تطور الدخل القومي وأثره على الاستثمار في القطاعات الاقتصادية الإنتاجية في العراق

Developing National Income and It's Effect on Investment in Production Economic Sectors in Iraq

أ.م. د. ناظم عبدالله عبد

المعهد التقني/ الانبار

المستخلص :

يهدف البحث الى تقدير وتحليل منظومة دوال الاستثمار للقطاعات الاقتصادية الإنتاجية (السلعية)، باستخدام أسلوب (SURE) من خلال دمج بيانات السلاسل الزمنية للقطاعات الإنتاجية لتحديد طبيعة العلاقة بين أجمالي تكوين رأس المال الثابت للقطاعات الإنتاجية والدخل القومي خلال الفترة (1985-2005) .

أظهرت نتائج التطبيق ان التقديرات الناتجة بموجب أسلوب الـ (SURE) كانت أكثر كفاءة ومعنوية من التقديرات التي يحصل عليها باستخدام (OLS) للمعادلة المنفردة لكل قطاع ، وان أجمالي تكوين رأس المال الثابت في أي قطاع يتحدد بحجم أجمالي تكوين رأس المال الثابت للقطاع في السنة السابقة (t-1) وبحجم الدخل القومي في السنة (t) بنسب متفاوتة وحسب أهمية القطاع في الاقتصاد القومي .

Abstract :

The research aims to estimate and analysis the Investment Functions system for production (Commodity) economic sectors , by Seemingly Unrelated Regression Equations Approaches (SURE) , through pooling the time series data for production sectors to determine the nature of relationship between total fixed capital in production sectors and national income during the period (1985-2005) .

The results of application show that the estimations are more efficiency and significance from (OLS) estimate for each sector . also show that total fixed capital in any sector determine by the size of total fixed capital in the sector in the previous year (t-1) and the size of national income in year (t) , with various percentages according to the importance of the sector in the national economy .

المقدمة:-

يعد الاستثمار احدى دعائم النمو الاقتصادي في الدول المتقدمة والنامية على حد سواء ، لما يؤدي اليه من زيادة طاقة البلد الإنتاجية الى جانب المحافظة على الطاقات القائمة فعلا" ، كما انه من الوسائل الفعالة في تغيير بنية الاقتصاد الوطني في صالح تعديل الاختلالات الهيكلية فيه ، فكلما زادت قدرة الدولة على الاستثمار المنتج أمكنها التغلب على جزء من مشكلة التخلف والإسراع بعملية التنمية

وتعد النماذج القياسية من الأساليب الكمية الحديثة المستخدمة في عمليات تخطيط الاستثمار ، اذ ان هذه النماذج تساعد على تحليل الاستثمار بشكل يأخذ في الاعتبار جميع تفاعلات وتشابك الوحدات الاقتصادية تجاه التغيرات الحاصلة في السياسات الاستثمارية وقياس درجة تأثير بعضها في البعض الاخر وذلك من خلال تقدير معالم تلك النماذج .

وتعتبر منظومة معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا" Seemingly Unrelated Regression Equations System (SURE) أحد النماذج المستخدمة في دمج بيانات السلاسل الزمنية للمقاطع العرضية ، ومن الأساليب الإحصائية الحديثة المستخدمة في التحليل القياسي الكمي للظواهر المختلفة وبخاصة الاقتصادية منها ، وذلك لان هذه النماذج تعتمد على بيانات لفترة محددة من الزمن (بيانات المقاطع العرضية) إضافة الى أخذها بنظر

الاعتبار تطور متغيرات الظاهرة تحت الدراسة عبر سلسلة زمنية ، حيث ان النوعين من البيانات يعد احداهما مكملا" للأخر إضافة الى إعطائهما صورة أوضح للظاهرة من تلك التي تعتمد على نوع واحد من البيانات.

فرضية البحث:-

ينطلق البحث من فرضية أساسية مفادها :

ان التشابك والترابط المنظور وغير المنظور بين استثمارات القطاعات الاقتصادية فانه يصبح من غير الملائم تحليل ظاهرة الاستثمار في احدى القطاعات الاقتصادية بمعزل عن القطاعات الأخرى ، وإنما ينبغي صياغتها في صورة مجموعة متداخلة من الدوال بهيئة منظومة معادلات ، واستخدام منظومة معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا" (SURE) في تقدير وتحليل معالم الدوال المقترحة من خلال دمج بيانات السلاسل الزمنية للقطاعات الاقتصادية الإنتاجية .

هدف البحث:

يهدف البحث الى تقدير منظومة دوال الاستثمار للقطاعات الاقتصادية الإنتاجية (السلعية) باستخدام أسلوب (SURE) من خلال دمج بيانات السلاسل الزمنية للقطاعات الإنتاجية لتحديد طبيعة العلاقة بين إجمالي تكوين رأس المال الثابت للقطاعات الاقتصادية والدخل القومي خلال الفترة (1985 – 2005) ، والمساهمة في توفير مؤشرات إحصائية واقتصادية دقيقة تساعد المخطط العراقي في تخصيصه الموارد لعملية الاستثمار على مستوى القطاعات الاقتصادية الإنتاجية .

الجانب النظري:

ينصب موضوع هذا البحث على تقدير معالم العلاقات التي تستخدم في دمج بيانات السلاسل الزمنية للمقاطع العرضية بغية تحليل بعض الظواهر الاقتصادية. فعند توفر بيانات لعدد من المقاطع العرضية كأن تكون قطاعات اقتصادية ، شركات ، مسوحات ميزانية الاسرة ، او مناطق جغرافية خلال فترة زمنية فان المشكلة التي تبرز هي في الغالب في توصيف النموذج الذي يأخذ بنظر الاعتبار الفروقات في سلوك المقاطع العرضية إضافة الى الفروقات في السلوك خلال الزمن لمقطع عرضي معين .

وما أن يتم توصيف النموذج حتى تبرز مشاكل أضافية تتعلق بأساليب التقدير الأكثر كفاءة واختبار الفرضيات ذات الصلة بمعالم النموذج الموصوف .

وعلى العموم فان معادلة الانحدار لهذا النوع من البيات يمكن تمثيلها كالاتي :

$$Y_{it} = \sum_{K=0}^{K} \beta_{Kit} \, X_{Kit} + U_{it}$$

حيث ان $i=1,2,\ldots,N$: تشير الى المقاطع العرضية (القطاعات الاقتصادية) .

