استخدام نموذج(ARDL) لقياس اثر مؤشرات السلامة المصرفية في مؤشر سوق العراق للأوراق المالية

Using the (ARDL) model to measure the impact of banking safety indicators on the Iraq Stock Exchange index

ا.م.د.عادل منصور فاضل
Adel Mansour Fadel

ياسمين سليم كاظم
Yasmine Salim Kazem
irznmoo@gmail.com

تاريخ تقديم البحث: 2022/03/23
تاريخ قبول البحث: 2022/05/09

المستخلص:

يهدف البحث إلى استخدام نموذج (ARDL) لتقييم ومعرفة قيم ودرجات مؤشرات السلامة المالية، وتأثيرها في المؤشر العام لسوق العراق للأوراق المالية. وشملت العينة (15) مصرف اهلي عراقي. حيث ان أعلى نسبة تأثير في التغيرات التي تحصل في مؤشر السوق هو عنصر الادارة(M)، ، ثم يليها تأثير حساسية السوق (S)، فيما كانت العناصر الاخرى للسلامة المالية التأثير السلبي، حيث كان التأثير السلبي على التوالي لعناصر السلامة المالية (الموجودات A، كفاية راس المالC، الارباحE، السيولةL)، وبارتفاعها تنخفض نقاط المؤشر. لذلك نوصي الاهتمام والمراجعة بمؤشر السلامة المالية ككفاءة الادارة لأنها من المؤشرات المهمة التي ترتكز لذلك باقي المؤشرات

الكلمات المفتاحية: مؤشرات السلامة المصرفية, سوق للأوراق المالية

Abstract:

The aim of the research is to evaluate and know the values and degrees of financial safety indicators, and their impact on the general index of the Iraqi Stock Exchange. The sample included (15) Iraqi banks. Using the ARDL model, the highest percentage of impact on the changes that occur in the market index is the management component (M), followed by the effect of market sensitivity, while The other elements of financial safety were the negative impact, as the negative impact was, respectively, of the elements of financial safety (assets A, capital adequacy C, profits E, liquidity L), with its increase, the index points decrease. We recommend paying attention and reviewing the financial safety index as the efficiency of management because it is one of the important indicators on which the rest of the indicators are based**.**

Key words: Indicators of banking safety, stock market

مقدمة

ان عمليات التأثير لعناصر السلامة المالية تستوجب القياس، ليتسنى اولا الحفاظ على اداء المصارف، وثانيا الحفاظ على المتغيرات المالية التي تتأثر بتلك العناصر، وبهذا فان صانعي القرار المالي يمكنهم الوقوف على النسب المؤثرة لكل عنصر. لهذا أصبح التحليل الكمي في النظام المصرفي العراقي مطلوبا، حتى يصل الاقتصاد العراقي إلى حافة بداية التطور، خاصة بعد عام 2003 الذي ميز البلاد لاقتصاد السوق والانفتاح على العالم. وبعد ان اخذت المصارف بالحوكمة المصرفية والرقابة الأشرافية المقرة من قبل البنك المركزي، لتحقيق السلامة المالية. الا انه يبقى الامر المهم للمصارف العراقية وهو تكاملها النسبي وليس المطلق في سوق الاوراق المالية.

سنحاول من خلال هذا البحث تطبيق نموذج يناسب مشاكل المتغيرات المالية، كأسلوب قياسي في ظل التقلبات الاقتصادية والمالية التي شهدها العراق ما بعد 2003.

مشكلة البحث:

تواجه المصارف الاهلية منافسة في أدائها بعد عام 2004، تبعاً للمرحلة الانتقالية والإصلاحات لمؤسسات المالية والمصرفية. وهي تتمتع بسلامة مالية جيدة. وفي نفس الوقت فان مؤشر سوق العراق للأوراق المالية يتسم بانخفاض مؤشره من فترة لأخرى، ومن المؤكد أن هذا يودي إلى عزوف وابعاد المستثمرين سواء المحليين او الاجانب، كما يودي الى انخفاض مؤشر السوق.

أهمية البحث:

إن هذه الدراسة محاولة لقياس مؤشرات السلامة المالية وأثرها في المؤشر العام لسوق العراق للأوراق المالية. أذ من الممكن أن يستفيد منها السوق في معرفة العوامل التي توثر في المؤشر، لغرض تلافيها، أو حث المصارف لمعالجتها.

اهداف البحث:

1-معرفة حجم وقيم ودرجات مؤشرات السلامة المالية للمصارف(CAMELS) في (15) مصرف أهلي عراقي، وتأثيرها في المؤشر العام لسوق العراق للأوراق المالية.

2-استخدام نموذج ARDL لقياس السلامة المالية للمصارف العراقية الاهلية.

فرضيات البحث:

توثر مؤشرات السلامة المالية (CAMELS) في المؤشر العام لسوق العراق للأوراق المالية،

ويؤثر مؤشر الإدارة (M) على نقاط مؤشر سوق العراق للأوراق المالية.

ويؤثر مؤشر حساسية السوق (S)، على نقاط مؤشر سوق العراق للأوراق المالية.

ويؤثر مؤشر الموجودات (A)، على نقاط مؤشر سوق العراق للأوراق المالية.

ويؤثر مؤشر كفاية راس المال (C)، على نقاط مؤشر سوق العراق للأوراق المالية.

ويؤثر مؤشر السيولة (L)، على نقاط مؤشر سوق العراق للأوراق المالية.

