أبعاد جودة التعليم العالي ودورها في تحقيق التنمية الاقتصادية بالجزائر
- دراسة قياسية -

أ. ايراين ايمان
جامعة البليدة 02

ملخص:
تهدف هذه الدراسة إلى تحديد دور مؤشرات جودة التعليم العالي في تعزيز النمو الاقتصادي، ولتحقيق هذا الهدف تم تقدير نموذجين قياسيين في صورتهما اللوغاريتمية خلال الفترة (2000-2010) تضمّن النموذج الأول: متغير تابع وهو الناتج الداخلي الخام للفرد العامل كمتغير مفسر، أما النموذج الثاني فقد تضمّن: متغير تابع وهو بواقي تقدير النموذج الأول (e) ممثلا للجانب غير المفسر من الناتج الداخلي الخام للفرد العامل بواسطة رأس مال الفرد العامل وخمس متغيرات مفسرة وهي: تكلفة الطالب من ميزانية تسيير قطاع التعليم العالي، معدل تأطير الأستاذ الجامعي ، اجمالي عدد أساتذة التعليم العالي، اجمالي عدد الطلبة المتخرجين، اجمالي عدد الطلبة المسجلين، وعلى إثرها تم التوصل إلى أنّ متغيرات جودة التعليم العالي تعبر عن فعالية التكوين الجامعي وتسهم بدرجة عالية من الثقة في تحديد الناتج الداخلي الخام للفرد العامل الذي يعكس طبيعة النمو الاقتصادي .
الكلمات الدالة: التعليم العالي، جودة التكوين، التنمية الاقتصادية، التأطير، الناتج الخام، سوق العمل.

Abstract :
This study aims to determine the role of higher education quality indicators in achieving economic growth, to achieve this goal has been estimated two models in their image logarithmic indices during the period (2000-2010) included the first model: a dependent variable GDP per capita as a variable factor interpreter, while the second model has included: dependent variable, a leftover first model estimate (e) a representative of the side is the interpreter of the gross domestic product of the individual worker by the head of the individual worker's capital and five variables explained: the cost of a student of the conduct of the higher education sector budget, framing professor rate, the total number of professors Higher Education, the total number of graduating students, the total number of students enrolled. On their impact has been reached that the quality of higher education variables reflect on the effectiveness of university training and contribute to a high degree of confidence in determining the gross domestic product per capita factor that reflects the nature of economic growth.
Key words: higher education, quality of training, economic development, framing, crude output, the labor market**.**

مقدمة:
كغيرها من الدول العربية، تعاني الجزائر من مشكلة البطالة في أوساط الشباب عموما وبين خريجي الجامعات خصوصا ترافقها صعوبة إدماج هؤلاء في سوق العمل نظرا لعمق الفجوة بين المعارف النظرية التي تلقوها في الجامعات وبين خصائص سوق العمل التي ترتبط بوقائع ملموسة وتحتاج إلى الجوانب المهنية أكثر مما تحتاجه من الجوانب النظرية، هذا القصور راجع إلى تراكم عدة أسباب مختلفة من أهمها تقادم المناهج الأكاديمية الجامعية وحاجتها إلى التجديد والتطوير بما يتناسب مع المعطيات و المتغيرات المحلية و الدولية.

وفقا لما سبق ومحاولة منا لدراسة **الى أي مدى يمكن لأبعاد العملية التكوينية أن تحقق التنمية الاقتصادية** المنشودة قمنا بإتباع خطوات منهج الاقتصاد القياسي في الدراسة القياسية لنمذجة موضوع دراستنا نمذجة قياسية من خلال افتراض وتقدير نموذج يهدف إلى قياس وتحديد دور جودة التعليم العالي في تحقيق النمو الاقتصادي وبافتراض أنّ متغيرات جودة التعليم العالي تعبر عن فعالية التكوين الجامعي، وأنّ الناتج الداخلي الخام للفرد العامل والذي يعكس طبيعة النمو الاقتصادي يعتبر كمؤشر لمدى نجاح سوق العمل في تحقيق أهدافه.

1. الجزء النظري:

قبل تقدير أي نموذج قياسي من الضروري دراسة خصائص السلاسل الزمنية المستعملة في التقدير، والحديث عن الاستقرار في السلاسل الزمنية يعني الحديث عن المسارات العشوائية، حيث تكون السلسلة الزمنية مستقرة إذا كان متوسطها و تباينها ثابتين مع الزمن، و كذلك يجب أن تكون قيمة التغاير أو التباين المشترك بين أي فترتين تعتمد على مقدار الفجوة بين الفترتين و ليس على القيم الفعلية للزمن التي يحسب عندها التغاير[1].

