أثر بعض متغيرات الاقتصاد الكلي على معدل اختراق التأمين في الجزائر

دراسة قياسية بمنهجية ARDL خلال الفترة 1980-2020

The impact of some macroeconomic variables on the insurance penetration rate in Algeria Econometric study using the ARDL methodology during the period 1980-2020

عمارة عبدالقادر[*1]، غفصي توفيق[2]

[1] جامعة المسيلة، الجزائر، abdelkader.amara@univ-msila.dz

[2] مخبر الاستراتيجيات والسياسات الاقتصادية، جامعة المسيلة، الجزائر، Toufik.ghafsi@univ-msila.dz

تاريخ الاستلام: 2023/02/01 **تاريخ القبول: 2023/05/20**

الملخص:

تهدف الدراسة الى كشف العلاقة السببية لبعض المتغيرات الإقتصادية الكلية والمتمثلة في إجمالي الناتج المحلي ومعدلي البطالة والتضخم على معدل إختراق التأمين في الجزائر خلال الفترة 1980-2020، كما تطرقت الدراسة للعلاقة التوازنية طويلة وقصيرة الأجل لمعدل اختراق التأمين كمتغير تابع مع كل من إجمالي الناتج المحلي ومعدلي البطالة والتضخم كمتغيرات مستقلة.

أظهرت إختبارات السببية وجود علاقة سببية طويلة وقصيرة الأجل للمتغيرات الإقتصادية الكلية المختارة نحو معدل إختراق التأمين، وخلصت الدراسة القياسية بمنهجية *ARDL* لعدة نتائج أهمها:

- وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج أي أن هناك علاقة طويلة الأجل بين معدل الإختراق بكل من إجمالي الناتج المحلي ومعدلي البطالة والتضخم؛
- وجود علاقة معنوية طويلة وقصيرة الأجل بين معدل إختراق التأمين والمتغيرات الإقتصادية الكلية المختارة.

الكلمات المفتاحية: معدل إختراق التأمين، إختبارات السببية، تكامل مشترك، منهجية تودا ياما موتو، منهجية ARDL.

تصنيف JEL: G22، C13

Abstract:

The study aims to reveal the causal relationship of some of the macroeconomic variables (GDP, unemployment and inflation rates) on the insurance penetration rate in Algeria during the period 1980-2020. The study also examined on the long and short-term equilibrium relationship of the rate of insurance penetration as a dependent variable with both GDP and unemployment and inflation as independent variables.

Causality tests showed a long and short-term causal relationship of selected macroeconomic variables towards the insurance penetration rate. The econometric study concluded using ARDL methodology for several results, the most important of which are:

- *There is a co-integration between model variables, that is, a long-term relationship between the insurance penetration rate and both GDP and unemployment and inflation;*
- *There is a significat long- and short-term relationship between the rate of insurance penetration and the selected macroeconomic variables.*

Key Words: *Insurance penetration rate, Causality tests, co-integration, Toda-Yamamoto methodology, ARDL methodology.*

JEL Classification: *G22 ،C13*

[*] المؤلف المرسل: عمارة عبدالقادر، abdelkader.amara@univ-msila.dz:

1. مقدمة:

يعتبر قطاع التأمين من أهم قطاعات الخدمات المالية في الدول، وذلك تبعا لأهميته البالغة وإسهامه الكبير في إستقرار النظام المالي والتنمية الإقتصادية، ويكمن دور التأمين في التطور الإقتصادي بإعتباره الوسيلة المثلى لتغطية المخاطر المحتملة وقوعها للممتلكات ووسائل الإنتاج ورؤوس الأموال، هذه الأهمية تبرز من خلال تأثير مداخيل القطاع على أهم المؤشرات الكلية للإقتصاد سواء كانت تأثيرات قصيرة أو طويلة المدى.

إن علاقة التأمين بالمتغيرات الإقتصادية الكلية متداخلة من عدة اوجه ومن خلال عدة متغيرات، فتظهر احيانا متغيرات مؤثرة في مؤشرات التأمين في حين تظهر علاقة عكسية عند متغيرات أخرى، وتبحث هذه الدراسة في العلاقة بين معدل إختراق التأمين كمؤشر ممثل للقطاع ببعض المتغيرات الإقتصادية الكلية (الناتج المحلي، البطالة والتضخم).

2.1 إشكالية الدراسة:

يعتبر الارتباط بين المتغيرات الاقتصادية العنصر الأهم في تحليل الظواهر الإقتصادية، غير أن الإرتباط بحد ذاته لا يعني بالضرورة وجود علة أو سبب مابين المتغيرات، وبالتالي يعد إختبار السببية بين المتغيرات منهجا مفضلا للتعرف على العلاقات الإقتصادية والكشف عن طبيعة واتجاه العلاقة الإحصائية بين المتغيرات.

وبناء على ماسبق يمكننا صياغة اشكالية الدراسة في السؤال التالي:

- ما هو أثر كل من الناتج المحلي الإجمالي ومعدلي البطالة والتضخم على معدل اختراق التأمين في الجزائر خلال الفترة 1980-2020؟

3.1 فرضيات الدراسة:

من خلال إشكالية الدراسة يمكننا صياغة الفرضيات التالية:

- توجد علاقة سببية من المتغيرات الاقتصادية الكلية نحو معدل الاختراق؛
- تباين تأثر معدل الاختراق بالمتغيرات الاقتصادية الكلية المختارة في المديين القريب والطويل.

4.1 أهداف الدراسة:

إن الهدف الرئيسي من هذه الدراسة هو إبراز العلاقة السببية وكذا طبيعة العلاقة بين قطاع التأمين كمتغير تابع (مفَسر) من جهة والمتغيرات الإقتصادية الكلية (مفسِرة) من جهة أخرى، وذلك خلال فترة الدراسة المختارة (1980-2020) من خلال:

- تحديد العلاقة السببية بين المتغيرات الإقتصادية الكلية ومؤشرات نمو قطاع التأمين؛
- كشف طبيعة العلاقة طويلة وقصيرة الأجل بين معدل اختراق التأمين مع المؤشرات الاقتصادية الكلية المختارة.

5.1 منهجية الدراسة:

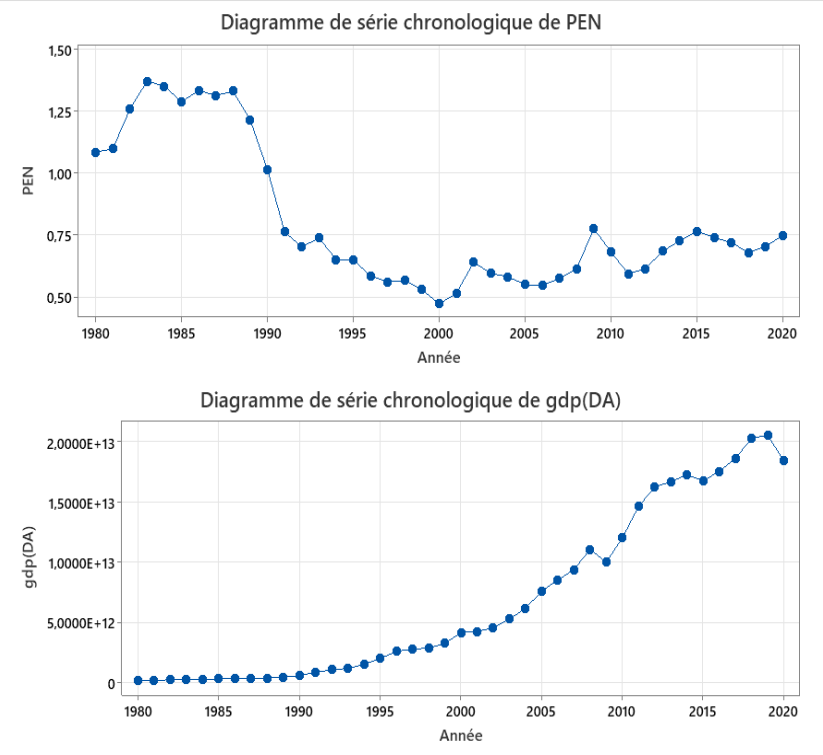
بغية الإلمام والإحاطة بمختلف جوانب الموضوع وتحليل أبعاده، وللإجابة على الإشكالية المطروحة وإختبار صحة الفرضيات الموضوعة بشكل ينسجم مع محاور الدراسة، تم استخدام المنهج الوصفي التحليلي والاستقرائي المتضمن للأدوات الإحصائية والقياسية لغرض إختبار وكشف العلاقة بين معدل إختراق التأمين والمتغيرات الاقتصادية الكلية المختارة.

2. تحليل نشاط قطاع التأمين من خلال معدل اختراق التأمين (D'assurance Le Taux De Penetration):

ويصطلح عليه كذلك معدل الانتشار أو التغلغل، يشير هذا المعدل إلى النسبة بين الأقساط المباشرة (خارج عمليات إعادة التأمين الدولية المقبولة)، وبين اجمالي الناتج المحلي GDP؛ وبأكثر دقة هو الحصة المخصصة من الناتج المحلي الاجمالي لشراء خدمات التأمين. فإذا كانت النسبة مرتفعة فذلك يدل على سرعة نموه، كما انه يبين أهمية قطاع التأمين ضمن الاقتصاديات الوطنية، إذ تكون نسبة مساهمة التأمين في الناتج الداخلي مرتفعة في الدول المتقدمة والاكثر حداثة، والعكس بالعكس. كما لا يتأثر معدل الاختراق بتقلبات أسعار صرف العملات. ومع ذلك، يغفل معدل التغلغل الاختلافات التي قد توجد بين البلدان في تصميم المنتجات، ومستويات الأسعار، وكذا خصائص الاقتصاد والسوق الأخرى.

