

تقدير معدل العائد من التعليم الجامعي في الجزائر بواسطة دالة الكسب المنسرية.

د. عبد الرحمان عبد القادر د. بن العارية حسين
أستاذ محاضر ب - جامعة أدرار أستاذ محاضر أ - جامعة أدرار -
Email: hek2509@yahoo.fr Email: hbenlaria@yahoo.fr

أ. بن العارية أحمد
أستاذ مساعد ب - جامعة أدرار -
Email: ahmed.benlaria@gmail.com

الملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى قياس وتقييم معدل العائد الاقتصادي للتعليم العالي في الجزائر، ولهذا الغرض تم جمع بيانات مقطعية عن الدخل وسنوات الدراسة والخبرة لـ 171 عاملا كعينة من مدينة أدرار، واستخدم نموذج مينسر (1974) Mincer في شكله الموسع لاعتباره نموذجا مرجعيا ومعتبرا به في العديد من الدراسات المهمة بقياس العائد من التعليم. كما أنه تم تقدير هذا النموذج بطريقة انحدار الحرف Ridge Regression لمعالجة مشكل التعدد الخطي بين متغيرات الدراسة. وأظهرت نتائج الدراسات أن معدل العائد الاقتصادي للتعليم العالي في الجزائر يبلغ 8.4%، وهو معدل متدن مقارنة بالمعدل العالمي (19%)، كما أنه منخفض عن المعدلات الإقليمية والتي بلغت 27.8% في إفريقيا جنوب الصحراء، و 18.8% في آسيا و 11.6% في دول منظمة التعاون الاقتصادي.

الكلمات المفتاحية: رأس المال البشري، اقتصاديات التعليم، العائد من

للتعليم.

Abstract:

This study aims to measure and evaluate the economic rate of return to higher education in Algeria. For this purpose, we collected cross-sectional data on income, years of education and experience of 171 workers as a sample from Adrar city. The used model was the extended mincerian earning equation. This model was estimated using Ridge Regression to solve the multicollinearity problem. The results showed that the economic rate of return to higher education in Algeria reached 8.4%, which is low compared with the world average (19%), as it is lower than the regional rates, which amounted to 27.8% in sub-Saharan Africa, 18.8% in Asia and 11.6% in OECD countries.

Keywords: human capital, economics of education, return to education.

مقدمة:

لقد حاول الاقتصاديون أن يقدروا ويقيسوا مدى إسهام التعليم في النمو الاقتصادي للدولة، فاصطنعوا لهذه الغاية طرائق عديدة تكاثرت وتنوعت، وقد جرت محاولات متعددة لحساب عائد التعليم لكن الصعوبة الجوهرية فيها هي تحويل عائد التعليم إلى تقديرات نقدية. ولو نظرنا إلى بعض الدراسات الخاصة بحساب العائد من التعليم لوجدنا أنها تلقى ضوءاً واضحاً على نوع المناهج التي يمكن استخدامها في حساب هذا العائد، وذلك على الرغم من الصعوبات المتنوعة التي تعترض هذا الحساب.

بالنظر إلى كل ما سبق يظهر جلياً أن العائد الاقتصادي للتعليم يحتل أهمية واضحة في علم اقتصاديات التعليم، فهو يشكل محور النظرة الاقتصادية للتعليم. لأن العائد من التعليم هو المبرر الأساسي للإنفاق المستمر والواسع والمتزايد على التعليم. لذلك جاءت هذه الدراسة مبرزة لمختلف الجوانب السابقة، مع التركيز على مفهوم العائد من التعليم العالي، ومحاولة تقديره في الجزائر لغرض تقييمه من خلال مقارنته مع العوائد العربية والعالمية.

أولاً: دراسات سابقة في العائد من التعليم العالي.

سنحاول في هذا المحور استعراض نتائج أهم الدراسات التي قامت بقياس معدلات العائد على التعليم بصفة عامة، والتعليم العالي بصفة خاصة، سواء على المستوى الدولي أو الإقليمي أو الوطني، مع الإشارة إلى الطريقة المستخدمة في حساب معدل العائد من التعليم،

وذلك تمهيداً لمقارنة هذه النتائج مع مثيلاتها التي سيتم التوصل إليها في الدراسة التطبيقية، وذلك بهدف استخلاص بعض النتائج والاتجاهات العامة التي يمكن الاعتماد عليها عند تطوير سياسات التعليم. يعتبر ساكاروبولس من المجتهدين في مجال قياس معدلات العائد على التعليم على مستوى العالم، وكان لدراساته أثر كبير في صياغة عدد من السياسات التعليمية في الدول النامية خصوصاً تلك الدول التي ارتبطت بعلاقة بالبنك الدولي وعمليات تمويله التنموية¹. ومن أهم دراساته تلك التي نشرها عام 2004 حيث رصد بيانات 98 دولة لحساب معدل العائد للتعليم. وتوصل من جهود رصده لمعدلات العائد على التعليم على مستوى العالم إلى استنباط عدد من الملاحظات يمكن تلخيص أهمها فيما يلي²:

1- تتدنى معدلات العائد للتعليم مع ارتفاع مستوى التعليم بحيث تكون معدلات العائد لمستوى التعليم الابتدائي أعلى من تلك للمستوى الثانوي والتي بدورها تكون أعلى من تلك للمستوى العالي. وتطبق هذه الملاحظة على معدلات العائد الخاصة (على مستوى الفرد) ومعدلات العائد المجتمعية، كما تنطبق على مختلف أقاليم العالم. ويلاحظ أيضاً أن معدل العائد الخاص أعلى من معدل العائد المجتمعي.

¹ علي عبد القادر علي، "أسس العلاقة بين التعليم وسوق العمل وقياس عوائد الاستثمار البشري"، المعهد العربي للتخطيط، الكويت، أكتوبر 2001، ص18.

²GEORGE PSACHAROPOULOS & HARRY ANTHONY PATRINOS, "Returns to Investment in Education: A Further Update", Education Economics, Vol. 12, No. 2, August 2004.

2- تتدنى معدلات العائد على مختلف مستويات التعليم مع ارتفاع متوسط دخل الفرد كما يتدنى متوسط معدل العائد على التعليم مع ارتفاع متوسط دخل الفرد. وتعكس هذه الملاحظة عمل قانون تناقص الغلة في حالة رأس المال البشري.

3- وعلى الرغم من عدم توفير تفاصيل النتائج، يعتقد بأن العائد على التعليم يختلف حسب القطاع الاقتصادي الذي يعمل فيه الفرد. ويلاحظ في هذا الخصوص أن معدل العائد على التعليم للعاملين في القطاع الخاص "التنافسي" يبلغ 11,2 % مقارنة بمعدل عائد التعليم للعاملين في القطاع العام "غير التنافسي" الذي يبلغ 90%.

ثانيا: نموذج الدراسة:

اعتمادا على ما قدمه بيكر¹ (1964) Becker قام مينسر (1974) Mincer بتطوير نموذج مركزا على التعليم الأساسي واكتساب المعرفة من الخبرة. ويعتبر نموذج لوغاريتم الدخل لمنسر نموذجا مرجعيا ومعترفا به، حيث تم الاعتماد عليه لحساب عوائد التعليم في الكثير من الأبحاث والدراسات. وتعتمد هذه الطريقة على تقدير معاملات دالة الكسب المينسرية التالية²:

$$\ln W_i = \alpha + \beta S_i + \delta EXP_i + \gamma EXP_i^2 + \varepsilon_i$$

¹ Becker, G.S. (1964) "Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education", Chicago: The University of Chicago Press.

² Mincer, J. (1974) "Schooling, Experience and Earnings". New York: National Bureau of Economic Research.

حيث أن لوغاريتم الدخل W_i الفرد i محدد بمستواه التعليمي S_i ، وخبرته المهنية EXP_i (الفرق بين سنه الحالي وسنه عند إنهاء الدراسة)، ومربع خبرته المهنية EXP_i^2 . ويتم تقدير المعاملات α, β, δ و γ اعتمادا على بيانات عينة من الأفراد.

