المجلة العراقية للعلوم الاقتصادية / السنة الثانية والعشرون/ العدد80/ شهر أذار/ سنة 2024

تاريخ قبول النشر/2023/5/30 Arcif = 0.1538

Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X

https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

قياس وتحليل العلاقة بين سياسة التعريفة الكمركية للسلع الزراعية والناتج المحلي الاجمالي للقطاع الزراعي في العراق للمدة من [2003 – 2021]

Measuring and analyzing the relationship between the customs tariff policy for agricultural goods and the gross domestic product of the agricultural sector in Iraq for the period from 2003 to 2021

سمير عبد شمران محسن/الباحث أ.د رعد عيدان عبيد العتابي/المشرف

Samir Abd Shamran Raad idan Obaid

Samerabd575@uomustansiriyah.edu.iq idanraad@uomustansiriyah.edu.iq

كلية الادارة والاقتصاد/ الجامعة المستنصرية

الكلمات الرئيسية: التعريفة الكمركية، الناتج المحلي الاجمالي للقطاع الزراعي، الامن الغذائي.

Keywords: customs tariff , gross domestic product of the agricultural sector, food security.

المستخلص

يهدف البحث لدراسة أهمية خفض الضرائب الكمركية على الصادرات الزراعية مع تشديدها على الاستيرادات من السلع الزراعية الاجنبية المنافسة لغرض رفع معدلات النمو الاقتصادي من خلال زيادة الناتج المحلي الاجمالي للقطاع الزراعي حيث تم استخدام الأسلوب الوصفي والتحليلي الاستنباطي بالإضافة لاستخدام ألاساليب القياسية لقياس أثر استخدام سياسة كمركية مشددة على الاستيرادات الزراعية للسلع الاجنبية ومدى انعكاس هذا التأثير على الناتج المحلي الاجمالي للقطاع الزراعي في العراق للمدة من (2003 – 2021). ان للقطاع الزراعي دور كبير في زيادة الايرادات المالية ونمو الناتج المحلي لهذا القطاع، حيث يتطلب ذلك تفعيل دور سياسة التعريفة الكمركية للسلع الزراعية كونها اداة مهمة في تحقيق أغراض عدة منها مالية واقتصادية واجتماعية في تقليل الاستيرادات الزراعية وتشجيع الصادرات للقطاع الزراعي لذلك جاء البحث بعدة نتائج اهمها تحقق فرضية البحث ومفادها ان اتباع سياسة كمركية مشددة او متصاعدة في العراق سوف يؤدي الى زيادة ناتج القطاع الزراعي وبالتالي زيادة الناتج المحلي الاجمالي العراقي كما جاء البحث بعدة توصيات اهمها على الحكومة العراقية الاهتمام بالضرائب الكمركية باعتبارها مورد مالي مهم، إذ يمكن من خلالها معالجة الكثير من المشاكل الاقتصادية والنهوض بواقع الاقتصاد العراقي.

Abstract

The research aims to study the importance of reducing customs taxes on agricultural exports with its emphasis on imports from competing foreign agricultural commodities for the purpose of raising economic growth rates through increasing the gross domestic product of the agricultural sector, where the descriptive and analytical deductive method was used, in addition to the use of standard methods to measure the impact of the use of a strict customs policy on agricultural imports of foreign commodities and the extent of this impact on the gross domestic product of the agricultural sector in Iraq for the period (2003-2021). The agricultural sector has a major role in increasing the financial revenues and the growth of the domestic product for this sector, as this requires activating the role of the customs tariff policy for agricultural commodities as it is an important tool in achieving several purposes, including financial, economic and social ones in reducing agricultural imports and

تاريخ قبول النشر/2023/5/30 Arcif = 0.1538
Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X
https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

encouraging exports to the agricultural sector. Therefore, the research came with several results, the most important of which The research hypothesis is fulfilled and it says that following a strict or escalating customs policy in Iraq will lead to an increase in the output of the agricultural sector and thus an increase in the Iraqi gross domestic product. Economic problems and the advancement of the Iraqi economy.

المقدمة

من المعلوم بأن القطاع الزراعي في العراق ظل عاجزا طيلة السنوات الماضية عن تلبية الطلب المحلي من السلع الزراعية والتي تدخل في صلب الأمن الغذائي للمستهلك، إذ أصبح العراق ومنذ النصف الثاني من القرن العشرين الى الان مستورداً رئيسياً للسلع الزراعية وأخذ يعاني من فجوة غذائية مستديمة بين الانتاج الزراعي المحلي والطلب الاستهلاكي عليه، إن هذه الفجوة المستديمة تحَّمل الحكومة مبالغ طائلة لأستيراد هذه المنتجات، فنظرة سريعة على البطاقة التموينية وما تتحمله الموازنة العامة من أعباء مالية لتوفير مفرداتها هو دليل واضح على عجز هذا القطاع في تحقيق الأمن الغذائي للبلد، بسبب دفع مبالغ كبيرة بالعملة الصعبة نتيجة استيراد السلع الزراعية لسد حاجة الطلب المحلي مما أثر سلبا على وضع الميزان التجاري السلعي بشكل خاص وميزان المدفوعات بشكل عام.