1.2 تحليل تطور اجمالي الناتج المحلي ومعدل اختراق التأمين

الشكل 1: تطور معدل اختراق التأمين والناتج المحلي في الجزائر خلال للفترة 1980-2020



المصدر: تم اعداده بالاعتماد على برنامج Minitab ومعطيات الملحق 1

من خلال الشكل 1 نلاحظ ان معدل اختراق التأمين غير مستقر طوال فترة الدراسة إذ سجلت أدنى قيمة له سنة 2000 بـ 0.47% وسجلت أعلى قيمة لمعدل الاختراق سنة 1983 بنسبة 1.37%، حيث انخفض بشكل حاد في الفترة 1988-1992 من 1.37% الى 0.70% ليستمر بالتراجع الى غاية سنة 2000 حيث بلغ معدل اختراق التامين 0.47% فقط.

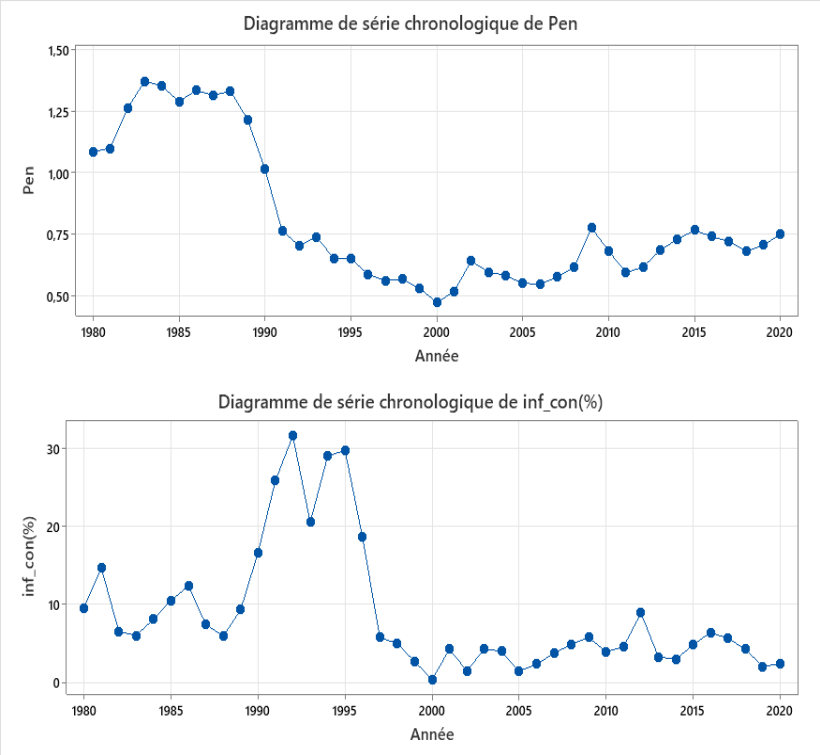
اما فيما يخص الناتج الداخلي الخام نلاحظ انه ينمو بشكل مستمر عموما طوال فترة الدراسة ويتراجع بشكل واضح خلال سنتي 2009 و 2020، ويرجع الانخفاض الأول إلى الازمة المالية العالمية حيث انهار سعر النفط إلى 61 دولار للبرميل بعدما كان 94.1 دولار سنة 2008، اما الانخفاض الثاني فيرجع كذلك إلى تراجع اسعار النفط حيث تراجع خام برنت إلى أقل من 16 دولار للبرميل اما الخام الأمريكي فقد سجل اسعار سالبة لأول مرة في التاريخ بقيمة (-40 دولار) (جعفر، 2022) ، هذا التراجع الناتج عن تدني الطلب على النفط المصاحب لإجراءات الغلق والحجر الصحي المفروض جراء انتشار وباء كورونا (كوفيد-19).

كما نلاحظ العلاقة العكسية بين نمو الناتج الداخلي ومعدل الاختراق خلال السنوات الأخيرة من الدراسة بدأ من سنة 2015 إذ نلاحظ ارتفاع الناتج الإجمالي وانخفاض معدل الاختراق إلى غاية سنة 2018، ثم يتجهان عكسيا فينخفض الناتج خلال السنتين الاخيرتين ويرتفع معدل الاختراق، وهذا ما يفسر الثبات النسبي أو التغير الضئيل في إنتاج التأمين ويبقى التغير الحاصل في معدل الاختراق يفسره التغير في الناتج الداخلي.

2.2 تحليل تطور بمعدل التضخم ومعدل اختراق التأمين

يعد التضخم أحد المظاهر التي تدل على عدم الاستقرار الاقتصادي وبالتالي فإن ارتفاع معدلات التضخم يخلق حالة من عدم التأكد حول استقرار الوضع الاقتصادي والمعاملات التجارية والرأسمالية، ومن ناحية أخرى فإن الارتفاع غير المتوقع لمعدلات التضخم له نتائج سلبية على سوق التأمين وعلى طلب الافراد للمنتجات التأمينية بسبب انخفاض القدرة الشرائية للأفراد وبالتالي انخفاض القدرة على دفع قسط التأمين، والشكل الموالي تطور معدل اختراق التأمين ومعدل التضخم في الجزائر خلال فترة الدراسة:

الشكل 2: تطور معدل اختراق التأمين ومعدل التضخم في الجزائر خلال للفترة 1980-2020

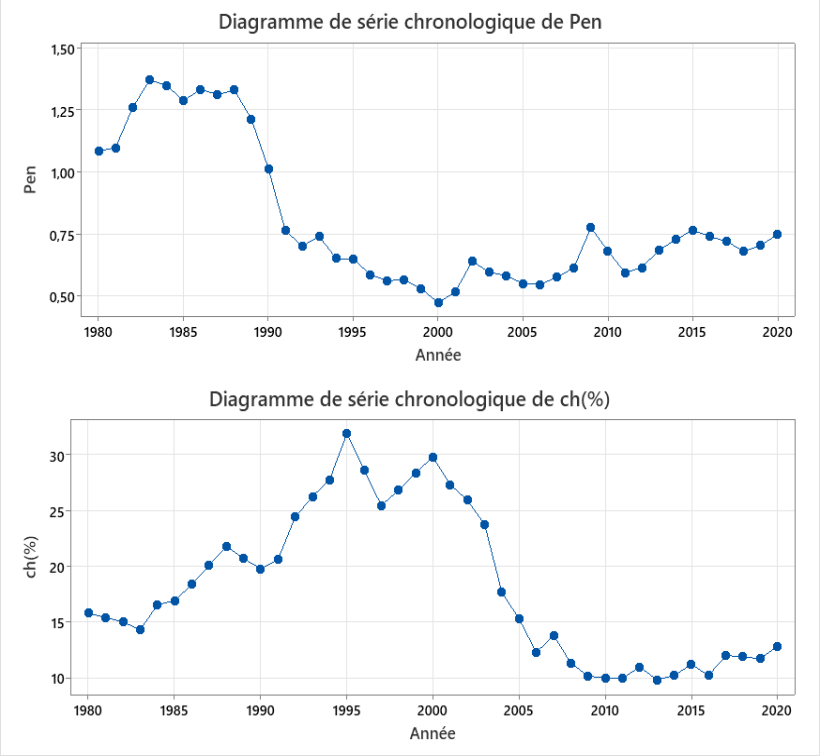


المصدر: تم اعداده بالاعتماد على برنامج Minitab ومعطيات الملحق 1

نلاحظ من الشكل 2 التذبذب الكبير في معدلات التضخم خلال فترة الدراسة حيث سجل اعلى معدل سنة 1992 بـ 31.67% في حين سجلت أدنى قيمة سنة 2000 بـ 0.33%، ويمكننا تقسيم المنحنى الى فترتين الأولى ما قبل سنة 1996 والثانية بعدها الى غاية 2020، ففي المرحلة الأولى تجاوز معدل التضخم نسبة 8% في اغلب سنوات هاته الفترة وكان يرجع أساسا الى نسبة السيولة التي تجاوز متوسطها خلالها 50% (بن دقفل، 2013، صفحة 357)، هذا ما يؤثر سلبا على معدلات اختراق التأمين خلال هذه الفترة، اما في الفترة الثانية نلاحظ التراجع النسبي في معدلات التضخم نتيجة إصلاحات قانون النقد والقرض 01-01 الصادر في 27 فيفري 2001 وكذا نتيجة تحسن بعض مؤشرات البيئة الاقتصادية، هذا ما يعكسه التحسن النسبي في معدلات اختراق التأمين خلال هاته الفترة.

2.2 تحليل تطور معدل اختراق التأمين مقارنة بمعدل البطالة

الشكل 3: تطور معدل اختراق التأمين ومعدل التضخم في الجزائر خلال للفترة 1980-2020



المصدر: تم اعداده بالاعتماد على برنامج Minitab ومعطيات الملحق 1

نلاحظ من الشكل 3 التباين الكبير في معدلات البطالة خلال فترة الدراسة حيث تجاوزت 30% سنة 1995كما بلغت نسبة 30% تقريبا سنة 2000 لتتراجع هذه النسب تدريجيا لتبلغ نسبة 12.27% سنة 2006، لتبقى معدلات البطالة بعدها اقل من 15% الى غاية نهاية فترة الدراسة، وهذا راجع لتحسن البيئة الاقتصادية بعد العشرية السوداء وكذا لسياسات التشغيل المتبعة من طرف الدولة، بالإضافة الى انشاء وكالات الدعم والتشغيل ابتداء من سنة 2004 مثل: وكالة دعم وتشغيل الشباب ANSEJ، الوكالة الوطنية لتسيير القرض المصغر ANGEM، الصندوق الوطني للتأمين عن البطالة CNAC ...الخ.

