) method in estimating seemingly unrelated regression equations to determining the demand for work in Iraq for the years (1990-2020)

teacher Entidhar Abdulwahid Jaafar Dr. Wedad Ador Wadi AL-daboni

Nadia Ali Ayed

College of Administration and Economics,

### University of Basra

### **Abstract:**

Labor takes a prominent role in the economies of developing and developed countries alike, as labor is considered the main element in the production process, and without it, goods and services cannot be produced .This importance requires the efficient use of work and the avoidance of wasting such an economic resource. Therefore, the research aims to determine the demand for work in the economic sectors (agriculture, industry, services) in the Iraqi economy by describing the regression equations for these sectors as a system of seemingly unrelated equations. Regression and write an acronym (SURE) to determine the demand for work as the dependent variable. As for the independent variables, they were the gross domestic product and capital at constant prices for the year 2007 for each sector, and comparing its results with the generalized least squares method GLS because it is one of the best methods used in solving the single equation, and then using the remainder resulting in estimating the parameters of the SURE method at once, as it represents a special case of the simultaneous equations to reach more efficient estimates compared to the GLS method, using the Eviews12 statistical program to obtain the results that confirmed that the service sector is the sector that attracts the most workers, in addition to the fact that the gross domestic product of this sector. It has a significant impact on the rest of the sectors, as it was also shown that the SURE method is the most efficient and the least variance.

Keywords: - Work, Dickey Fuller, Lagrange multiplier, GLS, SURE

### القدمة:

يعد العمل من اهم المؤشرات الاقتصادية التي تعبر عن مستوى النشاط الاقتصادي للدولة وكفاءة اداءه حيث ان اساس اي عملية انتاجية هو العنصر البشري, فمن المفترض كل مجتمع يريد التقدم و التطور يجب ان يجعل العاملين في مقدمة اهتماماته, لذا يعد معياراً اساسياً في تحديد قيمته بوصفه مصدراً للعيش ومنه يحدد التطور ومستوى الانجاز في أي مجتمع.

تساعد البيانات المتعلقة بالعمل على امكانية صنع القرارات الاقتصادية الرشيدة وذلك لارتباط سوق العمل (عرض العمل والطلب عليه) بالجانب المادي والخدمي من جهة الناتج المحلي الاجمالي من جهة اخرى , من هذا المبدأ تمت دراسة الترابط بين القطاعات الاقتصادية ومعرفة التداخل الحاصل فيما بينها من خلال عدة عوامل مشتركة يكون من غير المناسب معالجة عنصر العمل في احد القطاعات بمعزل عن القطاعات الاخرى فالتشغيل في احد القطاعات قد يكون مرتبطا بالقطاعات الاخرى فالمعالجة المناسبة تقتضي صياغة مجموعة من المعادلات الانية وهناك حالة خاصة من منظومة المعادلات لا تظهر فيها المتغيرات كمتغير معتمد و مستقل في آن واحد ولكن يوجد بينها تداخل و ترابط بين المعادلات المنفردة فاذا كانت الاخطاء العشوائية لأحدى المعادلات مرتبطة مع الاخطاء العشوائية في المعادلات الاخرى فان مثل هذه المعادلات تكون غير مرتبطة ظاهريا لكن هناك ترابطاً و تداخلاً من خلال الاخطاء العشوائية و تعد منظومة المعادلات (Seemingly Unrelated Regression Equation (SURE) المنطومة المعادلات المنظومة الاكثر كفاءة و الاقل تبايناً اذ يتم تقدير المعلمات ايضاً دفعة واحدة و لجميع المعادلات.

تناول الجانب العملي ثلاثة قطاعات اقتصادية ( الزراعة , الصناعة , الخدمات ) للسنوات 1990-2020 بتوصيف معادلاتها على انها منظومة معادلات غير مرتبطة ظاهريا بعد التحقق من ان الاخطاء العشوائية لكل معادلة مرتبطة بالأخطاء العشوائية للمعادلات الاخرى

### Problem of the study

تكمن مشكلة البحث في تحديد شكل العلاقة التي تحدد الطلب على عنصر العمل في القطاعات ( الزراعة , الصناعة , الخدمات ) في الاقتصاد العراقي فعندما تكون الظاهرة الاقتصادية المدروسة مرتبطة بغيرها من الظواهر بعلاقات تشابكية فإن نموذج المعادلة المنفردة يكون غير كفوء عند التقدير لذلك سيتم اختيار طريقة لتقدير نموذج الطلب على على العمل باستعمال معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا SURE لتحديد شكل العلاقة المدروسة بين الطلب على العمل في القطاعات الاقتصادية الثلاثة مع الناتج المحلي الإجمالي ورأس المال لكل قطاع و اختبار افضل طريقة لتقدير نموذج الطلب على العمل باستخدام معادلات الانحدار غير مرتبطة ظاهربا

## objective of the study

يهدف البحث إلى تقدير اثر الطلب على عنصر العمل في القطاعات الاقتصادية ( الزراعة , الصناعة , الخدمات ) في الاقتصاد العراقي للسنوات (1990-2020) وتجسيدها على شكل منظومة معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهرياً للتعرف على طبيعة العلاقة بين عنصر الانتاج (العمل) والناتج المحلي الاجمالي و الاستثمار ومن ثم كفاءة استخدامه في القطاعات الاقتصادية الثلاثة.

# أهمية البحث Importance of the study

تأتي اهمية البحث من أهمية عنصر العمل في الحياة الاقتصادية و لدوره في تحقيق النمو الاقتصادي لأي دولة, لذلك يسعى البحث إلى ابراز دور العمل في زيادة الانتاج و من ثم النمو الاقتصادي لتحديد علاقة الترابط القطاعي للعمل و الانتاج في القطاعات ( الزراعة, الصناعة, الخدمات ) في الاقتصاد العراقي باستعمال معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا.

# فرضية البحث Hypothesis of the study

ان الترابط المباشر وغير المباشر بين القطاعات الاقتصادية المشار اليها تنعكس بشكل كبير على تشغيل عنصر العمل فقد يكون تشغيل عنصر العمل في احد القطاعات مرتبطا بالتشغيل في القطاعات الاخرى لذا يستند البحث إلى فرضية مفادها " عدم استقلالية الاخطاء العشوائية بين منظومة المعادلات ,اي ان الاخطاء العشوائية مترابطة بين منظومة معادلات وعليه فان استعمال طربقة SURE يعطى مقدرات اكثر كفاءة و اقل تبايناً".