كما يعتمد هذا النموذج على مجموعة من الفرضيات¹:

- 1- خطية عوائد التعليم، أي أن: $\partial \ln W_i / \partial S_i = \beta$
- 2- تجانس عوائد التعليم، أي أن: $\forall i, \beta_i = \beta$
- 3- لا يوجد تأثير خارجي على دخل الفرد، أي أن: $E[\varepsilon_i | X_i] = 0$ ، حيث X_i يمثل شعاع المتغيرات المستقلة.

لكن عند استخدامها لتقدير معدلات العائد لمختلف مراحل التعليم تعرف حينئذ بدالة الكسب الموسعة (extended earning function) وهي على الشكل التالي:²

$$\ln W_i = \alpha + \beta_1 PRIM_i + \beta_2 SEC_i + \beta_3 UNIV_i + \delta EXP_i + \gamma EXP_i^2 + \varepsilon_i$$

حيث المتغيرات $PRIM_i, SEC_i, UNIV_i$ هي عدد سنوات دراسة الفرد i في المستوى الابتدائي، الثانوي والجامعي على

¹ Mincer, J. (1974) "Schooling, Experience and Earnings". Op. cit., P48.

² بوطيبة فيصل، "العائد من التعليم في الجزائر"، رسالة دكتوراه، كلية العلوم الاقتصادية التجارية وعلوم التسيير، جامعة أبي بكر بلقايد، تلمسان، 2010، ص 112.

التوالي.

وفي هذه الحالة يتم حساب معدل العائد الخاص لكل مستوى دراسي كما يلي:

$$\begin{aligned} r_{PRIM} &= \frac{\beta_1}{S_{PRIM}}; \quad r_{SEC} \\ &= \frac{\beta_2 - \beta_1}{S_{SEC} - S_{PRIM}}; \quad r_{UNIV} \\ &= \frac{\beta_3 - \beta_2}{S_{UNIV} - S_{SEC}} \end{aligned}$$

حيث S_{UNIV} ، S_{SEC} ، S_{PRIM} تمثل عدد السنوات الدراسية

لكل مستوى دراسي (ابتدائي، ثانوي، جامعي على التوالي).

وتعد طريقة دالة الكسب المينسرية من أبسط الطرق لحساب معدل العائد من التعليم، إلا أنها لا تخلو من بعض النقائص. حيث أنها تفترض ثبات عائدات التعليم بغض النظر عن عدد سنوات الدراسة. وهذا ما نفاه Heckman et al (1996) باعتبار أن مدة التعليم غير متجانسة، وأن تأثير كل مستوى يختلف عن الآخر¹.

واعتراض الكثير من الباحثين² على فرضية التأثير الخارجي، حيث أكدوا أن للمستوى التعليمي للآباء ودخلهم تأثيراً على التطور

¹ Heckman, J., A. Layne-Farrar and P. Todd (1996) "Human capital pricing equations with an application to estimating the effect of schooling quality on earnings", The Review of Economics and Statistics, 78 (4): 562–610.

² انظر:

Griliches, 1977; Willis and Rosen, 1979; Willis, 1986; Carneiro et al, 2001; Heckman and Vytlačil, 2003.

المعرفي للأبناء ونوعية التعليم والتفوق التعليمي¹. وبالتالي كان لزاما إعادة النظر في دالة الكسب الموسعة ليصبح شكلها كما يلي:

$$\ln W_i = \alpha + \beta_1 PRIM_i + \beta_2 MOY_i + \beta_3 SEC_i + \beta_4 UNIV_i + \delta EXP_i + \gamma EXP_i^2 + \theta X + \varepsilon_i$$

حيث أن X يمثل شعاع الخصائص والخلفية الاجتماعية للفرد. كما أكد (2001) Blundell على وجود العديد من المشاكل القياسية عند تقدير دالة الكسب المينسرية بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS، مما يلزم اللجوء لاستخدام طرق أخرى للتقدير مثل طريقة المتغيرات المساعدة (Instrumental Variables IVs)، طريقة دالة التحكم (Control Function Method)، وطريقة المطابقة (Matching Method)².

ثالثا: بيانات الدراسة.

بالرجوع إلى الدراسات التي تم استعراضها في الجزء الأول، يظهر جليا أنها اعتمدت على المسوحات الإحصائية التي تقوم بها الجهات الرسمية للبلد، أو مؤسسات متخصصة في جمع الإحصائيات، وذلك لما يحتاجه جمعها من وقت طويل وتكاليف عالية. على عكس

¹ Card, D. (1999) "The causal effect of education on earnings", in O. Ashenfelter and D. Card (ed.), Handbook of Labor Economics, vol. 3A, Chapter 30. Amsterdam: North Holland, p 1822.

² Blundell, R., L. Dearden and B. Sianesi (2001), "Estimating the Returns to Education: Models, Methods and Results", Centre for the Economics of Education. London: London School of Economics.

ذلك تماما لم نجد خلال بحثنا أي مسح وطني تاريخي مخصص لدخل العمال في الجزائر، بالإضافة إلى أن الديوان الوطني للإحصائيات (ONS) يوفر مسحا سنويا مجمعا فقط للعمالة، ناهيك عن عدم وجود أي معلومات إطلاقا عن الخصائص الفردية للعمال.

وبالتالي كنا مجبرين على اللجوء إلى استخدام الاستبيان لجمع البيانات اللازمة لعملية تقدير العائد الاقتصادي للتعليم العالي في الجزائر. وعليه قمنا بتوزيع 315 نسخة ورقية على عينة تم اختيارها عشوائيا من الموظفين في مدينة أدرار.

بعد توزيع الاستبيانات، استرجع منها 209 استبيان، ثم استبعد بعد ذلك 38 استبيان لعدم ملئها بالكيفية المناسبة، وبالتالي يبقى 171 استبيانا تم قبوله لاستخدامه في الدراسة. وفيما يلي عرض للخصائص الوصفية لعينة الدراسة:

1- متوسط سنوات الدراسة:

الجدول رقم (01): متوسط سنوات الدراسة حسب الجنس والإقامة

العدد	النسبة %	متوسط سنوات الدراسة
إجمالي العينة	100	15.56
ذكور	52.63	15.31
إناث	47.37	15.83
حضر	71.92	15.63
ريف	28.08	15.37

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Statgraphics

تقدير معدل العائد... د. عبد الرحمان عبد القادر & د. بن العرية حسين & أ. بن العارية أحمد

يظهر الجدول رقم (01) أن متوسط سنوات الدراسة الإجمالي للعينة 15.56%، كما أنه متقارب بين الإناث والذكور، وبين المقيمين في الريف والمقيمين في الحضر.

2- متوسط الدخل حسب المستوى الدراسي:

الجدول رقم (02): متوسط الدخل حسب المستوى الدراسي (دج)

إناث	ذكور	إجمالي العينة	
11877.33	9788.66	9996.66	ابتدائي
18877.66	15580	16166.66	متوسط
21333.33	18333.33	19833.33	ثانوي
57558.44	58316.45	57942.30	جامعي
55740.74	52998.88	54298.24	متوسط الدخل الإجمالي

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Statgraphics

يظهر الجدول رقم (02) أن متوسط الدخل الإجمالي يتناسب طردياً مع المستوى الدراسي، وينطبق ذلك أيضاً على الذكور والإناث.

رابعاً: طريقة التقدير.

تعتمد طريقة التقدير على أسلوب انحدار الحرف "Ridge Regression" التي اقترحت لأول مرة من طرف Horel في عام 1962 بعد ذلك طورت من طرف كل من Horel & Kennard في عام 1970 والتي تتضمن إضافة الثابت k إلى عناصر قطر المصفوفة $(X'X)$ قبل اخذ معكوسها.¹

¹ساوس الشيخ، معالجة مشكلة الازدواج الخطي باستخدام انحدار الحرف دراسة تطبيقية على دالة

1. تقدير معلمات انحدار الحرف:

يتم تقدير معلمات الانحدار المعيارية وفقاً لأسلوب انحدار الحرف كالاتي:

$$\beta_k^* = (X'X + kI)^{-1}X'Y; 0 \leq k \leq 1$$

حيث:

β_k^* : شعاع معاملات انحدار الحرف المعيارية المقدرة (لا يتضمن المقدار الثابت أو مقدر المقطع)؛

k : كمية ثابتة تمثل مقدار التحيز وقيمتها محصورة بين الصفر والواحد الصحيح؛

$X'X$: مصفوفة معاملات الارتباط الجزئي البسيط ما بين المتغيرات المستقلة وبعضها البعض؛

I : مصفوفة الوحدة من الرتبة $p \times p$ ؛

$X'Y$: مصفوفة معاملات الارتباط الجزئي البسيط ما بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع.

