تقدير منظومة دوال الاستثمار للقطاعات الاقتصادية باستخدام أسلوب SURE عندما تكون الحدود العشوائية مرتبطة ذاتيا" وتزامنيا" [+]

ESTIMATION OF INVESTMENT FUNCTIONS SYSTEM FOR ECONOMIC SECTORS BY USING SURE APPROACH WHEN DISTURBANCES ARE BOTH SERIALLY AND CONTEMPORANEOUSLY CORRELATED

ناظـــم عبدالله عبـــد[*] سالم بدر محمد[**]

المستخلص :

يهدف البحث الى استخدام منظومة معادلات الانحدار غير المرتبطه ظاهريا" عندما الحدود العشوائية تكون مرتبطة ذاتيا" وتزامنيا" في دمج بيانات السلاسل الزمنية للمقـــاطع العرضـــية لتقـــدير وتحليـــل دوال الاستثمار باستخدام منظومة معادلات اجمالي تكوين رأس المال الثابت على مستوى القطاعات الاقتصادية ، وتقييم نتائج تقديرات الدمج من خلال مقارنتها مع نتائج التقديرات باستخدام بيانات السلسلة الزمنية فقط . واظهرت نتائج التطبيق ان التقديرات الناتجة كانت اكثر كفاءة ومعنوية مـــن التقـــديرات الحاصـــل عليهـــا باستخدام بيانات السلسلة الزمنية للمعادلة المنفصلة لكل قطاع ، وان دمج البيانات قد يلغي الى مدى معـــين المشاكل المرتبطة مع بيانات السلسلة الزمنية او المقاطع العرضية اذا استخدمت كل منها على انفراد .

Abstract :

The research aims to use seemingly unrelated regression equations system when disturbances are both serially and contemporaneously correlated in pooling the time series data for each cross section to estimate and analyze the investment functions by equations system of total fixed capital in economic sectors . It also aims to evaluate the results of the pooling estimations by comparing them with the estimations of time series data only .The results of application show that the estimations are more efficiency and significance from using time series data in each sector , by pooling we can also get rid of the problems related with time series or cross section data when they are used alone .

المقدمة:

لقد انصب الاهتمام في السنوات الأخيرة على استخدام أسلوب القياسي الاقتصادي كأحـــد أســـاليب التحليل الكمي في معالجة المشاكل والمعضلات التي تشخصها النظرية الاقتصادية ، وفـــي رســـم الخطـــط الاقتصادية وصياغة القرارات التخطيطية ، بعد ان أصبحت الفرضيات النظرية تصاغ بشكل معادلات قابلـــة للقياس والاختبار بواسطة الطرق الإحصائية .

[+] تاريخ استلام البحث ٢٠٠٦/٦/١ تاريخ قبول النشر ٢٠٠٦/١٢/٤

[*] استاذ مساعد/المعهد التقني/الانبار.

[**] مدرس/المعهد التقني/الانبار.

وتعتبر منظومة معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريـــا" Seemingly Unrelated Regression Equations System (SURE) احد النماذج المستخدمة في دمج بيانات السلاسل الزمنية للمقاطع العرضية ، ومن الأساليب المستخدمة في التحليل القياسي الكمي للظواهر المختلفة وبخاصة الاقتصاديـــة منها، وذلـــك لان هذا الأسلوب يعتمد على بيانات لفترة محددة من الزمن (بيانات المقاطع العرضية) إضافة الـــى أخـــذه بنظر الاعتبار تطور متغيرات الظاهرة عبر سلسلة زمنية .

هدف البحث :

يهدف البحث الى تقدير منظومة دوال الاستثمار للقطاعات الاقتصادية باســـتخدام أســـلوب (SURE) عندما الحدود العشوائية تكون مرتبطة ذاتيا" وتزامنيا" ، من خلال دمج بيانات السلاسل الزمنيـــة للقطاعـــات الاقتصادية ، وتقييم نتائج تقديرات الدمج من خلال مقارنتها مع نتائج التقديرات للمعادلة المنفصلة لكل قطـــاع باستخدام بيانات السلسلة الزمنية فقط.

فرضية البحث :

ينطلق البحث من فرضية أساسيه هي ان استخدام أسلوب (SURE) في دمج بيانات السلاسل الزمنية للمقاطع العرضية لتقدير معالم العلاقات الاقتصادية ، فان التقديرات الناتجة ستكون أكثر كفاءة ومعنوية مـــن التقديرات التي يحصل عليها باستخدام بيانات السلسلة الزمنية او بيانات المقاطع العرضية فقط . كما ان دمج البيانات قد يلغي الى مدى معين المشاكل المرتبطة مع بيانات السلـــسلة الزمنيـــة او المقـــاطع العرضـــية اذا استخدمت كل منها على انفراد . وبالتالي المساهمة في توفير مؤشرات إحصائية واقتـــصادية دقيقـــة تـــساعد المخطط العراقي في تخصيصه الموارد لعملية الاستثمار على مستوى القطاعات الاقتصادية وعلى مـــستوى الاقتصاد العراقي .