# الاطار النظرى

# اولاً: و اقع سوق العمل والايدي العاملة في العراق

يواجه العراق زيادة كبيرة في عدد السكان فقد كان معدل النمو السكاني فيه من اعلى معدلات النمو في العالم، فقد أزداد السكان في سن العمل على نحو أسرع من ذي قبل على الرغم من تدفقات الهجرة إلى الخارج, ويعد سوق العمل من المواضيع المهمة التي لاقت اهتماما كبيرا في الدراسات الحديثة لما له من أهمية كبيرة في كل المجتمعات ومنها المجتمع العراق لأنه يركز على المقوة العاملة البشرية كونها عنصر الانتاج الاساسي في أية عملية انتاجية (الهام,2017, 4).

ان سيطرة الدولة على الموارد الطبيعية والنشاطات الاقتصادية الرئيسة في البلاد جعلها تصبح المشغل شبه الرئيس للأيدي العاملة في القطاعات الاقتصادية و بغض النظر عن الحاجة الفعلية للعمل مما برزت معه ظاهرة البطالة المقنعة في أجهزة ودوائر الدولة والمؤسسات الحكومية العامة (ناصر,2008, 4).

### أ- مفهوم الطلب على العمل

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

- توافر فرص عمل بديلة بالخارج.
- تطور الفن الانتاجي والتوسع في استخدام المكائن و الآلات المتطورة .
- نوع النظام الاقتصادي السائد, و الذي في ضوئه يتم تحديد الاسس التي تؤثر في تحديد حجم الطلب على القوة العاملة في الاقتصاد.
- حجم القاعدة السكانية التي تحدد حجم المعروض من الايدي العاملة, فضلاً عن إلى النمو السكاني الذي يعبر عن زيادة الطلب على مختلف السلع و الخدمات, مما يؤدي إلى توسع في زيادة الانتاج ومن ثم زيادة الطلب على الايدي العاملة لمسايرة تطوير الانتاج و توسيع افاقه.

تستند فكرة هذه النظرية إلى 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 إلى مرونة الطلب على السلعة ، فتكون مرونة الطلب على العمل غير مرنة اذا كانت مرونة الطلب على السلعة غير مرنة (مقداد,2019, 25).

### ب- مساهمة القطاعات الاقتصادية في الطلب على الايدي العاملة

تعد مساهمة القطاعات الاقتصادية الرئيسة في تشغيل العاملين من بين المؤشرات الرئيسة التي يتم من خلالها تحديد القطاع المهيمن الذي يحتل الصدارة بين القطاعات الاقتصادية, اذ يعكس مؤشر معدل العمل مدى قدرة الاقتصاد على استخدام القوى العاملة الحالية, وضعف هذا المعدل مؤشر على اهدار عنصر مهم من العناصر 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(حمادي, 2021, 46). لذلك استخدمت هذه الدراسة لمعرفة اي القطاعات الرئيسة اكثر استيعاباً للعاملين, استنادا إلى نسبة اجمالي البيانات باستثناء قطاع النفط و التعدين.

# • مساهمة القطاع الزراعي في الطلب على الايدي العاملة

يعد القطاع الزراعي المصدر الرئيس في خلق فرص العمل كونه يعتمد بدرجة كبيرة على عنصر العمل البشري ، اذ تعد الايدي العاملة العنصر الاساسي لأي عملية إنتاجية ، حيث إن القطاع الزراعي يستوعب جزءاً كبيراً من الايدي العاملة مقارنة مع إي قطاع اقتصادي آخر نظراً لكثافة عنصر العمل المستخدم داخل القطاع في حين نرى قطاعاً اخر مثل

النفط يكون كثيف رأس المال ، كما نلاحظ إن عدد الايدي 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 الايدي 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 الثلاثة خلال سنوات الدراسة (1990-2020) ، إذ كانت اعلى نسبة للطلب على العمل في القطاع الزراعي بالنسبة إلى القطاعات الاخرى عام 1995 بلغت (18.3%) ، 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 الصناعي و القطاع النواعي أن المقطاع النواعي أن المقطاع النواعية ، فضلاً عن هجرة الاسر يعود إلى عدم تشجيع الفلاح من قبل الدولة للعمل على الزراعة و إنتاج المحاصيل الزراعية ، فضلاً عن هجرة الاسر الريفية التي تعمل في الزراعة إلى المدينة بحثاً عن عمل ، كذلك دخول المنتجات المستوردة إلى الاسواق المحلية التي تعد ذات تكلفة اقل من المنتجات المحلية ، نتيجة لذلك اذا ما اردنا النهوض بالقطاع الزراعي فيجب العمل على تقليل المنتجات المستوردة من الخارج ، و كذلك دعم و تشجيع الفلاح من قبل الدولة كأن يكون الدعم مادي من خلال توزيع المنتجات المستوردة من الخارج ، و كذلك دعم و تشجيع الفلاح من قبل الدولة كأن يكون الدعم مادي من خلال توزيع الراضي صالحة للزراعة او توفير الآلات و المعدات اللازمة للزراعة للنهوض بواقع القطاع الزراعي .

## ■ مساهمة القطاع الصناعي في الطلب الايدي العاملة

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

و يعد القطاع الصناعي من اكثر القطاعات السلعية استيعابا للأيدي العاملة , اذ يمكن ان يسهم بشكل كبير في توفير فرص العمل في الاجلين المتوسط والطويل , خاصة اذا 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 قد بلغت

(23.6%), وكانت ادنى نسبة للطلب على الايدي العاملة في القطاع الصناعي عام 1991 قد بلغت (18.2%) ويعود ذلك إلى عدم استقرار القطاع الصناعي بسبب الغزو وعدم القيام بمشرعات جديدة أو تطويرية بسبب نقص المعدات و الآلات, وكذلك توقف اغلب المصانع عن العمل, فضلا عن وجود منافسة قوية من منتجات الصناعة الاجنبية.

### • مساهمة قطاع الخدمات في الطلب على الايدى العاملة

حصل القطاع الخدمي على اعلى نسبة من العاملين, اذ يمثل احد القطاعات الرئيسة في الاقتصاد العراقي ويعود ذلك إلى سيطرة الدولة على هذا القطاع و سياستها في التوظيف لاستيعاب الايدي العاملة المتزايدة بغض النظر ان كانوا ماهرين ام غير ماهرين. أذ يقوم بدور الابرز في تحسين الظروف الاقتصادية و الحياة اليومية للفرد و المجتمع (حسن, 58, 2005).

و الجدول (1) يبين نسبة الطلب على العمل في قطاع الخدمات من اجمالي الطلب الكلي في القطاعات الرئيسة الثلاثة خلال سنوات الدراسة (1990-2020) ، و كانت اعلى نسبة للطلب على العمل في قطاع الخدمات في عام 2019 اذ بلغت(58.8%), وإن ادنى نسبة للطلب على العمل في قطاع الخدمات (50.1%).