2. تحديد القيمة المناسبة لمعلمة انحدار الحرف في ظل مشكلة الازدواج الخطي.

يترتب غالباً في ظل مشكلة الازدواج الخطي كبر حجم الأخطاء المعيارية للمعلمات المقدرة نتيجة كبر قيم العناصر القطرية للمصفوفة

$$\text{var}(\hat{\beta}) = S^2(X'X)^{-1} \text{، ذلك لأن: } (X'X)^{-1}$$

يتسبب ذلك في عدم معنوية التقديرات اضافة الى عدم استقرار المعلمات المقدرة واختلاف اشارتها عند حدوث أي تغير في حجم العينة ومن الطرق الأساسية الواسعة الاستخدام في الكشف عن وجود مشكلة الازدواج الخطي حساب عوامل تضخم التباين Variance Inflation Factors (VIF's) حيث نقيس عوامل تضخم التباين مدى تضخم تباينات معاملات الانحدار المقدرة في ظل وجود الازدواج الخطي. وتستخدم قيم عوامل تضخم التباين VIF's لقياس مدى بعد مقدرات المربعات الصغرى عن قيمها الحقيقية حيث تأخذ القيمة المتوقعة لمجموع مربعات انحرافات معلمات الانحدار المقدرة عن قيمها الحقيقية الصيغة التالية:

$$E \left[\sum_{i=1}^p (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_j)^2 \right] = \sigma^2 \sum_{i=1}^p VIF_i = \sigma^2 p$$

ومن ثم يمكن حساب النسبة التالية:

$$\frac{\sigma^2 \sum_{i=1}^p VIF_i}{\sigma^2 p} = \frac{\sum_{i=1}^p VIF_i}{p}$$

وتشير هذه النسبة الى متوسط قيم VIF's لمعاملات الانحدار المقدرة و اذا كانت المتغيرات المستقلة متعامدة أي لا يوجد بينها ارتباط فان هذه النسبة تساوي الواحد الصحيح ولذلك نجد أنه كلما زادت قيمة متوسط VIF's عن الواحد الصحيح دل ذلك على وجود ارتباط خطي بين المتغيرات المستقلة وتستخدم بعض البرامج الجاهزة معكوس VIF للكشف عن وجود الازدواج الخطي وتحديد دخول أي متغير للنموذج من عدمه و يعرف هذا المقياس: Tolerance حيث:

$$Tolerance = \frac{1}{VIF_i} = 1 - R_i^2$$

و تعكس قيمة الثابت k مقدار التحيز في المقدرات ويلاحظ أنه عندما تكون قيمة الثابت k مساوية للصفر فإنه يمكن الحصول على مقدرات المربعات الصغرى.

وعندما تكون قيمة الثابت k أكبر من الصفر نحصل على مقدرات متحيزة الا أنها أكثر استقرارا من المربعات الصغرى و يعاب على طريقة انحدار الحرف صعوبة تحديد k التي تعطى أفضل نموذج يستخدم عادة الرسم البياني.

خامسا: تقدير النموذج.

1. تقدير النموذج العام.

يعرض هذا الجزء نتائج تطبيق انحدار الحرف على البيانات المقطعية لمتغير لوغاريتم الدخل، والذي يمثل المتغير التابع الرئيسي في الدراسة وأهم العوامل المقترحة المؤثرة فيه. واستخدمنا النسخة 16 من برنامج Statgraphics في جميع الاختبارات وعمليات التقدير خلال هذه الدراسة.

1. الكشف عن الازدواج الخطي:

بالكشف عن مصفوفة الارتباط الجزئي لمتغيرات النموذج المستقلة والموضحة في الجدول رقم (03) التالي:

تقدير معدل العائد... د. عبد الرحمان عبد القادر & د. بن العرية حسين & أ. بن العارية أحمد

الجدول رقم (03): مصفوفة الارتباط للمتغيرات المستقلة في النموذج

العام

	MOY	SEC	UNIV	EXP	EXPsqu
MOY		0.0346	-0.0614	0.0083	-0.0028
		(171)	(171)	(171)	(171)
SEC	0.0346		0.5171	0.0779	0.0771
	(171)		(171)	(171)	(171)
UNIV	-0.0614	0.5171		0.1386	0.2280
	(171)	(171)		(171)	(171)
EXP	0.0083	0.0779	0.1386		0.9184
	(171)	(171)	(171)		(171)
EXPsqu	-0.0028	0.0771	0.2280	0.9184	
	(171)	(171)	(171)	(171)	

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Statgraphics

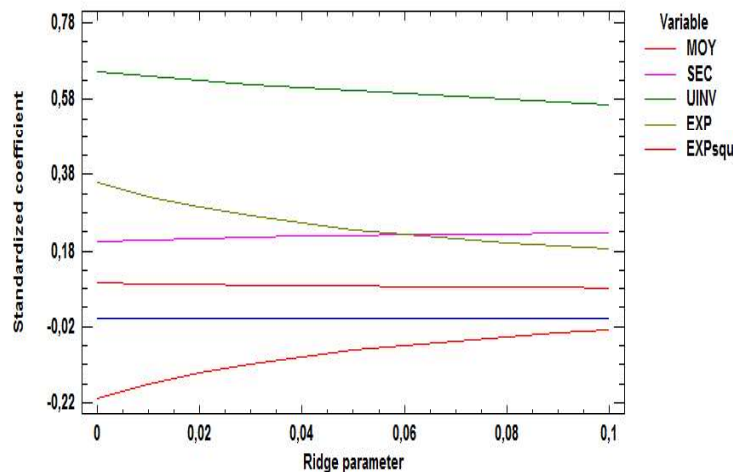
يتضح من الجدول أعلاه وجود ارتباط قوي بين متغير الخبرة ومتغير مربع الخبرة، أما باقي الارتباطات فكانت ضعيفة، حيث أن أصغر ارتباط بالقيمة المطلقة هو 0.0028 سجل ما بين متغير مربع الخبرة ومتغير عدد سنوات الدراسة في المتوسطة، أما أكبر ارتباط بالقيمة المطلقة هو 0.9184 سجل ما بين متغير الخبرة ومتغير مربع الخبرة، وبالتالي فإن هناك إخلال بأحد فروض تطبيق طريقة المربعات

الصغرى العادية والتي يمكن معالجتها بنموذج انحدار الحرف.

2. تقدير قيمة معلمة انحدار الحرف (ثابت التحيز) (k):

للوصول إلى قيمة جيدة لمعلمة انحدار الحرف تم استخدام برنامج Statgraphics في الحصول على شكل Ridge Trace، الذي يوضح العلاقة بين قيم المعلمات المعيارية للمتغيرات المتوقع تأثيرها على لوغاريتم الدخل، والقيم المختلفة لمعلمة انحدار الحرف، كما هو موضح في الشكل.

الشكل رقم (01): Ridge Trace لدالة لوغاريتم الدخل



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Statgraphics

ويتبين من الشكل أعلاه أن أفضل قيمة لمعلمة انحدار الحرف هي $k = 0.02$ تقريباً؛ وذلك لأنها أقل قيمة تبدأ بعدها المعلمات المعيارية في الاستقرار. وقد تم اختيار هذه القيمة بعد إجراء عدة مقارنات بينها وبين القيم السابقة واللاحقة.