الجانب النظري :

من المسائل (الامور) المهمة في معظم أساليب الدمج تقدير معادلة الانحدار لكل مقطـــع عرضـــي بصورة منفصلة بواسطة (OLS) واختبار فيما اذا يوجد سلوك منتظم في الحدود الثابته ومعاملات الانحدار والبواقي ، سلوك البواقي فيما اذا كانت مرتبطة ذاتيا" او مرتبطة او مستقلة عبر المقاطع العرضية ، ويستخدم هذا السلوك في تحديد الاسلوب المناسب للتقدير والتحليل [1] .

في الواقع فان افتراض استغلال وحدات المقاطع العرضية مشكوك فيه وذلك لان الحدود العـــشوائية لمقاطع عرضيه مختلفة عند نفس النقطة من الزمن قد تكون مرتبطة ، هذا الارتباط يكـــون نتيجـــة لـــبعض العوامل المشتركة غير المضمنة في معادلات الانحدار ، مثل هذا الارتباط يطلق عليه الارتباط المتـــزامن (contemporaneous correlation) وهذا يؤدي الى بروز مشكلة تضاف الى تحليل البيانـــات المدمجـــة فضلا" عن عدم تجانس التباين والارتباط الذاتي [2] .

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

$$y_i = X_i \beta_i + u_i \qquad (i = 1,2,....,N) \qquad .....(1)$$

حيث ان : (y_i) موجه عمودي من مرتبة (Tx1) للمتغير المعتمد في المقطع العرضي (i) ، (X_i) مصفوفة المتغيرات المستقلة من مرتبة (Txk) ، (β_i) موجه عمودي من مرتبة (kx1) تمثل عناصره معاملات

الانحدار غير المعلومة للمقطع العرضي (i) ، و(u_i) موجه عمودي مـــن مرتبـــة (Tx1) للاخطـــاء العشوائية في معادلة انحدار المقطع العرضي (i) .

وبدمج مشاهدات المقاطع العرضية فان منظومة معادلات الانحدار لـــ (N) من المقاطع العرضية يمكن ان تكتب كالاتي :

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \cdots\cdots 0 \\ 0 & X_2 & \cdots\cdots 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots\cdots X_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_N \end{bmatrix}$$

او

$$Y = X\beta + U \qquad \text{.....(2)}$$

ولأجل معالجة منظومة المعادلات في (١) كمعادلات انحدار خطي لابد من تحقق الفرضيات الاتية [3] :

(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) تتبع توزيع متعدد المتغيرات بحيث ان $E(U_i) = 0$, $E(U_iU_i') = \sigma_{ii}I_T$ حيث ان σ_{ii} يمثـــل تبـــاين الخطـــأ العشوائي في معادلة المقطع العرضي (i) . وان التداخل بين مجموعة معادلات المقاطع العرضية يفترض ان ينتج عنه الاتي :

$$\underset{T\to\infty}{Lim}\left(\frac{1}{T}X_i'X_J\right) = Q_{iJ}$$

$$E(U_iU_J') = \sigma_{iJ}I_T \qquad (i,J = 1,2,\ldots\ldots\ldots\ldots,N)$$

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

السلوك العشوائي لهذا النموذج يتحدد بالفرضيات الاتية [3] :

(بيانات المقاطع العرضية غير متجانسة) $E(U_{it}^2) = \sigma_{ii}$

(الارتباط المتزامن)

$$E(U_{is}\ \ U_{Jt}) = \begin{cases} \sigma_{iJ} & if \quad s = t \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

(الارتباط الذاتي للسلسلة الزمنية) $U_{it} = \rho_i U_{it-1} + V_{it}$

حيث ان $V_{it} \sim N(0,\phi_{ii})$

وان

$$E(V_{is}\ \ V_{Jt}) = \begin{cases} \phi_{iJ} & if \quad s = t \\ 0 & otherwise \end{cases} \qquad \text{.....(3)}$$

$$E(U_{it-1}\ \ V_{Jt}) = 0$$

والقيمة الابتدائية لـــ U يفترض ان تتصف بمايلي :

$$U_{i1} \sim N(0, \frac{\phi_{ii}}{1-\rho_i^2})$$

$$E(U_{i1} \quad U_{J1}) = \frac{\phi_{iJ}}{1-\rho_i \rho_J}$$

وحيث ان التوصيف العام لمصفوفة التباين والتباين المشترك يأخذ الشكل

$$E(UU') = \Omega = \begin{bmatrix} \Omega_{11} & \cdots\cdots & \Omega_{1N} \\ \vdots & & \vdots \\ \Omega_{N1} & \cdots\cdots & \Omega_{NN} \end{bmatrix}$$