$t=1,2,\ldots,T$: تشير الى الفترة الزمنية ، (Y_{it}) يمثل مشاهدات المتغير المعتمد في المقطع العرضي (i) في الفترة زمنية t ، ($X_{Ki}t$) تمثل قيم المشاهدات للمتغير المستقل (K) في المقطع العرضي (i) في الفترة الزمنية (t) ، (β_{Kit}) تمثل المعلمة المرافقة للمتغير المستقل ، ويمكن ان تكون ثابتة او مختلفة خلال المقاطع العرضية فقط او خلال المقاطع العرضية والزمن .

(U_{it}) يمثل الخطأ العشوائي في المقطع العرضي (i) في الفترة الزمنية (t) .

من النماذج المستخدمة لدمج بيانات السلاسل الزمنية للمقاطع العرضية هو النموذج أعلاه ، وتحت افتراض ان كل التغيرات الهيكلية عبر بيانات السلاسل الزمنية والمقاطع العرضية تكون متضمنة في معاملات الانحدار ، فان معاملات الانحدار يمكن ان تتغير خلال المقاطع العرضية فقط او تتغير خلال المقاطع العرضية والزمن . ويمكن للسلوك المتغير خلال المقاطع العرضية ان ينعكس ليس فقط في الحدود الثابتة لكن أيضا" على معاملات الانحدار الأخرى . وفي هذه الحالة فان نموذج الدمج أعلاه سيأخذ الشكل الاتي :

$$Y_{it} = \sum_{K=0}^{K} \beta_{Ki} \, X_{Kit} + U_{it} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(1)$$

$$(i = 1, 2, \ldots\ldots, N \;\; ; \;\; t = 1, 2, \ldots\ldots, T)$$

حيث ($X_{0it}=1$) وافترض ان استجابة المتغيرات المعتمدة (Y_{it}) للتغيرات في المتغيرات المستقلة (X_{Kit}) تكون مختلفة (متغيرة) خلال المقاطع العرضية المختلفة ، لكن لمقطع عرضي معين تكون ثابتة خلال الزمن .

أسلوب تقدير هذا النموذج يعتمد على الكيفية التي تعامل بها معاملات الانحدار (β_{Ki}) ، فاذا افترض ان (β_{Ki}) معالم ثابتة مطلوب تقديرها فان النموذج في (1) أعلاه يعرف بمنظومة معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا" " Seemingly Unrelated Regression Equations System" واختصارا" تكتب (SURE) .

بينما افتراض ان (β_{Ki}) متغيرات عشوائية مطلوب التنبؤ بها فان النموذج اعلاه يعرف بنموذج معاملات الانحدار العشوائية " Random coefficient Regression Model" واختصارا" يكتب (RCR) وسوف يقتصر هذا البحث على النموذج الاول فقط .

منظومة معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا" :

Seemingly Unrelated Regression Equations System

تفترض منظومة الـ (SURE) وجود مجموعة من معادلات الانحدار الخطية عددها (N) وكل معادلة من هذه المعادلات توضح علاقة سببية معينة أو علاقة انحدار إحصائية معينة خاصة بكل مقطع عرضي ، كما تفترض وجود علاقة إحصائية بين المعادلات المكونة للمنظومة (معادلات القطاعات الاقتصادية) وان هذه العلاقة سوف تنعكس على الحدود العشوائية للمنظومة . ويمكن النظر الى منظومة معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا" (SURE) على انها حالة خاصة من منظومة المعادلات الآنية ، فيها جميع المتغيرات المعتمدة تكون متغيرات داخلية ، وكل المتغيرات المستقلة هي متغيرات خارجية ، وعليه فان هيكل المنظومة لا يشير الى تداخل متغيرات المعادلات فيما بينها ، في حين يحدث التداخل من خلال تأثر الأخطاء العشوائية ببعضها وارتباطها فيما بينها . بعبارة اخرى ان المعادلات قد تكون مرتبطة إحصائيا" ولو انها لا تبدو كذلك هيكليا" ، وذلك من خلال التوزيع المشترك لحدود الأخطاء العشوائية وكذلك من خلال التباين المشترك بين الأخطاء العشوائية للمعادلات .

ان النموذج (1) أعلاه الذي يحتوي على (N) من معادلات الانحدار يمكن تمثيله في صيغة المصفوفات كالاتي :

$$Y_i = X_i \beta_i + U_i \qquad (i = 1, 2, 3, \ldots\ldots, N) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(2)$$

وبدمج بيانات السلاسل الزمنية لـ (N) من المقاطع العرضية (القطاعات الاقتصادية) فان المنظومة (2) أعلاه يمكن أن تكتب كالاتي :

$$Y = X \beta + U \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(3)$$

أو

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \cdots\cdots & 0 \\ 0 & X_2 & \cdots\cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots\cdots & X_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} U_1 \\ U_2 \\ \vdots \\ U_N \end{bmatrix}$$

حيث ان

(Y) : موجه عمودي من مرتبة (NTx1) للمشاهدات عن المتغيرات المعتمدة .

(X) : مصفوفة قطرية قطاعية من مرتبة (NTxNK) للمشاهدات عن المتغيرات المستقلة .

(β) : موجه عمودي من مرتبة (NKx1) للمعالم الثابتة غير المعلومة المطلوب تقديرها .

(U) : موجه عمودي من مرتبة (NTx1) للحدود العشوائية .

ولأجل معالجة منظومة المعادلات هذه كمعادلات انحدار خطي لابد من تحقق الفرضيات الاتية :

(X_i) تكون مصفوفة ثابتة في العينات المتكررة أي ان Rank(X_i)=k وان $\underset{T\to\infty}{Lim}\left(\frac{1}{T}X_i'X_i\right)=Q_{ii}$ حيث ان (Q_{ii}) تمثل مصفوفة غير فردية (non-singular) عناصرها ذات قيم ثابتة . وان (U_i) يتبع توزيع متعدد المتغيرات بحيث ان $E(u_i)=0$, $E(u_i\,u_i')=\sigma_{ii}\,I_T$ وان (σ_{ii}) يمثل تباين الخطأ العشوائي في معادلة المقطع العرضي (i) ، وان التداخل بين منظومة معادلات المقاطع العرضية (القطاعات الاقتصادية) ينتج عنه الاتي :

$$\underset{T\to\infty}{Lim}\left(\frac{1}{T}X_i'X_J\right)=Q_{iJ} \quad , \quad E(u_i\,u_J)=\sigma_{iJ}\,I_T \qquad (i,J=1,2,.....,N)$$

حيث ان (Q_{iJ}) تمثل مصفوفة غير فردية عناصرها قيم ثابتة ، (σ_{iJ}) تمثل التباين المشترك بين الاخطأ العشوائية لمعادلات الانحدار J ، I .