1.1. نماذج السلاسل الزمنية غير المستقرة: يجب أن نميز بين نوعين من نماذج السلاسل الزمنية غير المستقرة:

أ. النموذج *TS* (*trend stationary*): هو مسار غير مستقر، حتمي (*déterministe*) لوجود مركبة الاتجاه العام، و نقول على سلسلة معينة أنها من النموذج *TS* إذا كان من الممكن كتابتها بالشكل التالي[2]: $X_t=f(t)+\varepsilon_t$

حيث: f: دالة كثير حدود بالنسبة للزمن (t) و ε_t : عبارة عن تشويش أبيض (سلسلة مستقرة)

تكون هذه النماذج غالبا من شكل كثير حدود من الدرجة الأولى و تكتب بالشكل التالي:

$$X_t=a+bt+\varepsilon_t$$

يمكن القول أنّ هذا النموذج غير مستقر لأنّ وسطه الحسابي يتغير مع الزمن.

ب. النموذج *DS* (*Différence Stationnaire*):

هو مسار غير مستقر عشوائي (*stochastique*) ونقول عن السلسلة أنّها من النموذج *DS* إذا أخذت الشكل التالي[3]: $X_t=X_{t-1}+a+\varepsilon_t$

وتمثل هذه الصيغة نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الأولى AR(1) حيث يلاحظ أنّ معامل الانحدار مساوي للواحد وهذا ما يؤدي إلى وجود مشكلة جذر الوحدة التي تعني عدم الاستقرار لبيانات السلسلة، و يمكن جعل هذا النوع من السلاسل مستقر بحساب سلسلة الفروقات حيث تصبح من الشكل: $(1-D)^d Xt=b+\varepsilon_t$

حيث: b: ثابت حقيقي؛ D :معامل التأخير؛ d : درجة التأخير.

ج. اختبار الجذور الأحادية:

هناك اختبار شائع الاستعمال هو اختبار*Dickey-Fuller (DF)* الذي يكشف عن استقرار السلسلة و يبين المشاكل التي تجعل السلاسل غير مستقرة [4]،أي هل هي من النوع *TS* أم *DS* كما يسمح بمعالجة هذه المشاكل لتصبح السلاسل مستقرة.

---

[1] *REGIS BOURBONNAIS, économétrie, Dunod, 6 édition, paris, 2006, p229*

[2] *Ibid, P229.*

[3] تومي صالح، **مدخل لنظرية القياس ألاقتصادي**، ديوان المطبوعات الجامعية، 1999، ص163

[4] حمودي حاج صحراوي، **قياس أثر الإصلاحات الاقتصادية على المؤسسة العمومية الاقتصادية باستعمال النماذج القياسية الاقتصادية**، رسالة دكتوراه دولة غير منشورة، جامعة فرحات عباس، سطيف، 2007، ص217

2.1. تحليل الانحدار الخطي المتعدد: يستخدم تحليل الانحدار الخطي المتعدد لاختبار الفروض عن العلاقة بين متغير تابع Yi و اثنين أو أكثر من المتغيرات المستقلة $(X_1,X_2,.....X_n)$ ،تصاغ معادلة نموذج هذا الانحدار بالشكل[1]:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i \qquad i = 1.....n$$

يختلف عن النموذج الخطي البسيط في عدم وجود علاقة خطية تامة بين المتغيرات المستقلة، و يمكن الحصول على تقديرات معالم المربعات الصغرى العادية OLS بإيجاد النهاية الصغرى لمجموع مربعات البواقي:

$$Min\sum_{i=1}^{n} e_i^2 = Min\sum_{i=1}^{n}\left(Y_i - \hat{Y}_i\right)^2 = Min\sum_{i=1}^{n}\left(Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_{1i} - \hat{\beta}_2 X_{2i}\right)^2$$

أ. معادلة الانحدار الخطي المتعدد: يستند النموذج الخطي العام على افتراض وجود

$$Y_i = \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + ... + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i \qquad i = 1.....n$$

$$Y_i = \sum_{j=1}^{k} \beta_j X_{ji} + \varepsilon_i \qquad i = 1.....n$$

علاقة خطية مابين المتغير التابع Yi وعدد ($k \geq 2$) من المتغيرات المستقلة:

ب. فرضيات الانحدار الخطي المتعدد:

إنّ بناء نموذج الانحدار الخطي المتعدد يجب أن يكون مستوفيا لعدد من الفرضيات التي يمكن اجمالها فيما يلي[2]:

ب.1. انعدام متوسط أثر المتغيرات المفسرة المهملة في النموذج(الأمل الرياضي لشعاع الخطأ معدوم):

$$E(\varepsilon_i)=0 \quad , \forall i = 1, 2,.....n$$

$$E(\varepsilon i)=\begin{bmatrix}\varepsilon 1\\ \varepsilon 2\\ .\\ .\\ \varepsilon n\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}E(\varepsilon 1)\\ E(\varepsilon 2)\\ .\\ .\\ E(\varepsilon n)\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}0\\ 0\\ .\\ .\\ 0\end{bmatrix}=0$$

ب.2. تجانس (ثبات) تباين الأخطاء والتباين المشترك فيما بينها يساوي صفرا :

$$Cov\,(\varepsilon) = E\,(\varepsilon\,\varepsilon') = \sigma^2 I_n$$

$$= E\begin{bmatrix}\varepsilon 1^2 & \varepsilon 1\varepsilon 2 & \dots & \varepsilon 1\varepsilon n\\ \varepsilon 2\varepsilon 1 & \varepsilon 2^2 & \dots & \varepsilon 2\varepsilon n\\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots\\ \varepsilon n\varepsilon 1 & \varepsilon n\varepsilon 2 & \dots & \varepsilon n^2\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}E(\varepsilon 1^2) & E(\varepsilon 1\varepsilon 2) & \dots E(\varepsilon 1\varepsilon n)\\ E(\varepsilon 2\varepsilon 1) & E(\varepsilon 2^2) & \dots E(\varepsilon 2\varepsilon n)\\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots\\ E(\varepsilon n\varepsilon 1) & E(\varepsilon n\varepsilon 2) & \dots & E(\varepsilon n^2)\end{bmatrix}$$

$$=\begin{bmatrix}var(\varepsilon 1) & cov(\varepsilon 1\varepsilon 2) & \cdots & cov(\varepsilon 1\varepsilon n)\\ cov(\varepsilon 2\varepsilon 1) & var(\varepsilon 2) & \dots & cov(\varepsilon 2\varepsilon n)\\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots\\ cov(\varepsilon n\varepsilon 1) & cov(\varepsilon n\varepsilon 2) & \dots & var(\varepsilon n)\end{bmatrix}$$

---

[1] مجيد علي حسني و عفاف عبد الجبار، **الاقتصاد القياسي: النظرية و التطبيق**، دار اليازوري العلمية للنشر و التوزيع، الأردن،2006، ص247

[2] مرسي السيد الحجازي، **مقدمة في الاقتصاد القياسي: المبادئ و التطبيقات**، دار النشر العلمي، الرياض ، 2001، ص112.

$$\begin{cases} V(\varepsilon_i)=\sigma^2 & i=1.....n \\ Cov(\varepsilon_i,\varepsilon_j)=0 & \forall i\neq j \end{cases}$$

حيث أنّ: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = ... = \sigma_n^2$

$$= \begin{bmatrix} \sigma 1^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma 2^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma n^2 \end{bmatrix} = \sigma^2 \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 1 \end{bmatrix} = \sigma^2 In$$

إنّ فرضية تجانس التباين لمختلف الحدود العشوائية (الأخطاء) كفيل بإبعاد الحالة التي تكون فيها الأخطاء تتبع تغيرات قيم المتغيرات المفسرة أي أنّ الأخطاء ليست مرتبطة ببعضها، و أنّ نتيجة تجربة ما لا تؤثر على بقية النتائج.

3.1. المصفوفة X مكتملة الرتبة k : حالة الغاء الارتباط الخطي للمتغيرات المفسرة، k عدد المتغيرات.

أ. تقدير معلمات النموذج باستعمال طريقة المربعات الصغرى:

في تقدير نموذج الانحدار الخطي المتعدد المجاهيل الوحيدة هي β و ε ، المصفوفتان X ، Y هي معطيات النموذج و يجب الاشارة إلى أنّ ε غير مشاهدة، و لذلك حتى معرفة β لا تسمح للمتغيرات المستقلة أن تعطي القيمة الحقيقية لـ Y [1].

