تقدير العلاقة بين النمو الإقتصادي و رأسمال البشري وفق نموذج سولو المطور بإستخدام منهجية MRW في الجزائر

الدكتور هني محمد نبيل[1]

الأستاذ بن مريم محمد[2]

ملخص:

تتناول هذه الورقة البحثية دراسة تأثير رأسمال البشري (المقاس بعدد المسجلين في التعليم الثانوي) ورأسمال المادي (المقاس بتراكم رأسمال الثابت ABFF) واليد العاملة (مقاس بمستوى التشغيل) على النمو الإقتصادي (المقاس بمعدل نمو الناتج المحلي الإجمالي) وفق نموذج Solow المطوربمنهجية Mankiw,Romer,Weil .

النماذج القياسية التي أجريت على السلاسل الزمنية للمتغيرات الحقيقية التالية: رأسمال البشري (المقاس بمعدل نمو المسجلين في الطور الثانوي)، ورأسمال المادي (المقاس بمعدل نمو تراكم رأسمال الثبت ABFF)، واليد العاملة (مقاس بمعدل نمو عدد المشتغلين) أعطت النتائج التالية :

– وجود أثر موجب و قوي معنويا لمعدل النمو الاقتصادي المتأخر بسنتين علي معدل النمو الاقتصادي الحالي،ويعني هذا أن زيادة معدل النمو الاقتصادي المتأخر بسنتين بنسبة 1%سوف تؤدي إلى زيادة معدل النمو الاقتصادي بحوالي 0.36 %.

– وجود أثر موجب وقوي معنويا لمعدل نمو رأسمال المادي المتأخر بثلاث سنوات علي معدل نمو الـ *PIB* ،ويعني هذا أن زيادة معدل نمو رأسمال المادي المتأخر بثلاث سنوات بنسبة 1%سوف تؤدي إلى زيادة معدل النمو الاقتصادي بحوالي 0.17 %.

– وجود أثر سالب ومعنوي قوي لمعدل نمو رأسمال البشري الحالي على معدل نمو الـ*PIB* (النمو الاقتصادي) في الأجل القصير فقد بلغت القيمة المقدرة للمرونة الجزئية للنمو الاقتصادي بالنسبة لنمو رأسمال البشري حوالي –0.33 ، ويعني هذا أن الزيادة في نمو رأسمال البشري الحالي بنسبة 1 % سوف تؤدي إلي انخفاض معدل النمو الاقتصادي ب0.33 % في الأجل القصير.

– وجود أثر موجب وقوي معنويا لمعدل نمو رأسمال البشري للسنة الماضية علي معدل نمو الـ *PIB* ،ويعني هذا أن زيادة معدل نمو راس المال البشري للسنة الماضية بنسبة 1%سوف تؤدي إلى زيادة معدل النمو الاقتصادي بحوالي 0.66 %.

– وجود أثر موجب وضعيف معنويا لمعدل نمو رأسمال البشري المتأخر بسنتين علي معدل نمو الـ *PIB* ،ويعني هذا أن زيادة معدل نمو رأسمال البشري المتأخر بسنتين بنسبة 1%سوف تؤدي إلى زيادة معدل النمو الاقتصادي بحوالي 0.33 %.

– وجود أثر سالب ومعنوي قوي لمعدل نمو التشغيل الحالي على معدل نمو الـ*PIB* (النمو الاقتصادي) في الأجل القصير فقد بلغت القيمة المقدرة للمرونة الجزئية للنمو الاقتصادي بالنسبة لنمو التشغيل حوالي –0.38 ، ويعني هذا أن الزيادة في نمو التشغيل الحالي بنسبة 1 % سوف تؤدي إلي انخفاض معدل النمو الاقتصادي بـ0.38 % في الأجل القصير.

– وجود أثر سالب وضعيف معنويا لمعدل نمو التشغيل المتأخر بثلاث سنوات علي معدل نمو الـ *PIB* ويعني هذا أن زيادة معدل نمو التشغيل المتأخر بثلاث سنوات بنسبة 1%سوف تؤدي إلى انخفاض معدل النمو الاقتصادي بحوالي 0.21 %.

1 تمهيد:

في مقال يحمل عنوان " A Contribution to the Empirics of Economic Growth" و الذي نشر سنة 1992 في "The quaterly journal of Economics" إقترح كل من Mankiw,Romer,Weil [1]إدخال رأس المال كمتغيرة مفسرة إضافية في نموذج Solow المطور[2].