وفي ضوء هذه الفرضيات فان الموجة (U) في المعادلة (3) يقع تحت الفرضيات الاتية :

$$E(U)=0$$

$$E(UU')=\begin{bmatrix}\sigma_{11}I_T & \sigma_{12}I_T & \cdots\cdots & \sigma_{1N}I_T\\ \sigma_{21}I_T & \sigma_{22}I_T & \cdots\cdots & \sigma_{2N}I_T\\ \vdots & \vdots & & \vdots\\ \sigma_{N1}I_T & \sigma_{N2}I_T & \cdots\cdots & \sigma_{NN}I_T\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots\cdots & \sigma_{1N}\\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots\cdots & \sigma_{2N}\\ \vdots & \vdots & & \vdots\\ \sigma_{N1} & \sigma_{N2} & \cdots\cdots & \sigma_{NN}\end{bmatrix}\otimes I_T$$

$$=\sum\otimes I_T=\Omega$$

حيث ان (∑) مصفوفة متماثلة موجبة ومعرفة من مرتبة (NxN) و (Ω) هي مصفوفة التباين والتباين المشترك للاخطأ العشوائية من مرتبة (NTxNT) ومنها نجد ان تباين الخطأ العشوائي (U_{it}) يفترض ان يكون ثابتا" بالنسبة لجميع المشاهدات (t) في معادلة المقطع العرضي (i) . أما التباين المشترك المتزامن (contemporanous covariance) بين (U_{it}) و(U_{Jt}) فيفترض ان يكون ثابتا" على مستوى كافة الأخطاء العشوائية لمعادلتي المقطع العرضي (i) و (J) ، في حين ان التباين المشترك غير المتزامن (Intemporal covariance) وليكن بين (U_{it}) و ($U_{Jt'}$) عندما ($t\neq t'$) يكون مساويا" للصفر .

اذا كانت كل حدود التباين المشترك (σ_{iJ}) مساوية للصفر فان تطبيق (OLS) على كل معادلة في (2) بصورة منفصلة يعطي مقدر كفوء لـ (β_i) . وفي حالة وجود الارتباط المتزامن ($\sigma_{iJ}\neq 0$) فانه يكون من الممكن بناء مقدرات أكثر كفاءة من مقدرات (OLS) للمعادلة المنفصلة . وتحت افتراض ان (Ω) تكون معلومة فان مقدر المربعات الصغرى العامة (GLS) لمنظومة المعادلات في (3) أعلاه يحسب وفق الصيغة الاتية :

$$b_{(SURE)}=(X'\Omega^{-1}\,X)^{-1}\,X'\Omega^{-1}\,Y \quad .....(4)$$

أو بشكل أكثر تفصيلا" فان

$$b_{(SURE)} = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ \vdots \\ b_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \overset{11}{\sigma} X_1'X_1 & \overset{12}{\sigma} X_1'X_2 \cdots\cdots \overset{1N}{\sigma} X_1'X_N \\ \overset{21}{\sigma} X_2'X_1 & \overset{22}{\sigma} X_2'X_2 \cdots\cdots \overset{2N}{\sigma} X_2'X_N \\ \vdots & \vdots \quad\quad\quad \vdots \\ \overset{N1}{\sigma} X_N'X_1 & \overset{N2}{\sigma} X_N'X_2 \cdots\cdots \overset{NN}{\sigma} X_N'X_N \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^{N} \overset{1i}{\sigma} X_1'Y_i \\ \sum_{i=1}^{N} \overset{2i}{\sigma} X_2'Y_i \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^{N} \overset{Ni}{\sigma} X_N'Y_i \end{bmatrix}$$

حيث ان $\overset{ii}{\sigma}$ ، $\overset{iJ}{\sigma}$ تمثل عناصر معكوس المصفوفة (∑)

أما مصفوفة التباين والتباين المشترك للمعالم المقدرة فتأخذ الشكل الاتي :

$$\text{var - cov(b)} = (X'\Omega^{-1}X)^{-1} = \begin{bmatrix} \overset{11}{\sigma} X_1'X_1 & \overset{12}{\sigma} X_1'X_2 \cdots\cdots \overset{1N}{\sigma} X_1'X_N \\ \overset{21}{\sigma} X_2'X_1 & \overset{22}{\sigma} X_2'X_2 \cdots\cdots \overset{2N}{\sigma} X_2'X_N \\ \vdots & \vdots \quad\quad\quad \vdots \\ \overset{N1}{\sigma} X_N'X_1 & \overset{N2}{\sigma} X_N'X_2 \cdots\cdots \overset{NN}{\sigma} X_N'X_N \end{bmatrix}^{-1}$$

وتحت الفرضيات السابقة فان المقدر $b_{(SURE)}$ يكون أفضل مقدر خطي غير متحيز ، متسق وله توزيع طبيعي تقاربي (Asymptotic Normal distribution) . واذا كان لـ(U) في المعادلة (3) توزيع طبيعي فان $b_{(SURE)}$ يكون مقدرا" ذو أقل تباين غير متحيز وكفوء .

في الجانب التطبيقي تكون (Ω) غير معلومة ، لذلك يجب ان تقدر وتعوض في (4) ، تقدير (Ω) او ما يماثل (∑) يمكن الحصول عليه باستخدام البواقي الناتجة إما من :

1- تطبيق طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) على كل معادلة من معادلات المنظومة بصورة منفصلة او من

2- تطبيق انحدار (Y) على كل المتغيرات المستقلة في المنظومة (3) .