3. تحديد درجة التكامل وفترة الابطاء المثلى لمتغيرات الدراسة

يقاس نشاط التأمين بعدة مؤشرات، وسنعتمد في هاته الدراسة على معدل الإختراق **(Insurance penetration rate)**، كمؤشر لقياس نمو قطاع التأمين وعلاقته بالمتغيرات الإقتصادية المختارة إذ يعكس معدل الإختراق مساهمة قطاع التأمين في الناتج الداخلي الخام، فإذا كانت قيمة معدل الإختراق عالية فهذا يدل على التطور السريع لقطاع التأمين وتطور مداخليه مقارنة بالناتج المحلي.

أما بالنسبة للمتغيرات المستقلة فسنختار بعض أهم المتغيرات الاقتصادية الكلية وهي:

- **GDP** إجمالي الناتج المحلي بالأسعار الجارية (دينار جزائري)؛
- **INF** التضخم، معامل تكميش إجمالي الناتج المحلي (% سنويا)؛
- **CH** إجمالي البطالة (% من إجمالي القوى العاملة).

يتم ادخال اللوغاريتم الطبيعي على المتغيرات لتصحيح اللاتجانس الموجود بين المتغيرات، ويمكن صياغة العلاقة في شكلها القياسي على النحو التالي:

$$LPEN = \alpha_0 + \alpha_1 LGDP_{1i} + \alpha_2 LCH_{2i} + \alpha_3 LINF_{3i} + \varepsilon_i$$

1.3 تحديد درجة التكامل:

تعتمد الدراسات التطبيقية الرامية لتقدير العلاقات الإقتصادية إلى بناء نماذج الإنحدار بإستخدام بيانات السلاسل الزمنية، وحتى منتصف السبعينات من القرن الماضي كان الباحثون يفترضون في هاته الدراسات أن السلاسل الزمنية ساكنة أو مستقرة.

في سنة 1974 اكتشف كل من **Granger** و **Newbold** ضرورة كشف إستقرارية السلسلة الزمنية **(Granger & Newbold, 1974, pp. 112- 120)**، حيث توصل الباحثان إلى نتيجة هامة مفادها أن المقدرات التي تنتج عن إجراء الإنحدار لسلاسل زمنية غير مستقرة تنتج إنحدار زائف والإختبارات الإحصائية تعطي نتائج مضللة، اما بالنسبة للدراسة الحالية لا تحتاج السلاسل المستقرة بهدف بناء نموذج الانحدار وتحليل العلاقة، ولكن بهدف ايجاد درجة تكامل السلاسل الزمنية والتي تستعمل في إختبارات السببية، وسيتم إختبار إستقرارية السلاسل الزمنية بواسطة إختبار فيليبس و بيرون **Phillips and Perron test (1988)** ويعتبر هذا الإختبار غير المعلمي فعالا، إذ يعتمد إختبار **(PP)** على التصحيح غير معلمي للتحيز الموجود في إحصائية إختبار ديكي فولر و الناتج عن مشكلتي الإرتباط الذاتي و عدم تجانس التباين لبواقي نماذج جذر الوحدة، ونتائج الاختبار موضحة في الجدول الموالي:

الجدول 1: اختبار استقراريه السلاسل الزمنية

إختبار جذر الوحدة PP عند المستوى والفرق الاول						
السلسلة	مركبات السلسلة	عند المستوى		عند الفرق الاول		النتيجة
		t	%1	t	%1	
LPEN	C+trand	-1.089	-4.205	***-4.374**	-4.211	جميع السلاسل غير مستقرة عند المستوى ومستقرة عند الفرق الاول
	C	-1.379	-3.605	***-4.403**	-3.610	
	Ø	-0.594	-2.624	***-4.434**	-2.625	
LGDP	C+trand	***-7.509**	-4.205	***-35.571**	-4.211	
	C	-1.876	-3.605	***-36.125**	-3.610	
	Ø	1.607	-2.624	***-15.172**	-2.625	
LCH	C+trand	-1.611	-4.205	***-5.158**	-4.211	
	C	-1.075	-3.605	***-5.140**	-3.610	
	Ø	-0.369	-2.624	***-5.198**	-2.625	
LINF	C+trand	-3.207	-4.205	***-8.679**	-4.211	
	C	-2.609	-3.605	***-8.802**	-3.610	
	Ø	-1.267	-2.624	***-8.870**	-2.625	

المصدر: تم إعداده بالإعتماد على برنامج (Eviews 12)

من خلال إختبارات جذر الوحدة لـ **Phillips and Perron** لاحظنا ان سلاسل متغيرات الدراسة غير ساكنة في المستوى عند درجة معنوية 1%، ولكنها وصلت لمرحلة السكون عند مستوى معنوية 1% بعد إجراء الفروق من الدرجة الأولى، ومنه نستنتج ان كل المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى **I(1)**.

إذ أن درجة التكامل هي عدد الفروقات اللازمة لجعل السلسلة مستقرة، فمثلا تحتاج السلسلة Y لعدد (p) من الفروقات لتصبح مستقرة، فنقول ان السلسلة Y متكاملة من الدرجة (P) ونكتب $Y \sim I(P)$ (Engle & Granger, 2019, p. 252).

2.3 تحديد فترة الابطاء المثلى:

سيتم في هذه المرحلة تقدير واختيار فترة الابطاء المثلى للمسار VAR(p) على أساس عدة معايير، وأهمها معياري Schwarz(SC) و Akaike (AIC) والتي تقوم على اختيار النموذج ذو أقل قيمة للمعيارين.

معيار **Akaike**: يعد هذا المعيار الأكثر إستعمالا والذي يهدف إلى تصغير التباين مقارنة بالزيادة في معلمات النموذج حيث تتم المفاضلة بين النماذج حسب أصغر قيمة له وهو يعطى وفق العلاقة التالية **(Akaike, 1974, pp. 716-723)**:

$$AIC = n\ln\left(\frac{SCR}{n}\right) + 2K$$

معيار **Schwarz**: اقترح هذا المعيار من طرف **Schwarz** حيث تتم المفاضلة بين النماذج كذلك حسب أقل قيمة له وهو يعطى وفق الصيغة التالية **(Schwarz, 1978, pp. 461-464)**:

$$SC = n\ln\left(\frac{SCR}{n}\right) + K\log n$$

حيث أن: n : تمثل حجم عينة الدراسة، SCR : مجموع مربعات البواقي، K : عدد معلمات النموذج.

ونتائج التقدير موضحة في الجدول الموالي:

الشكل 4: تحديد فترة الابطاء المثلى

Table: LAG_VAR Workfile: INSURANCE::INS\

View | Proc | Object | Print | Name | Edit+/- | CellFmt | Grid+/- | Title | Comments+/-

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LPEN LINF LGDP LCH
Exogenous variables: C
Date: 09/07/22 Time: 14:28
Sample: 1980 2020
Included observations: 38

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-153.8150	NA	0.047577	8.306054	8.478431	8.367385
1	-42.20127	193.8555*	0.000312*	3.273751*	4.135639*	3.580404*
2	-29.96340	18.67886	0.000392	3.471758	5.023155	4.023733
3	-10.34175	25.81796	0.000351	3.281145	5.522052	4.078442

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

المصدر: تم إعداده بالإعتماد على برنامج (Eviews 12)

نلاحظ من الشكل 4 أن درجة التأخير المثلى والموافقة لأقل قيمة لمعايير المفاضلة هي :**P=1**.

4. إختبار العلاقات السببية بين متغيرات الدراسة

تعتبر منهجية **Granger** لدراسة العلاقات السببية بين المتغيرات من أشهر المنهجيات وأكثرها إستعمالا وانتشاراً إذ تمكننا من معرفة العلاقة بين المتغيرات المستهدفة، حيث أنه يمكننا القول بأن هناك علاقة سببية من المتغير X إلى المتغير Y خلال الفترة الزمنية t بمفهوم **Granger** إذا كان**(Granger.C, 1969, pp. 424-438)** :

$$E(Y_t/Y_{t-1}, X_{t-1}) \neq E(Y_t/Y_{t-1})$$

ومن أهم شروط إستعمالها هو إستقرار السلاسل الزمنية من نفس الدرجة وخاصة عند المستوى، لهذا اقترح كل من **Toda & Yamamoto** منهجية جديدة لإختبار العلاقة السببية في الأجل الطويل والتي تعتمد على معادلة **Granger** وتم تطويرها بإضافة عدد فترات التباطؤ لنموذج **VAR(p)** المقدر ليصبح **VAR(p+d)** وهي طريقة مطورة **MWALD** لاختبار **Wald Test**.

ومن مميزات إختبار السببية **Toda-Yamamoto Causality** أنه يستخدم السلاسل الزمنية ذات درجات تكامل مختلفة **I(0),I(1)** أو حتى **I(2)** **(Toda & Yamamoto, 1995, pp. 225-250)** ، وبهذا يتم تفادي مشكلة الإنحدار الزائف (منصوري و دادن، 2017، صفحة 360).

أما بالنسبة لإختبار السببية في الأجل القصير فيمكننا إستخدام إختبار **Wald** عن طريق استخراج نموذج شعاع تصحيح الخطأ، ومن ثم إختبار معنوية معلمات الأجل القصير ضمن معادلة النموذج للمتغير التابع.