ولكي نشتق مقدر المربعات الصغرى العامة (GLS) يمكننا التعبير عن التباين المشترك المتزامن σ_{iJ}بدلالة ϕ_{iJ} . وبواسطة تكرار التعويض فان (U_{it}) يمكن ان يكتب كالاتي :

$$U_{it} = V_{it} + \rho_i V_{it-1} + \rho_i^2 V_{it-2} + \cdots + \cdots = \sum_{S=0}^{\infty} \rho_i^S V_{it-S}$$

وبناء" على ذلك فان

$$E(U_{it} \quad U_{Jt}) = E\left[\left(\sum_{S=0}^{\infty} \rho_i^S V_{it-S}\right)\left(\sum_{w=0}^{\infty} \rho_J^w V_{Jt-w}\right)\right]$$

$$= E\left[\sum_{S=0}^{\infty} (\rho_i \rho_J)^S V_{it-s} \quad V_{Jt-s}\right]$$

$$\sigma_{iJ} = \phi_{iJ} \sum_{S=0}^{\infty} (\rho_i \rho_J)^S = \frac{\phi_{iJ}}{1-\rho_i \rho_J} \qquad if \quad |\rho_i \rho_J| < 1$$

وبالمثل فان

$$E(U_{it} \quad U_{Jt+S}) = \rho_J^S \frac{\phi_{iJ}}{1-\rho_i \rho_J}$$

ولذلك فان

$$\Omega_{iJ} = \frac{\phi_{iJ}}{1-\rho_i \rho_J} \begin{bmatrix} 1 & \rho_J & \rho_J^2 \cdots\cdots \rho_J^{T-1} \\ \rho_i & 1 & \rho_J \cdots\cdots \rho_J^{T-2} \\ \rho_i^2 & \rho_i & 1 \quad \cdots\cdots \rho_J^{T-3} \\ \vdots & \vdots & \vdots \quad \vdots \\ \rho_i^{T-1} & \rho_i^{T-2} & \rho_i^{T-3} \cdots\cdots 1 \end{bmatrix}$$

تحت هذه الفرضيات فان أفضل مقدر خطي غير متحيز لـ (β) في (٢) هو مقدر المربعات الصغرى العامة (GLS) أي ان

$$b = \left(X' \quad \Omega^{-1} X\right)^{-1} X' \quad \Omega^{-1} y \qquad \text{.....(4)}$$

وحيث ان (Ω) تكون غير معلومة فان المقدر المتسق لها يجب ان يحصل عليه لتطبيق طريقة (GLS) وكالاتي[4] :

في ظل فرضيات النموذج فان معادلة الانحدار المنفصلة لكل مقطع عرضي سوف تأخذ الشكل الاتي :

$$y_i = X_i\beta_i + \mathrm{P}_i V_i \qquad (i = 1,2,.....,N) \qquad .....(5)$$

حيث ان $U_i = \mathrm{P}_i V_i$ وان P_i مصفوفة من مرتبة (TxT) تأخذ الشكل الاتي :

$$\mathrm{P}_i = \begin{bmatrix} (1-\rho_i^2)^{\frac{-1}{2}} & 0 & 0\cdots\cdots\cdots 0 \\ \rho_i(1-\rho_i^2)^{\frac{-1}{2}} & 1 & 0\cdots\cdots\cdots 0 \\ \rho_i^2(1-\rho_i^2)^{\frac{-1}{2}} & \rho_i & 1\cdots\cdots\cdots 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \quad\quad \vdots \\ \rho_i^{T-1}(1-\rho_i^2)^{\frac{-1}{2}} & \rho_i^{T-2} & \rho_i^{T-3}\cdots\cdots 1 \end{bmatrix}$$

وان معكوس المصفوفة P_i يأخذ الشكل الاتي :

$$\mathrm{P}_i^{-1} = \begin{bmatrix} (1-\rho_i^2)^{\frac{-1}{2}} & 0 & 0\cdots\cdots\ 0 & 0 \\ -\rho_i & 1 & 0\cdots\cdots\ 0 & 0 \\ 0 & -\rho_i & 1\ \cdots\cdots\ 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \quad\quad \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0\cdots\cdots -\rho_i & 1 \end{bmatrix}$$