[1]أستاذ محاضر (أ) جامعة حسيبة بن بو علي الشلف nabil .henni@laposte.net

[2] أستاذ مساعد (ب) جامعة حسيبة بن بو علي الشلف Benmeriemmostafa@gmail.com

2 عرض النموذج

يعتمد نموذج (MRW)المقدم على فرضية أن رأسمال البشري يتراكم بنفس تقنية تراكم رأسمال المادي مما يسمح بالتعبير عنه بوحدات مادية و ليس بوحدات زمنية.

دالة الإنتاج المستخدمة هي : $Y = K^{\alpha} H^{\beta} (AL)^{\varphi}$ حيث : α ، β و φ ثوابت موجبة تماما و يعبر AL عن كمية العمل الفعال. و بوضع $\gamma = g_A$ ، يكون معدل نمو الناتج الفردي :

$$g_y = \alpha g_K + \beta g_H + (\varphi - 1) g_L + \varphi.\gamma$$

و هي العلاقة المقترحة للتقدير و التي تصاغ كما يلي :

$$g_{yt} = \alpha_0 + \alpha_1 g_{Kt} + \alpha_2 g_{Ht} + \alpha_3 g_{Lt} + \varepsilon_t$$

حيث : α_0 تقدير لـ$\varphi.\gamma$ ، α_1 تقدير لـα ، α_2 تقدير لـβ و α_3 تقدير لـφ-1

3 تقدير النموذج:

نموذج التقدير هو :

$$D\log Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot D\log K_t + \alpha_2 \cdot D\log H_t + \alpha_3 \cdot D\log L_t + \varepsilon_t$$

3-1دراسة استقرارية متغيرات الدراسة:

3-1-1اختبار استقرارية السلسلة $\log Y_t$:

تكون السلسلة مستقرة إذا تذبذبت حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن [3]، ولاختبار استقرارية السلسلة $\log Y_t$ نستعمل اختبار ديكي – فولر المطور Dicky-Fuller Augmente Test (ADF): يمكن اختصار نتائج هذا الاختبار في الجدول التالي:

الجدول رقم1 :اختبار ADF لاستقرارية السلسلة لـ $\log Y_t$

---

[1] N. Gregory Mankiw , David. Romer & David. N. Weil : *A contribution on the empirics economic gowth.* The Quarterly Journal of Economics , Vol 107 , N°3. May , 1992.

[2] إرجع إلى

Philippe Darreau , **Croissance et politique économique** , 1er édition , édition De Boeck Université , Bruxelles, Belgique , 2003 , p32-33 .

من أجل عرض نموذج Solow و الوقوف على فرضياته

[3] قد نبه كل من 'نيلسن' و 'بلوسير' (Nelson & Plosser 1982) كيف أن الجذر الأحادي موجود في أغلبية السلاسل الزمنية في الاقتصاد الكلي.

نوع النموذج	النموذج الثالث		النموذج الثاني		النموذج الاول	
	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5
اختبار ADF للسلسلة الأصلية ($\log Y_t$)	-1.94 (الاتجاه غ م)	-3.69	-2.73 (الثابت غ م)	-3.04	0.10	-1.96
اختبار ADF للسلسلة المفرقة من الدرجة الأولى($D\log Y_t$)	-0.62 (الاتجاه غ م)	-3.71	-1.19 (الثابت غ م)	-3.08	-1.29	-1.96
اختبار ADF للسلسلة المفرقة من الدرجة الثانية($DD\log Y_t$)	-0.95 (الاتجاه غ م)	- 3.71	0.27 (الثابت غ م)	-3.08	0.01	-1.96
اختبار ADF للسلسلة المفرقة من الدرجة الثا لثة ($DDD\log Y_t$)	-5.32 (الاتجاه غ م)	- 3.71	-4.47 (الثابت غ م)	-3.04	-4.99	-1.96

المصدر : من إعداد الباحثان بالإعتماد على برنامج *Eviews 7.0*

من خلال الجدول نلاحظ أنه عند الفروق الثالثة للسلسة $\log Y_t$ أي $DDD\log Y_t$ تكون الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1}$ أكبر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $\tau_{tabulè}$ في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية 5 % ، و منه نقبل الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ أو $(H_0 : \phi_1 = 1)$، وهذا يعني عدم وجود جذر وحدوي في السلسلة ،وكذلك عدم معنوية الثابت و معامل الاتجاه، ومنه فان السلسلة $DDD\log Y_t$ مستقرة من نوع DS بدون بمشتق(Sant dérivé).