وبالتعبير عن البواقي الناتجة بـ (e_{it}) فان التباينات والتباينات المشتركة للحدود العشوائية يمكن ان تقدر وفق الاتي :

$$\left.\begin{aligned} S_{ii} &= \frac{1}{T-k}\sum_{t=1}^{T} e_{it}^2 \\ S_{iJ} &= \frac{1}{T-k}\sum_{t=1}^{T} e_{it}\, e_{Jt} \end{aligned}\right\} \quad \text{.....(5)}$$

$$i, J = 1, 2, ..., N$$

وبالتعويض عن المصفوفة (∑) بعناصر المصفوفة (S) ، حيث ان عناصر (S) تمثل التقديرات (S_{ii}) و (S_{iJ}) غير المتحيزة والمتسقة لـ (σ_{ii}) و (σ_{iJ}) على التوالي ، ولذلك فان مقدر (SURE) في (4) سيأخذ الشكل الاتي :

$$\hat{b}_{(SURE)} = \left[X'(S^{-1} \otimes I_T)X\right]^{-1} X'(S^{-1} \otimes I_T)\, Y \quad \text{.....(6)}$$

او بشكل أكثر تفصيلا" كالاتي :

$$\hat{b}_{(SURE)} = \begin{bmatrix} \hat{b}_1 \\ \hat{b}_2 \\ \vdots \\ \hat{b}_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} {}^{11}S\ X_1'X_1 & {}^{12}S\ X_1'X_2 \cdots\cdots {}^{1N}S\ X_1'X_N \\ {}^{21}S\ X_2'X_1 & {}^{22}S\ X_2'X_2 \cdots\cdots {}^{2N}S\ X_2'X_N \\ \vdots & \vdots \\ {}^{N1}S\ X_N'X_1 & {}^{N2}S\ X_N'X_2 \cdots\cdots {}^{NN}S\ X_N'X_N \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^{N} {}^{1i}S\ X_1'Y_i \\ \sum_{i=1}^{N} {}^{2i}S\ X_2'Y_i \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^{N} {}^{Ni}S\ X_N'Y_i \end{bmatrix}$$

وان

$$\text{var - cov}(\hat{b}) = [\,X'(S^{-1} \otimes I_T)\,X]^{-1} = \begin{bmatrix} {}^{11}S\ X_1'X_1 & {}^{12}S\ X_1'X_2 \cdots\cdots {}^{1N}S\ X_1'X_N \\ {}^{21}S\ X_2'X_1 & {}^{22}S\ X_2'X_2 \cdots\cdots {}^{2N}S\ X_2'X_N \\ \vdots & \vdots \\ {}^{N1}S\ X_N'X_1 & {}^{N2}S\ X_N'X_2 \cdots\cdots {}^{NN}S\ X_N'X_N \end{bmatrix}^{-1}$$

حيث ان ($\hat{b}$) تشير الى التقدير الكفوء المحصل بأسلوب (SURE) . وحيث ان الأسلوب أعلاه استخدم من قبل (Zellner) في تقدير معلمات منظومة معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا" (SURE) ولذلك فان المقدر $\hat{b}_{(SURE)}$ يعرف بمقدار (Zellner) .

المقدر البديل لـ $\hat{b}_{(SURE)}$ اقترح من قبل (Zellner) أيضا" وهو التكرار (Iteration) لمقدر زلنر ويحسب اختصارا" كالاتي :

بعد الحصول على $\hat{b}_{(SURE)}$ من الصيغة (6) يعاد حساب البواقي باستخدام تقديرات (SURE) وتطبيق الصيغ في (5) للحصول على التقديرات المعدلة لـ (σ_{ii}) و (σ_{ij}) وتعويض هذه التقديرات المعدلة في المصفوفة (S) واعادة حساب تقديرات المعاملات باستخدام الصيغة في (6) والاستمرار في تكرار هذه العمليات حتى ملاحظة استقرار التقديرات المتتالية للمعاملات .

اختبار الفرضيات في منظومة (SURE) :

مصفوفة التباين والتباين المشترك لمقدر [$\hat{b}_{(SURE)}$] وهي $[X'(S^{-1} \otimes I_T)\,X]^{-1}$ تمثل فيها العناصر القطرية تباينات المعاملات المقدرة ، والأخطاء المعيارية هي الجذور التربيعية للعناصر القطرية والتي يمكن استخدامها لإيجاد الاحصاءة (t) لاختبار الفرضية حول معاملات انحدار المجتمع . كما يمكن استخدامها لاختبار فيما اذا كانت متجهات المعاملات لمعادلات المقاطع العرضية المنفصلة متساوية او ما يسمى باختبار تحيز التجميع (Testing for Aggregation Bias) لاختبار فرضية العدم الاتية :

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \cdots\cdots = \beta_N$$

حيث ان $\beta_i = (\beta_{0i}, \beta_{1i}, \cdots\cdots, \beta_{Ki})$ هي متجه معاملات معادلة انحدار المقطع العرضي (القطاع) (i) .

احصاءة الاختبار (F_A) ستأخذ الصيغة الاتية :

$$F_A = \frac{NT - Nk}{(N-1)k} \bullet \frac{\hat{b}' R' \left[R(X'(S^{-1} \otimes I_T) X)^{-1} R' \right]^{-1} R\hat{b}}{(Y - X\hat{b})'(S^{-1} \otimes I_T)(Y - X\hat{b})} \quad \text{.....(7)}$$

حيث ان (R) مصفوفة ثابتة ومعلومة للقيود على المتجة (β) من الرتبة [(N-1)k x Nk] تعرف كمايلي :

$$R = \begin{bmatrix} I & -I & 0 & \cdots\cdots & 0 & 0 \\ 0 & I & -I & \cdots\cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots\cdots & I & -I \end{bmatrix}$$

بحيث ان(I) تمثل مصفوفة أحادية من الرتبة(kxk)و(0)تمثل مصفوفة صفرية من الرتبة(kxk) وتقارن قيمة (F_A) المحسوبة بموجب هذه الصيغة مع قيمتها الجدولية بدرجة حرية [(N-1)k , (NT-Nk)] ولمستوى معنوية معين .