منظومة معادلات الانحدار لـــ (N) من المقاطع العرضية في (٢) أعلاه يمكن ان تكتب الان كالاتي :

$$Y = X\beta + \mathrm{P}V$$

والفرضية في (٣) يمكن تبسيطها بالصيغة الاتية :

$$E(VV') = \Omega = \Phi \otimes I_T$$

حيث الاشارة $\otimes$ تعني الضرب المباشر (Kronecker Product) و Φ هي مصفوفة التباين المـــشترك المتزامن من مرتبة (NxN) عناصرها هي ϕ_{iJ}، ولذلك فان هيكل مصفوفة التبـــاين والتبـــاين المـــشترك للاخطاء العشوائية سيأخذ الشكل الاتي :

$$E(UU') = E(\mathrm{P}VV'\mathrm{P}') = \mathrm{P}E(VV')\mathrm{P}' = \mathrm{P}(\Phi \otimes I_T)\mathrm{P}'$$

$$= \begin{bmatrix} \sigma_{11}\mathrm{P}_1\mathrm{P}_1' & \sigma_{12}\mathrm{P}_1\mathrm{P}_2' & \cdots\cdots\sigma_{1N}\mathrm{P}_1\mathrm{P}_N' \\ \sigma_{21}\mathrm{P}_2\mathrm{P}_1' & \sigma_{22}\mathrm{P}_2\mathrm{P}_2' & \cdots\cdots\sigma_{2N}\mathrm{P}_2\mathrm{P}_N' \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \sigma_{N1}\mathrm{P}_N\mathrm{P}_1' & \sigma_{N2}\mathrm{P}_N\mathrm{P}_2' & \cdots\cdots\sigma_{NN}\mathrm{P}_N\mathrm{P}_N' \end{bmatrix}$$

أما بالنسبة للقيمة التقديرية لمعلمة الارتباط الذاتي $\hat{\rho}_i$ فيمكن ايجادها من خلال تطبيق (OLS) على مجموعة المعادلات في (١) أعلاه للحصول على البواقي $\mathrm{e_i}$ والتي يمكن ان تستخدم للحصول على المقدر المتسق $\hat{\rho}_i$ بواسطة تطبيق الصيغة الاتية :

$$\hat{\rho}_i = \sum_{t=2}^{T} e_{it}e_{it-1} \Big/ \sum_{t=2}^{T} e_{it-1}^2 \qquad .....(6)$$

$$t = 2,3,.....,T$$

وبعد تقدير قيمة (ρ_i) يتم تعويضها في المصفوفة (P_i^{-1}) . وبالضرب المتقدم لطرفي العلاقة (٥) فـــي P_i^{-1} نحصل على المتغيرات المستبعد منها أثر الارتباط الذاتي وبالتالي نحصل على النموذج المحول الاتي [5] :

$$P_i^{-1} y_i = P_i^{-1} X_i \beta_i + P_i^{-1} P_i V_i$$

أو

$$\overset{*}{y}_i = \overset{*}{X}_i \beta_i + \overset{*}{V}_i \qquad (i = 1,2,3,\ldots\ldots, N)$$

وبدمج المشاهدات المحولة لـــ(N) من معادلات الانحدار نحصل على المنظومة :

$$\overset{*}{Y} = \overset{*}{X} \beta + \overset{*}{V} \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(7)$$

وبتطبيق طريقة (OLS) على (٧) فان البواقي الناتجة

$$\overset{*}{V}_i = \overset{*}{y}_i - \overset{*}{X}_i (\overset{*}{X}_i' \overset{*}{X}_i)^{-1} \overset{*}{X}_i' \overset{*}{y}_i$$

يمكن ان تستخدم للحصول على التقديرات المتسقة للتباينات المشتركه المتزامنه بموجب الصيغة الاتية [4] :

$$\hat{\phi}_{iJ} = \frac{\overset{*}{V}_i' \overset{*}{V}_j}{T - k}$$

وبتعويض هذه التقديرات في Ω فان مقدر المربعات الصغرى العامة (GLS) المتسق لـــ β والذي يكـــون مماثل الى تطبيق اسلوب (Zellner) على النموذج المحول سيأخذ الشكل الاتي :

$$\hat{b}(SURE) = (X' \ \hat{\Omega}^{-1} X)^{-1} X' \hat{\Omega}^{-1} y = \left[\overset{*}{X}'(\hat{\Phi}^{-1} \otimes I) \overset{*}{X} \right]^{-1} \overset{*}{X}'(\hat{\Phi}^{-1} \otimes I) \overset{*}{y} \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots(8)$$

ويلاحظ انه اذا كانت N>T فانه يكون من غير الممكن تقدير $\hat{b}(SURE)$ في (٨) أعلاه ، لذلك ولتطبيق هذا النموذج فان عدد مشاهدات السلسلة الزمنية T يجب ان يكون اكبر من عدد معـــادلات الانحـــدار (المقـــاطع العرضية) N .