المبحث الاول / الإطار النظري للأدوات القياسية وتوصيف المتغيرات

المحور الاول-اختبار السكون للسلسلة الزمنية والنموذج القياسي للتكامل المشترك

كان الباحثان جرانجر ونيوبولد (1974) هما الباحثان اللذان أعطيا فكرة أن السلسلة الزمنية لبيانات الاقتصاد والمالية كقاعدة تحتوي على اتجاهات عشوائية وغير ساكنة، وتتميز هذه البيانات بجذر الوحدة، كما يقترحان استخدام هذه المتغيرات في النماذج الاقتصادية القياسية قد يؤدي إلى انحدارات زائفة. لذا فإن اختبار السكون مهم للغاية، وتعرف السلاسل الزمنية بأنها مجموعة من البيانات المرتبطة فيما بينها والمسجلة لظاهرة ما خلال مدة زمنية معينة غالباً ما تكون متساوية ومتتالية لبعض الظواهر الاقتصادية والاجتماعية **(الطائي والشرابي , 2010 : 93)**, إذ أن أغلب السلاسل الزمنية تعاني من عدم الاستقرار أي تحتوي على جذر الوحدة الذي يتمثل بأن متوسط وتباين المتغير غير مستقلين عن الزمن لذلك فاستقرار السلاسل الزمنية يتمثل بعدم تغير مستوياتها مع تغير الزمن, فاختبارات السكون غالبا ما تكون الخطوة الاولى في وضع نماذج التكامل المشترك **(سليمان، 2013: 463)**

ومن الادوات المستخدمة لهذا الغرض منها: -

1- **دالة الارتباط الجزئيPartial Auto- Correlation Function (PACF)**

Partial Auto- Correlation(PAC)

عندما يتم قياس متغير واحد بشكل متكرر بمرور الوقت، يشار إليه على أنه سلسلة زمنية. قد ترتبط قيم السلسلة الزمنية بالقيم السابقة في نفس السلسلة بعدة طرق مختلفة. مثل هذا الارتباط والذي يُطلق عليه غالبًا الارتباط التلقائي، يمثل الديناميكيات الزمنية

لسلسلة زمنية. غالبًا ما يستخدم الباحثون فئة من النماذج الإحصائية تسمى نماذج المتوسط المتحرك المتكامل الذاتي لتحليل الديناميكيات الزمنية لسلسلة زمنية فردية. كخطوة أولى، وعليه يجب استكشاف ACF وPACF للسلسلة.

ACF هي وظيفة ارتباط تلقائي (كاملة) تعطينا قيم الارتباط التلقائي، لأي سلسلة بقيمها المتأخرة. اما PACF هي دالة ارتباط جزئية في تحليل السلاسل الزمنية، تعطي دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) الارتباط الجزئي لسلسلة زمنية ثابتة مع قيمها المتأخرة، وتراجع قيم السلاسل الزمنية في جميع فترات التأخر الأقل. ويتناقض PACF مع وظيفة ACF، هي انACF لا تتحكم في حالات التأخر.(ابعوه، 28:2018)

2- اختبار فيلبس بيرون P.P phillips perron

يوضح اختبار جذر الوحدة ما إذا كانت السلاسل الزمنية غير ثابتة وتتكون من جذر الوحدة في تحليل السلاسل الزمنية. وإن وجود جذر الوحدة في السلاسل الزمنية يحدد الفرضية الصفرية، والفرضية البديلة تحدد السلاسل الزمنية على أنها ثابتة. (حسام، 2020: 10)

رياضيا يمكن تمثيل اختبار جذر الوحدة على أنه

$$y_t = D_t + z_t + \varepsilon_t$$

حيث ان:

yt= تحليل اختبار جذر الوحد

Dt = المكون الحتمي.

zt = المكون العشوائي.

εt = عملية الخطأ الثابتة.

يتمثل المفهوم الأساسي لاختبار جذر الوحدة في تحديد ما إذا كان zt (المكون العشوائي) يتكون من جذر وحدة أم لا.

اختبار Phillips perron، هو اختبار جذر الوحدة، أي يتم استخدامه في تحليل السلاسل الزمنية لاختبار الفرضية الصفرية التي مفادها أن السلاسل الزمنية متكاملة من الترتيب 1. وأن المتغير له جذر وحدة. الفرضية الصفرية هي أن المتغير يحتوي على جذر وحدة، والبديل هو أن المتغير تم إنشاؤه بواسطة عملية ثابتة.

3- نموذج (Autoregressive distributed lag)نموذج (ARDL)

عند وجود متجه واحد متكامل لا يمكن تطبيق إجراء التكامل المشترك (Johansen and Juselius 1990). لهذا أصبح من الضروري استكشاف نموذج يعالج السلاسل الزمنية غير الساكنة او المستقرة، وبهذا بدا 1995(Pesaran and Shin) باقتراح نهج (ARDL)(Autoregressive Distributed Lag) للاندماج المشترك أو لإجراء علاقة طويلة الأمد، وبغض النظر عما إذا كانت المتغيرات الأساسية هي (0) I ، I (1) أو كليهما. في مثل هذه الحالة، فإن تطبيق نهج ARDL على التكامل المشترك سيعطي تقديرات واقعية وفعالة. على عكس إجراء (Johansen and Juselius 1990) للاندماج المشترك (فيحان، 2019: 445). يساعد نهج الانحدار التلقائي (ARDL) للاندماج المشترك في تحديد متجه التكامل المشترك. أي أن كل من المتغيرات الأساسية تكون كمعادلة علاقة طويلة المدى. إذا تم تحديد متجه واحد متكامل (أي المعادلة الأساسية)، فسيتم إعادة قياس نموذج ARDL لمتجه التكامل المشترك في (Correction Model Error) (ECM). تعطي النتيجة المعاد قياسها ديناميكيات المدى القصير (أي ARDL التقليدية) والعلاقة طويلة المدى لمتغيرات نموذج واحد. يمكن إعادة تحديد المعاملات لأن ARDL هي معادلة نموذج واحد ديناميكي ومن نفس الشكل مع تصحيح الخطأ المقيد ECM. يعني نموذج التأخر الموزع ببساطة تضمين تأخر غير مقيد لعناصر الانحدار في دالة الانحدار. يساعدنا إجراء اختبار التكامل المشترك هذا على وجه التحديد في معرفة ما إذا كانت المتغيرات الأساسية في النموذج مدمجة أم لا.