3-1-2 اختبار استقرارية السلسلة $\log H_t$:

بإتباع نفس الخطوات المطبقة على السلسلة $\log Y_t$ ، نحصل على الجدول التالي:

الجدول رقم 2: اختبار ***ADF*** لاستقرارية السلسلة $\log H_t$

نوع النموذج	النموذج الثالث		النموذج الثاني		النموذج الاول	
	ADF	القيمة	ADF	القيمة الحرجة	ADF	القيمة

	$t_{\hat{\phi}_j}$	الحرجة %5	$t_{\hat{\phi}_j}$	%5	$t_{\hat{\phi}_j}$	الحرجة 5%
اختبار ADF للسلسلة الأصلية ($\log H_t$)	-1.79 (الاتجاه غ م)	-3.64	-1.27 (الثابت غ م)	-3.01	1.82	-1.96
اختبار ADF للسلسلة المفرقة من الدرجة الأولى($D\log H_t$)	− 4.9 (الاتجاه غ م)	-3.67	- 5.29 (الثابت غ م)	-3.02	- 4.69	-1.95

المصدر : من إعداد الباحثان بالإعتماد على برنامج *Eviews 7.0*

من خلال الجدول نلاحظ أنه عند الفروق الأولى للسلسة $\log H_t$ تكون الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1}$ أكبر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $\tau_{tabulè}$ في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية 5 % ، و منه نقبل الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ أو $(H_0 : \phi_1 = 1)$ ، وهذا يعني عدم وجود جذر وحدوي في السلسلة ،وكذلك عدم معنوية الثابت و معامل الاتجاه، ومنه فان السلسلة $D\log H_t$ مستقرة من نوع DS بدون بمشتق(Sant dérivé).

3-1-3 اختبار استقرارية السلسلة $\log K_t$:

بإتباع نفس الخطوات السابقة ، نحصل على الجدول التالي:

الجدول رقم 3: اختبار ***ADF*** لاستقرارية السلسلة $\log K_t$

نوع النموذج	النموذج الثالث		النموذج الثاني		النموذج الاول	
	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة 5%
اختبار ADF للسلسلة الأصلية ($\log K_t$)	-1.18 (الاتجاه م)	-3.65	-1.09 (الثابت غ م)	-3.02	1.51	-1.96

المصدر : من إعداد الباحثان بالإعتماد على برنامج *Eviews 7.0*

من خلال الجدول نلاحظ أنه عند السلسة الأصلية $\log K_t$ تكون الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1}$ أصغر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $\tau_{tabulè}$ في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية 5 % ، و منه لا نقبل الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ أو $(H_0 : \phi_1 = 1)$ ، وهذا يعني وجود جذر وحدوي في السلسلة ،ونجد معامل الاتجاه العام معنوي عند مستوى معنوية 5 % ومنه فان السلسلة $\log K_t$ غير مستقرة من نوع TS.

3-1-4اختبار استقرارية السلسلة $\log L_t$:

بإتباع نفس الخطوات المطبقة على السلسلة $\log Y_t$ ، نحصل على الجدول التالي:

الجدول رقم 4: اختبار *ADF* لاستقرارية السلسلة $\log L_t$

نوع النموذج	النموذج الثالث		النموذج الثاني		النموذج الاول	
	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة %5
اختبار ADF للسلسلة الأصلية ($\log L_t$)	-1.79 (الاتجاه غ م)	-3.64	-0.94 (الثابت غ م)	-3.01	4.52	-1.96
اختبار ADF للسلسلة المفرقة من الدرجة الأولى($D\log H_t$)	– 7.18 (الاتجاه غ م)	-3.64	- 6.96 (الثابت غ م)	-3.01	- 3.83	-1.95

المصدر : من إعداد الباحثان بالإعتماد على برنامج *Eviews 7.0*

من خلال الجدول نلاحظ أنه عند الفروق الأولى للسلسة $\log L_t$ الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1}$ أكبر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $\tau_{tabulè}$ في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية 5 % ، و منه نقبل الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ أو $(H_0 : \phi_1 = 1)$، وهذا يعني عدم وجود جذر وحدوي في السلسلة ،وكذلك عدم معنوية الثابت و معامل الاتجاه، ومنه فان السلسلة $D\log L_t$ مستقرة من نوع DS بدون بمشتق(Sant dérivé).