1.4 اختبار السببية في المدى القصير (TEST WALD):

بعد تحديد درجة التأخير المثلى لنموذج **var**، نمر الآن لإختبار السببية قصيرة الأجل بإستخدام إختبار **Wald** من خلال تقدير نموذج شعاع تصحيح الخطأ **vecm** ونتائج التقدير والاختبار هي كالآتي

الشكل 5: نتائج تقدير نموذج vecm

Equation: EQ01 Workfile: INSURANCE::INS\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: D(LPEN)
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 09/09/22 Time: 15:04
Sample (adjusted): 1982 2020
Included observations: 39 after adjustments
D(LPEN) = C(1)*(LPEN(-1) + 0.177695349702*LINF(-1) + 0.125981887848*LGDP(-1) + 0.779674372155*LCH(-1) - 6.95922260253) + C(2)*D(LPEN(-1)) + C(3)*D(LINF(-1)) + C(4) *D(LGDP(-1)) + C(5)*D(LCH(-1)) + C(6)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.200976	0.067086	-2.995802	0.0052
C(2)	0.310937	0.146325	2.124978	0.0412
C(3)	0.040061	0.020428	1.961106	0.0584
C(4)	0.017913	0.007010	2.555561	0.0154
C(5)	0.227848	0.169995	1.340321	0.1893
C(6)	-0.007363	0.014625	-0.503428	0.6180

R-squared	0.317961	Mean dependent var	-0.009836
Adjusted R-squared	0.214621	S.D. dependent var	0.101588
S.E. of regression	0.090029	Akaike info criterion	-1.836735
Sum squared resid	0.267471	Schwarz criterion	-1.580802
Log likelihood	41.81633	Hannan-Quinn criter.	-1.744909
F-statistic	3.076861	Durbin-Watson stat	1.807335
Prob(F-statistic)	0.021801		

المصدر: تم إعداده بالإعتماد على برنامج **(Eviews 12)**

نلاحظ من خلال نتائج تقدير نموذج **vecm** في الشكل 5 أن أغلب معلمات النموذج للعلاقة قصيرة الأجل والموضحة في الجدول من خلال إدراج التأخير للمتغير **{c(2), c(3), c(4), c(5)}** معنوية عند 5% بإستثناء معلمة متغير معدل البطالة، وإختبار **wald** الموالي يقيس احتمال إنعدام هاته المعلمات في الأجل القصير، أي تأثير المتغيرات التفسيرية في النموذج من عدمه، واتخاذ القرار في هذا الإختبار يتم عن طريق معنوية إحصائية **Chi-square** لقبول الفرضية الصفرية أو رفضها وقبول الفرضية البديلة:

$$\begin{cases} H_0: c(2) = c(3) = c(4) = c(5) = 0 \\ H_1: c(2) \neq c(3) \neq c(4) \neq c(5) \neq 0 \end{cases}$$

ونتائج الإختبار موضحة في الجدول الموالي:

الشكل 6: نتائج اختبار WALD

Equation: WALD_COUSALITY Workfile: INSURANCE::INS\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Wald Test:
Equation: WALD_COUSALITY

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.921952	(4, 33)	0.0357
Chi-square	11.68781	4	0.0198

Null Hypothesis: C(2)=C(3)=C(4)=C(5)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	0.310937	0.146325
C(3)	0.040061	0.020428
C(4)	0.017913	0.007010
C(5)	0.227848	0.169995

Restrictions are linear in coefficients.

المصدر: تم إعداده بالإعتماد على برنامج (Eviews 12)

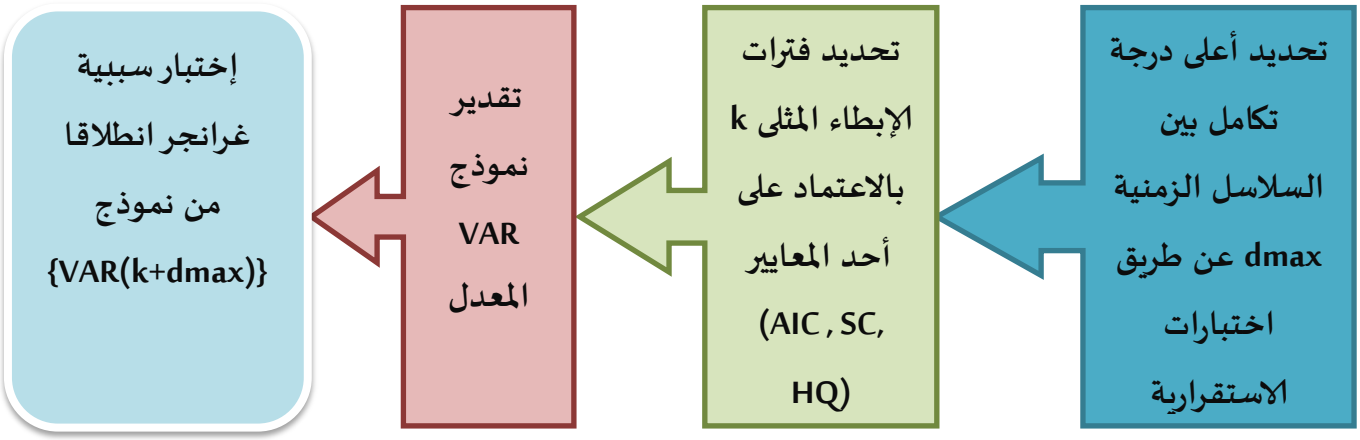
من خلال نتائج اختبار **Wald** نجد أن قيمة **Chi-square** $\chi^2 = 11.6878$ باحتمال معنوية أقل من 5% ($prob = 0.0198$) ومنه نرفض الفرضية الصفرية ونقبل الفرضية البديلة، أي أن معلمات النموذج قصير المدى لايمكن أن تنعدم وأن المتغيرات التفسيرية مهمة في تقدير النموذج وإلغاء أي منها يؤثر على نتائج التقدير.

اقتصاديا: تفسر نتائج إختبار **Wald** للسببية انه هناك علاقة بين معدل إختراق التأمين مع كل من معدل الناتج المحلي والبطالة والتضخم في المدى القريب، وان 31% من قيمة معدل الإختراق في الأجل القريب ناتج من خلال هاته المتغيرات.

2.4 اختبار السببية في الأجل الطويل (Toda-yamamoto)

يعتبر إختبار **Toda-Yamamoto** من أهم الطرق والمنهجيات الحديثة في دراسة العلاقات السببية بين المتغيرات، وتقوم هذه المنهجية على إختبار طبيعة العلاقة بين السلاسل غير المستقرة والتي تعتمد على تطبيق خطوات سببية غرانجر(**Causalité au sens de Granger**) عن طريق إستخدام نموذج **VAR** المعدل، وخطوات تطبيق هاته المنهجية **(Toda & Yamamoto, 1995, pp. 225-250)** موضحة في الشكل الموالي:

الشكل 7: منهجية Toda-yamamoto لدراسة السببية



المصدر: تم إعداده بالاعتماد على (Toda. H, & Yamamoto. T, Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes, Journal of Econometrics, 66, 1995, 225-250)

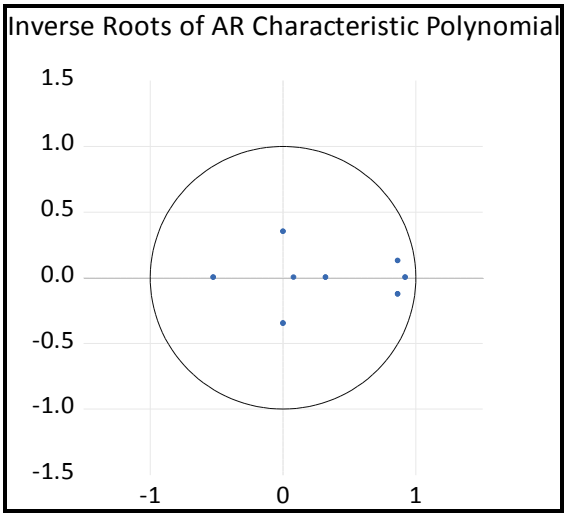
من الشروط الأساسية لتطبيق منهجية **Toda-Yamamoto Causality** أن لا تفوق درجة تكامل السلاسل الزمنية **dmax** فترات الإبطاء المثلى **k**($k \geq dmax$) **(Toda & Yamamoto, 1995, p. 242)** وللتوضيح أكثر نقوم باستعراض العلاقات الرياضية لدراسة العلاقة السببية بين لوغاريتم معدل الإختراق ولوغاريتم معدل البطالة كمثال وفق منهجية **Toda–Yamamoto**

يجب علينا تقدير نموذج **VAR(k+dmax)** على النحو التالي:

$$\begin{cases} LPEN_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i} LPEN_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+dmax} \alpha_{2j} LPEN_{t-j} + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i} LCH_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+dmax} \alpha_{2j} LCH_{t-j} + u_{1t} \\ LCH_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} LCH_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+dmax} \beta_{2j} LCH_{t-j} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} LPEN_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+dmax} \beta_{2j} LPEN_{t-j} + u_{2t} \end{cases}$$

إختبار إستقرارية نموذج **VAR** المقدر: قبل الشروع في إختبار السببية عن طريق منهجية **Toda–Yamamoto**، نختبر أولا إستقرارية نموذج **VAR(k+dmax)** الذي من خلاله نختبر السببية بين المتغيرات لكي لا تكون النتائج زائفة أو مضللة، والشكل التالي يوضح نتائج الإختبار

الشكل8: الدائرة الوحدوية لمقلوب الجذور



المصدر: تم إعداده بالإعتماد على برنامج (Eviews 12)

نلاحظ من الشكل 8 أن مقلوب الجذور الأحادية تقع كلها داخل الدائرة الوحدوية، وبالتالي فإن نموذج **VAR(k+dmax)** المقدر مستقر ويمكن بذلك تطبيق إختبار السببية.