ويتم اختبار فرضية العدم من خلال النظر في نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Correction Model Unrestricted Error (UECM)،(الجنابي والجابري، 2020: 6) ومن خلال فرضيتين:

الاولى: كما في المعادلة (Ho) وتسمى فرضية العدم

$$Ho: \propto_1=\propto_2 = \propto_{k+1} = 0$$

الثانية: كما في المعادلة (H1) وتسمى الفرضية البديلة

$$H1: \propto_1 \neq \propto_2 \neq \propto_{k+1} \neq 0$$

ويتمثل اختبار المعنوية المشتركة لمعاملات المتغيرات المبطاة لفترة واحدة بواسطة اختبار (F) والتي لها توزيع غير معياري وتحسب (F) بالصيغة الاتية:-

$$F = \frac{(\mathrm{SSeR} - \mathrm{SSeu})/\mathrm{M}}{\mathrm{SSeu}\ /(\mathrm{N} - \mathrm{K})}$$

حيث ان:

SseR: مجموعة البواقي للنموذج المقيد) فرضية العدم)

Sseu: مجموعة مربعات البواقي للنموذج غير المقيد (الفرضية البديلة)

M: عدد معلمات النموذج المقيد

K: عدد معلمات نموذج غير المقيد

N: عدد المشاهدات (حجم العينة)

المحور الثاني-توصيف النماذج المستخدمة في الدراسة

في هذا المبحث سنبحث في الاختبارات القياسية الملائمة لاستخراج أفضل النتائج، ونبدأ باختبار الاستقرارية، فاذا كانت البيانات مستقرة تستخدم العلاقات السببية لكرانجر والتكامل المشترك لجوهانسون، وإذا كانت البيانات غير مستقرة عند المستوى الاصلي نطبق اختبار الانحدار الذاتي لفترات الابطاء الموزعة (Autoregressive distributed lag) (ARDL)، وهو ملائم للمرونات في الاجل القصير والطويل.

ووفقا لمبادئ الاقتصاد القياسي فانه يتطلب ما يأتي:

اولا-توصيف المتغيرات للنماذج واشارتها المتوقعة، اي تحديد متغيرات النموذج كما في الجدول (1)

ووفقا لمبادئ الاقتصاد القياسي فان عناصر السلامة المالية متغيرات مستقلة، اما المتغير التابع، فهو مؤشر سوق العراق للأوراق المالية(IN). كما في الجدول (1)

جدول (1) توصيف رموز المتغيرات المستخدمة

المتغيرات المستقلة	الرمز	المتغير التابع	الرمز
كفاية راس المال	C	مؤشر سوق العراق للأوراق المالية	IN
جودة الموجودات	A		
كفاءة الادارة	M		
الارباح	E		
السيولة	L		
حساسية السوق	S		

ومن اجل قياس تأثير المتغيرات المستقلة في المتغير التابع للمدة 2005–2019، فان الدالة تأخذ الشكل اللوغاريتمي المزدوج المتعدد الاتي:

$$Lnyi = \propto_0 + Ln\propto 1\ X1 + Ln\propto 2\ X2 + Ln\propto 3\ X3 + Ln\propto 4\ X4 + Ln\propto 4\ X5 + Ln\propto 6\ X6 + Et$$

حيث ان:

Lny$i$= مؤشر السوق

$LnX1$ = راس المال

$LnX2$ = الموجودات

$LnX3$ = الادارة

$LnX4$ = الارباح

$LnX5$ = السيولة

$LnX6$ = الحساسية Et= المتغير العشوائي

ويوضح جدول (2) بيانات الدراسة

جدول (2) متوسط مؤشرات كاملز ومؤشر السوق للمدة 2005-2019

السنوات	IN مؤشر سوق العراق	camels مؤشرات					
		C راس المال	A موجودات	M الادارة	E الربحية	L السيولة	S حساسية السوق
2005	4.1688	296.0018	397.486	151.7515	2.412316	101.0415	98.75658
2006	3.2300	355.8464	365.7615	256.4767	2.713866	87.56207	73.8631
2007	3.5436	416.5256	346.8759	594.501	2.100917	89.43159	63.8839
2008	4.0666	125.9484	406.0356	508.6551	3.176497	93.33092	87.72094
2009	4.6137	79.82132	385.111	111.9861	2.317246	87.2848	113.8678
2010	4.6149	54.4336	385.0114	552.5503	4.355697	96.40111	63.78796
2011	4.9129	63.13221	313.4738	294.3865	4.162794	111.1834	36.7115
2012	4.8286	453.4588	348.4823	89.38665	6.000556	83.94686	33.07949
2013	4.7287	47.87434	282.7653	154.5789	6.528494	112.7081	32.90535
2014	6.9060	11106.84	266.9118	100.7658	2.124865	95.8838	31.11339
2015	6.5938	12331.67	235.7283	286.1524	1.069059	92.24517	21.30203
2016	6.4762	88.16104	205.454	226.4562	67.19736	6629.135	15.74231
2017	6.3640	83.76558	321.1879	146607.2	0.362953	6485.93	34.57279
2018	6.2346	94.5316	240.9156	437.6035	4.122794	97.83996	54.80401
2019	6.2020	215.9919	150.2787	749.2508	10.33058	361.5562	35.87757

المصدر: من عمل الباحثة بالاعتماد بيانات الحسابات الختامية للمصارف للمدة 2005–2019

ان البيانات المتوفرة في الجدول (3) تعود للمصارف المدرجة في سوق العراق للأوراق المالية وكما يلي:

ت	اسم المصرف التقليدي	راس المال (مليار دينار)	سنة التأسيس	عدد الفروع
1.	الاتحاد العراقي	252	2004	2
2.	الاقتصاد	250	1999	19
3.	الاستثمار العراقي	250	1993	18
4.	الاهلي العراقي	250	1995	5
5.	التجاري العراقي	275	2004	10
6.	الخليج التجاري	300	2000	32
7.	الشمال	300	2006	-
8.	المتحد	250	2009	26
9.	الموصل للاستثمار	252.5	2001	13
10.	الائتمان	250	1998	7
11.	مصرف بابل	250	1999	10
12.	مصرف بغداد	250	1992	31
13.	دار السلام	250	1998	15
14.	سومر	40	1999	9
15.	الشرق الاوسط	55	2005	15