مشكلة البحث: يجمع الاقتصاديون و المطلعون على أوضاع الاقتصاد العراقي أن توسيع و تفعيل و تنويع اتجاهات ومصادر الايرادات المالية للبلد هو من التحديات الاقتصادية الرئيسة للعملية التنموية بل إن هناك اعتقاداً راسخاً بأن نمو الاقتصاد وانتقاله إلى حالة التنمية المستدامة مرتبط بنجاح قطاعاته الزراعية والصناعية ونمو تجارته الخارجية. وانطلاقا من أحد الأهداف العامة للاقتصاد العراقي وهو تخفيض العجز المزمن في الميزان التجاري السلعي عبر زيادة القدرة الذاتية للاقتصاد الزراعي المحلي في الأسواق المحلية وأسواق التصدير، والبحث عن أسواق تصدير جديدة للمنتجات الزراعية المحلية لزيادة الناتج المحلي الاجمالي للقطاع الزراعي، و تسخير تقنيات إنتاجية متطورة تمكن القطاع الزراعي بجانبيه النباتي والحيواني من إنتاج السلع بجودة عالية وتسويقها.

أهمية البحث: تبرز أهمية البحث في كونها تهدف الى ما يلي:-

1. دراسة وتحليل الواقع الزراعي العراقي ومقومات نجاحه.
2. رسم سياسة تعريفة كمركية للسلع الزراعية مقترحة لزيادة الايرادات المالية للناتج المحلي الاجمالي للقطاع الزراعي.
3. قياس وتحليل العلاقة بين سياسة التعريفة الكمركية للسلع الزراعية والناتج المحلي الاجمالي للقطاع الزراعي في العراق للمدة من (2003 – 2021).

أهداف البحث:

1. أهمية خفض التعريفة الكمركية للسلع الزراعية على الصادرات وزيادتها على الاستيرادات للسلع الاجنبية المنافسة و انعكاسها على نمو الناتج المحلي الاجمالي للقطاع الزراعي.
2. رسم سياسة تعريفة كمركية مقترحة للسلع الزراعية لاستدامة الامن الغذائي العراقي.

فرضية البحث: يستند البحث الى فرضية مفادها وجود علاقة طردية غير خطية طويلة الاجل بين سياسة التعريفة الكمركية للسلع الزراعية والناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي إذ ان اتباع سياسة

تاريخ قبول النشر/2023/5/30 Arcif = 0.1538
Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X
https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

تعريفة كمركية مشددة او متصاعدة في العراق سوف يؤدي الى زيادة الناتج المحلي الاجمالي للقطاع الزراعي العراقي.

منهجية البحث: يعتمد البحث على الأسلوب التحليلي الوصفي الاستنباطي والتحليل القياسي بما يتلاءم مع طبيعة وموضوع البحث لتحليل وقياس العلاقة بين سياسة التعريفة الكمركية للسلع الزراعية والناتج المحلي الاجمالي الزراعي في العراق للمدة (2003 – 2021).

حدود البحث:

الحدود الزمانية: تضمنت الحدود الزمانية حالة الاقتصاد العراقي للمدة (2003 – 2021).

الحدود المكانية: تضمنت الحدود المكانية (العراق) حالة دراسية.

هيكلية وخطة البحث: من اجل البحث في تحقيق هدف الدراسة واثبات او نفي صحة الفرضية فقد تم توظيف البحث بأسلوب قياسي لتحليل العلاقة بين سياسة التعريفة الكمركية للسلع الزراعية كمتغير مستقل والناتج المحلي الاجمالي للقطاع الزراعي في العراق كمتغير تابع ومدى انعكاس هذه العلاقة على مؤشرات الاستقرار الاقتصادي كالاستيرادات والصادرات الزراعية والميزان التجاري الزراعي وقد تم تقسيم البحث الى ثلاثة مباحث وتضمن المبحث الاول التطرق الى التبعية الغذائية وفجوة الغذاء في العراق فيما تناول المبحث الثاني الاطار النظري للأساليب القياسية المستخدمة في هذا البحث فيما تضمن المبحث الثالث قياس العلاقة بين سياسة التعريفة الكمركية للسلع الزراعية والناتج المحلي الاجمالي للقطاع الزراعي في العراق للمدة (2003 – 2021) وتحليل العلاقة احصائياً واقتصادياً وبيان مدى اثرها المالي والاقتصادي والاجتماعي على الناتج المحلي الاجمالي الزراعي في العراق.

المبحث الاول/التبعية الغذائية وفجوة الغذاء في العراق:-

اولا / التبعية الغذائية في العراق:- هي تلك الحالة التي نشأت عن عملية تاريخية تم بمقتضاها الحاق الدول المعروفة حالياً بالدول النامية بالنظام الرأسمالي من منطلق عدم المساواة وعدم التكافؤ وكان من نتائج هذه العملية التاريخية تعطيل الارادة الوطنية للدول التابعة وفقدانها شروط اعادة تكوين ذاتها وهيمنة دول العالم الرأسمالي ومنها الشركات المتعددة الجنسية على مصير الدول التابعة (ابراهيم العيساوي 1989 ص 13). ان التبعية الغذائية تلقي الضوء على اعتماد بلد من بلدان الدول النامية ومنها العراق على العالم الخارجي في تأمين حاجاته الغذائية ومن اهم مؤشرات التبعية الغذائية هي نسبة الاكتفاء الذاتي حيث يتم قياس هذه النسبة عن طريق نسبة الانتاج المحلي الى جملة الاستهلاك الغذائي اذ ان الاكتفاء الذاتي الغذائي قد يكون هدفاً تسعى دول العالم الى تحقيقه اذ ان تحقيق الاكتفاء الذاتي يتطلب تضحيات اقتصادية واجتماعية في ظل العولمة الاقتصادية وما رافقها من تحرير التجارة الدولية في اطار المنظمة العالمية للتجارة (لمياء احمد اسماعيل الجمال 2009 ص31). كذلك من مؤشرات التبعية الغذائية هي برامج المساعدات الغذائية الوطنية والدولية حيث تلقى العراق مساعدات انسانية من المنظمات والهيئات الدولية في ظل العقوبات الاقتصادية والحصار الاقتصادي بعد عام 1990 على الرغم من تمتعه بطاقات زراعية ونفطية ونتيجة لذلك تم اطلاق برنامج الاغذية العالمي لمساعدة الدول من خلال تقديم مساعدات غذائية محدودة للدول الاكثر هشاشة واستمر تقديم المساعدات لعام 2003 وما بعده. ففي عام 2008 ونتيجة الطلب المتزايد من وزارة الهجرة والمهجرين في مساعدة النازحين وفق برنامج الاغذية العالمي حيث تم تقديم