3-2 اختبار العلاقة السببية لـ Granger:

يستخدم اختبار Granger للتأكد من مدى وجود علاقة سببية بين متغيرين كمعدل نمو رأسمال البشري و معدل نمو الـ PIB ، وذلك في حالة وجود بيانات سلاسل زمنية، ومن المشاكل التي توجد في هذه الحالة أن بيانات السلاسل الزمنية لمتغير ما كثيرا ما تكون مرتبطة، أي يوجد ارتباط ذاتي بين قيم المتغير الواحد عبر الزمن، ولاستبعاد أثر هذا الارتباط الذاتي إن وجد،يتم إدراج قيم نفس المتغير التابع لعدد من الفجوات الزمنية كمتغيرات تفسيرية في علاقة السببية المراد قياسها يضاف إلى ذلك قيم المتغير التفسيري الآخر لعدد من الفجوات الزمنية كمتغيرات تفسيرية أيضا، بالنسبة لحالتنا هذه تحصلنا باستعمال برنامج Eviews على النتائج التالية :

الجدول رقم 5: نتائج اختبار 'غرانجر'.

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 11/12/11 Time: 11:55			
Sample: 1987 2009			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statisti	Prob.

		c	
DLOGH does not Granger Cause DDDLOGY	18	12.8472	0.0008
DDDLOGY does not Granger Cause DLOGH		0.41206	0.6706

المصدر : من إعداد الباحثان بالإعتماد على برنامج *Eviews 7.0*

لدينا $F^* = 12.84$ وهي أكبر من الجدولية عند حد معنوية 5 % و كذلك $(prob: 0.0008 \langle 0.05)$ و هذا يعني رفض H_0 ومن جهة أخرى في المعادلة الثانية $F^* = 0.41$ وهي أصغر من الجدولية عند حد معنوية 5% و كذلك $(prob: 0.67 \rangle 0.05)$ أي عدم رفض H_0' و منه: فان المتغير $DlogH$ يسبب في المتغير $DDDlogY$ و المتغير $DDDlogY$ لا يسبب في المتغير $DlogH$.

3-3اختبار التكامل المتزامن بين متغيرات الدراسة :

بمأننا في التقدير سوف نعتمد على المتغيرات المستقرة ومنه نستطيع القول أن اختبار إمكانية وجود مسار مشترك بين المتغيرات لا يكون إلا بين المتغيرات المتكاملة من نفس الدرجة والتي تنمو بنفس وتيرة الاتجاه على المدى الطويل، وعليه و حسب المعطيات التي هي لدينا فانه لا يوجد مجال للتكامل المشترك (المتزامن) بين المتغيريات.

4-3 تقدير النموذج الأولي

و عليه فان معادلة الانحدار سوف تأخذ الشكل التالي:

$$D\log Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot D\log K_t + \alpha_2 \cdot D\log H_t + \alpha_3 \cdot D\log L_t + \varepsilon_t$$

ملاحظة: لم يتم التطرق لتقدير العلاقة البسيطة $\left(D\log Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot D\log K_t + \alpha_2 \cdot D\log H_t + \alpha_3 \cdot D\log L_t + \varepsilon_t\right)$، أين كل معلمات النموذج نجدها لا تختلف معنويا عن الصفر إضافة إلى وجود مشكل الارتباط الخطي للأخطاء (صغر قيمة DW)، و قيمة معامل التحديد الصغيرة جدا.

الجدول رقم 6: نتائج تقدير النموذج

Dependent Variable: DLOGY
Method: Least Squares
Date: 11/12/11 Time: 12:49
Sample (adjusted): 1991 2009
Included observations: 19 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

DLOGY(-1)	0.273735	0.456377	0.599800	0.5909
DLOGY(-2)	0.669562	0.646792	1.035205	0.3767
DLOGY(-3)	-0.262197	0.588656	-0.445415	0.6862
DLOGK	0.062832	0.140542	0.447070	0.6851
DLOGK(-1)	0.031144	0.152685	0.203979	0.8514
DLOGK(-2)	-0.000754	0.119021	-0.006336	0.9953
DLOGK(-3)	0.232121	0.178842	1.297907	0.2851
DLOGH	-0.350941	0.177395	-1.978304	0.1423
DLOGH(-1)	0.569472	0.294373	1.934526	0.1485
DLOGH(-2)	0.468126	0.454954	1.028952	0.3792
DLOGH(-3)	-0.097439	0.259973	-0.374804	0.7327
DLOGL	-0.523945	0.340335	-1.539498	0.2213
DLOGL(-1)	-0.115872	0.279793	-0.414134	0.7066
DLOGL(-2)	-0.039090	0.242617	-0.161119	0.8822
DLOGL(-3)	-0.355578	0.302093	-1.177047	0.3241
C	0.010749	0.013385	0.803106	0.4807