(Mcelory) اقترح مقياس حسن المطابقة لمنظومة معادلات (SURE) باستخدام مقياس معامل التحديد (R^2) الذي يستخدم لقياس القوة التوضيحية للنموذج وفق الصيغة الاتية :

$$R^2_{(SURE)} = \frac{SSR}{SST} = 1 - \frac{SSE}{SST} = 1 - \frac{e'(S^{-1} \otimes I_T)e}{y'(S^{-1} \otimes I_T)y} \quad \text{.....(8)}$$

حيث ان :

(e) : متجه البواقي الناتجة من تقديرات منظومة (SURE)

(y) : متجه عمودي من الرتبة (NT x 1) عناصره هي ($Y_{it} - \overline{Y}_{i\bullet}$)

وبتوظيف مؤشر معامل التحديد أعلاه يمكننا إيجاد الاحصاءه $F_{(SURE)}$ لاختبار مدى معنوية العلاقة المقترحة بين المتغير المعتمد لكل معادلات المنظومة والمتغيرات المستقلة لنحصل على الصيغة الاتية :

$$F_{(SURE)} = \left[R^2_{(SURE)} / (1 - R^2_{(SURE)}) \right] \left[(NT - Nk)/(Nk - N) \right] \quad \text{.....(9)}$$

وتقارن قيمة $F_{(SURE)}$ المحسوبة بموجب هذه الصيغة مع قيمتها الجدولية بدرجة حرية [(Nk-N),(NT-Nk)] ولمستوى معنوية معين .

ولاختبار وجود الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى في منظومة الـ (SURE) أي اختبار فرضية العدم (H_0) الاتية :

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \cdots\cdots = \rho_N = 0$$

فان (Harvey) اقترح اجراء الاختبار بموجب الصيغة الاتية :

$$q = T \sum_{J=1}^{N} \hat{\rho}_J^2 \qquad (J = 1, 2, \cdots\cdots, N) \quad \text{.....(10)}$$

حيث ان ($\hat{\rho}_J$) هي تقديرات معاملات الارتباط الذاتي (ρ_J) ، وتحت فرضية العدم (H_0) فان (q) يكون لها تقريبا" توزيع (χ^2) بدرجة حرية (N) .

الجانب التطبيقي :

من المعلوم بان استثمارات القطاعات الاقتصادية يتأثر بعضها بالبعض الاخر وبعوامل مشتركة فيما بينها ، لذلك يصبح من غير الملائم تحليل ظاهرة الاستثمار في أحد هذه القطاعات بمعزل عن القطاعات الأخرى ، اذ إن التشابك والترابط المنظور وغير المنظور بين استثمارات تلك القطاعات أدى الى ان يكون الاستثمار في أي من القطاعات الاقتصادية معتمدا" ومرتبطا" بالاستثمار في القطاعات الأخرى . وفي نفس الوقت توجد علاقات وترابطات فنية بين

القطاعات المختلفة ويعني وجود مثل هذه الترابطات والعلاقات المختلفة ان نمو قطاع معين يتطلب وجود حد أدنى من النمو في عدد من القطاعات الأخرى ، فضلا" عن أن مصدر الاستثمار في أي قطاع هو الدخل القومي وان أي زيادة او نقصان في هذا المصدر من شأنه ان يؤدي الى زيادة أو نقصان الاستثمار في القطاعات الاقتصادية ، وكذلك فقد يتخذ قرار بزيادة الاستثمار في قطاع معين وذلك رغبة في تحقيق هدف معين في قطاع اخر . وفي ضوء ذلك يتضح ان ظاهرة الاستثمار لا يمكن ان ينظر اليها بشكل منفرد في كل قطاع وإنما ينبغي دراستها وتحليلها بشكل يأخذ في الاعتبار تشابك وترابط القطاعات الاقتصادية مع بعضها ، وعليه فان المعالجة الصحيحة لهذه الظاهرة تقتضي صياغتها في صورة مجموعة متداخلة من الدوال بهيئة منظومة معادلات ، وبالتالي استخدام منظومة معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا" (SURE) في تقدير وتحليل معالم الدوال المقترحة ، من خلال دمج بيانات السلاسل الزمنية للقطاعات الاقتصادية ، بحيث يمكن الاستفادة من العلاقات التشابكية بين القطاعات الاقتصادية باعتبار ان هذه العلاقات ما هي الا معلومات أولية (Prior information) حول الظاهرة

ان الدالة التي تم اعتمادها في تفسير سلوك الاستثمار للقطاعات الاقتصادية الإنتاجية (السلعية) هي دالة أجمالي تكوين رأس المال الثابت وان المتغيرات المستقلة التي تم تضمينها لتفسير سلوك الاستثمار هي أجمالي تكوين رأس المال الثابت للقطاع (I) في السنة السابقة (t-1) (متغير مرتد زمنيا") ، اذ استخدم المتغير المرتد لغرض توضيح تأثير الاستمرارية في عملية الاستثمار ولأن عملية تحويل الاستثمارات المخططة الى نفقات استثمارية ، وتحويل الإنفاق الاستثماري الى تكوين رأس المال الثابت تتطلب فترات زمنية غير محدودة تختلف من قطاع الى أخر . كما استخدم الدخل القومي للسنة الحالية (t) والذي يعد بمثابة الرصيد في بداية السنة كمتغير مستقل أخر في هذه الدالة.

ولقد تم اعتماد التصنيف القياسي الدولي (ISIC) للأنشطة الاقتصادية الذي يتألف من تسعة قطاعات رئيسية والذي تعتمده مديرية الحسابات القومية في الجهاز المركز للإحصاء وتكنولوجيا المعلومات ، واقتصر أسلوب التقدير والتحليل على منظومة دوال الاستثمار للقطاعات الاقتصادية الإنتاجية (السلعية) الخمسة الآتية :

1- الزراعة والغابات والصيد 2- التعدين والمقالع 3- الصناعة التحويلية
4- البناء والتشييد 5- الكهرباء والماء

اعتمد البحث على نوعين من البيانات (بيانات سلاسل زمنية ومقاطع عرضية) خاصة بالاستثمار على مستوى القطاعات الاقتصادية الإنتاجية (السلعية) في العراق للفترة (1984 – 2005)* ، وتم دمج النوعين من البيانات سوية في التقدير والتحليل ، والسلسلة الزمنية المستخدمة تغطي الفترة(1985-2005) وذلك لوجود متغيرات مرتدة زمنيا" . ولقد اعتمد الباحث على البيانات المقاسة بالأسعار الثابتة لسنة (1988) ولكافة المتغيرات المستخدمة في التقدير والتحليل ، وكما مبين في الجدول (1) أدناه :