تاريخ قبول النشر/2023/5/30 Arcif = 0.1538
Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X
https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

المساعدات والدعم للمهجرين العراقيين في كل من سوريا والعراق من الاغذية من مادة الطحين والرز والزيوت النباتية (لمياء احمد اسماعيل 2009 ص26).تعتبر مشكلة نقص الغذاء والفجوة الغذائية من اهم المشكلات المعاصرة التي تواجه الكثير من الدول ومنها العراق نتيجة الزيادة السكانية وما يترتب عليها من زيادة الطلب على الغذاء ونقص مساحة الاراضي الزراعية نتيجة للتغيرات المناخية والتصحر فضلاً عن تقص الايرادات المائية (محمد ازهر سعيد 1993 ص162-201).

ان الناتج المحلي يوضح مسار تطور الاقتصاد ويرصد الانجازات التي يتمتع بها بما يتفق مع الإمكانات المادية والبشرية المتاحة، وضمان ترجمتها إلى مقومات محفزة للنمو. ولمعرفة مدى فاعلية نشاط القطاع الزراعي ومدى مساهمته في الناتج المحلي الإجمالي، يوضح الجدول(1) بان الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الجارية وللمدة (2004-2021) قد بلغ (53235358.7) مليون ديناراً عام 2004 ثم اتجه إلى الارتفاع خلال السنوات اللاحقة ليبلغ(111455813.4) مليون ديناراً عام 2007 وبنسبة تطور (16.6%) عما كان عليه في عام 2006. واستمر هذا الارتفاع خلال السنوات اللاحقة ليبلغ (162064565.5) مليون ديناراً عام2010، وبنسبة زيادة (24.05%) عن العام السابق، وبلغ متوسط الناتج المحلي خلال المدة (2004-2010) المقدار (111935221.9) مليون ديناراً وبمتوسط معدل نمو سنوي مقداره (18.98%). إما خلال المدة اللاحقة فبلغت قيمة الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي (217327107.4) مليون ديناراً عام 2011 واتجهت إلى الارتفاع خلال السنوات اللاحقة لتصل إلى (266332655.1) مليون ديناراً عام 2014، وبنسبة انخفاض بلغت (2.7- %) عن عام 2013. واستمر هذا الارتفاع خلال السنوات اللاحقة ليصل إلى (225722375.5) مليون ديناراً عام 2017. وبنسبة زيادة بلغت (14.6%)عن عام 2016، وكان متوسط قيمة الناتج المحلي الإجمالي خلال المدة (2011- 2021) المقدار (266332655.1) مليون ديناراً، وكان متوسط معدل النمو السنوي (6.4%). وقد بلغ معدل النمو السنوي المركب للمدة المدروسة (2004-2021) (9.5%) ويعزى ذلك إلى التحديات والصدمات التي تعرض لها اقتصاد العراق لاسيما في السنوات الاخيرة مما انعكس على خروج الكثير من الاراضي الصالحة للزراعة من الخدمة، إلى جانب المعوقات الأخرى التي يواجها النشاط الزراعي في العراق. إما قيمة ناتج القطاع الزراعي فقد بلغت (3693768) مليون ديناراً عام 2004 وبنسبة مساهمة في الناتج المحلي الإجمالي بلغت (6.94%) واستمرت بالارتفاع (عدا عام 2007 اذ انخفضت بنسبة طفيفة). خلال السنوات اللاحقة لتبلغ (8366232.4) مليون ديناراً عام 2010، وبنسبة زيادة(22.45%) عن العام السابق، ونسبة مساهمة في الناتج المحلي الإجمالي(5.16%)، اذ كانت اعلى نسبة مساهمة في الناتج المحلي الاجمالي حوالي (6.94%) وذلك في عام 2004 وادنى نسبة مساهمة كانت في عام 2008 بحدود (3.8%) ويعود هذا الى حدوث الازمة المالية العالمية، كما وبلغ متوسط قيمة الناتج الزراعي خلال المدة(2004-2010) (5865989.47) مليون ديناراً، وبمتوسط معدل النمو السنوي(13.03%)، ومتوسط نسبة المساهمة في الناتج المحلي الإجمالي (5.24%) وكما موضح في الجدول (1):-

تاريخ قبول النشر/2023/5/30 Arcif = 0.1538
Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X
https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

جدول (1) الناتج المحلي الإجمالي والناتج الزراعي بالأسعار الجارية في العراق وأهميته النسبية للمدة(2004-2021) (مليون دينار)