الجدول (1) الأهمية النسبية وعدد العاملين في القطاعات من اجمالي الطلب الكلي على العمل للسنوات (2020-2020)

نسبة العاملين في	العاملون في	نسبة العاملون في	العاملون في	نسبة العاملين في	العاملون في	السنة
الخدمات	الخدمات	الصناعة	الصناعة	الزراعة	الزراعة	
53.0	1993164	19.1	717539	27.9	1048404	1990
50.2	2064454	18.2	749254	31.5	1296295	1991
50.3	2132479	18.3	776141	31.4	1332587	1992
50.5	2224893	18.3	805246	31.3	1377336	1993
50.7	2323201	18.2	835344	31.1	1423247	1994
51.0	2423150	18.2	866532	30.8	1466256	1995
50.9	2515321	18.6	919516	30.5	1508797	1996
50.8	2603836	19.1	980606	30.1	1544249	1997
50.7	2689397	19.7	1046348	29.6	1572973	1998
50.1	2750821	20.8	1141643	29.1	1601487	1999
50.6	2874219	20.7	1179021	28.7	1632097	2000
51.3	3009476	20.5	1204847	28.2	1654391	2001
52.6	3188988	19.6	1189659	27.8	1681764	2002
52.9	3306891	19.8	1236098	27.3	1709404	2003
54.2	3489150	19.0	1224613	26.8	1722052	2004
54.1	3574302	19.7	1303709	26.1	1726390	2005
53.9	3627383	20.6	1383398	25.5	1717809	2006

الباحثة انتظار عبد الواحد جعفر.. أ.م.د. وداد أدوروادي ..أ.م... نادية على عابد .. مجلة العلوم الاقتصادية/ المجلد(18) العدد (70)

54.6	3734181	20.4	1398096	24.9	1705062	2007
54.6	3798570	21.1	1464626	24.3	1691344	2008
55.4	3934022	20.8	1477920	23.8	1686618	2009
55.3	4026142	21.6	1576809	23.1	1680958	2010
55.4	4211717	22.0	1673439	22.6	1715237	2011
55.0	4377909	23.1	1841779	21.9	1743042	2012
55.3	4708184	23.4	1988978	21.3	1813655	2013
55.8	5067311	23.4	2124474	20.8	1891045	2014
56.9	5400740	22.7	2156499	20.4	1935344	2015
56.6	5557667	23.6	2317085	19.8	1939246	2016
57.5	5635565	23.2	2275788	19.3	1890610	2017
58.4	5922799	22.8	2314529	18.8	1909664	2018
58.8	6159723	22.9	2402083	18.3	1913914	2019
57.2	5784349	23.1	2333302	19.7	1992917	2020

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

ثانياً: الطرائق المستخدمة

تناول البحث طريقة المربعات الصغرى المعممة وطريقة معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهرياً لتحقيق هدفه في تحديد الطلب على العمل في القطاعات الاقتصادية (الزراعة, الصناعة, الخدمات).

1- طريقة المربعات الصغرى المعممة Generalized Least-Squares (GLS)

يتم استعمال طريقة GLS عند اختلال فرضية ثبات التباين و لتصحيح كفاءة OLS , اذ تعطي تقديرات خطية غير متحيزة (BLUE) , و يطلق عليها احياناً طريقة المربعات الصغرى الموزونة (WLS) , و يطلق عليها احياناً طريقة المربعات الصغرى الموزونة وفق حجم تباين البواقي وفي حالة اختلال الحصول على معلمات الانحدار عن طريق اعطاء وزن لكل مشاهدة على وفق حجم تباين البواقي وفي حالة اختلال الفرض الخاص بثبات التباين فان مصفوفة التباين و التباين المشترك الخاص بالمتغير العشوائي , يتم تحديدها على وفق الاتي(بندر وذاكر ,291,2018):

$$Var - Cov(\varepsilon) = E(\varepsilon \varepsilon') = \sigma^2 \Omega ... (1)$$

اذ ان  $\Omega$  هي مصفوفة مربعة و موجبة من الدرجة ( $T \times T$ ) وعلى هذا الاساس لا يمكن تقدير النموذج الخطي بطريقة OLS لا نها تعطى تقديرات غير كفوءة ,وعليه لابد من استخدام طرائق التحويل المناسبة .

ففي الانحدار الخطي العام:

$$Y = X\beta + \varepsilon ...(2)$$

وحسب الفرض

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

والذي يصبح

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

اذ $\Omega$  مصفوفة مربعة موجبة.

و بالاستناد إلى نتائج التحويل بواسطة صيغ المصفوفات يصبح من الجائز تحويل المتغير العشوائي و يتم ذلك بالارتكاز إلى القاعدة :-أي مصفوفة موجبة  $(\Omega)$  ممكن ايجاد مصفوفة غير شاذة (P) اذ ان:-

 $PP'=\Omega$ 

$$P = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{\Lambda_1}} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \frac{1}{\sqrt{\Lambda_2}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \frac{1}{\sqrt{\Lambda_t}} \end{bmatrix} \dots (3)$$

ومن الممكن الحصول على P-1 و كما يلي

$$P^{-1} = \begin{bmatrix} \sqrt{\lambda_1} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{\lambda_2} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \\ 0 & 0 & \cdots & \sqrt{\lambda_T} \end{bmatrix} \dots (4)$$

 $(PP')^{-1}=\Omega^{-1}$ و علیه فان

$$(PP')^{-1} = \Omega^{-1} = \begin{bmatrix} \lambda_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \\ 0 & 0 & \cdots & \lambda_T \end{bmatrix} \dots (5)$$

و يتم تحويل النموذج ( $Y=X\beta+E$ ), وذلك بضرب طرفي المعادلة بالمقدار  $P^{-1}$  للحصول على

$$P^{-1} = P^{-1}X\beta + P^{-1}\varepsilon \dots (6)$$

ومن ثم يكون النموذج المحول كالاتى :-

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

حيث ان :  ${f \epsilon}^*$  متغير عشوائي له متوسط مساوٍ للصفر والتباين يحسب كما يلي :-