كيفية اتخاذ القرار ونتائج الإختبار **Toda–Yamamoto**:

يعتمد الإختبار في إقرار السببية من عدمها على إحصائية **Wald** التي يتم توزيعها وفقا لـ χ^2 حيث يختبر الفرضيات الصفرية التالية:

$$\begin{cases} H_0: \alpha_{1i} = 0 \ (\chi^2_{c1} < \chi^2_t ; p - value \ \chi^2 > 5\%): LCH \ ne \ cause \ pas \ LPEN \\ H_0: \beta_{1i} = 0 \ (\chi^2_{c2} < \chi^2_t ; p - value \ \chi^2 > 5\%): LPEN \ ne \ cause \ pas \ LCH \end{cases}$$

أظهرت نتائج إختبار الفجوات الزمنية المبينة في الجدول رقم (03-05) أن أقل قيمة لمعياري **AIC** و **SC** تقابل التأخير الأول **k=1**، بعد تحديد درجة التأخير ودرجة التكامل بين المتغيرات **dmax=1** نقوم بتقدير نموذج

VAR(1+1) ومن ثم إختبار العلاقة السببية بين متغيرات الدراسة وهذا وفق منهجية **Toda–Yamamoto Causality** حيث كانت النتائج كما يلي:

الشكل 9: نتائج اختبار السببية وفق منهجية Toda–Yamamoto

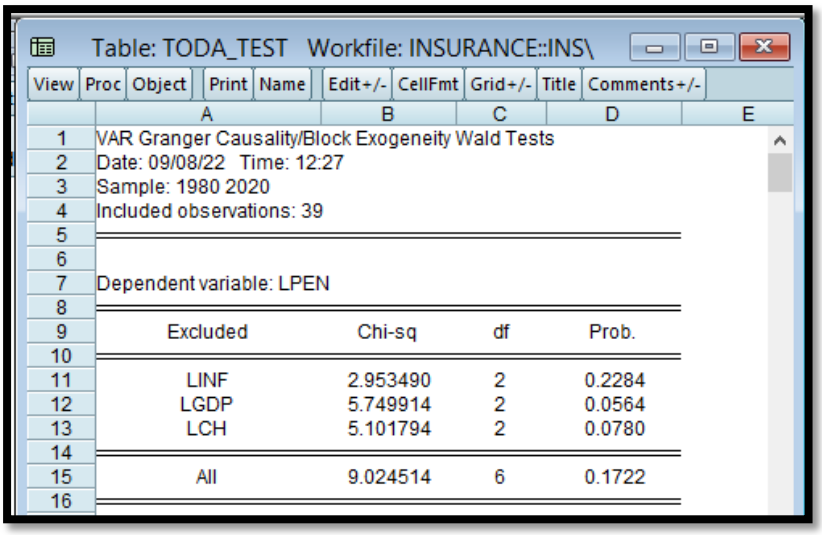


Table: TODA_TEST Workfile: INSURANCE::INS\

View | Proc | Object | Print | Name | Edit+/- | CellFmt | Grid+/- | Title | Comments+/-

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 09/08/22 Time: 12:27
Sample: 1980 2020
Included observations: 39

Dependent variable: LPEN

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LINF	2.953490	2	0.2284
LGDP	5.749914	2	0.0564
LCH	5.101794	2	0.0780
All	9.024514	6	0.1722

المصدر: تم إعداده بالإعتماد على برنامج (Eviews 12)

بما أننا في صدد دراسة متغير معدل إختراق التأمين كمتغير تابع، فإننا نكتفي باستعراض إختبار سببية باقي المتغيرات عليه والتي تعتبر متغيرات مستقلة أو مفَسِرة للمتغير التابع.

وتظهر نتائج الشكل 9 أن احتمالية **Chi-square** المحسوبة لكل من متغيرتي لوغاريتم الناتج المحلي ولوغاريتم البطالة أقل من 10% ($\chi_c^2(\boldsymbol{LGDP}) = \boldsymbol{5.7499, prob = 0.0564 < 10\%}$) ($\chi_c^2(\boldsymbol{LCH}) = \boldsymbol{5.1017, prob = 0.0780 < 10\%}$)، ومنه نقر بأنه هناك سببية طويلة الأجل لكل من لوغاريتم الناتج المحلي ولوغاريتم البطالة على لوغاريتم معدل الإختراق عند مستوى معنوية 10%، أما فيما يخص متغير لوغاريتم التضخم فإن **Chi-square** المحسوبة له لم تكن معنوية حتى عند 10% ($\chi_c^2(\boldsymbol{LINF}) = \boldsymbol{2.9534, prob = 0.2284 > 10\%}$) وبالتالي فإختبار **Toda–Yamamoto Causality** ينفي وجود علاقة سببية للوغاريتم التضخم على لوغاريتم معدل إختراق التأمين في الأجل الطويل، مثل هذه النتائج نجده في دراسة **(Krishna Chaitanya Vadlamannati, 2008) (Krishna, 2008, pp. 43-86)** التي أقرت نتائجها بوجود علاقة طويلة الأجل بإستعمال منهجية التكامل المشترك في حين لم تكن هناك علاقة تكامل بين معدل التضخم مع نمو قطاع التأمين في الهند.

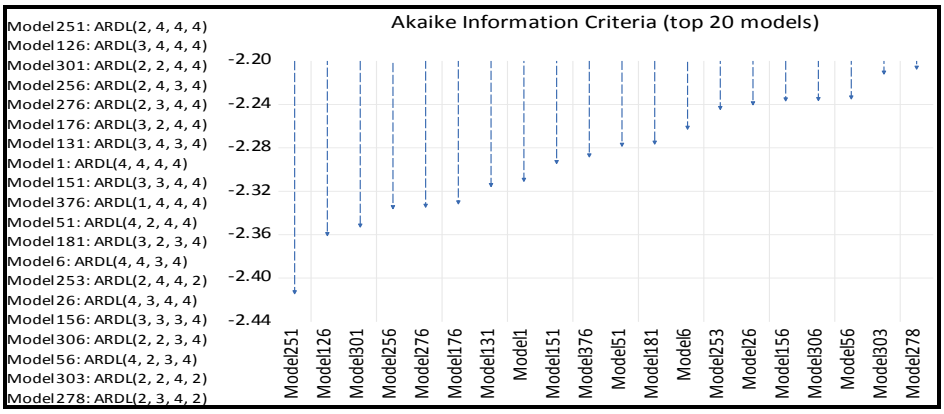
3.4 إختيار نموذج ARDL المناسب: أصبح التكامل المشترك متطلب أساسي لأي نموذج إقتصادي مبني على سلاسل زمنية غير مستقرة، فإذا كانت المتغيرات لاتتكامل وليس فيما بينها تكامل مشترك فاحتمال وقوع مشكلة الإنحدار الزائف كبيرة، قدم مفهوم التكامل المشترك لأول مرة من طرف جرانجر Granger سنة 1983، ثم من طرف جرانجر وانجل Granger & Engele سنة1987، حيث أُعتبر من أهم المفاهيم الجديدة في تحليل السلاسل الزمنية (Bourbonnais, 2018, p. 322).

ويعرف التكامل المشترك على أنه تصاحب بين سلسلتين زمنيتين أو أكثر، بحيث تؤدي التقلبات في إحداها إلى إلغاء التقلبات في السلسلة الأخرى بطريقة تجعل الفرق بين قيمتيهما ثابتة عبر الزمن، وهذا الربط يؤدي إلى تشكيل توليفة خطية متكاملة برتبة أقل أو تساوي أصغر رتبة للمتغيرات المدروسة (بن البار، 2017، صفحة

257). ولعل هذا يعني أن بيانات السلاسل الزمنية قد تكون غير مستقرة إذا ما أخذت كل سلسلة على حدة، ولكنها تكون مستقرة كمجموعة. ومثل هذه العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرات تعتبر مفيدة في التنبؤ بقيم المتغير التابع بدلالة مجموعة من المتغيرات المستقلة. ويسمح التكامل المشترك بتحديد جيد وواضح للعلاقة الحقيقية بين المتغيرات وهذا بالبحث عن وجود شعاع إدماج مشترك ثم إزالة أثره عند الإقتضاء **(Régis Bourbonnais, 2015, p. 297).**

أ- **تحديد عدد الفجوات:** بعد تحديد فترة الابطاء المثلى لجملة المتغيرات أو النموذج المدروس، سنقوم الآن بتحديد عدد الفجوات أو الإبطاءات المثلى لكل متغير، وذلك بأخذ أقل قيمة لمعيار **Akaike**، ونتائج الإختبار في الشكل الموالي:

الشكل 10: النموذج الملائم للتقدير حسب معيار AIC



المصدر: تم اعداده بالاعتماد على برنامج **(Eviews 12)**

من خلال الشكل 10 نلاحظ أن فترة الإبطاء المثلى بالنسبة لمعدل إختراق التأمين هي 2 و 4 تأخيرات لباقي المتغيرات (معدل التضخم واجمالي الناتج المحلي وكذا معدل البطالة ومنه يصبح لدينا نموذج **ARDL(2.4.4.4)** هو الأنسب ويمكن صياغته رياضياكالتالي:

$$\Delta PEN = C + \lambda PEN_{t-1} + \beta_1 INF_{t-1} + \beta_2 GDP_{t-1} + \beta_3 CH_{t-1} + \sum_{P=0}^{1} \alpha_P \Delta PEN_{t-P} + \sum_{P=0}^{3} \gamma_P \Delta INF_{t-P} + \sum_{P=0}^{3} n_P \Delta GDP_{t-P} + \sum_{P=0}^{3} k_P \Delta CH_{t-P} + \varepsilon_t$$

حيث:

λ: معامل تصحيح الخطأ؛ β_i: معاملات الأجل الطويل؛

$\alpha_i, \gamma_i, n_i, k_i$: معاملات الأجل القصير؛ ε_t: الخطأ العشوائي.