السنة	الناتج المحلي الإجمالي	معدل النمو السنوي %	ناتج الزراعي	معدل النمو السنوي %	الأهمية النسبية %
2004	53235358.7	-	3693768	-	6.94
2005	73533598.6	38.13	5064158.0	37.10	6.89
2006	95587954.8	29.99	5568985.7	9.97	5.83
2007	111455813.4	16.60	5494212.4	(-1.34)	4.93
2008	157026061.6	40.89	6042017.7	9.97	3.85
2009	130643200.4	(-16.80)	6832552.1	13.08	5.23
2010	162064565.5	24.05	8366232.4	22.45	5.16
متوسط المدة (2004-2010)	111935221.9	18.98	5865989.471	13.03	5.24
2011	217327107.4	34.10	9918316.8	18.55	4.56
2012	254225490.7	16.98	10484949.3	5.71	4.12
2013	273587529.2	7.62	13045856.4	24.42	4.77
2014	266332655.1	(-2.65)	13128622.6	0.63	4.93
2015	194680971.8	(-26.90)	8160769.7	(-37.84)	4.19
2016	196924141.7	1.15	7832046.9	(-4.03)	3.98
2017	225722375.5	14.62	6598384.8	(-15.75)	4.92
2018	273587529.2	7.62	13045856.4	24.42	4.77
2019	266332655.1	(-2.65)	13128622.6	0.63	4.93
2020	266332655.1	(-2.65)	13128622.6	0.63	4.93
2021	266332655.1	(-26.90)	8160769.7	(-37.84)	4.19
متوسط المدة (2011-2021)	232685753.1	6.42	9881278.1	(-1.19)	4.25
متوسط المدة (2004-2021)	172310487.5	12.70	7873633.771	5.92	4.57
معدل النمو السنوي المركب	9.5		3.69		

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات الجهاز المركزي للإحصاء، ، المجموعة الاحصائية السنوية للسنوات (2004 – 2021)

ثانيا /الفجوة الغذائية في العراق:- تعرف الفجوة الغذائية بأنها تلك الكمية من المواد الغذائية التي يحتاجها البلد ولا يستطيع توفيرها محلياً، بل يسعى ويلجأ إلى إشباعها عن طريق الاستيراد من الخارج ويتم تقدير هذه الفجوة بقياس ألفرق بين حجم المنتجات الغذائية المستوردة من الخارج والصادر منها (عامر أحمد عامر 2010 ص 29) وبالتالي كلما ارتفعت الفجوة الغذائية كان البلد في تبعية إلى الخارج في سد الطلب المحلي من السلع الغذائية، ومن بين الأسباب المؤدية إلى زيادة الفجوة الغذائية هي إزالة الحماية الكمركية، إذ يؤدي خفض معدلات التعريفة الكمركية للسلع الزراعية إلى انخفاض أسعار السلع الغذائية المستوردة في السوق المحلية ومن ثم إلى زيادة المستورد منها. ويتضح من جدول (2) تطور الفجوة الغذائية في العراق وكالاتي: ارتفع حجم الفجوة الغذائية إلى (493) مليون دولاراً سنة 2005بعد أن كان (430) مليون دولاراً سنة (2004) إي بنسبة زيادة بلغت(15%) حيث كان هناك تراجعاً كبيراً في حجم الفجوة الغذائية لما شهده العام(2003) من احتلال العراق وما تبعه من عدم استقرار داخلي لكن بعد العام المذكور شهدت الفجوة الغذائية مساراً تصاعدياً وبنسب مرتفعة، إذ ارتفعت إلى (974)مليون دولاراً سنة 2009، ثم إلى (1726) مليون دولاراً في سنة 2010 ولم تستقر عند هذا الحد بل قفزت إلى (2226) مليون دولاراً سنة 2012 ثم الى (1864) سنة 2021 وتعد هذه الزيادة مؤشراً على تزايد اعتماد العراق على استيراد السلع الزراعية لسد الفجوة الغذائية، بمعنى تراجع مؤشر الاكتفاء الذاتي حيث أن هناك علاقة عكسية بين الفجوة الغذائية ومعدل الاكتفاء الذاتي. الذي يعرف بأنه اعتماد كل دولة على مواردها الذاتية لسد احتياجاتها العامة مما يستلزم التقليل من الاستيراد والتوسع في أنتاج السلع كافة التي يحتاج إليها البلد، ويعد الاكتفاء الذاتي وضعاً مثالياً للأمن الغذائي في أمكانية تحقيقه من قبل الدولة(عبد الرسول جابر ابراهيم وعقيل حميد جابر مصدر سابقص 132).

تاريخ قبول النشر/2023/5/30 Arcif = 0.1538
Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X
https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

وتشير الدراسات إلى إن العراق يستورد من المحاصيل الزراعية ما يقدر بنحو (85%) من حاجته المحلية (محمد عبد الكريم منهل العقيدي 2008 ص 13) إن هذه الزيادة في حجم الفجوة الغذائية لم تتمخض فقط عن عوامل (كنمو الاستهلاك) بسبب زيادة السكان بمعدلات اعلى من نمو الإنتاج الزراعي، وهو اغلب ما يلاحظ في الدول النامية، وإنما رافق ذلك تراجعاً في معدلات الإنتاج الزراعي منذ عام ، 2003إذ عمل تدفق السلع الزراعية المستوردة إلى السوق المحلية بعد غياب الحماية الكمركية إلى إزاحة المنتج المحلي من هذه الأسواق، ورافق ذلك أيضاً زيادة في أسعار بعض السلع الزراعية عالمياً بسبب سياسة رفع الدعم عن السلع الزراعية وفقاً لإجراءات منظمة التجارة العالمية، وترتب على كل ذلك زيادة في الضغوط المالية على ميزانية الدولة لسد الحاجة في تزايد معدلات الاستهلاك من جهة، وتعويض الانخفاض في معدلات الإنتاج، من جهة اخرى.