3. تحليل نتائج تقدير انحدار الحرف:

كانت نتائج تقدير دالة $\ln W_i$ بافتراض $k = 0.02$ بالشكل

التالي:

$$\ln W_i = 9.257 + 0.0759MOY_i + 0.136SEC_i + 0.22UINV_i + 0.039LEXP_i - 0.001EXPsq_i$$

S.E	(0.039)	(0.035)	(0.020)	(0.016)	(0.001)
t	(2.027)	(3.768)	(11.511)	(3.009)	(-1.733)

D.W=1.03133 F=61.706 n=171 $\bar{R}^2 = 0.628652$ k=0.02

التحليل الإحصائي:

✓ يتضح من النتائج ثبوت معنوية المعاملات المقدرة الخاصة بمتغير عدد سنوات الدراسة في المستوى المتوسط، ومتغير عدد سنوات الدراسة في المستوى الثانوي، ومتغير عدد سنوات الدراسة في المستوى الجامعي، ومتغير الخبرة؛ حيث يتضح من فحص قيمة ستودنت المحسوبة t للمعاملات المقدرة لها أنها تزيد عن القيمة الحرجة لتوزيع ستودنت ± 1.97 وذلك عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$ ودرجة حرية 165.

✓ ثبوت معنوية النموذج ككل وفقا لاختبار F ، وذلك عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$. كما بلغت قيمة معامل التحديد الى 63.95% تقريبا، ويشير ذلك الى ارتفاع القدرة التفسيرية للنموذج ككل، اما معامل التحديد المعدل المناسب في حالة زيادة المتغيرات التفسيرية عن اثنان وأكثر فقد بلغ 62.86% تقريبا.

✓ أظهرت نتائج التقدير أن إشارة جميع المعاملات موجبة وهذا يوافق النظرية الاقتصادية، باعتبار أن عدد سنوات الدراسة وعدد سنوات الخبرة يفترض أن يؤثر إيجابا على لوغاريتم دخل الفرد.

✓ معامل متغير عدد سنوات الدراسة في الجامعة يفوق المعامل الخاص بمتغيرات عدد سنوات الدراسة في المتوسط والثانوي. فالزيادة في عدد سنوات الدراسة في الجامعة بسنة واحدة تؤدي إلى زيادة لوغاريتم الدخل بـ 0.22، بينما تؤدي زيادة عدد سنوات الدراسة في الثانوي بسنة واحدة إلى زيادة لوغاريتم الدخل بـ 0.136، وتؤدي زيادة عدد سنوات الدراسة في المتوسط بسنة واحدة إلى زيادة لوغاريتم الدخل بـ 0.0759.

II. تقدير النموذج حسب الجنس.

تم تقدير قيمة معلمة انحدار الحرف (ثابت التحيز) (k) بنفس الطريقة التي اعتمدنا عليها عند تقدير النموذج العام، وتم اختيار $k = 0.02$ ¹.

يوضح الجدول رقم (04) نتائج تقدير دالة $\ln W_i$ بافتراض $k = 0.02$ حسب الجنس، حيث يلاحظ على النتائج الواردة في الجدول رقم ما يلي:

الجدول رقم (04): تقدير دالة $\ln W_i$ حسب الجنس بافتراض $k = 0.02$

الذكور		الاناث		المعلمة
المعنوية	التقدير	المعنوية	التقدير	الثابت
0,000	9,10793	0,000	10,7355	
0,055	0,086298	0,227	-0,16932	عدد سنوات الدراسة في المتوسطة
0,010	0,156079	0,670	-0,0292	عدد سنوات الدراسة في الثانوي

¹ انظر الملاحق رقم (7) (8) (9) (10).

تقدير معدل العائد... د. عبد الرحمان عبد القادر & د. بن العريه حسين & أ. بن العاربه أحمد

عدد سنوات الدراسة في الجامعة	0,177043	0,000	0,216779	0,000
الخبرة	0,02735	0,052	0,04869	0,031
مربع الخبرة	-0,00116	0,185	-0,00096	0,354

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على Statgraphics

أما مؤشرات جودة النموذج الخاص بدالة لوغاريتم الدخل فهي موضحة في الجدول رقم (05) التالي:

الجدول رقم (05): مؤشرات جودة دالة $\ln W_i$ حسب الجنس بافتراض

$$k = 0.02$$

الذكور		الإناث		
المعنوية	التقدير	المعنوية	التقدير	
0.000	41.199	0.000	18.388	مؤشر فيشر
-	69.89	-	53.81	معامل التحديد
-	68.20	-	50.73	معامل التحديد المعدل
-	0.303	-	0.2161	الخطأ المعياري للتقدير

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على Statgraphics

التحليل الإحصائي:

✓ يتضح من النتائج ثبوت معنوية المعاملات المقدرة الخاصة بمتغير عدد سنوات الدراسة في المستوى المتوسط، ومتغير عدد سنوات الدراسة في المستوى الثانوي، ومتغير عدد سنوات الدراسة في المستوى الجامعي ومتغير الخبرة بالنسبة للذكور، وذلك عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$ ؛ بينما بالنسبة للإناث يظهر عدم ثبوت معنوية معاملات متغير عدد سنوات الدراسة في المستوى المتوسط، ومتغير عدد سنوات الدراسة في المستوى الثانوي.

✓ ثبوت معنوية النموذج ككل وفقا لاختبار F بالنسبة لنموذجي الذكور والإناث، وذلك عند مستوى معنوية $\alpha=0.05$. كما بلغت قيمة معامل التحديد 53.81% لنموذج لإناث، و69.89% بالنسبة لنموذج الذكور، ويشير ذلك الى ارتفاع القدرة التفسيرية للنموذجين ككل. أما معامل التحديد المعدل المناسب في حالة زيادة المتغيرات التفسيرية عن اثنان وأكثر فقد بلغ 50.73% لنموذج الإناث، و68.20% لنموذج الذكور.

✓ تظهر نتائج التقدير أن إشارة جميع المعاملات موجبة بالنسبة للإناث والذكور، باستثناء معاملي متغير عدد سنوات الدراسة في المستوى المتوسط، ومتغير عدد سنوات الدراسة في المستوى الثانوي بالنسبة للإناث وهذا يوافق النظرية الاقتصادية، باعتبار أن عدد سنوات الدراسة وعدد سنوات الخبرة يفترض أن يؤثر إيجابا على لوغاريتم دخل الفرد.

✓ معامل متغير عدد سنوات الدراسة في الجامعة بالنسبة للإناث يساوي 0.1770، أي أن الزيادة في عدد سنوات الدراسة في الجامعة بسنة واحدة تؤدي إلى زيادة لوغاريتم الدخل بـ 0.177.

✓ معامل متغير عدد سنوات الدراسة في الجامعة بالنسبة للذكور يفوق المعامل الخاص بمتغيرات عدد سنوات الدراسة في المتوسط والثانوي. فالزيادة في عدد سنوات الدراسة في الجامعة بسنة واحدة تؤدي إلى زيادة لوغاريتم الدخل بـ 0.216، بينما تؤدي زيادة عدد سنوات الدراسة في الثانوي بسنة واحدة إلى زيادة لوغاريتم الدخل بـ 0.156، وتؤدي زيادة

تقدير معدل العائد... د. عبد الرحمن عبد القادر & د. بن العريه حسين & أ. بن العاربه أحمد

عدد سنوات الدراسة في المتوسط بسنة واحدة إلى زيادة لوغاريتم الدخل
ب 0.086.

III. تقدير النموذج حسب الإقامة.

تم تقدير قيمة معلمة انحدار الحرف (ثابت التحيز) (k) بنفس
الطريقة التي اعتمدنا عليها عند تقدير النموذج العام، وتم اختيار
 $k = 0.02$ ¹.

يوضح الجدول رقم (06) نتائج تقدير دالة $\ln W_i$ بافتراض
 $k = 0.02$ حسب محل الإقامة، حيث يلاحظ على النتائج الواردة في
الجدول رقم ما يلي:

الجدول رقم (06): تقدير دالة $\ln W_i$ حسب محل الإقامة بافتراض $k = 0.02$

ريف		حضر		المعلمة
التقدير	المعنوية	التقدير	المعنوية	
10,5512	0,000	9,23443	0,000	الثابت
-0,29997	0,438	0,081094	0,042	عدد سنوات الدراسة في المتوسطة
0,100081	0,247	0,128758	0,004	عدد سنوات الدراسة في الثانوي
0,204298	0,000	0,228153	0,000	عدد سنوات الدراسة في الجامعة
0,051465	0,130	0,039273	0,010	الخبرة
-0,00301	0,254	-0,00125	0,121	مربع الخبرة

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Statgraphics

¹ انظر الملاحق رقم (13) (14) (15) (16).