أما بالنسبة لتحديد العلاقة بين المتغيرات فقد توصل الباحث الى ان الدالة اللوغارتمية المزدوجة (Double – Log Function) هي الدالة الأفضل تمثيلا" للعلاقة بين إجمالي تكوين رأس المال الثابت للسنة الحالية (t) وأجمالي تكوين رأس المال الثابت للسنة السابقة (t-1) والدخل القومي للسنة الحالية (t) ، اذ انها تعد من الدوال الشائعة الاستعمال ولمعالجتها لمشكلة عدم تجانس التباين من جهة وللمدلولات الاقتصادية لمعالمها من جهة اخرى . ولذلك فان منظومة دوال الاستثمار التي سيتم تقديرها باستخدام (OLS) وأسلوب (SURE) ستأخذ الشكل الأتي :

$$\mathrm{Ln}\,Y_{it} = \mathrm{Ln}\,\beta_{0i} + \beta_{1i}\,\mathrm{Ln}\,X_{1it-1} + \beta_{2i}\,\mathrm{Ln}\,X_{2t} + \mathrm{Ln}\,U_{it} \quad \text{.....(11)}$$

$$i = 1, 2, ..., 5 \quad ; \quad t = 1, 2, ..., 20$$

أي ان T=20 , N=5 , k=3 وان

Y_{it} : إجمالي تكوين رأس المال الثابت بالأسعار الثابتة لسنة (1988) للقطاع (I) في السنة (t) .

X_{1it-1} : أجمالي تكوين رأس المال الثابت بالأسعار الثابتة لسنة(1988) للقطاع(I) في السنة السابقة(t-1).

X_{2t} : الدخل القومي بالأسعار الثابتة لسنة (1988) في السنة (t) .

وبعد تهيئة وتشخيص البيانات تم تقدير معالم منظومة الاستثمار في العلاقة (11) أعلاه لكل قطاع بصورة منفصلة باستخدام طريقة (OLS) وتبين ان تقديرات بعض المعالم غير معنوية ولا تتفق وطبيعية التحليل الإحصائي لها ، كما

---

* تم استبعاد سنة (2003) وذلك لعدم توفر بيانات أجمالي تكوين رأس المال الثابت بسبب ظروف الحرب

لا تتفق وسياق النظرية الاقتصادية للاستثمار خلف الدالة المدروسة . لذلك عمل الباحث على إعادة تقدير معالم منظومة الاستثمار في العلاقة (11) وفق أسلوب (SURE) حيث تم توظيف البواقي المقدرة بطريقة (OLS) ولكل قطاع بصورة منفصلة في إيجاد تقدير المصفوفة ($\sum$) وهي المصفوفة (S) وبتوظيف عناصر المصفوفة (S^{-1}) في عملية التقدير يمكن الحصول على مصفوفة التباين والتباين المشترك للمعالم المقدرة بأسلوب (SURE) وبالتعويض في الصيغة في العلاقة (6) أعلاه نحصل على موجة عناصره تمثل تقديرات معالم منظومة الاستثمار للقطاعات الاقتصادية الإنتاجية (السلعية) المدروسة سوية .

الجدول (1)

أجمالي تكوين رأس المال الثابت حسب القطاعات الاقتصادية الإنتاجية والدخل القومي في العراق بالأسعار الثابتة لسنة (1988) للفترة 1984-2005 . (مليون دينار)

القطاعات / السنة	الزراعةوالغابات والصيد	التعدين والمقالع	الصناعة التحويلية	البناء والتشييد	الكهرباء والماء	الدخل القومي
1984	964.8	193.3	387.6	97.4	620.5	14779.7
1985	611.2	423.6	338.9	62.3	462.6	14732.7
1986	454.8	236.0	258.4	17.9	471.8	15358.7
1987	362.5	230.9	164.8	22.3	385.6	16899.9
1988	437.4	379.3	798.3	37.5	402.8	16982.9
1989	435.6	571.9	849.5	47.8	402.1	16482.4
1990	254.0	236.9	637.7	32.6	184.8	25473.9
1991	51.8	21.6	34.0	20.9	15.6	9290.9
1992	125.7	3.7	91.8	4.1	30.8	12259.2
1993	126.5	11.9	178.8	3.5	26.1	16053.0
1994	97.1	4.8	58.7	0.9	12.7	16652.8
1995	51.8	6.6	72.7	0.2	6.0	16975.2
1996	19.4	12.2	14.7	0.2	5.5	18855.4
1997	107.7	6.3	90.9	3.1	85.0	23100.4
1998	92.4	9.8	137.1	6.2	45.7	31143.2
1999	102.9	66.3	240.6	3.9	151.2	38034.4
2000	138.7	94.3	488.1	6.2	635.1	39339.4
2001	287.4	169.7	1086.4	3.4	811.4	38522.6
2002	228.2	280.9	566.5	28.9	457.8	34104.5
2004*	10.1	948.4	296.6	159.0	2200.2	28922.4
2005	710.3	34077.4	901.8	717.4	19208.5	30401.9

المصدر: وزارة التخطيط والتعاون الإنمائي– الجهاز المركزي للإحصاء وتكنولوجيا المعلومات– مديرية الحسابات القومية.

والجدول (2) أدناه يبين تقديرات (OLS) و (SURE) لمعالم منظومة إجمالي تكوين رأس المال الثابت مصنفة حسب القطاعات الاقتصادية الإنتاجية المدروسة. ويتضح من نتائج التقدير هذه ان تطبيق منظومة معادلات الانحدار

* بيانات إجمالي تكوين رأس المال الثابت لسنة (2003) غير متوفرة بسبب ظروف الحرب .

غير المرتبطة ظاهريا" (SURE) في دمج بيانات السلاسل الزمنية للقطاعات الاقتصادية الإنتاجية قد أدى الى انخفاض معنوي كبير في قيمة تباين المعالم المقدرة مقارنة مع قيم التباين لتقديرات (OLS) للمعادلة المنفصلة لكل قطاع ، كما يتضح ذلك من مصفوفة كفاءة التقدير لمعالم المنظومة المبينة في أدناه ، حيث كانت قيمها اقل من الواحد الصحيح مما يدل على كفاءة تقديرات منظومة الـ (SURE) . لذلك عمل الباحث على توظيف تقديرات منظومة (SURE) لحساب بعض المؤشرات الإحصائية مثل $F_{(SURE)}$ و $R^2_{(SURE)}$ واحصاءة F_A ، ويستدل منها ان تقديرات منظومة (SURE) للقطاعات الإنتاجية كانت معنوية من الناحية الإحصائية .