جدول (2) الفجوة الغذائية في العراق للمدة (2003-2021)(مليون دولاراً)

السنوات	(1) الاستيرادات الغذائية	(2) الصادرات الغذائية	(3) الفجوة الغذائية
2003	506	504	(2)
2004	611	181	(430)
2005	641	148	(493)
2006	730	35	(695)
2007	807	60	(747)
2008	716	86	(630)
2009	1093	119	(974)
2010	1917	191	(1726)
2011	2076	110	(1966)
2012	2371	145	(2226)
2013	1772	291	(1481)
2014	1899	106	(1793)
2015	938	78	(860)
2016	1084	47	(1037)
2017	1198	53	(1145)
2018	886	82	(804)
2019	1293	93	(1200)
2020	1755	118	(1637)
2021	2048	184	(1864)

المصدر: الأعمدة (1) و (2) السنوات (2003-2021)اعتماداً على وزارة التخطيط ،الجهاز المركزي للإحصاء، المجموعة الإحصائية السنوية، بغداد، صفحات متفرقة. واعتماداً على البنك المركزي العراقي،النشرة ألفصلية، سنوات متفرقة، صفحات مختلفة.

العمود (3) من عمل الباحث (الفجوة الغذائية = الاستيرادات الغذائية - الصادرات الغذائية)

المبحث الثاني/ اساليب التحليل القياسية

تمهيد: يستعرض هذا الفصل المفاهيم القياسية المستخدمة في دراسة وتحليل العلاقة بين سياسة التعريفة الكمركية للسلع الزراعية والناتج المحلي الاجمالي للقطاع الزراعي العراقي للمدة (2003-2021) وكذلك توصيف وتقدير واختبار وتحليل نتائج هذه العلاقة

المطلب الأول: السكون واختبارات جذر الوحدة

اولا. مفهوم سكون السلسلة الزمنية وشرط السكون [Stationarity]

أ. **مفهوم سكون السلاسل الزمنية: Series of Time** لقد ظهرت مؤخراً الكثير من الطرق والاختبارات الاحصائية في مجال القياس الاقتصادي والتي بدورها تقوم بتحليل وقياس العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية إذ أن الاختبارات المستخدمة في هذا المجال كانت تقليدية وبسيطة مثل (طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (O.L.S) والتي غالبا ما تكون نتائج تطبيقها غير دقيقة وتعطي

تاريخ قبول النشر/2023/5/30 Arcif = 0.1538
Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X
https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

تقديرات (زائفة)* (Spurious)، لذا يفترض التأكد من مدى سكون بيانات السلاسل الزمنية قبل استخدامها، فاذا كانت السلاسل الزمنية غير ساكنة، ففي هذه الحالة يجب استخدام طرق مناسبة لجعلها مستقرة حتى نحصل على نتائج غير مضلله، كذلك تعطينا تقديرات حقيقة وغير زائفة، ولعل من ابرز الطرق المستخدمة في معالجة البيانات وجعلها مستقرة وهي آخذ الفرق الاول لهذه البيانات (Firstdifference) وفي معظم الحالات تكون هذه السلاسل الزمنية ساكنة عند اخذ الفرق الأول لها وعندما تكون مستقرة ففي هذه الحالة يمكن الحصول على تقديرات حقيقية ومتجانسة لمعالم الدالة المقدرة وبالتالي يمكن اجراء اختبارات العلاقات التكاملية لهذه المتغيرات والتكامل المشترك Cointegrating حتى يمكن استخدام أنموذج تصحيح الخطأ Errer Correction Model (ECM) في حال تحقق ذلك (Greene,William 2012). فالسكون تتحقق عندما تكون الظاهرة خالية من الاتجاه العام، أي عندما تكون السلسلة الزمنية للبيانات متذبذبة حول وسط حسابي ثابت وبشكل منفصل عن الزمن وتباين ثابت عبر الزمن، والسكون لبيانات السلاسل الزمنية هي الخطوة الأولى من خطوات بناء أنموذج القياس الاقتصادي الديناميكي (الطائي، فاضل عباس، والشرابي، نجلاء سعد 2010، ص 93).

ب. **شرط السكون:** يعد شرط السكون أساسيا" في دراسة السلاسل الزمنية ومعالجتها واستخدامها في عمليات التنبؤ، وما لم تكن السلسلة الزمنية ساكنة فلن يتم الحصول على نتائج سليمة ومنطقية كقيمة معامل التحديد R^2 أو قيم (F، T). وتعتبر السلسلة الزمنية (Y_t) ساكنة (Stationary) إذا تحققت الخصائص الآتية Dickey, David A., and Wayne A. Fuller,1981:PP1057 – 1072

1. ثبات متوسط القيم عبر الزمن $E(Y_t) = \mu$ ----------(1)

2. ثبات التباين (Variance) عبر الزمن. $Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$ ----(2)

3. إن يكون التغاير (Covariance)بين أي مدتين زمنيتين او القيمتين لنفس المتغير معتمداً على الفجوة الزمنية K بين القيمتين(Y_t ، Y_{t-k}) وليس على القيمة الفعلية للزمن او الوقت الفعلي الذي يحسب عنده التغاير . كما في المعادلة الاتية :-

$Cov(Y_t, Y_{t-k}) = E[(Y_t - \mu)] = \gamma_k$----------(3) حيث إن:

μ:الوسط الحسابي.