المصدر: البنك المركزي العراقي https://cbi.iq/page/113

المبحث الثاني- قياس أثر السلامة المالية للمصارف العراقية في مؤشر سوق العراق للأوراق المالية

المحور الاول انواع اختبارات السكون

اولا-اختبار السكون

يبين الجدول (4) اختبار فيلبس بيرون ونتائج اختبار السكون لجذر الوحدة حسب اختبار فيلبس بيرون (Phillips-Perron (PP), لاختبار فرضية العدم ($H_0: \beta = 0$) التي تنص بأن السلسلة الزمنية لمتغير ما غير ساكن او غير مستقر (أي يوجد فيها جذر وحدة) مقابل الفرضية البديلة ($H_1: \beta \neq 0$) التي تمثل بأن السلسلة الزمنية ساكن , وأظهرت النتائج أن المتغيرات اغلبها غير ساكن عند المستوى الاصلي مع وجود الحد الثابت والاتجاه الزمني وبدونهما عند المستويات كافة، فمثلا متغير الارباح(E)، وكفاءة الادارة (M) بلغت (0.0079 - 0.0160) على التوالي عند مستوى احتمالية P اقل من 5%، وتعني انها ساكنة، كما ان قيمة (t) للمتغيرين (E و M)المحتسبة أقل من قيمة **(t)** الجدولية لأغلب المتغيرات وعند مستويات المعنوية (1% و5%)، وهذا يعني قبول فرضية العدم **($H_0: B = 0$)** التي تنص على عدم وجود جذر الوحدة وعدم سكون السلاسل الزمنية, اما المتغيرات الاخرى فقد كانت غير ساكنة عند المستوى الاول مثل متغير كفاية راس المال والسيولة (C01 و L)، لان قيمة t المحتسبة اقل من القيم المعيارية، والقيمة الاحتمالية اكبر من 5%، ولكن هذه المتغيرات أصبحت ساكنة عند الفرق الأول مع وجود الحد الثابت , وحد ثابت واتجاه زمني وبدونهما . عند المستويات (1% و 5% و10%) , فمثلا متغير كفاية راس المال ظهرت قيمة t (3.06) وهي اكبر من القيم الحرجة عند مستوى الثبات ومستوى المعنوية (5% و10%)، وان قيمة P اقل من 5% لانها بلغت (0.4)، وبهذا نستطيع رفض فرضية العدم, والقبول بالفرضية البديلة **($H_1: B \neq 0$)** ,التي تنص على أن السلاسل لهذه المتغيرات الزمنية مستقرة وليس لها جذر وحدة , أي إنها متكاملة من الرتبة **I(0)** و **I(1)**.

جدول (4) نتائج اختبار جذر الوحدة حسب اختبار (PP) عند المستوى الأصلي والفرق الأول

With Constant	**Variables**	**IN**	**C01**	**A**	**M**	**E**	**L**	**S**
	t-Statistic	-1.581190	-2.258938	-0,26457	-3.741788	-4.14089	-2.090961	-1.784968
	Prob.	0.4654	0.1966	0.9080	0.0160	0.0079	0.2502	0.3716
	Result	NO	NO	NO	5%	1%	NO	NO
With Constant & Trend	t-Statistic	-2.482277	-3.149088	-2.9459	-6.434927	-8.445410	-1.973082	-1.866926
	Prob.	0.3298	0.1442	0.1642	0.0008	0.0001	0.5650	0.6180
	Result	NO	NO	NO	1%	1%	NO	NO
Without Constant & Trend	t-Statistic	-0.666980	-2.072277	0.1793	-3.589004	-3.362019	-1.996451	-2.131010
	Prob.	0.4099	0.0406	0.20381	0.0016	0.0026	0.0473	0.0361
	Result	**NO**	5%	NO	5%	5%	NO	NO
At First difference								
	Variables	**IN**	**C01**	**A**	**M**	**E**	**L**	**S**
With Constant	t-Statistic	-4.607913	3.061496	-2.80416	-12.29306	-13.68506	-4.815784	-3.985073
	Prob.	0.0040	0.0427	0.0381	0.0000	0.0000	0.0028	0.0113
	Result	%1	%5	%10	1%	1%	1%	1%
With Constant & Trend	t-Statistic	-4.408991	-3.736887	-8.1107	-11.65173	-13.21817	-4.572394	-3.248438
	Prob.	0.0206	0.0477	0.0001	0.0000	0.0001	0.0161	0.1186
	Result	1%	%5	1%	1%	1%	5%	%10
Without Constant & Trend	t-Statistic	-2.666980	-3.820262	-4.16401	-12.98565	-13.56945	-5.151117	-3.464619
	Prob.	0.4099	0.0012	0.0005	0.0001	0.0001	0.0001	0.0022
	Result	%10	%1	%1	%1	%1	%1	%1

At Level				**At First difference**			
significanc level	**With Constant**	**With Constant & Trend**	**Without Constant & Trend**	**With Constant**	**With Constant & Trend**	**Without Constant & Trend**	
1%	-4.004425	-4.800080	-2.740613	-4.057910	-4.8864	-2.754993	
5%	-3.098896	-3.791172	-1.968430	-3.119910	-3.828975	-1.970978	
10%	-2.690439	-3.342253	-1.604392	-2.701103	-3.362984	-1.603693	

المصدر : من إعداد الباحثة اعتماداً على مخرجات البرنامج الإحصائي (Eviews9).

المحور الثاني: التقدير وادوات الاختبار القياسية

اولا-التقدير

لغرض تقدير نموذج البحث تم تقدير صيغتين من أجل المقارنة بينها، واختيار أفضلها، وتتمثل تلك الصيغ بالصيغة الخطية واللوغاريتمية المزدوجة، وأن الصيغة اللوغاريتمية المزدوجة لتقدير العلاقة بين متغير التابع والمستقل هي الأفضل، لأنها تعطي مؤشرات إحصائية أفضل من غيرها من الصيغ، إذ إنها تمتلك أقل معايير فترات الإبطاء (AIC, H.Q, SC)

ويبين جدول (5) تحديد طول الابطاء بالاعتماد على ثلاثة معايير هي Akaike info criterion (AIC) و Schwarz criterion(SC) و Hannan–Quinn (H–Q)، وللنموذج اللوغاريتمي. وان أفضل قيمة هي اقلها نتيجة(93.77413) وتتمثل بقيمة (AIC) بطول فترة ابطاء(1) والتي ستعتمد في الاختبارات.