ب-**إختبار الحدود Bounds test**: يعد إختبار الحدود المقترح من طرف بيساران أهم الاختبارات وأحدثها للكشف على العلاقة التوازنية طويلة الأجل، بحيث نختبر إذا ما كان هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغير التابع محل الدراسة لدينا **LPEN** والمتغيرات المستقلة **(LINF,LGDP,LCH)**، إذ تقول الفرضية الصفرية لهذا الاختبار عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل، ويتم رفض هذه الفرضية عند مستوى معنوية معين إذا كانت إحصائية فيشر المحسوبة **F-stat** أكبر من الحد الاعلى للقيم المجدولة لـ **Pesaran** والإقرار بوجود علاقة توازنية طويلة الأجل، وتقبل الفرضية إذا كانت إحصائية فيشر المحسوبة **F-stat** أقل من الحد الأدنى للقيم المجدولة لـ **Pesaran**، أما إذا كانت الإحصائية **F-stat** تقع بين الحدين

الأدنى **I(0)** والاعلى **I(1)** عند مستوى معنوية معين فالاختبار غير محسوم عند هذا المستوى وهي منطقة شك، ونتائج هذا الاختبار موضحة في الجدول التالي:

الجدول 2: نتائج إختبار الحدود Bounds Test

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	9.232613	10%	2.72	3.77
k	3	5%	3.23	4.35
		2.5%	3.69	4.89
		1%	4.29	5.61

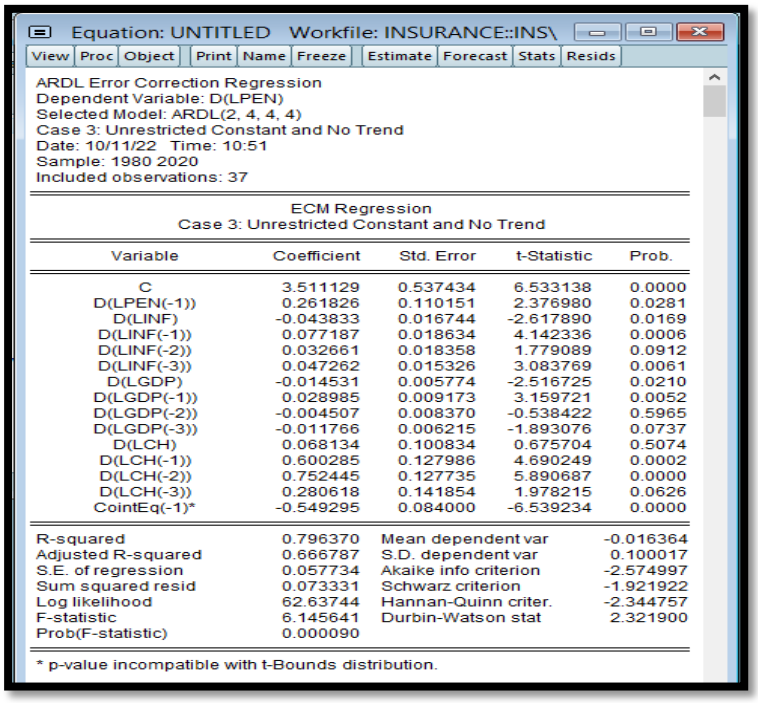
المصدر: تم إعداده بالإعتماد على برنامج **(Eviews 12)**

من خلال النتائج الموضحة في الجدول لاختبار الحدود وبمقارنة الإحصائية المحسوبة لفيشر **F-stat=7.395** فهي أكبر من قيمة الحد الاعلى لقيم **Pesaran** عند عدد متغيرات مستقلة **k=3** ومستوى معنوية 1% والمقدرة بـ 5.544، وبالتالي نرفض الفرضية المعدومة (H_0) عند مستوى معنوية 1% ونقر بوجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، أي أنه هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغير التابع **LPEN** والمتغيرات المستقلة **(LINF,LGDP,LCH)**.

4.4 تقدير نموذج العلاقة قصيرة وطويلة الأجل باستخدام نموذج ARDL

أ- تقدير العلاقة قصيرة الأجل بإستخدام نموذج (ARDL-ECM): سنقوم فيما يلي تقدير علاقة المتغير التابع في الأجل القصير باستخدام البواقي المبطأة كمتغيرات مستقلة بدلا من استخدام المتغيرات مبطئة من مستواها، كما يتم استخراج معامل تصحيح الخطأ. ونتائج التقدير موضحة في الشكل الموالي

الشكل 11: نتائج نموذج تصحيح الخطأ المستخرجة من نموذج ARDL المقدر



Equation: UNTITLED Workfile: INSURANCE::INS\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(LPEN)
Selected Model: ARDL(2, 4, 4, 4)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 10/11/22 Time: 10:51
Sample: 1980 2020
Included observations: 37

ECM Regression
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.511129	0.537434	6.533138	0.0000
D(LPEN(-1))	0.261826	0.110151	2.376980	0.0281
D(LINF)	-0.043833	0.016744	-2.617890	0.0169
D(LINF(-1))	0.077187	0.018634	4.142336	0.0006
D(LINF(-2))	0.032661	0.018358	1.779089	0.0912
D(LINF(-3))	0.047262	0.015326	3.083769	0.0061
D(LGDP)	-0.014531	0.005774	-2.516725	0.0210
D(LGDP(-1))	0.028985	0.009173	3.159721	0.0052
D(LGDP(-2))	-0.004507	0.008370	-0.538422	0.5965
D(LGDP(-3))	-0.011766	0.006215	-1.893076	0.0737
D(LCH)	0.068134	0.100834	0.675704	0.5074
D(LCH(-1))	0.600285	0.127986	4.690249	0.0002
D(LCH(-2))	0.752445	0.127735	5.890687	0.0000
D(LCH(-3))	0.280618	0.141854	1.978215	0.0626
CointEq(-1)*	-0.549295	0.084000	-6.539234	0.0000

R-squared	0.796370	Mean dependent var	-0.016364
Adjusted R-squared	0.666787	S.D. dependent var	0.100017
S.E. of regression	0.057734	Akaike info criterion	-2.574997
Sum squared resid	0.073331	Schwarz criterion	-1.921922
Log likelihood	62.63744	Hannan-Quinn criter.	-2.344757
F-statistic	6.145641	Durbin-Watson stat	2.321900
Prob(F-statistic)	0.000090		

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

المصدر: تم إعداده بالاعتماد على برنامج **(Eviews 12)**

من نتائج تقدير العلاقة قصيرة الأجل ونموذج تصحيح الخطأ نلاحظ مايلي:

- معامل تصحيح الخطأ λ سالب ومعنوي (Prob=0.0000<1%) ($\lambda = -0.549295$) وهذا من شروط نموذج ARDL مثل باقي نماذج تصحيح الخطأ الأخرى (ECM,VECM..)، وتؤكد هاته النتيجة وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج وبالتالي وجود علاقة طويلة الأجل بين معدل الإختراق بكل من إجمالي الناتج المحلي ومعدلي البطالة والتضخم، وتشير قيمة معامل تصحيح الخطأ $\lambda = -0.549295$ إلى ان 54.92 % من أخطاء السنة السابقة وابتعاد قيم معدل الإختراق عن قيمته التوازنية في الأجل الطويل تصحح في السنة الحالية، غير أن هذا التصحيح يمتد لمدة تقارب فترتين زمنيتين ($1/0.549 = 1.821$) أي سنة و 10 أشهر، وهذا يرجع لعدة اسباب نذكر منها:
  - ضعف مرونة قطاع التأمين للتغيرات في المحيط الإقتصادي نتيجة ضعف الثقافة التأمينية لدى الأشخاص؛
  - الاستخدام المحدود لتكنولوجيات الاعلام والاتصال لعكس التطورات الحاصلة في الإقتصاد على المؤمنين لهم بغية تجديد عقودهم التأمينية وفق المعطيات الاقتصادية المتجددة؛
  - تأخر تطبيق القوانين وتجسيد الإصلاحات نتيجة ضعف البنية التحتية لقطاع التأمين.
- معنوية النموذج الكلية هي مقبولة إحصائيا عند مستوى معنوية 1%، حيث بلغت قيمة إحصائية فيشر المحسوبة (F=6.145) بقيمة إحتمالية (Prob=0.000) **(أنظر الملحق رقم 1)**، ومنه نرفض الفرضية الصفرية ونقر بمعنوية معادلة الإنحدار وفق النموذج المقدر وتأكيد تأثير وأهمية المتغيرات المستقلة (إجمالي الناتج المحلي، معدل البطالة، معدل التضخم) في تفسير المتغير التابع (معدل إختراق التأمين).
- القدرة التفسيرية للنموذج هي الأخرى بلغت نسبة جيدة، فمن خلال معامل التحديد المصحح $Adj.R^2 = 0.6667$ نستنتج أن المتغيرات المستقلة لها نسبة مهمة في تفسير المتغير التابع، أي أن 66.67% من التغير في معدل الإختراق ناتج عن التغير في كل من إجمالي الناتج المحلي ومعدلي البطالة والتضخم، وتعود باقي النسبة 33.33% لمتغيرات أخرى لم تدرج في الدراسة وكذلك للتغيرات العشوائية.
- نلاحظ ان كل معلمات الأجل القصير معنوية عند مستوى معنوية 10% إلا متغيرتي (D(LGDP(-2)) و D(LCH)، كما إختلفت تأثيراتها بين الايجاب والسلب، إلا أن معاملات معدل البطالة كانت بقيم معتبرة على عكس قيم باقي معاملات إجمالي الناتج المحلي ومعدل التضخم.