σ^2= ثبات التباين.

Y_k = معامل التغاير (معامل التباين المشترك).

ثانيا: اختبارات جذر الوحدة (unit root tests): يعد اختبار جذر الوحدة من الاختبارات المهمة لاختبار سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية ، إذ أن اسلوب أخذ الفروقات اللازمة حتى تتحول السلسلة الزمنية الى الاستقرارية هو اسلوب غير دقيق الى حد ما، لأن احتمالية أخذ عدد من الفروقات اكثر من المطلوب يؤدي الى عدم دقة العمل، لذلك فإن اختبار جذر الوحدة هو اسلوب

(*) مفهوم العلاقة الزائفة : وهي علاقة انحدار ذات معامل تحديد عالي القيمة ومعنوية المعلمات المقدرة تكون عالية ايضاً ، وبالرغم من العلاقة بين المتغيرات غير الحقيقية ، ويمكن الاستدلال عنها بوجود الانحدار الزائف Spurious Regression عند ارتفاع معامل التحديد (R2) ، وارتفاع المعنوية الاحصائية للمعلمات المقدرة (t) و (F) بدرجة كبيرة مع وجود ارتباط ذاتي (Autocorrelation) يظهر ذلك في قيمة اختبار داربن واتسون (D-W) ،

تاريخ قبول النشر/2023/5/30 Arcif = 0.1538
Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X
https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

يراد به معرفة عدد الفروقات اللازمة للسلسلة المدروسة من خلال تطبيق الطرق الاحصائية الخاصة بهذه الاختبارات والذي بدوره يعطي نتائج افضل من الطرق التقليدية(Tsay Rueys 2012 P 72) وقد يصعب أحيانا تحديد طبيعة السلسلة الزمنية (ساكنة أو غير ساكنة) سواء بالملاحظة البسيطة او حتى بالرسم البياني، هنا نلجأ الى استخدام مقاييس احصائية لاختبار وجود أو عدم وجود الاتجاه العام في السلسلة، أبسط هذه المقاييس وأكثرها استعمالاً هي القيام بتقسيم السلسلة الزمنية الى قسمين متساويين ثم حساب المتوسط الحسابي لكل قسم فإذا كان المتوسطان الحسابيان متساويين أو قريبين من بعضهما البعض فيمكن القول لا يوجد اتجاه في السلسلة الزمنية، وبالتالي فهي ساكنة، أما اذا كان هناك عدم تساوي ملحوظ فأننا نستنتج ان هناك اتجاه، أي أن السلسلة الزمنية غير ساكنة ويمكن التأكد أكثر من ذلك باختبار معنوية هذا الاختلاف، (أي التأكد من أن الاختلاف بين المتوسطين معنوي ولم يكن نتيجة الصدفة (شيخي محمد، 2012، ص 200 – 201). وتوجد هناك عدد من الطرق التي تستخدم في اختبار سكون السلاسل الزمنية وتتمثل في دالة الارتباط الذاتي (AutocorrelationFunction)، وإحصائية Q والمعروفة أيضا بإحصائية (Box–pierce) وإحصائية (Ljung–box)، وكذلك اختبار جذر الوحدة لديكي فولر (Dickey and Fuller) واختبار ديكي – فولر الموسع (AugmentedDickey and Fuller)، واختبار فيليبس بيرون (PhillipsAnd Perron) وسيتم مناقشة وتطبيق الاختبارين الأخيرين.

ثالثاً / اختبار ديكي – فولر الموسع (Augmented Dickey – Fuller Test) يرمز له بالرمز (DF) يمتاز هذا الاختبار بإجراء الانحدار الذاتي لكل سلسلة مع الفرق الأول كمتغير تابع وادخاله بتباطؤ سنة واحدة كمتغير مستقل، فضلا عن ذلك بإمكان استخدام تباطؤ الفرق الأول للمتغير لمدة زمنية واحدة (عيسى، سعد صالح، ومصطفى، منذر صابر، 2018، ص271). قام ديكي وفولر في عام (1979) بوضع اختبار للمتغير فيما إذا كان يعاني من جذر الوحدة (UnitRoot) ام هو في حركة عشوائية بيضاء (White Random Walk) (J.D. Hamilton,Time، 1994: 528-529) فوضعا فرضين هما فرض العدم (Null Hypothesis):إن المتغير (Y) فيه جذر الوحدة:

H_0 = Y has a Unit Root .

ϕ =0 (p = 1)

وهو كون المتغير يعاني من جذر الوحدة أي إن المتغير غير ساكن (NonStationary) اي المتوسط والتباين والتغاير للمتغير غير ثابت عبر السلسلة الزمنية، والفرض البديل (AlternativeHypothesis) إن المتغير (Y) ساكن: H_1 = Y Stationary ϕ =1 (p = 0)

هو كون المتغير لا يعاني من جذر الوحدة أي إنه ساكن (Stationary) أي إن المتوسط (Mean) والتباين (Variance) والتغاير (Covariance) للمتغير ثابت عبر السلسة الزمنية (Damodar N ,2003:797-818)

Mean: $E(Y_t) = u$-----(4)

Variance :$Var(Y_t) = E(Y_t - u)^2 = \sigma^2$-----(5)

Covariance :$Y_K = E[(Y_t - u)(Y_{t+k} - u)]$-----(6)

فإذا كانت قيمة (P-Value) أقل من (5%) فإننا نرفض فرض العدم ونقبل الفرض البديل. وهنالك ثلاث حالات لكلّ فرض، وهي كالآتي.(D. A. Dickey And W. A. Fuller , 1979 : 427–431).