جدول (5) نتائج التقدير لاختيار فترة الابطاء المثلى

الإبطاء lag	H-Q	SC	AIC
0	98.83239	100.1034	99.81854
1	93.88198*	95.80838*	93.77413*

المصدر: من إعداد الباحثة اعتماداً على **مخرجات البرنامج الإحصائي (Eviews9).**

1- التقدير الاولي لنموذج (ARDL) لمؤشر سوق العراق للأوراق المالية

يبين الجدول (6) نتائج التقدير الاولي لنموذج **(ARDL)** الذي يوضح العلاقة بين المتغير التابع مؤشر سوق العراق للأوراق المالية(IN)، والمتغيرات المستقلة (التوضيحية)، والمتمثلة بعناصر(Camels)، وهي (كفاية راس المال(C01) (جودة الموجودات A)(كفاءة الادارة M), (الارباح E)، (السيولة L)، (حساسية السوق S)، حيث يلاحظ من الجداول (4-5) أن معامل التحديد ($\mathbf{R^2}$) بلغَ (0.99) مما يعطي قوة تفسيرية, أي أن المتغيرات المستقلة تفسر ما نسبته (99%) من التغيرات التي تحصل في المتغير التابع, في حين أن النسبة الباقية والبالغة (1%) , تمثل تأثير متغيرات أخرى لم تدخل ضمن النموذج , , أما معامل التحديد المصحح ($\mathbf{\bar{R}^2}$) فقد بلغ (0.99), كما أن رتبة النموذج الذي تم اختياره وفق منهجية **(ARDL)** هو (1, 1, 1, 1، 1،1،1) وفق معايير فترة الإبطاء المثلى **(HQ , BIC , A I C)** إذ تم اختيار فترة الإبطاء حسب معيار **(A I C)** وهي التي تمثل أقل قيمة لهذا المعيار.

جدول (6) نتائج التقدير الأولي لنموذج مؤشر سوق العراق (ARDL)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
IN(-1)	0.974264	0.245387	3.970312	0.1571
C01	0.066985	0.013881	4.825584	0.1301
C01(-1)	-0.089866	0.013953	-6.440630	0.0981
A	0.787156	0.662484	1.188188	0.4454
A(-1)	-0.992455	0.897838	-1.105383	0.4682
M	0.045077	0.026921	1.674397	0.3427
M(-1)	0.089426	0.025422	3.517607	0.1763
E	-21.61243	23.77792	-0.908929	0.5303
E(-1)	60.31053	36.96959	1.631355	0.3501
L	0.395733	0.231613	1.708593	0.3371
L(-1)	-2.015275	0.573558	-3.513636	0.1765
S	0.022942	0.671664	0.034157	0.9783
S(-1)	1.240293	1.280248	0.968791	0.5101
R-squared	0.999698	Mean dependent var		332.6393
Adjusted R-squared	0.996072	S.D. dependent var		318.2258
S.E. of regression	19.94516	Akaike info criterion		8.041935
Sum squared resid	397.8093	Schwarz criterion		8.635346
Log likelihood	-43.29355	Hannan-Quinn criter.		7.987004

المصدر : من إعداد الباحثة اعتماداً على مخرجات البرنامج الإحصائي (Eviews9).

2-نتائج اختبار الحدود للتكامل المشترك (Bounds Test)

لاختبار العلاقة التوازنية طويلة الأجل (وجود تكامل مشترك) بين المتغير التابع والمتمثل بمؤشر سوق العراق، وبين المتغيرات التفسيرية (عناصر السلامة المالية لكاملز)، التي تم استخدامها في النموذج التقدير الاولي، تم حساب إحصاءة **(F)** من خلال اختبار الحدود والجدول (7) يوضح نتائج اختبار التكامل المشترك وفقاً لاختبار الحدود.

جدول (7) نتائج اختبار التكامل المشترك لأنموذج مؤشر السوق (ARDL) وفق اختبار الحدود

Test Statistic	Value	K
F-statistic	85.97901	5
Critical Value Bounds		
Significance	Lower Bound	Upper Bound
10%	1.75	2.87
5%	2.04	3.24
2.5%	2.32	3.59
1%	2.66	4.05

المصدر: إعداد الباحثة اعتماداً على مخرجات البرنامج الإحصائي (Eviews9).

يستدل من الجدول (7) أن قيمة إحصاءة **(F)** المحتسبة **(F–statistic)** بلغت (85.97) وهي أكبر من القيمة الجدولية الحرجة للحد الأعلى والحد الأدنى عند مستوى معنوية (1%)، مما يعني رفض فرضية العدم **(H_0)** التي تنص على عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات ، وتقبل الفرضية البديلة **(H_1)** التي تنص على وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات في الأنموذج المستخدم، مما يعني وجود علاقة توازنية طويلة الأجل تتجه من جملة المتغيرات التفسيرية نحو المتغير التابع (مؤشر سوق العراق), الأمر الذي يستلزم تقدير الاستجابة للآجلين القصير والطويل ومعلمة تصحيح الخطأ.