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

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

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

$$Var(\varepsilon) = \sigma^{2}P^{-1}PP'^{(P')^{-1}} = \sigma^{2}I_{n}$$

وعليه فان النموذج المحول تم تخليصه من مشكلة عدم تجانس المتغير العشوائي لذلك اصبحت مصفوفة التباين و التباين المشترك خاصة بالمتغير العشوائي الذي تم تحويله  $\epsilon^*$  عبارة عن ثابت  $\sigma^2$  وهي مضروبة بمصفوفة الوحدة  $\beta$  ,  $\beta$  على هذا الاساس يصبح تطبيق OLS على النموذج المحول يسهم في اعطاء افضل تقدير خطي غير متحيز للمعلمة وعليه فأن معيار طريقة المربعات الصغرى المعممة هو تقليل مجموع مربعات البواقي للنموذج المحول, ومن ثم يمكن اليجاد المقدرات من الصبغة الاتية (عبدالله, 2018).

$$\hat{\beta}_{GLS} = (X' \Omega^{-1} X) X'^{\Omega^{-1}} Y \dots (7)$$

2- - معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهربا(SURE)

Seemingly Unrelated Regression Equation

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 الآنية اذ توجد عدة انظمة من بينها نظام معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا ومن مميزاتها انه لا تظهر اي ترابط بين المعادلات هيكليا (اذ لا يظهر المتغير المعتمد كمتغير مستقل في النظام إلا أنه يوجد ترابط بين المعادلات عن طريق الترابط بين الاخطاء العشوائية (كاظم ومسلم ،346,2000) .

ان 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 ان 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 متعدد المعادلات

(Multiple Regression Equations Model) لذلك يمكن تقدير كل معادلة بشكل منفرد . و بما ان المتغير لا يمكن ان يمكن ان كرية و بما ان المتغير الاستفير (Verendra&etal,,1987,6).

ويعد نموذج معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا (SURE) الذي اقترحه (Zellner (1962) أحد أكثر الطرائق نجاحًا وكفاءة لتقديرالمعلمات, 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 البحث سوف يتم استعمال ZEF لتقدير معلمات النموذج.

غالبًا ما تؤثر العوامل غير المضمنة في النموذج يحد الخطأ في المعادلة الواحدة ,وعلى وبحدود الخطأ في المعادلات الطغرى 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 مع 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, 313,1996).

إن الأساس الذي تستند اليه طريقة (SURE) هو في إستعمال البواقي الناتجة من تطبيق طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OL5) في إيجاد مصفوفة التباين المشترك من خلال متجه المعلمات المقدرة ( $\beta$ ) 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 زبلنر ان المنظومة التي تحتوي على M من المعادلات تصاغ بالشكل التالي:

$$Y_i = X_i \beta_i + U_i \dots (8)$$
  $i = 1, 2, \dots, M$ 

ويمكن اعادة كتابتها بشكل المعادلات كالاتي:

$$Y_1 = X_1 \beta_1 + U_1$$

$$Y_2 = X_2 \beta_2 + U_i$$

:

$$Y_M = X_M \beta_M + U_M$$

وتكتب بصيغة المصفوفات:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ y_M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & x_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & x_M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} U_1 \\ U_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ U_M \end{bmatrix} \dots (9)$$

حيث ان:

. متجه من الرتبة ( $1 \times MT \times 1$ ) لمشاهدات المتغيرات المعتمدة في منظومة المعادلات  $Y_i$ 

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

K: يمثل عدد المتغيرات الخارجية في المنظومة.

:  $eta_i$  منظومة المعادلات. X(K موجه عمودي من الرتبة المعلمات منظومة المعادلات.

. متجه من الرتبة (MT ×1) للأخطاء العشوائية في منظومة المعادلات.  $U_i$ 

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

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

E(u)=0 -1

 $\lim_{n\to\infty} \left(\frac{1}{T}\mathbf{x'}_m\mathbf{x}_m\right)$  عن مصفوفة غير مصفوفة غير عشوائية بحيث ان  $\mathbf{x'}_m\mathbf{x}_m$  هي مصفوفة  $\mathbf{x}$  مصفوفة 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 تكون لها مصفوفة تباين وتباين مشترك وتكتب بالشكل الآتي.

$$E(uu') = \begin{bmatrix} \sigma_{11}I_{T} & \sigma_{12}I_{T} & \cdots & \sigma_{1M}I_{T} \\ \sigma_{21}I_{T} & \sigma_{22}I & \cdots & \sigma_{2M}I_{T} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \sigma_{M1}I_{T} & \sigma_{M2}I_{T} & \cdots & \sigma_{MM}I_{T} \end{bmatrix} \dots (10)$$

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

اذ ان:

 $T \times T$ ا مصفوفة الوحدة من المرتبة  $T \times T$ ).

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

⊗ تمثل مضروب کرونیکر المباشر (kronecker's product).

.  $\Omega$  تمثل مصفوفة التباين و التباين المشترك لحدود الخطأ في منظومة المعادلات من المرتبة  $\Omega$ 

من هذه العلاقة يفترض ان يكون تبابن الخطأ العشوائي (u<sub>it</sub>) ثابتا لجميع المشاهدات T ضمن المعادلة كما يفترض ثبات التباين المشترك المتزامن (Contemporaneous Covariance) بين (u<sub>ij</sub>) و (u<sub>ij</sub>) للاخطأ العشوائية كافة للمعادلات في حين يفترض ان يكون التباين المشترك غير المتزامن (Intemporal Covariance) مساويا للصفر (حسن ,1993, 25)

$$Y = X\beta + U$$

E(u)=0

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

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

$$\hat{\beta} = (x^T \Omega^{-1} X)^{-1} \dot{X^T} \Omega^{-1} y \dots (11)$$

 $\Omega$  او بتعويض قيمة

$$\widehat{\beta} = \left(x'(\widehat{\Sigma}^{-1} \otimes I)x\right)^{-1} \left(x'(\widehat{\Sigma}^{-1} \otimes I)y\right) \dots (12)$$

كما ان مصفوفة التباين و التباين المشترك المقدرة هي

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

 $\Omega$  او بتعوىض قيمة

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

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

$$\Sigma = \{\sigma^{ih}\}i, h = 1, 2, \dots, M\}$$

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

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \vdots \\ \hat{\beta}_M \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} \sigma^{11}x'_1x_1 & \sigma^{12}x'_2x_1 & \cdots & \sigma^{1M}x'_1x_M \\ \sigma^{21}x'_2x_1 & \sigma^{22}x'_2x_2 & \cdots & \sigma^{2M}x'_2x_M \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \sigma^{M1}x'_Mx_1 & \sigma^{M2}x'_Mx_2 & \cdots & \sigma^{MM}x'_Mx_M \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum_{\mu=1}^{N} \sigma^{1h}x'_1y_\mu \\ \vdots \\ \sum_{\mu=1}^{M} \sigma^{Mh}x'_1y_\mu \end{bmatrix} \dots (13)$$