<u>اختبار فرضيات النموذج</u> :

لاختبار وجود الارتباط المتزامن بين الحدود العشوائية لمعادلات انحدار المقاطع العرضية المختلفـــة عند نفس النقطة من الزمن فان Breusch and Pagan إقترحا استخدام اختبار مـــضاعف لاجـــرانج (Lm) لاختبار فرضية العدم الاتية [6] :

is a diagonal matrix Ω Ho:

مقابل الفرضية البديلة التي تنص على ان العناصر غير القطرية لـــ(Ω) لاتكون صفرية . قبـــول فرضـــية العدم (Ho) يعني ان طريقة (OLS) يمكن ان تطبق على كل معادلة بصورة منفردة بدون فقدان في كفـــاءة التقدير ، في حين ان رفض (Ho) يعني ان اسلوب التقدير الذي يأخذ بنظر الاعتبار الارتباط المتزامن سوف يعطي مقدرات اكثر كفاءة ومعنوية لمعاملات الانحدار . لتكوين احصاءة اختبار (Lm) فان ذلك يتطلـــب تقدير (N) من المعادلات في (١) بواسطة (OLS) والحصول على البواقي

$$e_i = y_i - X_i b_i$$

وتقدير σ_i^2 وفق الصيغة :

$$S_{ii} = \frac{e_i' e_i}{T - k}$$

ومن ثم فان احصاءة مضاعف لاجرانج (Lm) تحسب كالاتي :

$$Lm = T\sum_{i=1}^{N}\sum_{J=1}^{i-1} r_{iJ}^2 \qquad \text{.....(9)}$$

حيث ان $r_{iJ} = T^{-1}(S_{ii}S_{JJ})^{\frac{-1}{2}} e_i' e_J$

وتحت فرضية العدم (Ho) فان (Lm) يكون له توزيع (χ^2) بدرجة حرية $\left[\frac{1}{2}N(N-1)\right]$.

ولاختبار وجود الارتباط الذاتي من الدرجة الاولى في منظومة معادلات الانحدار أي اختبار فرضية العدم (Ho) الاتية :

$$Ho: \quad \rho_1 = \rho_2 = \cdots\cdots = \rho_N = 0$$

فان (Harvey) اقترح اجراء الاختبار وفق الصيغة الاتية [7] :

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

حيث ان ($\hat{\rho}_J$) هي تقديرات ρ_J المحسوبة وفق الصيغة (٦) ، وتحت فرضية العدم (Ho) فان (q) يكون لها تقريبا" توزيع (χ^2) بدرجة حرية (N) .

<u>الجانب التطبيقي</u> :

نظرا" لتأثر استثمارات القطاعات الاقتصادية ببعضها وبعوامل مشتركة فيما بينها ، فانه يصبح من غير الملائم تحليل ظاهرة الاستثمار في احد القطاعات بمعزل عن القطاعات الاخرى ، اذإن التشابك والترابط المنظور وغير المنظور بين استثمارات تلك القطاعات أدى الى ان يكون الاستثمار في أي من القطاعات الاقتصادية معتمدا" ومرتبطا" بالاستثمار في القطاعات الاخرى . وفي نفس الوقت توجد علاقات وترابطات فنية بين القطاعات الاقتصادية المختلفة ، ويعني وجود مثل هذه الترابطات والعلاقات المختلفة ان نمو قطاع معين يتطلب وجود حد أدنى من النمو في عدد من القطاعات الاخرى . وفي ضوء ذلك يتضح ان ظاهرة الاستثمار لا يمكن ان ينظر اليها بشكل منفرد في كل قطاع وانما 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 (Proir information) حول الظاهرة .

ان الدالة التي تم اعتمادها في تفسير سلوك الاستثمار للقطاعات الاقتصادية في العراق هي دالة اجمالي تكوين رأس المال الثابت وان المتغيرات المستقلة التي تم تضمينها لتفسير سلوك الاستثمار هي اجمالي 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 ، ولان عملية الاستثمار غالبا" ما تعطي ثمارها خلال فترة زمنية قد تمتد لعدة سنوات لاحقه . كما استخدم الناتج المحلي الاجمالي للقطاع (I) في السنة الحالية (t) كمتغير مستقل اخر في هذه الدالة . ولقد تم اعتماد التصنيف القياسي الدولي (ISIC) للانشطة الاقتصادية الذي يتألف من تسعة قطاعات رئيسية والذي تعتمده مديرية الحسابات القومية في الجهاز المركزي للاحصاء

، وتم استبعاد قطاع التعدين والمقالع واقتصر اسلوب التقدير والتحليل لدوال الاستثمار للقطاعات الاقتصادية الثمان الاتية :

١- الزراعة والغابات والصيد ٢- الصناعة التحويلية ٣- البناء والتشييد ٤- الماء والكهرباء

٥- النقل والمواصلات والتخزين ٦- تجارة الجملة والمفرد والفنادق ٧- المال والتأمين وخدمات العقارات

٨- الخدمات الاجتماعية والشخصية .