أما مؤشرات جودة النموذج الخاص بدالة لوغاريتم الدخل فهي موضحة في الجدول رقم (07) التالي:

الجدول رقم (07): مؤشرات جودة دالة $\ln W_i$ حسب محل الإقامة بافتراض

$$k = 0.02$$

مؤشر فيشر	ريف		حضر	
	التقدير	المعنوية	التقدير	المعنوية
مؤشر فيشر	15.414	0.000	44.895	0.000
معامل التحديد	63.18	-	64,534	-
معامل التحديد المعدل	58.79	-	63,0183	-
الخطأ المعياري للتقدير	0.257	-	0,281818	-

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Statgraphics

التحليل الإحصائي:

✓ يتضح من النتائج ثبوت معنوية المعاملات المقدرة الخاصة بمتغير عدد سنوات الدراسة في المستوى المتوسط، ومتغير عدد سنوات الدراسة في المستوى الثانوي، ومتغير عدد سنوات الدراسة في المستوى الجامعي ومتغير الخبرة بالنسبة للمقيمين في الحضر، وذلك عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$ ؛ بينما بالنسبة للمقيمين في الحضر فيظهر عدم ثبوت معنوية معاملات متغير عدد سنوات الدراسة في المستوى المتوسط، ومتغير عدد سنوات الدراسة في المستوى الثانوي.

✓ ثبوت معنوية النموذج ككل وفقاً لاختبار F بالنسبة لنموذجي المقيمين في الريف والمقيمين في الحضر، وذلك عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$. كما بلغت قيمة معامل التحديد 63.18% لنموذج المقيمين في الريف، و64,53% بالنسبة لنموذج المقيمين في الحضر،

ويشير ذلك إلى ارتفاع القدرة التفسيرية للنموذجين ككل. أما معامل التحديد المعدل المناسب في حالة زيادة المتغيرات التفسيرية عن اثنان وأكثر فقد بلغ 58.79% لنموذج المقيمين في الريف، و63,01% لنموذج المقيمين في الحضر.

✓ تظهر نتائج التقدير أن إشارة جميع المعاملات موجبة بالنسبة للمقيمين في الريف والمقيمين في الحضر، باستثناء معامل متغير عدد سنوات الدراسة في المستوى المتوسط بالنسبة للمقيمين في الريف، وهذا يوافق النظرية الاقتصادية، باعتبار أن عدد سنوات الدراسة وعدد سنوات الخبرة يفترض أن يأترا إيجابا على لوغاريتم دخل الفرد.

✓ بالنسبة للمقيمين في الريف الزيادة في عدد سنوات الدراسة في الثانوي بسنة واحدة تؤدي إلى زيادة لوغاريتم الدخل بـ 0,1. كما أن الزيادة في عدد سنوات الدراسة في الجامعة بسنة واحدة تؤدي إلى زيادة لوغاريتم الدخل بـ 0,2.

✓ معامل متغير عدد سنوات الدراسة في الجامعة بالنسبة للمقيمين في الحضر يفوق المعامل الخاص بمتغيرات عدد سنوات الدراسة في المتوسط والثانوي. فالزيادة في عدد سنوات الدراسة في الجامعة بسنة واحدة تؤدي إلى زيادة لوغاريتم الدخل بـ 0,081، بينما تؤدي زيادة عدد سنوات الدراسة في الثانوي بسنة واحدة إلى زيادة لوغاريتم الدخل بـ 0,128، وتؤدي زيادة عدد سنوات الدراسة في المتوسط بسنة واحدة إلى زيادة لوغاريتم الدخل بـ 0,228.

سادسا: النتائج.

قمنا بحساب معدل العائد الاقتصادي لمختلف مستويات التعليم اعتمادا على النموذج العام، والنموذج حسب الإقامة، والنموذج حسب الجنس، والنتائج ملخصة في الجدول رقم (08) التالي:

الجدول رقم (08): العائد الاقتصادي للتعليم العالي.

الكلية	الجنس		الإقامة	
	ذكور	إناث	ريف	حضر
العائد الاقتصادي للتعليم العالي	14.78%	6.07%	10.42%	9.93%

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Statgraphics

✓ يظهر الجدول أن العائد الاقتصادي للتعليم العالي الكلي يبلغ 8.4%، وهو معدل منخفض بشكل ملحوظ مقارنة بالمتوسط السائد على مستوى العالم والذي يساوي 19%، كما أنه منخفض عن المعدلات الإقليمية والتي بلغت 27.8% في إفريقيا جنوب الصحراء، و 18.8% في كل من آسيا وأوروبا - الشرق الأوسط- شمال إفريقيا، و 11.6% في دول منظمة التعاون الاقتصادي.

✓ معدل العائد على التعليم العالي بالنسبة للإناث أدنى منه بالنسبة للذكور (6.07% و 14.78% على الترتيب)، وهو ما يتعارض مع الاتجاهات العالمية في هذا المجال.

✓ معدل العائد على التعليم العالي بالنسبة للمقيمين في الحضر أدنى منه بالنسبة للمقيمين في الريف (9.93% و 10.42% على الترتيب).

خاتمة:

للتعليم دور كبير في دخل الأفراد، وهذا ما أكدته النظريات الاقتصادية. لذلك حاولنا في هذا البحث تقدير العلاقة التي تربط دخل الفرد بالمستوى التعليمي، وذلك اعتمادا على البيانات التي جمعت عن طريق الاستبيان. ولتفادي المشاكل القياسية، قمنا بتقدير النموذج المختار معتمدين على طريقة انحدار الحرف.

وأظهرت نتائج الدراسة القياسية أن العائد الاقتصادي للتعليم العالي في الجزائر يبلغ 8.4%، وبالرغم من أنه معدل منخفض نسبيا مقارنة بالمعدلات العالمية والإقليمية، إلا أنه يؤكد الدور الهام والإيجابي الذي يلعبه المستوى التعليمي خاصة التعليم العالي في زيادة دخول الأفراد،

أما معدل العائد على التعليم العالي بالنسبة للإناث أدنى منه بالنسبة للذكور، وهو ما يتعارض مع الاتجاهات العالمية في هذا المجال. كما أن معدل العائد على التعليم بالنسبة للمقيمين في الحضر أدنى منه بالنسبة للمقيمين في الريف.

قائمة المراجع:

- علي عبد القادر علي، "أسس العلاقة بين التعليم وسوق العمل وقياس عوائد الاستثمار البشري" المعهد العربي للتخطيط، الكويت، أكتوبر 2001.

- بوطيبة فيصل، "العائد من التعليم في الجزائر"، رسالة دكتوراه، كلية العلوم الاقتصادية التجارية وعلوم التسيير، جامعة أبي بكر بلقايد، تلمسان، 2010.

- ساوس الشيخ، معالجة مشكلة الازدواج الخطي باستخدام الانحدار في دراسة تطبيقية على دالة الانفاق الاستهلاكي في الجزائر خلال الفترة 1970-2011، مجلة الحقيقة، العدد 29، جامعة أدرار.