R-squared	0.939657	Mean dependent var	0.007974
Adjusted R-squared	0.637939	S.D. dependent var	0.018420
S.E. of regression	0.011083	Akaike info criterion	-6.328359
Sum squared resid	0.000369	Schwarz criterion	-5.533041
Log likelihood	76.11941	Hannan-Quinn criter.	-6.193759
F-statistic	3.114362	Durbin-Watson stat	2.140642
Prob(F-statistic)	0.189974		

المصدر : من إعداد الباحثان بالإعتماد على برنامج *Eviews 7.0*

3-5 تحديد عدد التأخيرات الأمثل للنموذج :

من أجل تحديد العدد الأمثل للتأخيرات، ونظرا لأهمية هذه المرحلة نقوم بدراسة مختلف الحالات المرشحة للنموذج والمختلفة حسب قيم P؛ نختار النموذج الذي يعطي أقل قيمة للمعايير AIC ، SC و HQ كما يظهر في الجدول ؛مع الأخذ بعين الاعتبار مستوى معامل التحديد R^2 ، معنوية المعالم المقدرة ،و إحصائية DW .

- بعد تفحص النماذج المرشحة السابقة يمكننا اختيار النموذج لعدة اعتبارات :

1. اقل قيمة للمعايير السابقة كما يظهر في الجدول.
2. مستوى أعلى لمعامل التحديد R^2 .
3. معنوية جيدة للمعالم المقدرة .

الجدول رقم 7: قيم المعايير عند التأخيرات المختلفة :

عدد التأخيرات k	معيار *Akaike*	معيار *Schwarz*	معيار *Hannan - Quinn*
0	-5.35	-5.16	-5.31
1	-5.95	-5.55	-5.86
2	- 6.03	- 5.43	-5.91

-6.19	**-5.53**	**-6.32**	3
-5.01	-4.16	-5.25	4

المصدر : من إعداد الباحثان بالإعتماد على برنامج *Eviews 7.0*

- نلاحظ أن قيمة P التي تدني المعايير السابقة هي: $P = 3$.

الجدول رقم 8: نتائج تقدير النموذج

Dependent Variable: DLOGY
Method: Least Squares
Date: 11/12/11 Time: 12:54
Sample (adjusted): 1991 2009
Included observations: 19 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOGY(-1)	0.308304	0.186617	1.652068	0.1295
DLOGY(-2)	0.367501	0.185296	1.983321	0.0555
DLOGK(-3)	0.176969	0.052082	3.397916	0.0068
DLOGH	-0.327923	0.076746	-4.272817	0.0016
DLOGH(-1)	0.658933	0.104360	6.314063	0.0001
DLOGH(-2)	0.329863	0.178691	1.845998	0.0947
DLOGL	-0.388259	0.110184	-3.523735	0.0055
DLOGL(-3)	-0.211917	0.110559	-1.916779	0.0843
C	0.004788	0.003645	1.313344	0.2184

R-squared	0.928379	Mean dependent var	0.007974
Adjusted R-squared	0.871083	S.D. dependent var	0.018420
S.E. of regression	0.006614	Akaike info criterion	-6.893871
Sum squared resid	0.000437	Schwarz criterion	-6.446505
Log likelihood	74.49177	Hannan-Quinn criter.	-6.818159
F-statistic	16.20309	Durbin-Watson stat	2.110903
Prob(F-statistic)	0.000088		

المصدر : من إعداد الباحثان بالإعتماد على برنامج *Eviews 7.0*

<u>التعليق :</u>

أعطى حساب معادلة الانحدار بطريقة المربعات الصغرى، على أساس التأخر بـثلاث فترات بالنسبة للمتغيرة المستقلة والتابعة(بالاعتماد على معايير كل من(AIC,SC, HQ) ،كما أنه عند التقدير تم إتباع طريقة "Tang" (2000) [1] التي تتلخص في إلغاء المتغير المستقل الذي تكون القيمة المطلقة لإحصاء t الخاصة به اقل من الواحد الصحيح، وذلك بشكل متتالي ، وعليه أعطى التقدير الشكل التالي، وقبل اعتماد هذا النموذج لاستخدامه في تقدير الآثار قصيرة وطويلة الأجل ينبغي التأكد من جودة أداء هذا النموذج .ويتم ذلك بإجراء الاختبارات التشخيصية التالية:

1. اختبار مضاعف لاغرانج للارتباط التسلسلي بين البواقي :Lagrange Multiplier Test of Residual. [Breush-Godfrey (*BG*)] :

الجدول رقم 9: اختبار مضاعف لاغرانج للارتباط التسلسلي بين البواقي

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.804246	Prob. F(2,8)	0.4806

[1] Pesaran M H. Shin Y.and Smith R J ,Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Relationships ,Journal of Applied Econometrics,(2001),p20. in the cite :http// :www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/pss1.pdf , Date of consultation :11/11/2011.