الهدف: البحث عن أفضل تقدير لـ β، بشكل يجعل $\hat{Y}$ أقرب ما يمكن للمتغير التابع Y و هناك عدة طرق إلاّ أننا سنكتفي باستعراض طريقة المربعات الصغرى لاعتمادنا عليها في دراستنا القياسية،

$$Min\sum_{i=1}^{n} e_i^2 = Min\sum_{i=1}^{n}(Y_i-\hat{Y}_i)^2$$
$$e_i = Y_i-\hat{Y}_i \qquad i=1.....n$$
$$Min\sum_{i=1}^{n}(Y_i-\hat{Y}_i)^2 = Min(Y-\hat{Y})(Y-\hat{Y}) = Min\, e'.e$$

$$\Rightarrow \quad e = Y-\hat{Y} = \begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ e_n \end{pmatrix}$$

الهدف هو:

$$Min_{\hat{\beta}}\,\Gamma(Y,X,\hat{\beta}) \Rightarrow \frac{\partial\Gamma(Y,X,\hat{\beta})}{\partial\beta}=0$$
$$\Rightarrow 2(X'X)\hat{\beta}-2X'Y=0$$
$$\Rightarrow (X'X)\hat{\beta}-X'Y=0$$
$$\hat{\beta}=(X'X)^{-1}X'Y$$

ب. نمذجة، تحليل وتفسير نتائج الدراسة القياسية:

- متغيرات جودة التعليم العالي تعبر عن فعالية التكوين الجامعي؛
- الناتج الداخلي الخام للفرد العامل والذي يعكس طبيعة النمو الاقتصادي يعتبر كمؤشر لمدى نجاح سوق العمل في تحقيق أهدافه.

وبهذا المدخل القياسي يمكن تحديد مختلف المعالم الاحصائية كالآتي:

[1] نعمة الله نجيب ابراهيم، **مقدمة في مبادئ الاقتصاد القياسي**، مؤسسة شباب الجامعة، الاسكندرية، 2002، ص148.

ب.1. المتغير التابع:

Lnyl: اللوغاريتم النيبيري للناتج الداخلي الخام للفرد العامل؛ يتم حسابه من خلال اللوغاريتم النيبيري لحاصل قسمة مقدار الناتج الداخلي الخام على عدد العمال في الاقتصاد، وهو ما يمثل المتغير التابع في النموذج الأول.

ب.2. المتغيرات المفسرة:

Lnkl: اللوغاريتم النيبيري لرأس المال للفرد العامل؛ يتم حسابه من خلال اللوغاريتم النيبيري لمقدار رأس المال الاجمالي في الاقتصاد على عدد العمال، و هو ما يمثل المتغير المستقل في النموذج الأول.

Lncost: اللوغاريتم النيبيري لتكلفة الطالب من ميزانية تسيير قطاع التعليم العالي و البحث العلمي؛ حيث يتم حسابه من خلال حاصل قسمة مجمل ميزانية تسيير هذا القطاع على عدد الطلبة المسجلين بالتعليم العالي.

Lnoncdrm: اللوغاريتم النيبيري لمعدل التأطير في الجامعة الجزائرية؛ من خلال مقارنة معدل التأطير لكل سنة مع معدل تأطير 70 طالب لكل أستاذ في الجامعة.[♠]*

Lnprof: اللوغاريتم النيبيري لإجمالي عدد الأساتذة في التعليم العالي؛

Lndeplom: اللوغاريتم النيبيري لعدد الشهادات التي يمنحها قطاع التعليم العالي كل سنة في كل التخصصات؛

Lnins: اللوغاريتم النيبيري لإجمالي عدد الطلبة المسجلين في التعليم العالي كل سنة و في كل الفروع.

سنستهدف في هذه الدراسة العامل الرئيسي المحدد للنمو الاقتصادي في الجزائر والمتمثل في مقدار مساهمة رأس المال للفرد العامل kl في خلق الناتج للفرد العامل yl ، لذلك تمت اضافة رأس المال للفرد العاملkl كمتغيرة مفسرة للنموذج إلى جانب المتغيرات المفسرة الأخرى والتي تعبر عن الجانب غير مفسر من الناتج الداخلي الخام للفرد العامل.