ولاختبار وجود الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى في منظومة دوال الاستثمار، فتشير قيمة احصاءة (q) والمساوية لـ (3.60504) الى انها اصغر من قيمة مربع كاي (χ^2) الجدولية لدرجة حرجة (5)- التي تمثل عدد القطاعات الاقتصادية تحت الدراسة – ولمستوى دلالة (0.01) و (0.05) وعليه تقبل فرضية العدم التي تنص على عدم وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية للمنظومة .

كما تم الاستعانة بنتائج النموذج المقدر لحساب بعض مؤشرات التأخر الزمني . والجدول (3) أدناه يبين بعض المؤشرات الإحصائية والاقتصادية التي تم الحصول عليها من تقديرات منظومة معادلات إجمالي تكوين رأس المال الثابت غير المرتبطة ظاهريا" في دمج بيانات السلاسل الزمنية للقطاعات الإنتاجية.

الجدول (2)

تقدير منظومة دوال الاستثمار للقطاعات الاقتصادية الإنتاجية باستخدام أسلوب (SURE) و (OLS) .

القطاع (i)	المعلمة	(OLS)		(SURE)	
		تقدير المعلمة	**تباين تقدير المعلمة**	تقدير المعلمة	**تباين تقديرالمعلمة**
الزراعةوالغابات والصيد (1)	β_{01}	5.78984	48.87285	1150.38510	44.27507
	β_{11}	0.26284	0.05715	0.32961	0.00852
	β_{21}	0.19329	0.43269	0.29556	0.02211
التعدين والمقالع (2)	β_{02}	1.783E-08	37.36558	1.757E-06	37.10332
	β_{12}	1.04149	0.01926	0.42543	0.01006
	β_{22}	1.79144	0.37234	0.71105	0.09124
الصناعة التحويلية (3)	β_{03}	8.628E-05	24.93633	1.473E-04	24.86872
	β_{13}	0.49386	0.03387	0.55413	0.01847
	β_{23}	1.21469	0.25551	0.37052	0.01689
البناء والتشييد (4)	β_{04}	2.589E-06	138.94302	2176.66030	110.57390
	β_{14}	0.94721	0.01961	0.38552	0.00453
	β_{24}	1.31561	0.39412	0.42357	0.04231
الكهرباء والماء (5)	β_{05}	2.721E-07	33.93742	3.111E-09	33.65918
	β_{15}	0.87614	0.01932	0.37923	0.00806
	β_{25}	1.59648	0.35543	0.28642	0.02477

وان $F_{(SURE)} = 51.38024$; $R^2_{(SURE)} = 0.85805$; $F_A = 35.04904$

وان مصفوفة كفاءة التقدير (Efficiency)* لمعالم منظومة إجمالي تكوين رأس المال الثابت حسب القطاعات الاقتصادية الإنتاجية كانت كالاتي :

المعلمة	الزراعة والغابات	التعدين والمقالع	الصناعة التحويلية	البناء والتشييد	الكهرباء والماء
β_{0i}	0.9059	0.9929	0.9973	0.7958	0.9918
β_{1i}	0.1491	0.5223	0.5453	0.2310	0.4172
β_{2i}	0.0511	0.2450	0.0661	0.1073	0.0696

الجدول (3)

المرونة والميل الحدي ومؤشرات اخرى لمنظومة دوال الاستثمار للقطاعات الاقتصادية الإنتاجية المقدرة بأسلوب (SURE) .

القطاع (i)	المعلمة	تقدير المعلمة	t-test	ηX_{1t-1}	ηX_{2t}	MPX_{1t-1}	MPX_{2t}	SR	LR	ML
الزراعة والغابات والصيد(1)	β_{01}	1150.38510		0.3296	0.2955	0.3286	0.1483	0.296	0.441	0.492
	β_{11}	0.32961	3.571							
	β_{21}	0.29556	1.988*							
التعدين والمقالع (2)	β_{02}	1.757E-06		0.4254	0.7110	0.4519	0.3157	0.711	1.237	0.740
	β_{12}	0.42543	4.242							
	β_{22}	0.71105	2.354							
الصناعة التحويلية (3)	β_{03}	1.473E-04		0.5541	0.3705	0.5585	0.2001	0.371	0.831	1.243
	β_{13}	0.55413	4.077							
	β_{23}	0.37052	2.851							
البناء والتشييد (4)	β_{04}	2176.66030		0.3855	0.4235	0.4031	0.0975	0.424	0.689	0.627
	β_{14}	0.38552	5.728							
	β_{24}	0.42357	2.059							
الكهرباء والماء (5)	β_{05}	3.111E-09		0.3792	0.2864	0.3926	0.1453	0.286	0.461	0.611
	β_{15}	0.37923	4.224							
	β_{25}	0.28642	1.819*							

حيث ان (*) تشير الى ان المعلمة المقدرة معنوية بمستوى دلالة (0.05) .

(η_X) : مرونة الاستثمار بالنسبة للمتغير المستقل (X_K) .

(MPX) : الميل الحدي للاستثمار بالنسبة للمتغير المستقل (X_K) .

(SR) : الأثر القريب المدى ويحسب وفق الصيغة $SR = \beta_{2i}$.

* $\text{Efficiency} = \dfrac{\text{Var(b) in (SURE)}}{\text{Var(b) in (OLS)}}$

(LR) : الأثر البعيد المدى ويحسب وفق الصيغة $LR = \frac{\beta_{2i}}{1 - \beta_{1i}}$.

(ML) : متوسط فترة التأخير (mean lag) في عملية الاستثمار ويحسب وفق الصيغة $ML = \frac{\beta_{1i}}{1 - \beta_{1i}}$

ولقد عمل الباحث على تقدير معدلات وتائر النمو للدخل القومي وأجمالي تكوين رأس المال الثابت للقطاعات الاقتصادية الإنتاجية للفترة الكلية (1985-2005) والفترات الجزئية (1985-1991) ، (1992-1998) و (1999-2005) ، حيث يرى فيها ضرورة أساسية للوقوف على تطور الدخل القومي وأثره على أجمالي تكوين رأس المال الثابت (الاستثمار) في تلك القطاعات فضلا" عن الوقوف على فاعلية السياسات الاستثمارية الاقتصادية المنفذة او الجاري تطبيقها والمزمع الأخذ بها . والجدول (4) أدناه يبين معدلات النمو تلك.