اعتمد البحث على نوعين من البيانات (بيانات سلاسل زمنية ومقاطع عرضية) خاصة بالاستثمار على مستوى القطاعات الاقتصادية في العراق للفترة (١٩٨٠-٢٠٠٠) ، وتم دمج النوعين من البيانات سوية في التقدير والتحليل ، والسلاسل الزمنية المستخدمة تغطي الفترة (١٩٨١-٢٠٠٠) وذلك لوجود متغيرات مرتدة زمنيا" . وقد اعتمد البحث على البيانات المقاسة بالاسعار الثابتة لسنة (١٩٨٠) ولكافة المتغيرات المستخدمة في تقدير منظومة دوال الاستثمار[١].

ان منظومة دوال الاستثمار التي سيتم تقديرها باستخدام اسلوب (SURE) ستأخذ الشكل الاتي :

$$y_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} X_{1it-1} + \beta_{2i} X_{2it} + U_{it}$$
$$i = 1,2,.....,8 \quad ; \quad t = 1,2,....,20$$

أي ان N=8 , k=3 , T=20 وان

y_{it} : اجمالي تكوين رأس المال الثابت بالاسعار الثابتة لسنة (١٩٨٠) للقطاع (I) في السنة (t) .

X_{1it-1} : اجمالي تكوين رأس المال الثابت بالاسعار الثابتة لسنة (١٩٨٠) للقطاع (I) في السنة السابقة (t-1) .

X_{2it} : الناتج المحلي الاجمالي بالاسعار الثابتة لسنة (١٩٨٠) للقطاع (I) في السنة (t) .

وبعد تهيئة وتشخيص البيانات تم تقدير معالم منظومة الاستثمار الخطية لكل قطاع بصورة منفصلة مستخدمين طريقة (OLS) وتبين ان تقديرات بعض المعالم لا تتفق وطبيعة التحليل الاحصائي لها كما لا تتفق وسياق النظرية الاقتصادية للاستثمار ، لذلك تم توظيف البواقي الناتجة (e_{it}) لتقدير (ρ_i) وفق الصيغة (٦) أعلاه ، ومن ثم تحويل البيانات الاصلية كما في منظومة المعادلات في (٧) أعلاه ، واعادة تقدير معالم منظومة دوال الاستثمار لكل القطاعات الاقتصادية من خلال دمج بيانات السلاسل الزمنية لكل القطاعات الاقتصادية وفق اسلوب (Zellner) باستخدام البيانات المحولة بدلا" من البيانات الاصلية [8,5, 2] .

والجدول (١) أدناه يبين تقديرات (OLS) و (SURE) لمعالم منظومة اجمالي تكوين رأس المال الثابت مصنفة حسب القطاعات الاقتصادية المدروسة . ويتضح من نتائج التقدير هذه ان تطبيق منظومة معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا" (SURE) في دمج بيانات السلاسل الزمنية للقطاعات الاقتصادية (المقاطع العرضية) قد ادى الى انخفاض معنوي كبير في قيمة تباين المعالم المقدرة مقارنة مع قيم التباين لتقديرات (OLS) للمعادلة المنفصلة لكل قطاع ، مما يدل على كفاءة تقديرات اسلوب الدمج بموجب منظومة (SURE) .

١- لم يتم تضمين البيانات المستخدمة في متن البحث .

ولاختبار وجود الارتباط الذاتي من الدرجة الاولى في منظومة دوال الاستثمار ، فتشير قيمة احصاءة (q) والمساوية لـــ (٧,٥٣٥٦٤) الى انها أصغر من قيمة مربع كاي (χ^2) الجدولية لدرجة حرية (٨) – التي تمثل عدد القطاعات الاقتصادية تحت الدراسة – ولمستوى دلالة (٠,٠٥) و (٠,٠١) وعليه تقبـــل فرضـــية العدم التي تنص على عدم وجود الارتباط الذاتي بين الاخطاء العشوائية للمنظومة.

والجدول (٢) أدناه يبين بعض المؤشرات الاحصائية والاقتصادية التي تم الحصول عليها من تطبيـــق منظومة معادلات اجمالي تكوين رأس المال الثابت غير المرتبطة ظاهريا" في دمج بيانات السلاسل الزمنيـــة للقطاعات الاقتصادية.