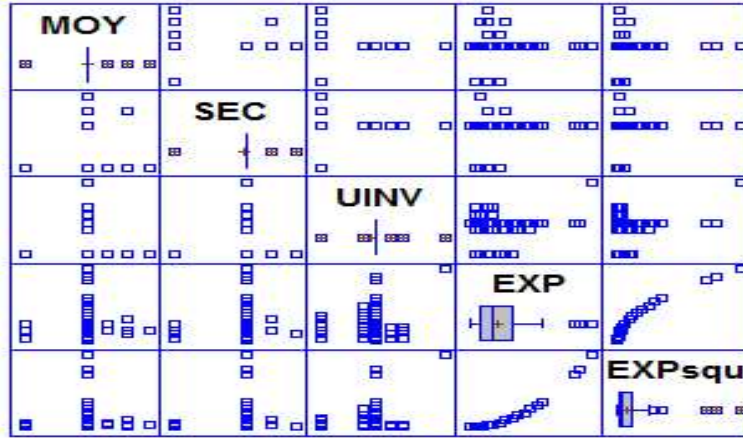
- GEORG - PSACHAROPOULOS & HARRY ANTHONY PATRINOS, "Returns to Investment in Education: A Further Update", Education Economics, Vol. 12, No. 2, August 2004.
- Becker, G.S. (1964) "Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education", Chicago: The University of Chicago Press.
- Mincer, J. (1974) "Schooling, Experience and Earnings". New York: National Bureau of Economic Research.
- Heckman, J., A. Layne-Farrar and P. Todd (1996) "Human capital pricing equations with an application to estimating the effect of schooling quality on earnings", The Review of Economics and Statistics, 78 (4).
- Griliches, 1977; Willis and Rosen, 1979; Willis, 1986; Carneiro et al., 2001; Heckman and Vytlačil, 2003.
- Card, D. (1999) "The causal effect of education on earnings", in O. Ashenfelter and D. Card (ed.), Handbook of Labor Economics, vol. 3A, Chapter 30. Amsterdam: North Holland.
- Blundell, R., L. Dearden and B. Sianesi (2001), "Estimating the Returns to Education: Models, Methods and Results", Centre for the Economics of Education. London: London School of Economics.

تقدير معدل العائد... د. عبد الرحمان عبد القادر & د. بن العرية حسين & أ. بن العارية أحمد

الملاحق:

1- ملاحق برنامج Statgraphics لعملية تقدير النموذج العام

الملحق رقم (01): أشكال Matrix plot للمتغيرات المستقلة للنموذج العام



الملحق رقم (02): مصفوفة الارتباط للمتغيرات المستقلة في النموذج العام

تقدير معدل العائد... د. عبد الرحمان عبد القادر & د. بن العرية حسين & أ. بن العارية أحمد

	MOY	SEC	UINV	EXP	EXPsqu
MOY		0,0346	-0,0614	0,0083	-0,0028
		(171)	(171)	(171)	(171)
		0,6532	0,4252	0,9146	0,9709
SEC	0,0346		0,5171	0,0779	0,0771
	(171)		(171)	(171)	(171)
	0,6532		0,0000	0,3114	0,3164
UINV	-0,0614	0,5171		0,1386	0,2280
	(171)	(171)		(171)	(171)
	0,4252	0,0000		0,0707	0,0027
EXP	0,0083	0,0779	0,1386		0,9184
	(171)	(171)	(171)		(171)
	0,9146	0,3114	0,0707		0,0000
EXPsqu	-0,0028	0,0771	0,2280	0,9184	
	(171)	(171)	(171)	(171)	
	0,9709	0,3164	0,0027	0,0000	

Correlation
(Sample Size)
P-Value

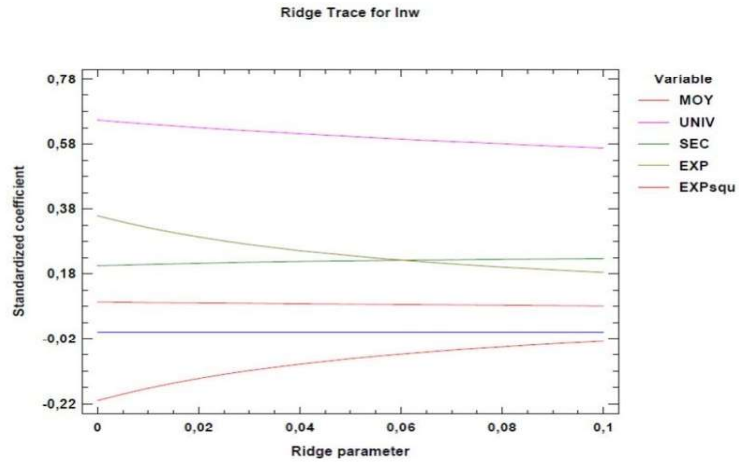
الملحق رقم (03): قيم عوامل تضخم التباين عند القيم المختلفة لدالة لوغاريتم الدخل

Variance Inflation Factors

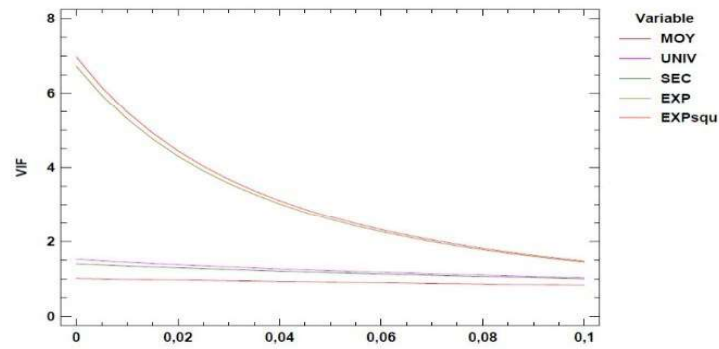
Ridge Parameter	MOY	UINV	SEC	EXP	EXPsqu	R-Squared
0.0	1.01014	1.5239	1.4015	6.73146	6.98043	65.16
0.005	0.999812	1.48255	1.37302	5.95144	6.16574	64.84
0.01	0.989645	1.44483	1.3461	5.30457	5.49026	64.53
0.015	0.979637	1.41007	1.32051	4.76213	4.92395	64.24
0.02	0.969786	1.37779	1.2961	4.30274	4.44445	63.96
0.025	0.960089	1.3476	1.27273	3.91021	4.03484	63.68
0.03	0.950541	1.3192	1.2503	3.57213	3.68215	63.42
0.035	0.941139	1.29237	1.22871	3.27884	3.37626	63.16
0.04	0.931881	1.2669	1.2079	3.02272	3.10923	62.90
0.045	0.922763	1.24266	1.18781	2.79772	2.87471	62.65
0.05	0.913783	1.21951	1.16838	2.59896	2.66762	62.41
0.055	0.904937	1.19734	1.14957	2.42249	2.48381	62.17
0.06	0.896222	1.17607	1.13134	2.26507	2.31991	61.94
0.065	0.887637	1.15562	1.11366	2.12404	2.17312	61.71
0.07	0.879177	1.13592	1.0965	1.99718	2.04114	61.48
0.075	0.870841	1.11693	1.07982	1.88263	1.92201	61.26
0.08	0.862627	1.09858	1.06362	1.77884	1.81411	61.04
0.085	0.854531	1.08085	1.04785	1.68447	1.71606	60.82
0.09	0.846551	1.06368	1.03251	1.59842	1.62668	60.61
0.095	0.838685	1.04704	1.01757	1.51971	1.54498	60.39
0.1	0.830931	1.03091	1.00301	1.44753	1.47008	60.19

الملحق رقم (04): Ridge Trace لدالة لوغاريتم الدخل

تقدير معدل العائد... د. عبد الرحمان عبد القادر & د. بن العريفة حسين & أ. بن العارفة أحمد



الملحق رقم (05): عوامل تضخم التباين VIF في دالة لوغاريتم الدخل



الملحق رقم (06): تقدير دالة $\ln W_t$ بافتراض $k = 0.02$

تقدير معدل العائد... د. عبد الرحمان عبد القادر & د. بن العرية حسين & أ. بن العارية أحمد

Model Results for Ridge Parameter = 0,02

		Variance Inflation Factor
Parameter	Estimate	
CONSTANT	9,25689	
MOY	0,0759572	0,969786
UNIV	0,221371	1,37779
SEC	0,136203	1,2961
EXP	0,0387467	4,30274
EXPsqu	-0,00124503	4,44445

R-Squared = 63,9574 percent

R-Squared (adjusted for d.f.) = 62,8652 percent

Standard Error of Est. = 0,271962

Mean absolute error = 0,175507

Durbin-Watson statistic = 1,03133 (P=0,0000)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,480482