3- تقدير معلمات الأجلين القصير والطويل

جدول (8) نتائج تقدير معلمات الأجلين القصير والطويل ومعلمة تصحيح الخطأ (ECM) لنموذج (ARDL) لنموذج مؤشر السوق

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(C01)	0.066985	0.013881	4.825584	0.1301
D(A)	0.787156	0.662484	1.188188	0.4454
D(M)	0.045077	0.026921	1.674397	0.3427
D(E)	-21.612433	23.777918	-0.908929	0.5303
D(L)	0.395733	0.231613	1.708593	0.3371
D(S)	0.022942	0.671664	0.034157	0.9783
CointEq(-1)	-0.025736	0.245387	-0.104880	0.9335
Cointeq = IN - (57.5821*A -2.0669*M -3807.9899*E + 40.5913*L -183.5217 S*)				
Long Run Coefficients				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
C01	-0.889042	9.297977	-0.095617	0.9393
A	-7.977063	79.738034	-0.100041	0.9365
M	5.226190	49.670093	0.105218	0.9333
E	1503.646576	14522.090097	0.103542	0.9343
L	-62.928662	599.793214	-0.104917	0.9335
S	49.084039	474.894453	0.103358	0.9344
C01	-0.889042	9.297977	-0.095617	0.9393

المصدر: إعداد الباحثة اعتماداً على مخرجات البرنامج الإحصائي (Eviews9) الإصدار العاشر.

يتبين من الجدول (8) أعلاه وجود اختلاف في التأثير لبعض المتغيرات المستقلة في الاجل القصير والطويل، وهذا ما يؤكده معامل متجه تصحيح الخطأ **(CointEq (–1)** لهذا النموذج البالغ(0.025 –) وان القيمة الاحتمالية **(prob.)** المصاحبة له هي (0.933) , الأمر الذي يعني تحقق الشرطين الأساسين في هذا المعامل وهما: قيمته السالبة ومعنويته الاحصائية . مما يعني أن(0.25–) من أخطاء الأجل القصير يتم تصحيحها تلقائياً خلال وحدة الزمن (السنة) لبلوغ التوازن في الأجل الطويل , أي إن مؤشر سوق العراق ، يتطلب حوالي أقل من سنة (4 =1÷0.25) أي ما يقارب اربعة اشهر لبلوغ قيمته التوازنية في الأجل الطويل, أي بمعنى أن المدد السابقة تنحرف عن توازن الأجل الطويل وتُصحح في المدة الحالية (باعتبارها سرعة تعديل) بنسبة (25 %). وهذا يشير إلى أن التكيف في النموذج كان بطيئاً نسبياً.

يشير معامل كفاية راس امال **(C01)** إلى وجود أثر طردي لكفاية راس المال في مؤشر السوق الآجل القصير، فقد بلغت قيمة المرونة في الأجل القصير(0.066)، وهذا يعني أن زيادة كفاية راس المال بنسبة (1%) يؤدي إلى ارتفاع المؤشر بنسبة (66%). مما يعني ان كفاية راس المال كان لها الاثر الايجابي على مؤشر السوق.

واشار معامل كفاية راس المال في الاجل الطويل الى العلاقة العكسية، فقد بلغت مرونته (0.88–)، مما يعني ان زيادة كفاية راس المال بنسبة (1%) فان مؤشر السوق ينخفض (88%).

وبالنسبة لمتغير جودة الموجودات(A) اشترك بعلاقة طردية في الاجل القصير وتوضح قيمته والبالغة (0.787) وان زيادته بنسبة (1%)، تودي الى ارتفاع المؤشر بنسبة (78%)، وبلغ في الاجل الطويل (7.97−)، وهذا يعني ان زيادة جودة الموجودات بنسبة (1%) فان المؤشر ينخفض ما نسبته (797%).

اما كفاءة الادارة(M) فقد بلغت قيمته في التأثير على المؤشر في الاجل القصير(0.045) وهذا يعني ان زيادة كفاءة الادارة بنسبة (1%) فان المؤشر يرتفع ما قيمته (45%). وبلغ في الاجل الطويل (5.22)، وهذا يعني ان زيادة كفاءة الادارة بنسبة (1%) فان المؤشر يرتفع ما نسبته (522%).

وفيما يخص الارباح(E) فقد بلغت قيمته في التأثير على المؤشر في الاجل القصير(21.61−)، وهذا يعني ان زيادة الارباح بنسبة (1%) فان المؤشر ينخفض ما قيمته (2161%). وبلغ في الاجل الطويل (1503.64)، وهذا يعني ان زيادة الارباح بنسبة (1%) فان المؤشر يرتفع ما نسبته (150364%).

كما واشار معامل السيولة (L) فقد بلغت قيمته في التأثير على المؤشر في الاجل القصير(0.39) وهذا يعني ان زيادة السيولة بنسبة (1%) فان المؤشر يرتفع ما قيمته (39%). وبلغ في الاجل الطويل (62.92−)، وهذا يعني ان زيادة السيولة بنسبة (1%) فان المؤشر ينخفض ما نسبته (6292%).

وتفاوتت العلاقة لعنصر حساسية السوق(S) في الاجل القصير عنه في الاجل الطويل، فان معامله قد بلغت قيمته في التأثير على المؤشر في الاجل القصير(0.022)، وهذا يعني ان زيادة الحساسية (الاستثمار في السوق) بنسبة (1%) فان المؤشر يرتفع ما قيمته (22%). وبلغ في الاجل الطويل (49.084)، وهذا يعني ان زيادة الاستثمار بنسبة (1%) فان المؤشر يرتفع ما نسبته (4984%).

الجدول (9) نسبة معلمات أثر الأجل القصير إلى أثر الأجل الطويل في مقدرات أنموذج (ARDL) لمؤشر السوق

المتغيرات	مقدرات معلمات أثر الأجل القصير	مقدرات معلمات أثر الأجل الطويل	نسبة أثر الأجل القصير إلى أثر الأجل الطويل %
C	0.066985	-0.88904	-7.53451
A	0.787156	-7.97706	-9.86774
M	0.045077	5.22619	0.862521
E	-21.6124	1503.647	-1.43733
L	0.395733	-62.9287	-0.62886
S	0.022942	49.08404	0.04674

المصدر: إعداد الباحثة اعتماداً على نتائج الواردة في الجدول (6).