تاريخ قبول النشر/2023/5/30 Arcif = 0.1538
Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X
https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

- وجود اتجاه (Trend): $\Delta Y = \phi Y_{t-1} + ut + \theta_t$ -----(7)
- وجود اتجاه وحد ثابت (Constant And Trend) : $\Delta Y = \phi Y_{t-1} + ut + \theta_t + B_t$ ---(8)
- عدم وجود اتجاه وحد ثابت (Non Constant And Trend):(9)----- $\Delta Y = Y_{t-1} + u_t$

رابعاً / اختبار فيليبس – بيرون Phillips–Perron Test، يكون اختبار فلبس بيرون (PP) هو البديل الاكثر استعمالاً لاختبار (ADF) إذ يعتمد اختبار (PP) على نفس الصيغ الثلاثة التي اعتمدها اختبار (ADF) لكن الاختلاف بين (PP) و (ADF) يكون في طريقة معالجة مشكلة الارتباط الذاتي بين البواقي، بحيث تنفي الحاجة لإضافة عدد معين من تباطؤات المتغير التابع لحل مشكلة الارتباط الذاتي عند اختبار (PP) فيصحح الاخير قيمة (t) من خلال استخدام طريقة غير معلمية، Non-Parametric كما إن اختبار (PP) يكون اكثر دقة من اختبار ADF خاصة في العينات الصغيرة، يشترك اختبار (PP) في نفس الجدول التكراري لاختبار (ADF) الذي تتعين من خلاله القيمة الحرجة، وضع فيليبس وبيرون (Phillips And Perron) في عام (1988) اختباراً أخر للمتغير لمعرفة فيما إذا كان يعاني من جذر الوحدة (Unit Root) أم لا، وقد قاما بوضع الفرضين العدم والبديل لديكي – فولر فضلاً عن نفس الشروط للاستقرارية والحالات لكل فرض P. C. B. Phillips And P. Perron, (346–335: 1988). ويختلف اختبار فيليبس – بيرون عن اختبار ديكي – فولر الموسع في إن اختبار ديكي – فولر الموسع يمكنه التعامل مع الارتباط المتسلسل (Serial Correlation) الموجود في حد الخطأ العشوائي عن طريق إضافة فروق الفترات الزمنية المتباطئة إلى المتغير المنحدر عليه، في حين إن اختبار فيليبس – بيرون يستعمل مصفوفة تغاير الارتباط الذاتي واختلاف التباين(Heteroskedasticity And Auto correlation Covariance Matrix) لنيوي وويست (Newey And West) .(W. K. Newey And K. D. West , 1987 : 703–708).

فضلاً عن كون اختبار فيليب – بيرون أفضل من اختبار ديكي – فولر في العينات الصغيرة (Russell Davidson And James G. MacKinnon , 2004 : 6)

المطلب الثاني/ اختبارات التكامل المشترك يعرف التكامل المشترك على أنه نوع من التصاحب أو التلازم بين سلسلتين زمنيتين مثل(Yt ,Xt) أو أكثر بحيث يؤدي عدم الاستقرار في أحدى السلاسل الى الغاء التقلبات في الأخرى بطريقة تجعل النسبة بين قيمتها المناظرة لها عبر الزمن ثابتة، مما يعني أن بيانات السلاسل الزمنية قد تكون غير مستقرة كمجموعة في الامد الطويل، والعلاقة الطويلة الأمد بين مجموعة متغيرات تكون مفيدة في التنبؤ بقيم المتغير التابع (Yt) بدلالة مجموعة من المتغيرات المستقلة (Xt) إذ تسمى هذه الخاصية بـ (التكامل المشترك) بين مجاميع السلاسل الزمنية (Cointegration)، وإذا كان المتغيرين متكاملين من الدرجة الاولى I(1) ، فأن أي تحول خطي لهذه البيانات ينتج عنه متغير مستقل ومتكامل من الدرجة صفر (Brooks,Chris,2008,p336) وعند حدوث التكامل المشترك بين السلسلتين الزمنيتين (Yt,Xt) يتطلب أن يكونا متكاملين وأن يكون الخطأ العشوائي الناجم عن تقدير علاقة الانحدار بينهما والتي تمثل تحولا خطياً لهذين المتغيرين متكاملة من الرتبة صفر (0) I ~ Ut ويمكن التعبير عن وجود حالة التكامل المشترك بين متغيرين (, Yt Xt) على النحو الآتي:-

تاريخ قبول النشر/2023/5/30 Arcif = 0.1538
Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X
https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

Yt~I(1)
Xt~I(1)
Yt=a+bXt+ut ..... (10)
ut ~I(0)

إذ أن (ut) يمثل حد الخطأ الذي يقيس مدى انحراف العلاقة المقدرة في الاجل القصير عن اتجاهها للتوازن في الاجل الطويل، إذ تنص النظرية الاقتصادية على وجود علاقة توازنية في الاجل الطويل بين متغيرين أو أكثر، حتى لو ابتعدت قيم هذه المتغيرات عن قيم توازنها في الاجل القصير، فإن هناك قوى تعيدها الى هذه القيم وتضمن تحقيق هذه العلاقة في الأجل الطويل، فاذا كان لدينا متغير مستقر في صورته الأصلية يقال أنه متكامل من الرتبة صفر . ويكتب على النحو الاتي:- (محمد، احمد سلطان ،2013 ، ص65).