2. الجزء التطبيقي:

قبل البدء في عملية التقدير لابد من الإشارة إلى نقطتين، أنّنا اعتمدنا في التقدير على طريقة المربعات الصغرى،وأننا اعتمادنا على المستويات المستقرة للسلاسل أي أننا سنقدر معادلات الانحدار بسلاسل مستقرة.

1.2. النموذج الأول: تأثير رأس مال العامل على قيمة الناتج الداخلي الخام

من خلاله سنستخرج بواقي الانحدار المتمثلة في القيم غير المفسرة لاستخدامها كمتغير تابع في النموذج الثاني.

الصيغة الرياضية للنموذج المفترض: $Dlnyl_2=\alpha\ Dlnkl+\varepsilon_t$

ε_t: يمثل حد الخطأ أو المقدار غير المفسر و الذي يحسب بالعلاقة التالية: $\varepsilon t = Dlnyl_2 - Dlnyl2$

أ. التقدير:

$$Dlnyl_2=0.9144\ Dlnkl$$

$$R^2= 0.21 \quad DW= 1.10 \quad t \quad (5.18)$$

ب. **التشخيص:** بعد تقديرنا لهذا النموذج سنقوم باختبار مدى صلاحيته وتطابق نتائجه مع افتراض النظرية الاقتصادية التي اقترحته معتمدين في ذلك على التحليل الاقتصادي والإحصائي كما يلي:

ب.1. التحليل الاقتصادي:

[♠] نعمة الله نجيب ابراهيم، **مقدمة في مبادئ الاقتصاد القياسي**، مؤسسة شباب الجامعة، الاسكندرية، 2002، ص148.

- ✓ الاشارة الموجبة للميل الحدي لرأس المال (0.9144) تعبر عن العلاقة الطردية بين الناتج الداخلي الخام و رأس مال الفرد العامل مما ما يعني أنّ رأس المال يساهم ايجابا في تدعيم الانتاج .
- ✓ تعبر قيمة α على مرونة الانتاج للعامل بالنسبة لنصيب العامل من رأس المال المتواجد في الاقتصاد إذا ارتفع نصيب العامل من رأس المال ب:1% فإنّ انتاج الفرد سيرتفع بدوره بنسبة 91.44% .

ب.2. التحليل الاحصائي:

سنقوم فيع باختبار معنوية معالم النموذج على النحو الآتي:

ب.1.2. اختبار توزيع *Student* :

القيمة الاحصائية ل *Student* (5.1897) أكبر من قيمتها المجدولة (Prob<0.05)، وعليه نرفض فرضية العدم H_0، ونقبل الفرضية البديلة H_1 التي تنص على تأثير التغير في حجم رأس مال الفرد العامل على ما ينتجه الاقتصاد الوطني و المعبر عنه بالناتج الداخلي الخام.

ب2.2. اختبار معامل التحديد R^2 :

القيمة الاحصائية ل R^2 (0.21) تدل على أنّ هذه الدالة تشرح العلاقة الأصلية بين الناتج الداخلي الخام للاقتصاد الوطني وما يساهم به الفرد العامل من رأس المال بنسبة 21%.

ب.3.2. اختبار مضاعف لاغرونج " *LM* ": من شروط استعمال اختبارDW أن يحتوي النموذج على الثابت، ولأن هذا الشرط غير محقق فإننا سنستعين باختبار مضاعف لاغرونج LM :

ا

-

نحدار ال MCO ل e_t كمتغير تابع على e_{t-1} و باقي المتغيرات المفسرة.

- نطبق اختبار *Student* على معامل e_{t-1} لهذا ألانحدار فإذا كان معنوي فذلك يعني رفض فرضية العدم H_0 و قبول وجود مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء. لنتحصل على الانحدار المقدر التالي:

$$e_t = -0.000197\ Dlnkl + 0.3538\ e_{t-1}$$
$$t \quad (-0011) \quad (0.9869)$$

القيمة الاحصائية ل *Student* (0.9869) أصغر من قيمتها المجدولة (Prob>0.05)، وعليه نقبل H_0 التي تنص على أن معامل e_{t-1} غير معنوي احصائيا، أي عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء.

ب.4.2. اختبار تباين حد الخطأ :

القيمة الاحصائية ل LM (0.4881) أصغر من قيمتها المجدولة (Prob>0.05)، وعليه نقبل فرضية العدم H_0 التي تنص على عدم وجود اختلاف في التباين أي عدم وجود علاقة بين الأخطاء و المتغير المستقل للنموذج و هذا ما يؤكد جودة النموذج.