ت- تقدير العلاقة طويلة الأجل: بما أن نتائج اختبار الحدود أكدت على وجود تكامل مشترك بين معدل الإختراق بكل من إجمالي الناتج المحلي ومعدلي البطالة والتضخم، فيمكننا حينئذ تقدير العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين معدل الإختراق بالمتغيرات المفسِرة في النموذج وكذَا دراسة معنوية المعلمات مع طبيعة العلاقة طردية أو عكسية بين المتغير التابع بالمتغيرات المستقلة، ونتائج العلاقة موضحة في الجدول الموالي:

الجدول 3: نتائج العلاقة طويلة الأجل لمعدل الإختراق بالمتغيرات المستقلة للنموذج

ARDL Long Run Form
Dependent Variable: D(LPEN)
Selected Model: ARDL(2, 4, 4, 4)
Case 3: Restricted Constant and No Trend
Date: 09/11/22 Time: 23:56
Sample: 1980 2020
Included observations: 37

Long Run Coefficient				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
LINF	-0.210768	0.049403	-4.266308	***0.0004
LGDP	-0.110685	0.010408	-10.63473	***0.0000
LCH	-0.758021	0.090266	-8.397611	***0.0000
C	6.392064	0.612900	10.42921	***0.0000

Notes: (*) Significant at the 10%; (**) Significant at the 5%; (***) Significant at the 1%

المصدر: تم إعداده بالإعتماد على برنامج **(Eviews 12)**

من نتائج تقدير العلاقة طويلة الأجل نلاحظ أن معدل اختراق التأمين يرتبط سلبا في الأجل الطويل بكل متغيرات النموذج وهي ذات معنوية إحصائية مقبولة عند مستوى معنوية 1%، كما أن معلمة الحد الثابت هي الأخرى معنوية حيث تمثل قيمة المتغير التابع عند انعدام المتغيرات المستقلة، وبلغت هاته القيمة **6.392** وهي قيمة لوغاريتم معدل الاختراق المستقلة عن متغيرات النموذج في حالة انعدامهم.

ج- تحليل النتائج

- **بالنسبة لمعدل البطالة:** نلاحظ من نتائج تقدير العلاقة طويلة الأجل العلاقة العكسية لمعدل إختراق التأمين بمعدل البطالة، إذ يتراجع معدل اختراق التأمين بمقدار 7.58% عند إرتفاع نسبة البطالة بـ 10% $(\boldsymbol{\beta_3 = -0.7580})$، حيث لا يستطيع الأشخاص عديمي الدخل شراء خدمات ومنتجات التأمين وبالتالي ينخفض الطلب على التأمين خاصة التأمين على الحياة كلما ارتفع معدل البطالة، كما يرجع هذا التأثير العكسي للعمالة على طلب تأمينات الحياة بشكل افتراضي من خلال دخل الأشخاص **(Lenten & Rulli, 2006, p. 48)**.

اما نتائج العلاقة قصيرة الأجل فقد أظهرت أن تأثيرات معدل البطالة كلها موجبة، وهذا ما يشير إلى العلاقة الطردية بين معدل الإختراق ومعدل البطالة في الأجل القصير، وجاءت قيم التأخيرات المعنوية **-)D(LCH{ D(LCH(-1))=0.60 ; D(LCH(-2))=0.75 ; D(LCH(-3))=0.28}**، أي أن 10% من معدل الاختراق للسنة الحالية كان نتيجة معدلات البطالة للسنوات الموافقة للتأخير، هذه العلاقة الإيجابية مخالفة للنظرية الاقتصادية فالأشخاص منخفضي الدخل لا يمكنهم اقتناء الخدمات التأمينية، إلا أن هذا التأثير الإيجابي يعود إلى

التوجه التأميني قصير المدى لتأمينات البطالة الموسمية، وكذا التغطية الاجتماعية، ويظهر هذا التوجه التأميني من خلال عوائد التأمين وربحية الشركات الممارسة لنشاط التأمين (الدوري، 2019، صفحة 45).

- **بالنسبة لإجمالي الناتج المحلي:** أظهرت نتائج العلاقة طويلة الأجل ان معدل اختراق التأمين يرتبط عكسيا باجمإلى الناتج المحلي، وبما ان التأمين يعتبر نسبة من الواردات الخدمية فإن هذه العلاقة توافق النظرية الإقتصادية (محمد العجلان و علي مصطفى، 2020، صفحة 262)، حيث يتراجع معدل إختراق التأمين بمقدار 1.106% عند ارتفاع نسبة الناتج الداخلي بـ 10% $(\boldsymbol{\beta_2 = -0.1106})$، غير أن هذه العلاقة العكسية لا تعطي حقيقة الارتباط بين المتغيرين إذ أن معدل الإختراق هو نسبة مساهمة مداخيل قطاع التأمين في الناتج الإجمالي، وبما أن الناتج المحلي الإجمالي يتحسن بمعدلات جيدة وبصفة مستمرة وترتفع بذلك حصة الفرد منه، فيعود سبب العلاقة العكسية لتخصيصات الافراد الضئيلة لخدمات التأمين.

اما بالنسبة لنتائج العلاقة قصيرة الأجل فقد أظهرت تباين تأثيرات إجمالي الناتج المحلي بين الإيجاب والسلب، كما أن معلمات إجمالي الناتج المحلي ضئيلة إذ لم تتجاوز 0.03 وهذا ما يعكس التأثير المحدود لنمو إجمالي الناتج المحلي على معدل اختراق التأمين.

- **بالنسبة لمعدل التضخم:** إن الإرتفاع غير المتوقع لمعدلات التضخم له نتائج سلبية على سوق التأمين وعلى طلب الافراد للمنتجات التأمينية بسبب إنخفاض القدرة الشرائية للأفراد وبالتالي إنخفاض القدرة على دفع قسط التأمين، وهذا ما يفسر النتائج العكسية المتحصل عنها، حيث أظهرت نتائج تقدير الأجل الطويل أن معدل إختراق التأمين يتراجع بقيمة 2.107% عند إرتفاع معدل التضخم بـ 10% $(\boldsymbol{\beta_1 = -0.2107})$، كما يظهر الأثر السلبي على طلب المنتجات التأمينية بسبب ارتفاع معدلات التضخم من خلال انخفاض قيمة المنافع المستقبلية من شراء المنتجات التأمينية (خاصة التأمين على الحياة) وبالتالي لم تعد منتجات التأمين تعطي نفس قيمة الفائدة بالنسبة للأفراد (يوسف علي، 2014، صفحة 69).

أما نتائج تقدير العلاقة قصيرة الأجل فأظهرت أن معلمات معدل التضخم كلها مقبولة إحصائيا عند مستوى معنوية 10%، في حين تؤثر قيم الفترات الزمنية (t-2)، (t-3)، (t-4) لمعدل التضخم بالإيجاب على معدل اختراق التأمين، نجد أن قيمة الفترة (t-1) لمعدل التضخم تؤثر عليه سلبا، هذه القيم الإيجابية للتضخم والتي تقابلها طرديا قيم موجبة أخرى في معدل إختراق التأمين ناتجة عن ارتفاع قيمة تكاليف الأقساط التأمينية دون التغير في قيمتها الحقيقية وبالتالي رفع قيمة مساهمة قطاع التأمين في الناتج المحلي وبالتالي ارتفاع قيمة معدل الإختراق، هذه العلاقة مخالفة للنظرية الاقتصادية فزيادة التكلفة لا تؤدي دوما إلى زيادة الطلب على السلعة. أما القيمة السالبة لمعامل التضخم في الفترة (t-1) فهذا يدل على أن ارتفاع معدل التضخم بـ 10% مع ثبات باقي المتغيرات سيؤثر عكسيا على معدل إختراق التأمين للسنة الحالية بنسبة 0.4%، أي أن ارتفاع القيم الإسمية فقط لخدمات التأمين (أسعار الأقساط التأمينية) نتيجة ارتفاع نسبة التضخم سيؤدي إلى إخفاض الطلب على هذه الخدمات وبالتالي إنخفاض عائدات التأمين وتبعا لذلك سينخفض معدل الاختراق التأميني.