Obs*R-squared	3.180659	Prob. Chi-Square(2)	0.2039

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 11/12/11 Time: 21:03
Sample: 1991 2009
Included observations: 19
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOGY(-1)	0.061868	0.218867	0.282676	0.7846
DLOGY(-2)	-0.006087	0.204869	-0.029709	0.9770
DLOGK(-3)	-0.006743	0.053425	-0.126216	0.9027
DLOGH	0.012428	0.081273	0.152912	0.8823
DLOGH(-1)	0.024284	0.111379	0.218032	0.8329
DLOGH(-2)	-0.085954	0.200288	-0.429155	0.6791
DLOGL	0.041276	0.122898	0.335856	0.7456
DLOGL(-3)	0.005537	0.115188	0.048072	0.9628
C	-0.000555	0.003773	-0.147111	0.8867
RESID(-1)	-0.496537	0.397188	-1.250133	0.2466
RESID(-2)	-0.245052	0.441886	-0.554559	0.5944

R-squared	0.167403	Mean dependent var	-3.20E-19
Adjusted R-squared	-0.873343	S.D. dependent var	0.004929
S.E. of regression	0.006747	Akaike info criterion	-6.866550
Sum squared resid	0.000364	Schwarz criterion	-6.319770
Log likelihood	76.23223	Hannan-Quinn criter.	-6.774013
F-statistic	0.160849	Durbin-Watson stat	2.027835
Prob(F-statistic)	0.995298		

المصدر : من إعداد الباحثان بالإعتماد على برنامج *Eviews 7.0*

2. اختبار الانحدار الذاتي المشروط بعدم ثبات التباين (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) (*ARCH*):

الجدول رقم 10: اختبار الانحدار الذاتي المشروط بعدم ثبات التباين

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.596956	Prob. F(1,16)	0.4510
Obs*R-squared	0.647420	Prob. Chi-Square(1)	0.4210

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 11/12/11 Time: 21:05
Sample (adjusted): 1992 2009
Included observations: 18 after adjustments

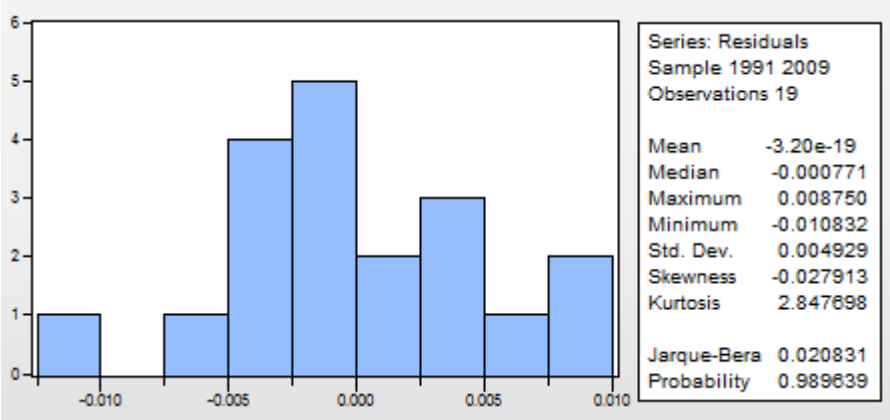
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.66E-05	9.76E-06	2.722006	0.0151
RESID^2(-1)	-0.189167	0.244836	-0.772629	0.4510

R-squared	0.035968	Mean dependent var	2.21E-05
Adjusted R-squared	-0.024284	S.D. dependent var	3.28E-05
S.E. of regression	3.32E-05	Akaike info criterion	-17.68393
Sum squared resid	1.76E-08	Schwarz criterion	-17.58500
Log likelihood	161.1553	Hannan-Quinn criter.	-17.67029
F-statistic	0.596956	Durbin-Watson stat	2.096883
Prob(F-statistic)	0.451005		

المصدر : من إعداد الباحثان بالإعتماد على برنامج *Eviews 7.0*

3.اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي : اختبار 'جاك– بيرا' " Jarque-Bera"

الجدول رقم 11: اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي



المصدر : من إعداد الباحثان بالإعتماد على برنامج *Eviews 7.0*

4. اختبار الارتباط بين المتغيرات المفسرة: اختبار "Klein "