اختبار *White* : القيمة الاحصائية ل *Ficher* (0.9740) أصغر من قيمتها المجدولة (Prob>0.05)، وعليه نقبل فرضية العدم H_0 التي تنص على عدم وجود اختلاف في التباين أي عدم وجود علاقة بين الأخطاء و المتغير المستقل للنموذج و هذا ما يؤكد جودة النموذج.

ج. التقييم: بعد التحليل الاقتصادي و الإحصائي اتضح أنّ هذا النموذج ذو جودة ونوعية احصائية وبالتالي يمكن تحديد قيمة البواقي من هذا النموذج لاستخدامها كمتغير تابع في النموذج الثاني

2.2. النموذج الثاني: تأثير متغيرات جودة التعليم العالي على قيمة الناتج الداخلي الخام

سنقوم في هذا النموذج بمحاولة جعل معايير جودة التعليم العالي في الجزائر كمتغيرات مفسرة للشق غير المفسر من النمو الاقتصادي للنموذج الأول لمعرفة مدى مساهمة هذا القطاع في الجانب الاقتصادي للبلد، الصيغة الرياضية للنموذج المفترض:

$$e_t = a_1\ DLncost + a_2 DLnoncdrm + a_3 DLnprof_2 + a_4\ DLndeplom + a_5\ DLnins_2 + \varepsilon_{t2}$$

أ. دراسة استقرارية السلسلة e_t :

قبل اجراء عملية التقدير للنموذج الثاني يجب التأكد من استقرار السلسلة e_t التي لم يتم اختبار استقرارها مع السلاسل السابقة، وكغيرها من السلاسل الأخرى سيتم اختبار استقرار هذه السلسلة باستخدام اختبار *ADF* ، كما هو موضح في الجدول التالي:

الجدول (1): نتائج تحديد درجة التأخير **P** و اختبار ADF على السلسلة e_t في مستواها الأصلي.

Variable	*P*	H_0:*b=0*		H_0:*c=0*		H_0: φ=*1*		
		t_{calcul}	*Prob*	t_{calcul}	*Prob*	*t* φ	$t_{tabulé}$*5%*	
e_t	0	-0.5752	0.5901	0.8709	0.4236	-1.5676	-4.1961	النموذج **[6]**
				1.0591	0.3303	-2.2728	-3.3350	النموذج **[5]**
						-2.0153	-1.9890	النموذج **[4]**

المصدر: من اعداد الباحثة بالاستعانة ببرنامج Eviews

أ.1. اختبار وجود الاتجاه العام b:

$$\begin{cases} H0: b = 0 \\ H1: b \neq 0 \end{cases}$$

من خلال نتائج الجدول (1) نلاحظ أنّ قيم t_{calcul} لمركبة الاتجاه العام في السلسلة e_t أصغر من القيمة الجدولية عند مستوى المعنوية (α=5%)حيث أنّ (Prob>0.05) وعليه نقبل فرضية العدم H_0 ونرفض وجود مركبة الاتجاه العام في سلسلة هذه المتغيرة.

أ.2. اختبار وجود الثابت c :

$$\begin{cases} H0: c = 0 \\ H1: c \neq 0 \end{cases}$$

من خلال نتائج الجدول السابق نلاحظ أنّ قيم t_{calcul} لمركبة الدورة الاقتصادية والمعبر عنه بالثابت c للسلسلة e_t أصغر من القيمة الجدولية عند مستوى المعنوية (α=5%)حيث أنّ (Prob>0.05) وعليه نقبل فرضية العدم H_0 ونرفض وجود مركبة الدورة الاقتصادية في سلسلة هذه المتغيرة.

أ.3. اختبار وجود جذر الوحدة φ :

$$\begin{cases} H0: \varphi = 1 \\ H1: \varphi < 1 \end{cases}$$

نلاحظ أنّ قيم t_{φ} للسلسلة e_t أصغر من القيمة الحرجة عند مستوى المعنوية (α=5%) وعليه نرفض فرضية العدم H_0 و نرفض وجود الجذر الأحادي في سلاسل هذه المتغيرات.

من خلال ما سبق توصلنا إلى أنّ السلسلة e_t مستقرة في مستواها الأصلي.