2- ملاحق عملية تقدير النموذج حسب الجنس

الملحق رقم (07): قيم عوامل تضخم التباين عند القيم المختلفة لدالة لوغاريتم

الدخل للذكور

Variance Inflation Factors

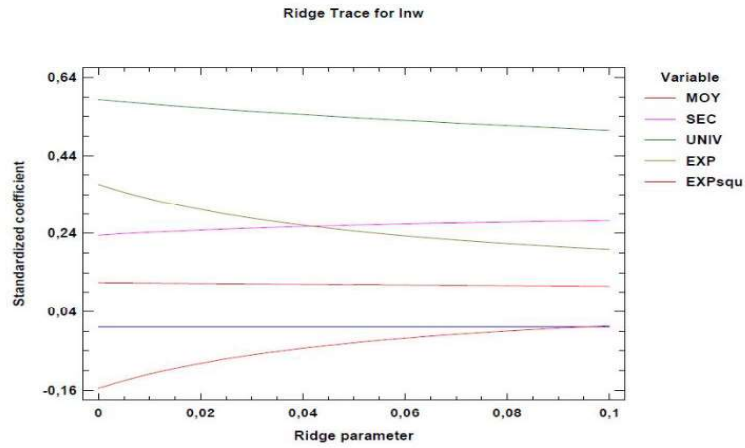
Ridge Parameter	MOY	SEC	UNIV	EXP	EXPsqu	R-Squared
0.0	1.0026	2.29627	2.24917	8.09667	8.01048	71.03
0.005	0.992597	2.21125	2.16776	6.99801	6.92672	70.76
0.01	0.982746	2.1324	2.09204	6.11482	6.05536	70.49
0.015	0.973042	2.05888	2.02127	5.39416	5.34422	70.24
0.02	0.963482	1.99008	1.95491	4.7984	4.75622	69.99
0.025	0.954062	1.92546	1.89248	4.30023	4.26444	69.75
0.03	0.94478	1.86461	1.83362	3.87938	3.84891	69.51
0.035	0.935633	1.80718	1.77799	3.52062	3.4946	69.28
0.04	0.926619	1.75286	1.72532	3.21227	3.19001	69.06
0.045	0.917735	1.7014	1.67538	2.94527	2.92621	68.84
0.05	0.908979	1.65256	1.62794	2.71253	2.69619	68.62
0.055	0.900348	1.60615	1.58284	2.5084	2.49441	68.41
0.06	0.891839	1.56199	1.53989	2.32835	2.31638	68.20
0.065	0.883451	1.51993	1.49895	2.16872	2.15851	67.99
0.07	0.875181	1.47981	1.45989	2.02652	2.01783	67.79
0.075	0.867026	1.44151	1.42258	1.89928	1.89192	67.58
0.08	0.858986	1.40491	1.38691	1.78496	1.77876	67.38
0.085	0.851057	1.36991	1.35279	1.68184	1.67667	67.19
0.09	0.843237	1.3364	1.3201	1.58851	1.58424	66.99
0.095	0.835525	1.3043	1.28878	1.50375	1.50027	66.80
0.1	0.827919	1.27352	1.25874	1.42653	1.42375	66.61

تقدير معدل العائد... د. عبد الرحمان عبد القادر & د. بن العريه حسين & أ. بن العارية أحمد

الملحق رقم (08): قيم عوامل تضخم التباين عند القيم المختلفة لدالة لوغاريتم الدخل
للإناث

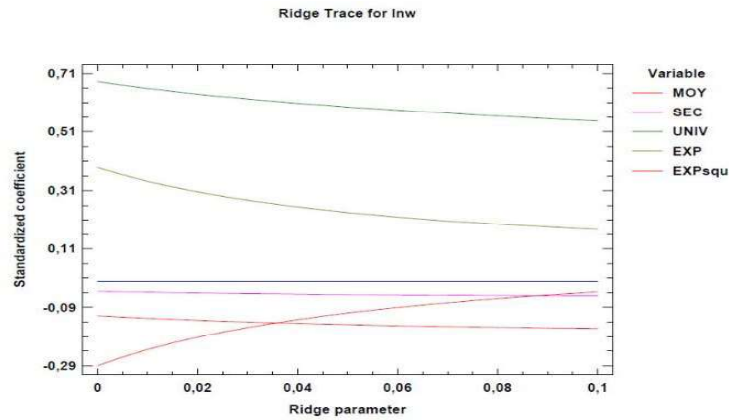
Variance Inflation Factors						
Ridge Parameter	MOY	SEC	UNIV	EXP	EXPsqu	R-Squared
0.0	1.5778	1.07315	2.22692	6.49523	7.84711	55.07
0.005	1.5324	1.05759	2.09956	5.7109	6.85526	54.73
0.01	1.49096	1.04292	1.99079	5.06906	6.04501	54.41
0.015	1.45276	1.02898	1.89655	4.53694	5.37453	54.10
0.02	1.41725	1.01566	1.81386	4.0907	4.8134	53.82
0.025	1.38404	1.00288	1.7405	3.71264	4.33903	53.54
0.03	1.3528	0.990557	1.67479	3.38941	3.93438	53.28
0.035	1.32328	0.978647	1.61543	3.11078	3.58641	53.03
0.04	1.29529	0.967104	1.5614	2.86879	3.28497	52.79
0.045	1.26866	0.955894	1.5119	2.6572	3.0221	52.56
0.05	1.24325	0.94499	1.46629	2.47105	2.79148	52.33
0.055	1.21895	0.934366	1.42404	2.30634	2.58801	52.11
0.06	1.19567	0.924004	1.38472	2.15985	2.40758	51.90
0.065	1.17333	0.913885	1.34798	2.02892	2.24682	51.69
0.07	1.15184	0.903996	1.31352	1.91138	2.10295	51.48
0.075	1.13116	0.894323	1.2811	1.80542	1.97369	51.28
0.08	1.11122	0.884854	1.2505	1.70952	1.85709	51.09
0.085	1.09199	0.875581	1.22154	1.62243	1.75156	50.90
0.09	1.0734	0.866493	1.19406	1.54305	1.65571	50.71
0.095	1.05544	0.857582	1.16794	1.47048	1.5684	50.53
0.1	1.03805	0.848842	1.14306	1.40394	1.48863	50.34

الملحق رقم (09): Ridge Trace لدالة لوغاريتم الدخل للذكور



تقدير معدل العائد... د. عبد الرحمان عبد القادر & د. بن العريفة حسين & أ. بن العارية أحمد

الملحق رقم (10): Ridge Trace لدالة لوغاريتم الدخل للإنتاج



الملحق رقم (11): تقدير دالة $\ln W_t$ للذكور بافتراض $k = 0.02$

Model Results for Ridge Parameter = 0,02

		Variance Inflation Factor
Parameter	Estimate	
CONSTANT	9,10793	
MOY	0,0862978	0,963482
SEC	0,156079	1,99008
UNIV	0,216779	1,95491
EXP	0,0486896	4,7984
EXPsqu	-0,000957914	4,75622

R-Squared = 69,9882 percent

R-Squared (adjusted for d.f.) = 68,2018 percent

Standard Error of Est. = 0,303003

Mean absolute error = 0,188908

Durbin-Watson statistic = 1,1999

Lag 1 residual autocorrelation = 0,397308

تقدير معدل العائد... د. عبد الرحمان عبد القادر & د. بن العريه حسين & أ. بن العاربه أحمد

الملحق رقم (12): تقدير دالة $\ln W_t$ للإثبات بافتراض $k = 0.02$

Model Results for Ridge Parameter = 0,02

		Variance
		Inflation
Parameter	Estimate	Factor
CONSTANT	10,7355	
MOY	-0,169324	1,41725
SEC	-0,0291968	1,01566
UNIV	0,177043	1,81386
EXP	0,0273499	4,0907
EXPsqu	-0,00115552	4,8134

R-Squared = 53,8169 percent

R-Squared (adjusted for d.f.) = 50,738 percent

Standard Error of Est. = 0,216194

Mean absolute error = 0,145859

Durbin-Watson statistic = 1,30201

Lag 1 residual autocorrelation = 0,295527

2- ملاحق عملية تقدير النموذج حسب الإقامة:

الملحق رقم (13): قيم عوامل تضخم التباين عند القيم المختلفة لدالة لوغاريتم الدخل

للمقيمين في الريف

Variance Inflation Factors

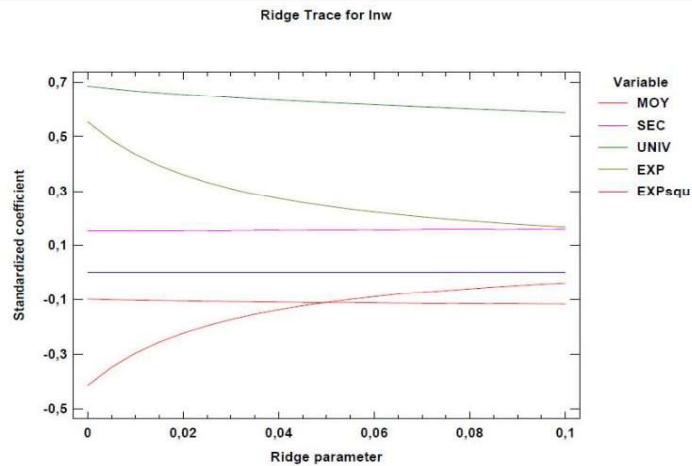
Ridge	MOY	SEC	UNIV	EXP	EXPsqu	R-Squared
Parameter						
0.0	1.91146	2.01718	1.39694	15.2527	15.1171	64.73
0.005	1.85929	1.9614	1.34835	11.5962	11.4966	64.27
0.01	1.81002	1.90814	1.30999	9.12962	9.05423	63.87
0.015	1.76325	1.85723	1.27802	7.38747	7.32911	63.51
0.02	1.71869	1.80852	1.25028	6.11139	6.06545	63.18
0.025	1.67612	1.76188	1.22551	5.14874	5.11211	62.87
0.03	1.63539	1.7172	1.20292	4.4046	4.37512	62.58
0.035	1.59637	1.67435	1.18199	3.81744	3.79356	62.29
0.04	1.55893	1.63324	1.16236	3.34596	3.32654	62.03
0.045	1.52299	1.59377	1.1438	2.96161	2.94579	61.77
0.05	1.48844	1.55586	1.12612	2.64412	2.63124	61.51
0.055	1.45522	1.51941	1.10919	2.3788	2.36835	61.27
0.06	1.42325	1.48436	1.09291	2.15477	2.14635	61.03
0.065	1.39245	1.45062	1.07721	1.96387	1.95714	60.80
0.07	1.36278	1.41814	1.06203	1.79983	1.79454	60.57
0.075	1.33416	1.38685	1.04732	1.65783	1.65376	60.34
0.08	1.30656	1.3567	1.03303	1.53405	1.53103	60.12
0.085	1.27991	1.32761	1.01914	1.42549	1.42337	59.90
0.09	1.25418	1.29955	1.00562	1.32973	1.32838	59.69
0.095	1.22931	1.27247	0.992446	1.24482	1.24415	59.48
0.1	1.20528	1.24631	0.979594	1.16917	1.16907	59.27

تقدير معدل العائد... د. عبد الرحمان عبد القادر & د. بن العريّة حسين & أ. بن العارية أحمد

الملحق رقم (14): قيم عوامل تضخم التباين عند القيم المختلفة لدالة لوغاريتم الدخل للمقيمين في الحضر

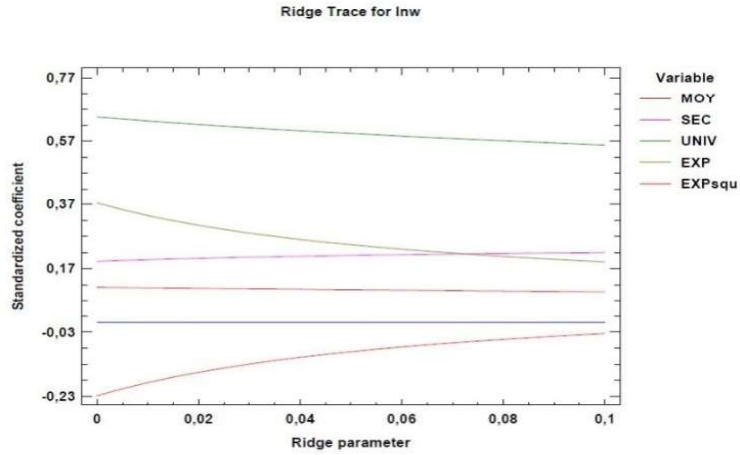
Variance Inflation Factors						
Ridge Parameter	MOY	SEC	UNIV	EXP	EXPsqu	R-Squared
0,0	1,02	1,49013	1,62411	7,00023	7,31956	65,74
0,005	1,00924	1,45681	1,57883	6,15732	6,42984	65,42
0,01	0,998668	1,42543	1,53733	5,46361	5,69783	65,11
0,015	0,988272	1,39571	1,49894	4,88577	5,08828	64,82
0,02	0,97805	1,36744	1,46314	4,39929	4,57529	64,53
0,025	0,967997	1,34046	1,42957	3,98582	4,13946	64,26
0,03	0,958111	1,31463	1,3979	3,63139	3,76602	64,00
0,035	0,948385	1,28985	1,36792	3,32522	3,44357	63,74
0,04	0,938817	1,26603	1,33942	3,0589	3,1632	63,49
0,045	0,929403	1,24308	1,31225	2,82576	2,91789	63,24
0,05	0,920139	1,22096	1,28629	2,62047	2,70199	63,00
0,055	0,911022	1,19959	1,26141	2,43873	2,51096	62,76
0,06	0,902047	1,17894	1,23753	2,27705	2,34111	62,53
0,065	0,893213	1,15896	1,21457	2,13256	2,18941	62,31
0,07	0,884515	1,13961	1,19247	2,00288	2,05333	62,08
0,075	0,875951	1,12085	1,17115	1,88603	1,93079	61,86
0,08	0,867517	1,10266	1,15058	1,78036	1,82004	61,65
0,085	0,859212	1,08501	1,1307	1,68446	1,71961	61,43
0,09	0,851031	1,06787	1,11147	1,59716	1,62823	61,22
0,095	0,842972	1,05122	1,09285	1,51743	1,54484	61,02
0,1	0,835033	1,03503	1,07482	1,44442	1,46852	60,81

الملحق رقم (15): Ridge Trace لدالة لوغاريتم الدخل للمقيمين في الريف



تقدير معدل العائد... د. عبد الرحمان عبد القادر & د. بن العريّة حسين & أ. بن العارية أحمد

الملحق رقم (16): Ridge Trace لدالة لوغاريتم الدخل للمقيمين في الحضر



الملحق رقم (17): تقدير دالة $\ln W_i$ للمقيمين في الريف بافتراض $k = 0.02$

Model Results for Ridge Parameter = 0,02

		Variance
		Inflation
Parameter	Estimate	Factor
CONSTANT	10,5512	
MOY	-0,299969	1,71869
SEC	0,100081	1,80852
UNIV	0,204298	1,25028
EXP	0,0514648	6,11139
EXPsqu	-0,00301287	6,06545

R-Squared = 63,1802 percent

R-Squared (adjusted for d.f.) = 58,7969 percent

Standard Error of Est. = 0,257113

Mean absolute error = 0,150954

Durbin-Watson statistic = 1,45655

Lag 1 residual autocorrelation = 0,0255225

تقدير معدل العائد... د. عبد الرحمن عبد القادر & د. بن العريّة حسين & أ. بن العارية أحمد

الملحق رقم (18): تقدير دالة $\ln W_t$ للمقيمين في الحضر بافتراض $k = 0.02$

Model Results for Ridge Parameter = 0,02

		Variance Inflation Factor
Parameter	Estimate	
CONSTANT	9,23443	
MOY	0,0810937	0,97805
SEC	0,128758	1,36744
UNIV	0,228153	1,46314
EXP	0,0392733	4,39929
EXPsqu	-0,00125197	4,57529

R-Squared = 64,534 percent

R-Squared (adjusted for d.f.) = 63,0183 percent

Standard Error of Est. = 0,281818

Mean absolute error = 0,181632

Durbin-Watson statistic = 1,17624 (P=0,0000)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,406726