5. اختبار مدى ملائمة تحديد أو تصميم النموذج المقدر من حيث الشكل الدالي لهذا النموذج [Ramsey (RESET)]: (Regression error specication test):

الجدول رقم 12: اختبار مدى ملائمة تحديد أو تصميم النموذج المقدر من حيث الشكل الدالي لهذا النموذج

Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Specification: DLOGY DLOGY(-1) DLOGY(-2) DLOGK(-3) DLOGH DLOGH(-1) DLOGH(-2) DLOGL DLOGL(-3) C
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.266043	9	0.2373
F-statistic	1.602865	(1, 9)	0.2373
Likelihood ratio	3.114093	1	0.0776

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	6.61E-05	1	6.61E-05
Restricted SSR	0.000437	10	4.37E-05
Unrestricted SSR	0.000371	9	4.13E-05
Unrestricted SSR	0.000371	9	4.13E-05

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	74.49177	10
Unrestricted LogL	76.04882	9

Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: DLOGY
Method: Least Squares
Date: 11/12/11 Time: 21:17
Sample: 1991 2009
Included observations: 19

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOGY(-1)	0.385881	0.191312	2.017020	0.0745
DLOGY(-2)	0.314951	0.184676	1.705426	0.1223
DLOGK(-3)	0.184186	0.050899	3.618617	0.0056
DLOGH	-0.266545	0.088912	-2.997839	0.0150

DLOGH(-1)	0.538070	0.139231	3.864585	0.0038
DLOGH(-2)	0.364114	0.175633	2.073158	0.0680
DLOGL	-0.400906	0.107471	-3.730369	0.0047
DLOGL(-3)	-0.215136	0.107400	-2.003126	0.0762
C	0.006565	0.003808	1.723772	0.1188
FITTED^2	-5.590428	4.415670	-1.266043	0.2373

R-squared	0.939207	Mean dependent var	0.007974
Adjusted R-squared	0.878413	S.D. dependent var	0.018420
S.E. of regression	0.006423	Akaike info criterion	-6.952507
Sum squared resid	0.000371	Schwarz criterion	-6.455434
Log likelihood	76.04882	Hannan-Quinn criter.	-6.868383
F-statistic	15.44914	Durbin-Watson stat	2.406902
Prob(F-statistic)	0.000187		

المصدر : من إعداد الباحثان بالإعتماد على برنامج *Eviews 7.0*

الجدول رقم 13: نتائج تقدير نموذج (المتغير التابع : DLOGY)

المتغيرات المستقلة	القيمة المقدرة لمعامل		قيمة الاحتمال -**P**
DLOGY(-1)	0.308304		0.1295
DLOGY(-2)	0.367501**		0.0555
DLOGK(-3)	0.176969***		0.0068
DLOGH	-0.327923***		0.0016
DLOGH(-1)	0.658933***		0.0001
DLOGH(-2)	0.329863*		0.0947
DLOGL	-0.388259***		0.0055
DLOGL(-3)	-0.211917*		0.0843
C	0.004788		0.2184
R^2	0.928379		
DW	2.110903		
F	16.20 *** (0.000088)		
الاختبارات التشخيصية +			
JB	BG LM	ARCH	RESET
$\chi^2 = 0,02$ (O,98)	F = 0.804246 (0.4806)	F = 0.596956 (0.4510)	F = 1.602865 (0.2373)

ملاحظات: ***معنوي عند مستوي 1% ، **معنوي عند مستوي.% 5 ،*معنوي عند مستوي10%

+ الأرقام بين الأقواس تمثل قيم الاحتمال (p-value).

المصدر : من إعداد الباحثان بالإعتماد على النتائج السابقة

ويتضح من هذا الجدول ما يلي:

1. تشير إحصائية اختبار BG LM إلي خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي .
2. تشير إحصائية ARCH إلي عدم رفض فرضية العدم القائلة بثبات تباين حد الخطأ العشوائي في النموذج المقدر . Homoscedasticity
3. تشير إحصائية اختبار JB إلي عدم رفض الفرضية القائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيعًا طبيعيًا في النموذج محل التقدير.
4. تشير إحصائية اختبار RESET إلي صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج المستخدم .

- ولاختبار عما إذا كان هناك مشكلة ازدواج خطيMulticollinearity في النموذج المقدر تم تقدير معامل الارتباط بين كل متغيرين مستقلين من المتغيرات المستقلة لهذا النموذج. وكقاعدة عامة، توجد مشكلة ازدواج خطي حادة في حالة إذا كانت قيمة معامل الارتباط بين متغيرين مستقلين داخل معادلة ما أكبر من0.7 (Ruth, 2005).يتضح من هذا الجدول أن قيمة معامل الارتباط بين كل متغيرين مستقلين لم يتجاوز 0.7 ومن ثم لا توجد مشكلة ازدواج خطي في النموذج المقدر.