الجدول (4)

معدلات النمو السنوية المركبة للدخل القومي وأجمالي تكوين رأس المال الثابت للقطاعات الاقتصادية الإنتاجية بالأسعار الثابتة لسنة (1988) للفترة (1985-2005).

	معدلات النمو السنوية المركبة %					
الفترات	الدخل القومي	أجمالي تكوين رأس المال الثابت				
		الزراعة والغابات	التعدين والمقالع	الصناعة التحويلية	البناء والتشييد	الكهرباء والماء
1991-1985	-1.39	-29.90	-28.6	-12.3	-4.64	-42.9
1998-1992	13.10	-10.10	9.14	-5.5	-1.82	9.61
2005-1999	-6.29	4.60	110.5	12.7	108.5	78.2
2005-1985	5.34	-7.37	4.94	2.33	-0.40	8.95

المصدر: استخرج من قبل الباحث وفقا" للصيغة $Y=Ae^{rt}$ وبالاعتماد على بيانات الجدول (1) .

الاستنتاجات:

أظهرت نتائج البحث وبشكل كمي من خلال مصفوفة التباين والتباين المشترك لمقدرات (SURE) قوة الترابط بين القطاعات الاقتصادية الإنتاجية في الاقتصاد العراقي ويستنتج من ذلك تأثر استثمارات القطاعات الاقتصادية ببعضها وبالتالي تشابكها وتداخلها فيما بينها ، وان وجود مثل هذا الترابط يعد من سمات الاقتصاد المتطلع نحو التطور ، من جهة اخرى فان هذا التشابك بين قطاعات الاقتصاد العراقي ينتج عنه عدم صلاحية أسلوب المعادلة المنفردة للقطاع في تقدير معالم دوال الاستثمار مما يستدعي دمج بيانات السلاسل الزمنية للقطاعات الاقتصادية واستخدام منظومة (SURE) في عملية التقدير ، حيث ظهر من نتائج تطبيق منظومة الـ (SURE) ان تقديرات المعالم كانت أكثر كفاءة ومعنوية من التقديرات الناتجة باستخدام بيانات السلسلة الزمنية للمعادلة المنفصلة بموجب طريقة (OLS).

ولقد وجد من خلال تطبيق منظومة الـ (SURE) ان أجمالي تكوين رأس المال الثابت يعد متغيرا" مهما" ومؤثرا" في الاقتصاد الوطني بشكل عام وفي اقتصاديات القطاعات الاقتصادية الإنتاجية بشكل خاص ، اذ تتحدد قيمته في أي سنة خلال الفترة المدروسة بحجم تكوين رأس المال الثابت للسنة السابقة ، وبحجم الدخل القومي الذي يعد بمثابة الرصيد في بداية السنة بنسب متفاوتة وحسب أهمية القطاع في الاقتصاد الوطني . فلقد كان الميل الحدي لاجمالي تكوين رأس المال الثابت بالنسبة لاجمالي تكوين رأس المال الثابت في السنة السابقة مساويا" لـ (0.328 ، 0.451 ، 0.558 ، 0.403 ، 0.392) في القطاعات الإنتاجية تحت الدراسة على التوالي ، في حين بلغ الميل الحدي لاجمالي تكوين رأس المال الثابت بالسنة للدخل القومي (0.148 ، 0.315 ، 0.200 ، 0.097 ، 0.145) في القطاعات الإنتاجية على التوالي ، مما يشير الى ضعف تأثير الدخل القومي في إجمالي تكوين رأس المال الثابت للقطاعات الاقتصادية الإنتاجية وكما يظهر ذلك من خلال معدلات النمو السنوية المركبة في الجدول (4). وهذه النتيجة تعكس مدى العناية الموجهة الى تطوير قطاع التعدين والمقالع من خلال زيادة الاستثمارات الموجهة لهذا القطاع ، حيث يبين

الأثر القريب المدى (SR) ان (71.1%) من الدخل القومي سيتحول الى أجمالي تكوين رأس المال الثابت في هذا القطاع ، كما يبين التأثير البعيد المدى (LR) ان لأثر مضاعف الاستثمار دورا" في تحويل ما نسبة (123.7%) من الدخل القومي في الأمد البعيد الى أجمالي تكوين رأس المال الثابت . كما يشير مؤشر متوسط فترة التأخير (ML) الى متوسط الفترة التي يستمر فيها تأثير الدخل القومي على أجمالي تكوين رأس المال الثابت وهو ما يعادل (6 ، 9 ، 15 ، 8 ، 7) شهرا" تقريبا" في القطاعات الإنتاجية على التوالي ، مما يشير الى تفاوت سرعة تنفيذ المشاريع في هذه القطاعات .

المصادر:

1- Buse , A. , 1979, " Goodness of fit in the seemingly unrelated regression model : A generalization " , Journal of Econometrics , Vol.10 , No.1, P.109-113 .
2- Fomby , T.B. , Hill , R.C. , and Johnson , S.R. , 1984 , " Advanced Econometric Methods " , New York , Springer-Verlage .
3- Gugarati , D.N. , 1988 , " Basic Econometrics " , 2nd-ed , McGraw-Hill , Book company .
4- KoutsoYiannis , A. , 1979 , " Theory of Econometrics " , 2nd-ed. , the Macmillan Press Ltd. , London .
5- Ludwig , Fahrmeir , Gerhard Tutz , 2001 , " Multivariate statistical modeling based on generalized linear models " , Springer , New York .
6- McElroy , M.B. , 1977 , " Goodness of fit for seemingly unrelated Regressions " , Journal of Econometrics , Vol.6 , No.3 , P.381-387 .
7- Simon P.Wahington , Matthew G. Karlaftis , Fred L. Mannering , 2003 , " Statistical and econometric methods for transportation data analysis " , C RC press .
8- Terry , E.D. and Neeley , M.J , 1988 , " Pooled cross-sectional and Time series data analysis " , Marcel Dekker INC. , New York .
9- Verendra , K. Srivastava and David E.A.Giles , 1997 , " Seemingly Unrelated Regression Equation Models " , Marcel Dekker INC. , New York .
10- Zellner , A. , 1962 , " An efficient method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for aggregation Bias " , JASA , Vol.57 , P.348-368 .