يستدل من الجدول (9) أن أعلى نسبة تأثير في التغيرات التي تحصل في مؤشر السوق هو عنصر الادارة(M)، إذ بلغَ في الأجل القصير (0.86%) من الأثر الكلي، ثم يليها تأثير حساسية السوق (S)(0.046)، فيما كانت العناصر الاخرى للسلامة المالية التأثير السلبي، حيث كان التأثير السلبي على التوالي لعناصر السلامة المالية (الموجودات A، كفاية راس المالC، الارباحE، السيولةL) بقيم (9.86−، 7.534−، 1.437−،0.628−) على التوالي . وبالتالي فان معالجة العناصر (الموجودات A، كفاية راس المالC ، الارباحE ، السيولةL)، لا يفي بالغرض طالما كانت الادارة ذات التأثير الايجابي على المؤشر.

ثانيا–ادوات اختبار النموذج المستخدم

1–اختبار ثبات التجانس للتباين (ARCH): يلاحظ من خلال الجدول (10)أن أنموذج مؤشر السوق محل البحث لا يعاني من مشكلة عدم تجانس التباين لأن قيمة إحصاءه (F) المحتسبة بلغت (1.046319) عند مستوى احتمال (Prob: 0.8335)، وهذا يعني قبول فرضية العدم القائلة بثبات تباين حد الخطأ العشوائي في الأنموذج المقدر.

جدول (10) نتائج اختبار ثبات تباين حدود الخطأ (تجانس التباين) لمؤشر السوق

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	1.046319	Prob. F(1,11)	0.8335
Obs*R-squared	0.054512	Prob. Chi-Square(1)	0.8154

المصدر: إعداد الباحثة اعتماداً على مخرجات البرنامج الإحصائي (Eviews9).

2- اختبار الارتباط الذاتي (Autocorrelation) : ويتم هذا الاختبار من خلال اختبار مضروب لاكرانج للارتباط التسلسلي (BGLM) : بما أن المتغير التابع كمتغير مرتد زمنياً كان أحد المتغيرات المفسرة فإن الاختبار لوجود الارتباط الذاتي بين بيانات السلسلة يتم من خلال اختبار إحصاءة **(LM)**، لأن القيمة الاحتمالية المصاحبة لكل من اختبار **(F)** ومربع كاي كانت أكبر من (5%), حيث بلغت القيمة الاحتمالية لإحصاءة **(F)** (**Prob**: 0.0908), بينما بلغت القيمة الاحتمالية لإحصاءة مربع كاي (0.0961)، وعليه تقبل فرضية العدم القائلة بخلو الأنموذج المقدر من مشكلة الارتباط التسلسلي بين البواقي**(H_0: ρ =0)** .

جدول (11) اختبار (BGLM) للأنموذج مؤشر السوق

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
F-statistic	3.673704	(Prob. F(2,6)	0.0908
Obs*R-squared	7.859684	Prob. Chi-Square(2)	0.0961

المصدر: إعداد الباحثة اعتماداً على مخرجات البرنامج الإحصائي

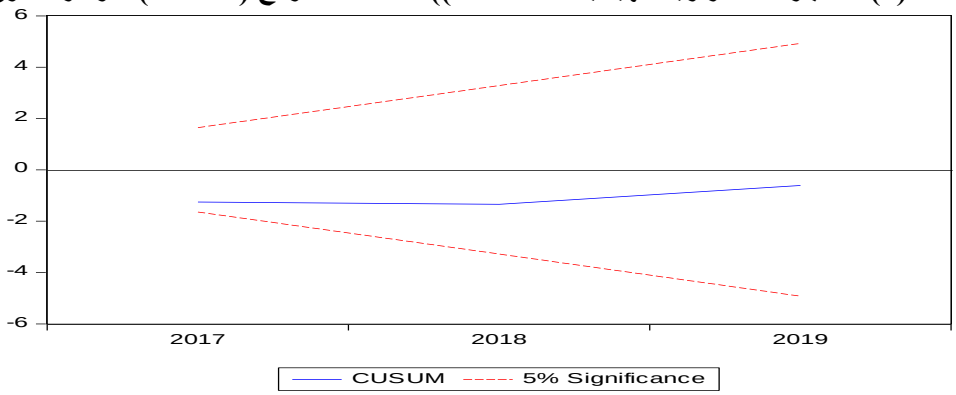
-نتائج اختبار الاستقرارية الهيكلية لمعاملات أنموذج (ARDL).

للتأكد من خلو البيانات المستخدمة في تقدير النموذج من وجود أي تغيرات هيكلية فيها ومدى استقرار وانسجام تقديرات معلمات الأجل الطويل مع تقديرات معلمات الأجل القصير. تم استخدام الاختبارين هما اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة للبواقي المعاودة

Cumulative sum of Squares Recursiv Residual test (Cusum- SQ)

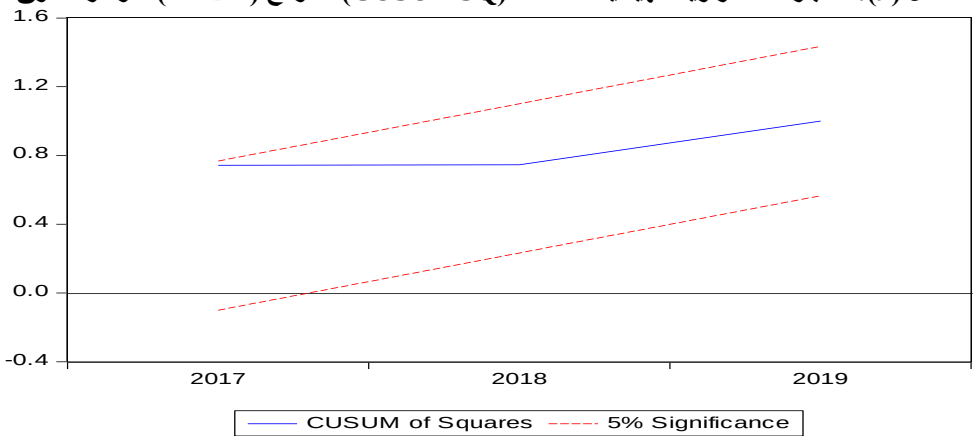
فإذا كان الرسم البياني للاختبارين **(CUSUM)** و **(CUSUMSQ)** داخل إطار الحدود الحرجة عند مستوى (5%)، يتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة لنموذج **(ARDL)** وقبول فرضية العدم التي تنص على أن جميع المعلمات المقدرة هي مستقرة هيكلياً، وكما مبين في الاشكال (8)و(9)، حيث تم اختبار الاستقرارية الهيكلية لمعاملات أنموذج (ARDL) لمؤشر السوق كمتغير معتمد مع المتغيرات المستقلة(CAMELS)، وتبين ان الرسم البياني للاختبارين (CUSUMSQ) داخل إطار الحدود الحرجة عند مستوى (5%)، تحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة لنموذج (ARDL) وقبول فرضية العدم التي تنص على أن جميع المعلمات المقدرة مستقرة هيكلياً.