وتشير قيمة معامل التحديد (R^2) إلي ارتفاع القوة التفسيرية للمتغيرات المستقلة محل الاهتمام (0.92) كما تشير قيمة إحصاء اختبار F إلي جودة النموذج المقدر ككل من الناحية الإحصائية.

4-خلاصة (التحليل الاقتصادي لنتائج التقدير):

- وفقا للنقاط السابقة فان الصيغة القياسية المثلى للنموذج هي :

$$d\log Y_t = 0.36d\log Y_{t-2} + 0.17d\log K_{t-3} - 0.33d\log H_t + 0.66d\log H_{t-1} + 0.33d\log H_{t-2} - 0.38d\log L_t - 0.21d\log L_{t-3}$$

- يتضح مما سبق ما يلي:

- وجود أثر موجب و قوي معنويا لمعدل النمو الاقتصادي المتأخر بسنتين علي معدل النمو الاقتصادي الحالي،ويعني هذا أن زيادة معدل النمو الاقتصادي المتأخر بسنتين بنسبة 1%سوف تؤدي إلى زيادة معدل النمو الاقتصادي بحوالي 0.36 %.

- وجود أثر موجب وقوي معنويا لمعدل نمو راس المال المادي المتاخر بثلاث سنوات علي معدل نمو الـ *PIB* ،ويعني هذا أن زيادة معدل نمو راس المال المادي المتأخر بثلاث سنوات بنسبة 1%سوف تؤدي إلى زيادة معدل النمو الاقتصادي بحوالي 0.17 %.

- وجود أثر سالب ومعنوي قوي لمعدل نمو راس المال البشري الحالي على معدل نمو الـ*PIB* (النمو الاقتصادي) في الأجل القصير فقد بلغت القيمة المقدرة للمرونة الجزئية للنمو الاقتصادي بالنسبة لنمو راس المال البشري حوالي −0.33 ، ويعني هذا أن الزيادة في نمو راس المال البشري الحالي بنسبة 1 % سوف تؤدي إلي انخفاض معدل النمو الاقتصادي ب 0.33 % في الأجل القصير.

- وجود أثر موجب وقوي معنويا لمعدل نمو راس المال البشري للسنة الماضية علي معدل نمو الـ *PIB* ،ويعني هذا أن زيادة معدل نمو راس المال البشري للسنة الماضية بنسبة 1%سوف تؤدي إلى زيادة معدل النمو الاقتصادي بحوالي 0.66 %.

- وجود أثر موجب وضعيف معنويا لمعدل نمو راس المال البشري المتأخر بسنتين علي معدل نمو الـ *PIB* ،ويعني هذا أن زيادة معدل نمو راس المال البشري المتأخر بسنتين بنسبة 1%سوف تؤدي إلى زيادة معدل النمو الاقتصادي بحوالي 0.33 %.

– وجود أثر سالب ومعنوي قوي لمعدل نمو التشغيل الحالي على معدل نمو الـ*PIB* (النمو الاقتصادي) في الأجل القصير فقد بلغت القيمة المقدرة للمرونة الجزئية للنمو الاقتصادي بالنسبة لنمو التشغيل حوالي −0.38 ، ويعني هذا أن الزيادة في نمو التشغيل الحالي بنسبة 1 % سوف تؤدي إلي انخفاض معدل النمو الاقتصادي بـ0.38 % في الأجل القصير.

– وجود أثر سالب وضعيف معنوي لمعدل نمو التشغيل التأخر بثلاث سنوات علي معدل نمو الـ *PIB* ،ويعني هذا أن زيادة معدل نمو التشغيل المتأخر بثلاث سنوات بنسبة 1%سوف تؤدي إلى انخفاض معدل النمو الاقتصادي بحوالي 0.21 %.

المراجع:

N. Gregory Mankiw , David. Romer & David. N. Weil : *A contribution on the empirics economic gowth.* The Quarterly Journal of Economics , Vol 107 , N°3. May , 1992

Philippe Darreau , Croissance et politique économique , 1er édition , édition De Boeck Université , Bruxelles, Belgique , 2003 , p32-33 .

Pesaran M H. Shin Y.and Smith R J ,Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Relationships ,Journal of Applied Econometrics,(2001),p20. in the cite :http// :www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/pss1.pdf , Date of consultation :11/11/2011