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

$$\Omega^{-1} = \sum_{i=1}^{T-1} \otimes I = \begin{bmatrix} \sigma^{11} x_1' x_1 & \sigma^{12} x_1' x_2 & \cdots & \sigma^{1T} x_1' x_T \\ \sigma^{21} x_2' x_1 & \sigma^{22} x_2' x_2 & \cdots & \sigma^{22} x_2' x_T \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \sigma^{T1} x_2' \gamma_1 & \sigma^{T2} x_T' x_2 & \cdots & \sigma^{TT} x_T' x_T \end{bmatrix}^{-1} \dots (14)$$

ملاحظة يتم استخدام مصفوفة (S) بدلا عن عناصر  $\Sigma$  اذا كانت عدد المتغيرات مختلفة

ومن الناحية العلمية أن ( $\Sigma$ ) غير معلومة ولابد أن تقدر ( $\Sigma$ ) باستعمال البواقي الناتجة عن تطبيق طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) في كل معادلة من معادلات المنظومة في كل قطاع على حده كالآتى:-

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

ان (b) تمثل مقدرات (OLS) بعد أن أوجدنا المقدرات  $(\hat{\underline{\beta}})$  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 ( $\Sigma$ ) وبعد استعمال البواقي سوف يتم استعمال مصفوفة الأوزان (Weighting Matrix) عند إعادة التقدير لغرض إيجاد مقدرات طريفة (SURE) وبالصيغة الآتية:-

$$\hat{\beta}_{SURE} = (x'(S^{-1} \otimes I)x)^{-1}(x'(S^{-1} \otimes I)y) \dots (15)$$

أي أن عناصر مصفوفة ( $\widehat{\Sigma}$ ) هي مقدرات عناصر مصفوفة ( $\Sigma$ ) والتي يكون فيها كل عنصر من عناصرها بالصيغة المذكورة انفاً. وعليه فإنه يمكن كتابة المعادلة السابقة بالشكل الآتى:

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

لها نفس التوزيع الطبيعي المتقارب نفسه 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 كالآتى: (Zellner,1962,352)

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

او

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

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

# اختبار مضاعف لاكرانج Lagrange multiplier

اقترح هذا الاختبار من قبل Breusch and Bagan لاختبار وجود الارتباط المتزامن في نموذج (SURE) , اي اختبار الفرضية الاتية :-

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

من المتوقع ان تكون الاخطاء لكل معادلة من المعادلات مرتبطة بعضها مع البعض عندئذ يمكن استخدام (SURE) , وان لم يكن هنالك ارتباط فالأفضل تطبق كل معادلة بشكل منفصل باستخدام OLS (Basarir,2002,38).

اذ ان قبول فرضية العدم H<sub>0</sub> يمكن ان تطبق طريقة OLS بصورة منفردة لان طريقة SURE تكافئ طريقة OLS , في حين رفض فرضية العدم يعني أن افضل طريقة هي SURE نظراً لوجود ارتباط متزامن سوف يعطي تقديرات اكثر كفاءة لمعاملات الانحدار (الدليمي ,1994, 131).

ويأخذ الصيغة الآتية:

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

- حيث T عدد المشاهدات,  $au^2_i$  مربع معامل الارتباط بين المعادلات ويمكن حسابه

$$r^2_{ij} = \frac{s_{ij}}{s_{ii}s_{ij}}$$

ان  $\Lambda$  لها توزيع مربع كاي ( $\chi^2$ ) بدرجة حرية  $\frac{M(M-1)}{2}$  فاذا كانت قيمة  $\Lambda$  اكبر من  $\chi^2$  الجدولية عند مستوى معنوية (  $\chi^2$ 0) الخطاء (  $\chi^2$ 1) نرفض فرضية العدم ونقبل البديلة اي يمكن تطبيق طريقة SURE وهناك ارتباط متزامن بين الاخطاء العشوائية للمعادلات

# ثالثاً: استقرارية السلسلة الزمنية Time Series stationary

يعد تحليل السلسلة الزمنية من الطرائق الاحصائية الضرورية فقبل البدء بدراسة أي ظاهرة وتقدير معالمها وعلى وجه الخصوص المتغيرات الاقتصادية الكلية لابد من التأكد من السلسلة الزمنية اذا كانت مستقرة او غير مستقرة اذ تعول عليها تقديرات معلمات الانحدار ففي حالة عدم الاستقرارية يكون الانحدار زائفاً (الكربولي،2021, 100) وقد تم الاعتماد على اختبارين للتحقق من استقرارية السلاسل الزمنية موضع الدراسة.

### أ- اختبار فيلبس بيرون Phillips & Perron Test

هو احد الاختبارات غير المعلمية اقترح من قبل فيلبس وبيرون 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 توافر توفر شروط حد الخطأ) التي يعاني منها اختبار ADF من نوع (ARIMA) (حميد,2015, 22) ويعتمد على تصحيح الارتباط الذاتي في البواقي مع مراعاة الاخطاء المرتبطة بها, فانه يسمح بإلغاء التحيزات التي تسبها الميزات الخاصة للتذبذبات العشوائية (Asterious, 2007,297).

و يتم تقدير التباين كالاتي:-

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

T : حجم العينة , ا:عامل الابطاء .