ب. التقدير:

سنعتمد في تقديرنا لهذا النموذج على طريقة الانحدار خطوة بخطوة (*Stepwise regression*):

ب.1. الخطوة الأولى: تقدير النموذج بإدخال كل المتغيرات في معادلة الانحدار

$$e_t = -0.4530\ DLncost + 0.8563\ DLnoncdrm + 0.0452\ DLnprof_2 - 0.1775\ DLndeplom$$
$$t\ \ (-1.15) \qquad (2.84) \qquad (0.27) \qquad (-0.40)$$
$$(-0.13) - 0.1351\ DLnins_2$$
$$R^2 = 0.82 \qquad DW = 2.62 \qquad Obs = 9$$

ب.1.1. التحليل الاحصائي:

سنقوم فيها باختبار توزيع *Student* :

فبالنسبة ل $DLncost$ ، $DLndeplom$، $DLnprof_2$ ، $DLnins_2$: القيمة الاحصائية ل *Student* عند معلمات هذه المتغيرات أصغر من قيمتها المجدولة (Prob>0.05)، وعليه نقبل فرضية العدم H_0 التي تنص على عدم تأثير التغير في حجم هذه المتغيرات على ما ينتجه الاقتصاد الوطني

أما بالنسبة **ل** $DLnoncdrm$: القيمة الاحصائية ل *Student* (2.84) أكبر من قيمتها المجدولة (Prob<0.05)، وعليه نرفض فرضية العدم H_0، ونقبل الفرضية البديلة H_1 التي تنص على تأثير معدل التأطير في الجامعة الجزائرية على ما ينتجه الاقتصاد الوطني نظرا لعدم معنوية معظم معلمات هذا النموذج سننتقل مباشرة الى الخطوة الثانية من هذا التقدير، وهي إعادة بناء نموذج هذا الانحدار وذلك بعد حذف المتغيرة $DLnprof_2$ كونها أكثر المتغيرات غير معنوية احصائيا.

ب.2. الخطوة الثانية: تقدير النموذج بعد حذف المتغيرة $DLnprof_2$ من معادلة الانحدار

$$e_t = -0.5042\ DLncost + 0.8713\ DLnoncdrm - 0.1024\ DLndeplom - 0.1326\ DLnins_2$$

$$t \quad (-1.63) \qquad (3.26) \qquad (-0.33) \qquad (-0.36)$$

$$R^2 = 0.82 \quad DW = 2.72 \quad Obs = 9$$

ب.1.2. التحليل الاحصائي:

سنقوم فيها باختبار توزيع *Student* :

فبالنسبة ل $DLncost$ ،$DLndeplom$ ، $DLnins_2$: القيمة الاحصائية ل *Student* عند معلمات هذه المتغيرات أصغر من قيمتها المجدولة (Prob>0.05)، وعليه نقبل فرضية العدم H_0 التي تنص على عدم تأثير التغير في حجم هذه المتغيرات على ما ينتجه الاقتصاد الوطني

أما بالنسبة ل $DLnoncdrm$: القيمة الاحصائية ل *Student* (3.26) أكبر من قيمتها المجدولة (Prob<0.05)، وعليه نرفض فرضية العدم H_0، ونقبل الفرضية البديلة H_1 التي تنص على تأثير معدل التأطير في الجامعة الجزائرية على ما ينتجه الاقتصاد الوطني

ونظرا لعدم معنوية معظم معلمات هذا النموذج سننتقل مباشرة إلى الخطوة الثالثة من هذا التقدير، وهي إعادة بناء نموذج هذا الانحدار وذلك بعد حذف المتغيرة $DLndeplom$

ب.3. الخطوة الثالثة: تقدير النموذج بعد حذف المتغيرة $DLndeplom$ من معادلة الانحدار

$$e_t = -0.5434\ DLncost + 0.9328\ DLnoncdrm - 0.2342\ DLnins_2$$

$$t \quad (-2.05) \qquad (5.15) \qquad (-1.23)$$

$$R^2 = 0.82 \quad DW = 2.83 \quad Obs = 9$$

ب.1.3. التحليل الاحصائي:

سنقوم فيها باختبار توزيع *Student* :

فبالنسبة ل $DLncost$ ، $DLnins_2$: القيمة الاحصائية ل *Student* عند معلمات هاتين المتغيرتين أصغر من قيمتها المجدولة (Prob>0.05)، وعليه نقبل فرضية العدم H_0 التي تنص على عدم تأثير التغير في حجم هاتين المتغيرتين على ما ينتجه الاقتصاد الوطني