الشكل (8): اختبار الاستقرارية الهيكلية CUSUM))لمعاملات أنموذج (ARDL) لمؤشر السوق



المصدر: إعداد الباحثة اعتماداً على مخرجات البرنامج الإحصائي

الشكل (9): اختبار الاستقرارية الهيكلية لمعاملات(CUSUMSQ) أنموذج (ARDL) لمؤشر السوق



المصدر: إعداد الباحثة اعتماداً على مخرجات البرنامج الإحصائي

الاستنتاجات

1- نتائج اختبار السكون لجذر الوحدة حسب اختبار فيلبس بيرون (Phillips–Perron) **(PP)**, لاختبار فرضية العدم ($H_0: \beta = 0$) التي تنص بأن السلسلة الزمنية لمتغير ما غير ساكن او غير مستقر (أي يوجد فيها جذر وحدة) مقابل الفرضية البديلة ($H_1: \beta \neq 0$) التي تمثل بأن السلسلة الزمنية ساكن, وأظهرت النتائج أن المتغيرات اغلبها غير ساكن عند المستوى الاصلي مع وجود الحد الثابت والحد الثابت والاتجاه الزمني وبدونهما عند المستويات كافة، فمثلا متغير جودة الاصول(E)، وكفاءة الادارة (M) بلغت (0.0079 – 0.0160) على التوالي عند مستوى احتمالية P اقل من 5%، وتم السكون بعد الفرق الاول للسلسلة.

2- لاختبار العلاقة التوازنية طويلة الأجل (وجود تكامل مشترك) باستخدام نموذج ARDL بين المتغير التابع والمتمثل بمؤشر سوق العراق، وبين المتغيرات التفسيرية (مؤشرات السلامة المالية لكاملز)، تبين أن أعلى نسبة تأثير في التغيرات التي تحصل في مؤشر السوق هو عنصر الادارة(M)، إذ بلغَ في الأجل القصير(0.86%) من الأثر الكلي، ثم يليها تأثير حساسية السوق (S)(0.046)، فيما كانت العناصر الاخرى للسلامة المالية التأثير السلبي، حيث كان التأثير السلبي على التوالي لعناصر السلامة المالية(الموجودات A، كفاية راس المالC، الارباحE، السيولةL) بقيم(9.86–، 7.534–، 1.437–، 0.628) على التوالي، بارتفاعها تنخفض نقاط المؤشر. وبالتالي فان معالجة العناصر (الموجودات A، كفاية راس المالC، الارباحE، السيولةL)، لا يفي بالغرض طالما كانت الادارة ذات التأثير الايجابي على المؤشر وهي التي تقود المؤشرات الاخرى.

التوصيات

1- وفق معطيات النتائج القياسية، وتأثير المؤشرات في مؤشر السوق، نوصي الاهتمام والمراجعة بمؤشر السلامة المالية ككفاءة الادارة لأنها من المؤشرات المهمة التي يرتكز عليها باقي المؤشرات، وان كانت ناجحة، وتكليف من هم الكفوئين لإدارة المصارف وأصحاب الخبرة، وكذلك الاهتمام بمؤشر حساسية السوق لان الاستثمارات الخارجة عن المصرف تتعرض الى تقلبات مالية تؤثر بشكل غير مباشر على اداء المصرف في السوق، وبالتالي تخفض من اداء مؤشره.

2- عند ارتفاع المؤشرات لدى المصرف وهي الموجودات، كفاية راس المال، الارباح، السيولة، ومن اجل الحفاظ على المؤشر، وان انعكس ذلك بشكل ايجابي على قيمة السهم، فعلى المصرف ان لا يزيد من رؤوس أمواله. كما ان المصارف التي يكون الأداء التشغيلي لها ضعيف ولديها عجز وخسائر مالية، عليها ان لا تزيد من أسهمها وبالتالي تنخفض أسعارها في التداول.

المصادر

1. بيانات الحسابات الختامية للمصارف للمدة 2004-2019
2. بيانات المصرف المركزي العراقيcbi.iq/page/113
3. الجنابي، عمار والجابري، قصي(2020) تأثير تقلبات اسعار النفط الخام في استجابة السياسة المالية في العراق للمدة 1990-2017، مجلة البحوث والدراسات النفطية، العدد 28.
4. حسام، بن فريحة(2020) دور كفاءة الاسواق المالية الاسلامية ومدى تكاملها مع الاسواق التقليدية في اتخاذ القرار الاستثمار، المجلة الدولية للأداء الاقتصادي، مجلد 4، العدد الخاص.
5. سليمان، هيفاء(2013) تحليل العلاقة السببية بين اجمالي تكوين راس المال الثابت والناتج المحلي للقطاع الزراعي (1980-2010)، مجلة العلوم الاقتصادية والادارية، بغداد، مجلد 19، العدد73.
6. الطائي، فاضل. شرابي، نجلاء(2010) المنطق المضيب لنموذج السلسلة الزمنية غير مراوحة، المجلة العراقية للإحصاء، العدد18.
7. فيحان، ممدوح عطا الله(2019) تحليل العلاقة بين تقلبات اسعار النفط ومزاد العملة، مجلة الجامعة العراقية، العدد 50، الجزء2.