# ب- اختبار دیکی 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 التالية (حسين ,2017,107) .

يتم اختبار فرضية العدم  $H_0$  مقابل الفرضية البديلة  $H_1$  للمعادلات كالاتي :-

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

 $H_1: \emptyset_c < 0$  السلسلة الزمنية مستقرة

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

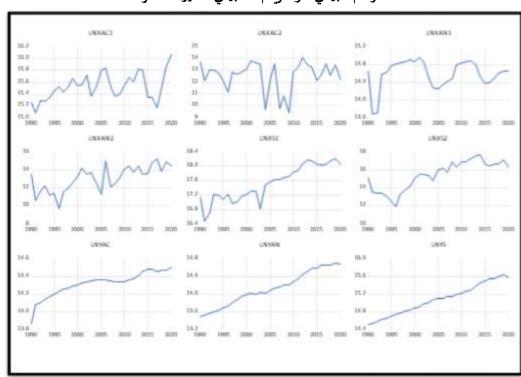
الجدول (2) الجدول البحث البحث

					9	يغة اللوغاريتمية	الص					
			Phillips-Per	ron					(A	DF)		
المتغير	Level			1st difference			Level			1st difference		
	With Constant	With Constant & Trend	Without Constant & Trend	With Constant	With Constant & Trend	Without Constant & Trend	With Constant	With Constant & Trend	Without Constant & Trend	With Constant	With Constant & Trend	Without Constant & Trend
InYacit	4.59***	-6.48***	2.558	-10.11***	-10.54***	-7.487***	-1.009	-2.013	1.574	-2.174	-1.899	-1.842*
InYinit	-0.947	-1.987	5.521309	4.173***	4.174**	-2.19116**	-1.046	-4.48***	6.769	4.052***	4.06**	-1.268
InYsit	-0.941	-2.064	7.3434	-2.071	-1.915	-1.2493	-1.000	4.82***	8.0556	-3.91***	-3.437*	-1.4099*
InXac1it	-1.279	-1.922	1.2178	-5.19***	-5.04***	4.9561***	-3.142**	-3.722**	0.7253	4.96***	4.87***	4.9076***
lnXin1it	-2.69*	-2.769	-0.0317	-5.92***	-6.09***	-5.9394***	4.94***	4.69***	0.7932	-6.16***	-6.22***	-6.1829***
InXs1it	-0.841	4.82***	2.3345	-10.12***	-9.98***	-7.4619***	-1.205	4.77***	0.674	-7.88***	-7,73***	-7.4568***
InXac2it	4.33***	4.26**	-0.5795	-21.06***	20.42***	4.9561***	4.31***	4.25**	-0.2124	-7.89***	-7.72***	-8.0338***
InXin2it	-2.79*	-5.71***	0.0336	-15.69***	-15.20***	-11.1155***	-2.74*	-5.73***	0.5786	-9.25***	-9.02***	-9.3039***
LnXs2it	-1.04	-3.081	0.2208	-6.08***	-5.91***	-6.0652	-1.007	-2.872	0.2123	-6.08***	-5.86***	-6.0454***

المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews12.

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

اذتم اختبار استقرارية السلسلة الزمنية من خلال هذين الاختبارين و باستخدام الرسم البياني و الاعتماد على اختبار ديكي فولر تبين ان جميع المتغيرات مستقرة فيما عدا الناتج المحلي للخدمات فانه استقر بالفرق الاول و العمل في القطاع الزراعي استقر عند الفرق الاول بدون اتجاه و مقطع عند 10% لذلك تم اخذ الفرق الثاني ليصبح اكثر استقرار والاعتماد على وجود حد الثابت و المقطع.



لشكل (1) الرسم البياني للوغاربتم الطبيعي لمتغيرات الدراسة

المصدر: من اعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات EViews12

# الجانب التطبيقي: توصيف النموذج القياسي

ان اهمية عنصر العمل بالنسبة للقطاعات الاقتصادية المختلفة ووجود الترابط و التداخل بين هذه القطاعات الاقتصادية غير ظاهر دفعنا إلى ايجاد طريقة تثبت ذلك التداخل من خلال تقدير المعادلات دفعة واحدة في قطاعات (الزراعة , الصناعة ,الخدمات) , اذ يتم تقدير المعادلات بشكل منفصل بطريقة OLS ومن ثم يتم توظيف البواقي للإيجاد مقدرات SURE ومقارنتها مع مقدرات GLS لكل معادلة .

حيث تم توصيف النموذج المستخدم في هذا البحث كالاتي:-

$$\begin{aligned} \ln & Yac_{it} = \beta_1 + \beta_{12} \ln Xac1_{it} + \beta_{13} \ln Xin1_{it} + \beta_{14} \ln Xs1_{it} + \beta_{15} \ln Xac2_{it} \\ & + \beta_{16} \ln Xin2_{it} + \beta_{17} \ln Xs2_{it} + \epsilon_1 \end{aligned}$$

$$\begin{split} lnYin_{it} &= \beta_2 + \beta_{21} lnXac1_{it} + \beta_{23} lnXin1_{it} + \beta_{24} lnXs1_{it} + \beta_{25} lnXac2_{it} \\ &+ \beta_{26} lnXin2_{it} + \beta_{27} lnXs2_{it} + \epsilon_2 \end{split}$$

 $\begin{aligned} lnYs_{it} &= \beta_3 + \beta_{31}lnXac1_{it} + \beta_{32}lnXin1_{it} + \beta_{34}lnXs1_{it} + \ \beta_{35}lnXac2_{it} + \\ \beta_{36}lnXin2_{it} + \beta_{37}lnXs2_{it} + \epsilon_3 \end{aligned}$ 

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

- 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:

- الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في القطاع الزراعي.  $Xac1_{it}$
- . الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في القطاع الصناعي.  $XIn1_{it}$ 
  - الخدمي. الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في القطاع الخدمي.  $Xs1_{it}$

 $X2_{it}$ : تعبر عن مصفوفة المتغيرات الخاصة برأس المال بالمليون دينار عراقي بالأسعار الثابتة (2007=2000)، في القطاعات المدروسة، متمثلة في:

- -Xac2<sub>it</sub>: رأس المال الحقيقي في القطاع الزراعي.
- XIn2<sub>it</sub>: رأس المال الحقيقي في القطاع الصناعي.
  - . أس المال الحقيقي في القطاع الخدمي.  $Xs2_{it}$

الجدول (3) الجدول (3) المعلمات المقدرة بطريقة GLS & SURE لمتغيرات البحث للقطاعات الاقتصادية (الزراعة , الصناعة , الخدمات)

Prob.	Std .Error	t-Statistic	SUR	Prob.	Std .Error	t-Statistic	Gls	المعالم	القطاعات
0.000	0.350647	-6.28856	-2.20507	0.000	0.409082	-5.26291	-2.15296	β(1)	
0.151	0.021085	1.453524	0.030648	0.183	0.024059	1.376501	0.033117	β(12)	
0.000	0.015274	6.156028	0.094025	0.000	0.017224	4.984832	0.085857	β(13)	
0.059	0.012947	1.921449	0.024876	0.095	0.015072	1.746702	0.026326	β(14)	الزراعة (1)
0.060	0.004109	-1.91244	-0.00786	0.126	0.004021	-1.59157	-0.0064	β(15)	(1)
0.877	0.004543	0.154803	0.000703	0.936	0.004993	-0.0813	-0.00041	β(16)	
0.822	0.007518	0.226336	0.001702	0.849	0.008228	0.192407	0.001583	β(17)	
0.007	1.697118	2.781279	4.720158	0.027	1.923182	2.357383	4.533677	β(2)	
0.875	0.108848	0.157623	0.017157	0.696	0.133031	0.395582	0.052625	β(21)	
0.204	0.074666	-1.28254	-0.09576	0.210	0.078549	-1.29051	-0.10137	β(23)	
0.000	0.066187	8.255636	0.546413	0.000	0.077245	6.87355	0.530949	β(24)	الصناعة (2)
0.711	0.020856	-0.37244	-0.00777	0.684	0.023457	-0.41229	-0.00967	β(25)	(2)
0.001	0.023439	3.467238	0.081269	0.003	0.025199	3.262271	0.082204	β(26)	
0.879	0.036178	-0.15342	-0.00555	0.970	0.038317	-0.03861	-0.00148	β(27)	
0.000	1.522527	4.57529	6.966005	0.001	1.755736	4.006504	7.034365	β(3)	الخدمات
0.754	0.097754	0.314939	0.030786	0.780	0.114699	0.282415	0.032393	β(31)	-3
0.064	0.066996	-1.88076	-0.126	0.119	0.075911	-1.62159	-0.1231	β(32)	
0.000	0.059432	8.43625	0.501381	0.000	0.068473	7.198172	0.492881	β(34)	
0.272	0.018725	-1.10788	-0.02075	0.339	0.021708	-0.97737	-0.02122	β(35)	
0.001	0.02105	3.451581	0.072655	0.005	0.024108	3.075531	0.074146	β(36)	
0.802	0.032453	-0.25151	-0.00816	0.828	0.037173	-0.22	-0.00818	β(37)	