الجدول (١)تقديرات منظومة دوال الاستثمار للقطاعات الاقتصادية بأستخدام اسلوب (SURE) و (OLS) .

القطاع (i)	المعلمة	(OLS)		(SURE)	
		تقدير المعلمة	تباين تقدير المعلمة	تقدير المعلمة	تباين تقدير المعلمة
الزراعـــة والغابـــات والصيد	β_{01}	158.64062	11840.64328	-136.04761	824.12183
	β_{11}	0.81935	0.01351	0.76324	0.00239
	β_{21}	-0.13745	0.01983	0.19934	0.00471
الصناعة التحويلية	β_{02}	322.62618	27110.67956	50.53421	5378.43022
	β_{12}	0.64016	0.08511	0.66704	0.01007
	β_{22}	-0.27405	0.04166	0.14962	0.00584
البناء والتشييد	β_{03}	2.03759	118.96395	15.76312	101.05324
	β_{13}	0.54463	0.06549	0.81543	0.00325
	β_{23}	0.06828	0.000528	0.14738	0.000103
الماء والكهرباء	β_{04}	92.44799	2372.81218	42.55978	482.05672
	β_{14}	0.71106	0.02026	0.74622	0.01051
	β_{24}	-0.16884	0.19953	0.09653	0.00134
النقل والمواصـــلات والتخزين	β_{05}	16.35173	17516.06192	-14.27171	8055.77131
	β_{15}	0.74896	0.02169	0.77092	0.00514
	β_{25}	0.18579	0.106204	0.28334	0.01842
تجارة الجملة والمفرد والفنادق	β_{06}	44.60265	1135.41974	-61.10721	392.54621
	β_{16}	0.61115	0.05437	0.53662	0.01743
	β_{26}	-0.12358	0.01152	0.12235	0.00336
المـــال والتـــأمين وخدمات العقارات	β_{07}	-55.53671	12555.77169	-57.94431	5587.43291
	β_{17}	0.29989	0.050099	0.81239	0.00762
	β_{27}	0.52213	0.062912	0.16424	0.00453
الخدمات الاجتماعية والشخصية	β_{08}	-112.98327	9216.51897	-211.09935	3092.61523
	β_{18}	0.22945	0.02368	0.62621	0.00342
	β_{28}	0.55647	0.01778	0.23751	0.00025

الجدول (٢):لمرونة والميل الحدي ومؤشرات اخرى لمنظومة دوال الاستثمار المقدرة باسلوب (SURE) مصنفة حسب القطاعات الاقتصادية .

القطاع (I)	المعلمة	تقدير المعلمة	t-test	MPX_{1t-1}	MPX_{2t}	ηX_{1t-1}	ηX_{2t}	M.L
الزراعة والغابات والصيد	β_{01}	-136.04761		0.76324	0.19934	0.76	0.52	3.22
	β_{11}	0.76324	15.61213					
	β_{21}	0.19934	2.9046					
الصناعة التحويلية	β_{02}	50.53421		0.66704	0.14962	0.65	0.41	2.00
	β_{12}	0.66704	6.6472					
	β_{22}	0.14962	1.9578*					
البناء والتشييد	β_{03}	15.76312		0.81543	0.14738	0.79	0.39	4.41
	β_{13}	0.81543	14.30359					
	β_{23}	0.14738	14.5217					
الماء والكهرباء	β_{04}	42.55978		0.74622	0.09653	0.72	0.51	2.94
	β_{14}	0.74622	7.2788					
	β_{24}	0.09653	2.6369					
النقل والمواصلات والتخزين	β_{05}	-14.27171		0.77092	0.28334	0.76	0.64	3.36
	β_{15}	0.77092	10.7529					
	β_{25}	0.28334	2.0876*					
تجارة الجملة والمفرد والفنادق	β_{06}	-61.10721		0.53662	0.12235	0.52	0.38	1.16
	β_{16}	0.53662	4.0646					
	β_{26}	0.12235	2.1107					
المال والتأمين وخدمات العقارات	β_{07}	-57.94431		0.81239	0.16424	0.79	0.46	4.33
	β_{17}	0.81239	9.3065					
	β_{27}	0.16424	2.4402					
الخدمات الاجتماعية والشخصية	β_{08}	-211.09935		0.62621	0.23751	0.62	0.74	1.67
	β_{18}	0.62621	10.7079					
	β_{28}	0.23751	15.0214					

حيث ان (*) : تشير الى ان المعلمة المقدرة معنوية بمستوى دلالة (٠,٠٥) .

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

(ηX) : مرونة الاستثمار بالنسبة للمتغير المستقل (X_k) .