5. خاتمة:

يعتبر قطاع التأمين أحد القطاعات الهامة في الإقتصاد وهذا من خلال توظيف مداخيل القطاع في بعث نشاط الدورة الإقتصادية للدولة، فضلا عن ما يوفره في بعث الضمان والأمن والطمأنينة للأفراد بالإضافة

إلى عمله على تحقيق إستقرار المشروعات وتوفير التغطية اللازمة للمؤسسات ضد المخاطر ضمن عقود محددة المدة وطبيعة الأخطار التي تغطيها، وقد أظهرت الدراسة القياسية تأثر المؤشر الممثل للقطاع (معدل اختراق التأمين) بكل المتغيرات الاقتصادية الكلية المختارة، كما أكدت الدراسة وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات الإقتصادية الكلية المختارة (إجمالي الناتج المحلي ومعدلي التضخم والبطالة) مع معدل إختراق التأمين. في حين أثبت إختبار السببية للأجل القصير **(Wald Test)** وجود علاقة سببية متجهة من المتغيرات الإقتصادية الكلية الى معدل إختراق التأمين، كما أكد إختبار **(Toda-yamamoto)** وجود علاقة سببية طويلة الأجل لكل من إجمالي الناتج المحلي ومعدلي البطالة والتضخم على معدل إختراق التأمين، وبعد تقدير العلاقة طويلة وقصيرة الأجل عن طريق منهجية **ARDL** توصلنا للنتائج التالية:

- ✓ وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج أي أن هناك علاقة طويلة الأجل بين معدل الإختراق بكل من إجمالي الناتج المحلي ومعدل البطالة ومعدل التضخم، وان 54.92 **%** من أخطاء السنة السابقة وتباعد قيم معدل الإختراق عن القيمة التوازنية في الأجل الطويل تصحح في السنة الحالية؛
- ✓ وجود علاقة قصيرة وطويلة الأجل لمعدل الإختراق بمعدل البطالة وبتأثيرات مختلفة طردية وعكسية؛
- ✓ أظهرت نتائج التقدير تباين تأثيرات إجمالي الناتج المحلي بين الايجاب والسلب في المديين الطويل والقصير، إذ يلعب التأمين دورًا مختلفًا بسبب الإختلافات التي قد توجد في الأهمية النسبية لقطاع التأمين على الحياة من ناحية، وقطاع التأمين على الأضرار من ناحية أخرى؛
- ✓ اما بالنسبة للتضخم فقد أظهرت نتائج تقدير العلاقة قصيرة وطويلة الأجل أن معلمات معدل التضخم كلها مقبولة إحصائيا، إذ يتأثر معدل إختراق التأمين طرديا بمعدل التضخم احيانا وعكسيا احيانا أخرى، هذه القيم الإيجابية ناتجة عن إرتفاع قيمة تكاليف الأقساط التأمينية دون التغير في قيمتها الحقيقية. أما القيمة السالبة لمعامل التضخم والتي تعبر عن إرتفاع القيم الاسمية فقط لخدمات التأمين (أسعار الأقساط التأمينية) نتيجة إرتفاع نسبة التضخم سيؤدي إلى إنخفاض الطلب على هذه الخدمات وبالتالي إنخفاض عائدات التأمين وتبعا لذلك سينخفض معدل الإختراق التأميني.

على ضوء النتائج المحصلة في الدراسة القياسية وبهدف إختبار فرضيات الدراسة استنتجنا ما يلي:

1- تأكيد الفرضية الأولى جزئيا وذلك بوجود علاقة سببية من اجمالي الناتج المحلي ومعدل البطالة نحو معدل الاختراق وهذا ما أثبته اختباري السببية للمديين الطويل والقصير؛

2- تأكيد الفرضية الثانية حيث تباينت تأثيرات المتغيرات الاقتصادية الكلية المختارة على معدل الاختراق في المديين القريب والطويل.

ومن خلال النتائج المحققة في الدراسة القياسية يمكن تقديم بعض الاقتراحات لتفعيل دور قطاع التأمين في التنمية الإقتصادية، من خلال ما يلي:

- ✓ انتهاج شركات التأمين سياسات تحد من تأثيرات المعدلات السلبية للسياسات النقدية المتبعة، وذلك بفصل قيم الخدمات التأمينية عن المستوى العام للأسعار وربطها بالقدرة الشرائية للمجتمع المستهدف من العمليات التأمينية المقدمة؛

✓ السعي لمحاربة البطالة وتنمية روح المقاولاتية لدى الافراد لخلق مؤسساتهم الخاصة من خلال تحفيزات التمويل والاعفاءات الضريبية، بالإضافة إلى التأمين عن الخسائر وتوفير التغطية الاجتماعية لمستخدمي هاته المؤسسات.

6. قائمة المراجع

أولاً: المراجع باللغة العربية

- حاج موسى منصوري، وعبد الغاني دادن. (2017). دراسة علاقة سوق المال البحريني بالنمو الاقتصادي للفترة 2003-2016 باستخدام مقاربة (Toda and Yammomto). مجلة الاجتهاد للدراسات القانونية والاقتصادية.
- دنا محمد العجلان، ومحمد نشوى علي مصطفى. (2020). أثر التأمين على النمو الاقتصادي في المملكة العربية السعودية خلال الفترة (1992-2017). مجلة البشائر الاقتصادية، صفحة 262.
- أمحمد بن البار. (2017). أثر السياسة النقدية والمالية على التضخم في الجزائر خلال الفترة (1986-2014) – دراسة قياسية -. اطروحة مقدمة لنيل شهادة دكتوراه علوم. المسيلة، جامعة المسيلة، الجزائر: كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير.
- حسين علاء الدوري. (2019). أثر متغيرات الاقتصاد الكلي على ربحية قطاع شركات التأمين الاردنية. رسالة مقدمة لاستكمال متطلبات الحصول على درجة الماجستير في التمويل والمصارف. جامعة آل البيت، الاردن.
- عبد الحميد يوسف علي. (2014). محددات الطلب التأميني في سورية ودوره في النمو الاقتصادي (1990-2012). رسالة معدة لنيل درجة الماجستير في الاقتصاد والتخطيط. سوريا: جامعة تشرين.
- قاسم جعفر. (13 04, 2022). النفط في 2020.. 21 بالمئة خسائر بسبب كورونا وحرب الاسعار. تم الاسترداد من وكالة الاناضول: https://www.aa.com.tr/ar/2095563/
- كمال بن دقفل. (01 04, 2013). مؤشرات التضخم في الجزائر - دراسة تحليلية. مجلة الحقوق والعلوم الانسانية- دراسات اقتصادية، الصفحات 346-361.

ثانياً: المراجع باللغة الأجنبية

- Akaike, H. (1974). A New Look at the Statistical Model Identification. IEEE Transactions on Automatic Control(06), pp. 716-723.
- Bourbonnais, R. (2018). Économétrie (10 ed.). Paris: Dunod.
- Engle, R., & Granger, C. (2019). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. Econometrica, 55(02), p. 252.
- Granger, J., & Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. Journal of Econometric(02), pp. 112- 120.
- Granger.C. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and rossspectral Methods. Econometrica, 37(03), pp. 424-438.
- Krishna, C. V. (2008). Do Insurance Sector Growth and Reforms Affect Economic Development? Empirical Evidence from India. The Journal of Applied Economic Research, 02(01), pp. 43-86.
- Lenten, L. j., & Rulli, d. n. (2006). A Time-Series Analysis of the Demand for Life Insurance Companies in Australia: an Unobserved Components. Approach, Australian Journal of Management, 31, p. 48.
- Régis Bourbonnais. (2015). Économétrie (9 ed.). Paris: Dunod.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the Dimension of a Model. Annals of Statistics(06), pp. 461-464.
- Toda, H., & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. Journal of Econometrics(66), pp. 225-250.

7. الملاحق

الملحق 1: بيانات متغيرات الدراسة خلال الفترة 1980-2020

Année	gdp(DA)	inf_con(%)	ch(%)	Total_Penetration_Rate
1980	162500001800	9,52	15,79	1,08
1981	191400001500	14,65	15,39	1,10
1982	207599992800	6,54	15,00	1,26
1983	233699999700	5,97	14,29	1,37
1984	267600003100	8,12	16,54	1,35
1985	291300016100	10,48	16,90	1,29
1986	299500011500	12,37	18,36	1,33
1987	323699998700	7,44	20,06	1,31
1988	349500014600	5,91	21,80	1,33
1989	423300005900	9,30	20,68	1,21
1990	555800002600	16,65	19,76	1,01
1991	844499976200	25,89	20,60	0,76
1992	1048200020000	31,67	24,38	0,70
1993	1165999996900	20,54	26,23	0,74
1994	1491500007400	29,05	27,74	0,65
1995	1990600032300	29,78	31,84	0,65
1996	2570000007200	18,68	28,58	0,59
1997	2780199911400	5,73	25,43	0,56
1998	2830500102100	4,95	26,80	0,57
1999	3238100000000	2,65	28,36	0,53
2000	4123200000000	0,34	29,77	0,47
2001	4227000000000	4,23	27,30	0,52
2002	4522600000000	1,42	25,90	0,64
2003	5252500000000	4,27	23,72	0,60
2004	6149100000000	3,96	17,65	0,58
2005	7562000000000	1,38	15,27	0,55
2006	8501900000000	2,31	12,27	0,55
2007	9353000000000	3,68	13,79	0,58
2008	11043500000000	4,86	11,33	0,61
2009	9968300000000	5,74	10,16	0,78
2010	11991400000000	3,91	9,96	0,68
2011	14588700000000	4,52	9,96	0,59
2012	16209900000000	8,89	10,97	0,61
2013	16647900000000	3,25	9,82	0,68
2014	17228500000000	2,92	10,21	0,73
2015	16712600000000	4,78	11,21	0,77
2016	17514500000000	6,40	10,20	0,74
2017	18575800000000	5,59	12,00	0,72
2018	20259100000000	4,27	11,88	0,68
2019	20501058000000	1,95	11,70	0,70
2020	18383800000000	2,42	12,83	0,75

المصدر: تم اعداده بالاعتماد على بيانات البنك الدولي والديوان الوطني للإحصائيات وتقارير مديرية التأمينات بوزارة المالية و Sigma Swiss Re