المصدر: إعداد الباحثة باستخدام برنامج EViews12.

تفسير النتائج

يلاحظ من الجدول (3) ان المعلمات المقدرة على وفقا الخطأ المعياري و اختبار t ان طريقة SURE هي الاكثر كفاءة في التقدير وعليه يتم اختبار مدى جدوى استخدام طريقة SUR بدلاً من OLS

الجدول (3) مصفوفة الارتباط بين البواقي للنظام

\ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \							
الخدمات	الصناعة	الزراعة					
		1	الزراعة				
	1	0.03025332	الصناعة				
1	0.9506217	0.15213148	الخدمات				

المصدر: إعداد الباحثين باستخدام برنامج EViews12.

وبناءً على نتائج الجدول المذكورة انفاً تم حساب قيمة إحصاءة 27.8 الاختبار وجود ارتباط ذاتي اذ 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 ارتباطاً متسلسلاً بين سلسلة البواقي في الدوال الثلاث المقدرة، وذلك في حالة تقدير النموذج المقترح على وفق لصيغة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) وبناءً عليه يفضل تقدير الدوال محل الدراسة على SURE. 1-في معادلة القطاع الزراعي وجد ان الحد الثابت (2.21-) وهذا يعني التناقص في الطلب على الايدي العاملة في القطاع الزراعي وان زيادة وحدة واحدة الناتج المحلي الصناعي تؤدي إلى زيادة (0.09) وحدة في زيادة الطلب على الايدي العاملة الزراعي الزراعية وزيادة وحدة واحدة من الناتج المحلي الخدمي تقابله زيادة في الطلب على الايدي العاملة في القطاع الزراعي بمقدار (0.02) وحدة أما انخفاض في رأس المال للقطاع الزراعي فيقابله انخفاض في الطلب على العمل في القطاع الزراعي بمقدار (0.00-) وحدة فهو سالب يتطابق مع النظرية الاقتصادية .

اما فيما يتعلق بالاحصاءة t فتشير القيمة المحتسبة إلى ان المعلمة التقديرية لكل المعلمات تتمتع بمعنوية عند مستوى 5%ما عدا معلمة رأس المال الزراعي فهي معنوية عند مستوى 10%اما المتغيرات الأخرى فتحذف لعدم معنوية معلماتها. 2 - 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 للناتج المحلي للخدمات يحفز زيادة الطلب على الايدي العاملة في القطاع الصناعي بمقدار (0.546) وحدة في الوقت نفسه زيادة وحدة واحدة من رأس المال الثابت الصناعي تؤدي إلى زيادة الطلب في القطاع الصناعي بمقدار (0.08) وحدة اما احصاءة t للمتغيرات فهي معنوية عند 1% اما بقية المقدرات فتم حذفها لعدم معنوبها.

3 - 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% وان انخفاض الناتج المحلي الصناعي بمقدار وحدة واحدة يؤدي إلى انخفاض الطلب علي الايدي العاملة في الغدمات بمقدار (26 .1-) وحدة وزيادة الناتج المحلي للخدمات تقابله زيادة الطلب على الايدي العاملة في القطاع الخدمي (0.501) وحدة وزيادة رأس المال الصناعي يقابلها انخفاض الطلب على الايدي العاملة في القطاع الخدمي (0.07)واحدة.

### الاستنتاجات:

نستنتج بناءً على ما ورد في الجانب العملي ما يأتي:

- 1. اظهرت الدراسة و بشكل كمي الترابط بين القطاعات المدروسة في الاقتصاد العراقي وذلك من خلال الارتباط بين الاخطاء العشوائية وهذا الترابط يبين طبيعة التشابك بين القطاعات الاقتصادية وهذا يعني عدم صلاحية طرائق المعادلة المنفردة لتقدير معالم النموذج المدروس.
- 2. تشير نتائج اختبارات الارتباط الذاتي وعدم تجانس التباين والتوزيع الطبيعي للخطأ في النموذج الأول للصيغة الأسية إلا انها جيدة باستثناء المعادلة الأولى المتمثلة بالقطاع الزراعي التي تعاني من مشكلة عدم تجانس التباين لذا فأنه ليس من الملائم اعتماد طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية.
- 3. بناءً على نتائج اختبار مربع كاي ، تبين أن هناك ارتباطاً متسلسلاً بين سلسلة البواقي في الدوال الثلاث المقدرة بالنسبة للنموذج الأول، ومن ثم يفضل تقدير الدوال محل الدراسة على وفق الصيغة "SURE".
- 4. 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 فأن نتائجه تشير إلى اتباع البواقي لنموذج SURE التوزيع الطبيعي.
- 5. يلاحظ من خلال التحليل الإحصائي أن المعلمات المقدرة بطريقة (SURE) لها انحرافات معيارية أقل من الانحرافات المعيارية للمعلمات المقدرة بطريقة (GLS) ولجميع المعلمات ، مما دل على كفاءة طريقة (SURE) في تقدير معلمات منظومة المعادلات غير المرتبطة ظاهراً للقطاعات الاقتصادية قيد البحث.
- 6. يتضح من خلال البحث ان الناتج المحلي للخدمات (InXs<sub>1</sub>)له اثر كبير في الطلب على الايدي العاملة في قطاع الخدمات إلا انه يصاحبه ضعف في راس المال هذا القطاع (InXs<sub>2</sub>)وعدم معنوبته.
- 7. يتضح ان الناتج المحلي الصناعي(InXin<sub>.1</sub>) له اثر في الطلب على الايدي العاملة في قطاع الزراعة إلا انه تصاحبه زيادة في راس المال الصناعي اثر على الطلب على الايدي العاملة في المعادلتين القطاع الصناعي والخدمي .
- 8. عدم معنوية الناتج المحلي(InXac<sub>.1</sub>) للقطاع الزراعي مما يدل على ضعف الطلب على الايدي العاملة في هذا القطاع وكذلك بالنسبة إلى راس المال لهذا القطاع فانه معنوي عند10% في القطاع الزراعي.
- 9. أوضحت نتائج اختبار F معنوية نموذج SURE كما أوضحت قيمة معامل التحديد أن المتغيرات التوضيحية تفسر أكثر من 80% مما يجرى من تغيرات في المتغير التابع.