(M.L) : متوسط فترة التأخير (mean lag) في عملية الاستثمار وتحسب كالاتي : $M.L = \frac{\beta_{1i}}{1-\beta_{1i}}$

<u>الإستنتاجات :</u>

ان تطبيق منظومة معادلات الانحدار غير المرتبطة ظاهريا" (SURE) في دمج بيانات السلاسل الزمنية للقطاعات الاقتصادية تعطي تقديرات اكثر كفاءة ومعنوية من التقديرات الناتجة باستخدام بيانات السلسلة الزمنية للمعادلة المنفصلة (للقطاع) . كما اظهرت نتائج البحث وبشكل كمي من خلال الارتباطات الذاتية والمتزامنة للحدود العشوائية قوة الترابط بين القطاعات الاقتصادية ، ويستنتج من ذلك تأثر استثمارات القطاعات الاقتصادية ببعضها وبالتالي تشابكها وتداخلها فيما بينها . من جهة اخرى فان هذا التشابك بين قطاعات الاقتصاد القومي العراقي ينتج عنه عدم صلاحية اسلوب المعادلة المنفصلة للقطاع في تقدير معالم دالة الاستثمار مما يستدعي دمج بيانات السلاسل الزمنية للقطاعات الاقتصادية واستخدام منظومة (SURE) في عملية التقدير .

كما أظهرت نتائج التطبيق ان اجمالي تكوين رأس المال الثابت يعد متغيرا" مهما" مؤشرا" في الاقتصاد القومي بشكل عام وفي اقتصاديات القطاعات الاقتصادية بشكل خاص ، اذ تعتمد قيمته في أي سنة خلال الفترة المدروسة على قيمته في السنة السابقة بمقدار (٠,٧٦٣ ، ٠,٦٦٧ ، ٠,٨١٥ ، ٠,٧٤٦ ، ٠,٧٧١ ، ٠,٥٣٦ ، ٠,٨١٢ ، ٠,٦٢٦) في القطاعات الاقتصادية تحت الدراسة على التوالي ، وقد يعزى ذلك الى طول المدة الزمنية التي تتطلبها عملية تنفيذ المشاريع الاستثمارية والى الاستمرارية في عملية الاستثمار ، في حين تعتمد قيمته على الناتج المحلي الاجمالي للقطاع بمقدار (٠,١٩٩ ، ٠,١٤٩ ، ٠,١٤٧ ، ٠,٠٩٦ ، ٠,٢٨٣ ، ٠,١٢٢ ، ٠,١٦٤ ، ٠,٢٣٧) في القطاعات الاقتصادية تحت الدراسة على التوالي ايضا" ، مما يشير الى ضعف تأثير الناتج المحلي الاجمالي للقطاعات الاقتصادية في اجمالي تكوين رأس المال الثابت ، ويمكن ان يرجع السبب في ذلك الى انخفاض الناتج المحلي الاجمالي لبعض القطاعات الاقتصادية والى الاستهلاك الذاتي منه . كما يشير مؤشر متوسط فترة التأخير (M.L) الى متوسط الفترة التي يستمر فيها تأثير الناتج المحلي الاجمالي للقطاع على اجمالي تكوين رأس المال الثابت ، والى تفاوت سرعة تنفيذ المشاريع التي تنفذ في هذه القطاعات .

المصادر :

1- Maddala , G.S. , *Econometrics* , McGraw Hill Book co , New York , 1977 .
2- Terry , E.D. and Neeley , M.J. , *Pooled cross-sectional and time series data analysis* , Marcel Dekker Inc , New York , 1988 .
3- Fomby , T.B. , Hill , R.C. , and Johnson , S.R. , *Advanced Econometric methods* , Springer - verlage , New York , 1984 .
4- Parks , R.W. , "Efficient estimation of a system of regression equations when disturbances are both serially and contemporaneously correlated " , *JASA* , Vol.62 , No.318 , P.500-509 , 1967 .
5- Simon P. Wahington , Matthew G.Karlaftis , Fred L. Mannering , *Statistical and econometric methods for transportation data analysis* , CRC press , 2003 .
6- Breusch , T.S. and Pagan , A.R. , " The lagrange multiplier test and its application to model specification in econometrics " , *The Review of economic studies* , Vol.47 , No.146 , P.239-253 , 1980 .
7- Harvey,A.C. &Phillips,G.D.A., " Testing for contemporaneous correlation of disturbances in system of regression equations " , *Bulletin of Econom. Res.* , Vol.34 , P.79-91 , 1982 .
8- Ludwig , Fahrmeir , Gerhard Tutz , *Multivariate statistical modeling based on generalized linear models* , Springer , New York , 2001 .