أما بالنسبة ل $DLnoncdrm$: القيمة الاحصائية ل *Student* (5.15) أكبر من قيمتها المجدولة (Prob<0.05)، وعليه نرفض فرضية العدم H_0، ونقبل الفرضية البديلة H_1 التي تنص على تأثير معدل التأطير في الجامعة الجزائرية على ما ينتجه الاقتصاد الوطني

ونظرا لعدم معنوية معظم معلمات هذا النموذج سننتقل مباشرة الى الخطوة الرابعة من هذا التقدير، وهي إعادة بناء نموذج هذا الانحدار وذلك بعد حذف المتغيرة $DLnins_2$ كونها أكثر المتغيرات غير معنوية احصائيا.

ب.4. الخطوة الرابعة: تقدير النموذج بعد حذف المتغيرة $DLnins_2$ من معادلة الانحدار

$$e_t = -0.8125\ DLncost + 0.9286\ DLnoncdrm$$
$$t \quad (-6.18) \qquad (6.16)$$
$$R^2 = 0.82 \quad DW = 2.62 \quad Obs = 10$$

نظرا لمعنوية جميع معلمات هذا النموذج سننتقل مباشرة الى عملية تشخيصه من خلال اختبار مدى صلاحيته وتطابق نتائجه مع افتراض النظرية الاقتصادية التي اقترحته معتمدين في ذلك على التحليل الاقتصادي والإحصائي كما يلي:

ب.1.4. التحليل الاحصائي:

سنقوم فيها باختبار توزيع *Student* :

بالنسبة ل *DLncost*: القيمة الاحصائية ل *Student* (6.18-) أكبر من قيمتها المجدولة (Prob<0.05)، وعليه نرفض فرضية العدم H_0، ونقبل الفرضية البديلة H_1 التي تنص على تأثير التغير في حجم تكلفة الطالب من ميزانية تسيير قطاع التعليم العالي على ما ينتجه الاقتصاد الوطني

أما بالنسبة *لـ DLnoncdrm*: القيمة الاحصائية *لـ Student* (6.16) أكبر من قيمتها المجدولة (Prob<0.05)، وعليه نرفض فرضية العدم H_0، ونقبل الفرضية البديلة H_1 التي تنص على تأثير معدل التأطير في الجامعة الجزائرية على ما ينتجه الاقتصاد الوطني.

وعلى هذا الأساس سنستمر في التحليل وفق الآتي:

ب.1.1.4. اختبار معامل التحديد R^2 :

القيمة الاحصائية ل R^2 (0.82) تدل على أنّ هذه الدالة تشرح العلاقة الأصلية بين الناتج الداخلي الخام للاقتصاد الوطني وما ينفق على الطالب الجامعي من ميزانية التسيير الى جانب معدل تأطير الأساتذة بنسبة 65 %. 0.82 (1-0.21)=0.65=% 65

القيمة المرتفعة ل R^2 تؤكد على جودة التوفيق وأنّ النموذج ككل ذو معنوية احصائية عالية.

ب.2.1.4. الانحدار المقدر:

$$e_t = -0.0777\ DLncost + 0.0888\ DLnoncdrm - 0.4577\ e_{t-1}$$
$$t \quad (-0.53) \qquad (0.52) \qquad (-1.12)$$

القيمة الاحصائية ل *Student* (1.12-) أصغر من قيمتها المجدولة (Prob>0.05)، وعليه نقبل فرضية العدم H_0 ، التي تنص على أن معامل e_{t-1} غير معنوي احصائيا ،مما يعني عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء.

ب.3.1.4. اختبار مضاعف لاغرونج " *LM* ":

القيمة الاحصائية ل LM (1.54) أصغر من قيمتها المجدولة (Prob>0.05)، وعليه نقبل فرضية العدم H_0 التي تنص على عدم وجود اختلاف في التباين أي عدم وجود علاقة بين الأخطاء و المتغيرتين المستقلتين للنموذج و هذا ما يؤكد جودة النموذج.

ب.4.1.4. اختبار *White* :

القيمة الاحصائية ل *Ficher* (0.1.27) أصغر من قيمتها المجدولة (Prob>0.05)، وعليه نقبل فرضية العدم H_0 التي تنص على عدم وجود علاقة بين الأخطاء و المتغيرتين المستقلتين للنموذج و هذا ما يؤكد جودة النموذج.