### التوصيات

- 1. نظراً للكفاءة التي تحظى بها منظومة SURE نوصي بأجراء الدراسات و البحوث في جميع المجالات والانشطة الاقتصادية.
- 2. 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.
- 3. العمل على مساندة الوحدات الانتاجية التابعة لقطاع الزراعة و الصناعة من خلال الزيادة في اجمالي تكوين راس المال الثابت و تشجيع الاستثمار فيها بوصفه ان الاستثمار احد مكونات الناتج المحلي مما يؤدي إلى تنشيطه.
- 4. العمل على تنمية و تطوير المصانع واعادة المصانع المتوقفة إلى العمل , لما لها من دور كبير في زيادة فرص العمل وتشغيل اعداد كبيرة من العاطلين .
- 5. العمل على تنمية وتطوير الفلاحين, وامدادهم بأحدث التقنيات التي ممكن ان تخدمهم وتوفير البذور و الاسمدة المحسنة, وكذلك زيادة تخصيصاتهم الاستثمارية وتشجيعهم على عدم ترك الريف و تطويره.
- 6. تشجيع العمل في القطاع الخاص و دعمه, لما له من مكانة في استيعاب أغلبية العاطلين عن العمل, نظرا لا مكانية تطويره وقابليته على خلق فرص عمل جديدة.
- 7. يجب الاهتمام بشكل كبير في القطاع الصناعي لأنه حلقة الوصل بين القطاعات و ازدهاره يعني ازدهار القطاعات الاخبى.
- 8. نظرا لأهمية عنصر العمل في اقتصاد اية دولة توصي الدراسة بتوفير البيانات التفصيلية فيما يتعلق بالأجور وتصنيف فئات العمل حسب كل قطاع من الاجهزة الاحصائية للدولة

### عال طريقة (SUKE) في تقدير معادلات الانتخدار غير المرتبطة طاهريا لتتخديد الطلب على العمل في العراق للسنوات(1990-2020

### المصادر

- 1- البنك الدولي بيانات منشورة https://data.albankaldawli.org
- 2- 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.
- 3- 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
- 4- 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.
- 5- 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.
- 6- الكربولي, اركان مناور حمد حسين, (2021), "تحليل اقتصادي اثر بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية الزراعية و غير الزراعية على معدل البطالة في العراق للمدة (1990-2019)", رسالة ماجستير في علوم الزراعية, كلية الزراعة جامعة الانبار.
- 7- 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 .
- 8- حسن, صباح حسيب, (1993) "الانحدار الخطي غير المرتبط ظاهريا و تحليل دوال الاستثمار" رسالة ماجستير في علوم الاحصاء, كلية الادارة و الاقتصاد, جامعة بغداد.
- 9- حسن, يحيى محمود, (2005), مستقبل سوق العمل العراقية في ضوء الدعوة إلى الخصخصة, جامعة البصرة, كلية الادارة و الاقتصاد, مجلة العلوم الاقتصادية, العدد (15) أيار.
- 10- 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) .
- 11- حمادي , هند عبدالمجيد وامين , وفاء جعفر, 2021 , "نحو برنامج وطني لتحقيق استجابة الرقمية لسوق العمل العراقي- رؤية مستقبلية", المجلة العراقية للعلوم الاقتصادية , السنة التاسعة عشر /العدد السبعون /لشهر ايلول .
- 12- 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.
- 13- 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 .
  - 14- عبدالرحمن , عبد المحمود محمد ,(1996) , مقدمة في الاقتصاد القياسي ", جامعة الملك سعود , الطبعة الاولى.

- 15- كاظم, أموري هادي و مسلم ,باسم شيليبة ,(2002). القياس الاقتصادي المتقدم النظرية و التطبيق ,مطبعة دنيا الامل, بغداد,العراق.
- 16- مقداد, محمد ابراهيم و ابو حصيرة ,مازن ,(2019),"اقتصاد العمل" ,كلية التجارة , الجامعة الاسلامية بغزة ,مسار تدريسي لطلبة الاقتصاد و العلوم السياسية ,فلسطين.
  - 17- منظمة العمل العربية ,التقرير العربي الثالث لتشغيل و البطالة في الدول العربية, (2012), مصر.
- 18- 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)".
- 19- ناشور, الهام خزعل, 2017, "تقييم المؤشرات الاقتصادية لأداء سوق العمل في العراق", جامعة البصرة, كلية الادارة و الاقتصاد, مجلة الاقتصاد الخليجي العدد(33) أيلول.
- 20- وزارة التخطيط والتعاون الانمائي، الجهاز المركزي الإحصاء وتكنولوجيا المعلومات، مديرية الحسابات القومية، السنوات (1990-2020).
- 21-Asterious ,Dimitrous and Stephen G.Hall,2007,Applied Econometrics Amodem ,Approach revised Edition , palgrava Macmillan.
- 22-Baltagi, A, "Econometrics", Syracuse, New York, USA 2021.
- 23-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.
- 24-Kmenta, Jan and Gilbert ,F, 1968, "small sample properties of alternative estimators of seemingly unrelated regressions" JASA, Vol. 63, No.324.
- 25-Verendra, K.Srivastava and David E.A. Giles, 1987, "Seemingly Unrelated Regression Equation Models", Marcel Dekker, INC., New York,.
- 26-Zellner, A.(1962)."An Efficient method of Estimating seemingly unrelated regression and Test for Aggrestion Bais", JASA, 57.
- 27-Zellner, A. 1963, "Astimator for seemingly unrelated regression equations some finite sample results", JASA, Vol. 58, No.304,

الملحق

الجدول (1) متغيرات البحث الناتج المحلي الاجمالي و اجمالي راس المال الثابت للقطاعات (الزراعة، الصناعة ,الخدمات) للسنوات (1990-2020) بالاسعار الثابتة لسنة 2007

Xs <sub>2</sub>	Xin <sub>2</sub>	Xac <sub>2</sub>	Xs <sub>1</sub>	Xin <sub>1</sub>	Xac <sub>1</sub>	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 بالاساس 2007(الدبوني,1996, 127)