Yt ~I(o)

في حين إذ كان هذا المتغير غير ساكن في صورته الاصلية واصبح ساكناً بعد أخذ الفرق الأول إي أن

$\Delta Y_t=Y_t-Y_{t-1}$ ..... (11)

وعندئذ يقال بأن هذا المتغير متكامل من الرتبة الأولى ويكتب على النحو الآتي :-

Yt ~I(1)

وهناك اختبارات عدة لتحديد فيها إذا كانت المتغيرات تمتاز بخاصية التكامل المشترك أو لا ومنها:

المطلب الثالث/ نماذج الانحدار الذاتي للتوزيعات المتباطئة ARDL اولا: نموذج الانحدار الذاتي للتوزيعات المتباطئة الخطي Linear ARDL: يعتبر نموذج الانحدار الذاتي للتوزيعات المتباطئة (Auto Regressive Distributive Lag Model) أحد أساليب التكامل المشترك كاختبار جوهانسن (Johansen 1988) واختبار جوهانسن – جوسليوس (Johansen Juselius 1990) غير إن تطبيق نموذج (ARDL) جرى في المجالات الاقتصادية لاختبار وجود علاقات طويلة الاجل بين المتغيرات الاقتصادية عبر السلاسل الزمنية على يد (Pesaran 2001) M.H.Pesaran 2001 (326 – 289:والشكل الأساسي لنموذج (ARDL) هو:

$$Y_t = b_0 + b_1Y_{t-1} + \text{----} + b_pY_{t-p} + a_0X_t + a_1X_{t-1} + a_2X_{t-2} + \text{---} + a_qX_{t-q} + U_t \text{--(13)}$$

إذ إن:

Y_t : المتغير التابع في المدة (t).

Y_{t-1} : متغير مستقل في المدة (t-1).

X : متغير مستقل.

b, a : معلمات.

Ut : حد الخطأ العشوائي.

ويتميز نموذج (ARDL) عن باقي أساليب التكامل المشترك ببعض المزايا، وهي كالآتي:

يعد نموذج (ARDL) من الأساليب التي يمكن أن تطبق على العينات سواء كانت صغيرة الحجم أم كبيرة الحجم (30 – 80) مشاهدة (C. S. Pattichis 1999 : 1320-1329).

1) يطبق نموذج (ARDL) على نمذجة العام إلى الخاص، إذ يقوم بإجراء عدد كافٍ من التباطؤات الزمنية من أجل توليد بيانات عملية.

تاريخ قبول النشر/2023/5/30 Arcif = 0.1538
Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X
https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

(Muhammad Afzal, Muhammad Ehsan Malik , A.auf Butt and Kalsoom Fatima. 2013 : 25) .

2) يمكن استعمال نموذج (ARDL) بغض النظر عما إذا كان هنالك انحدار بسيط أم متعدد.

3) يستطيع نموذج (ARDL) التمييز بين المتغيرات التابعة والمستقلة، فضلاً عن القضاء على المشكلات التي تنشأ بسبب وجود الارتباط الذاتي، وكذلك يقدر العلاقة القصيرة الأجل والطويلة الأجل في وقت واحد وتوافر تقديرات غير متحيزة كفؤة، فضلاً عن كون نموذج (ARDL) يستند إلى معادلة واحدة (الجناني، عمار نعيم زغير. 2016 : ص 97). ولتطبيق نموذج (ARDL) لا بد من تحقق الفروض الآتية:-

Yongcheol Shin, Byungchul Yu, and Matthew Greenwood- , 2011: 281 – 314) (Nimmo

أ- عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي (Auto correlation) في البيانات.

ب- عدم وجود مشكلة اختلاف التباين (Heteroskedasticity) في البيانات.

ت- عدم وجود متغيرات ساكنة عند الفرق الثاني [I(2)].

المتغيرات المبحوثة يجب أن تكون ساكنة كلها إما عند الفرق الأول [I(1)] أو خليط من المستوى [I(0)] والفرق الأول [I(1)].

ثانيا: نموذج الانحدار الذاتي للتوزيعات المتباطئة غير الخطي[None Linear ARDL] في عام 2014 ولتعرض نموذج ARDL السابق للعديد من الانتقادات من أبرزها عدم صحة الفرضية الخطية للنموذج، إذ أنه توجد العديد من الظواهر الغير خطية غير أنه يقتصر على الظواهر الخطية التي تمتاز بالندرة، مما دفع (Shin) لوضع نموذج الانحدار الذاتي غير الخطي للتوزيعات المتباطئة (NARDL) وذلك باستعمال عملية التجزئة الإيجابية والسلبية للمتغير غير الخطي لإيجاد علاقة الاجل القصير والطويل وإن هذا النموذج يعمل بفروض نموذج ARDL وبنفس شروطه ويمتاز عنه يأخذ بنظر الاعتبار احتمالية وجود علاقة اللاخطية في تأثير المتغير المستقل للمتغير التابع سوء في الاجل القصير أو الطويل(Yongcheol Shin, Byungchul Yu,2011: 281 – 314.)

المبحث الثالث/ قياس وتحليل العلاقة بين سياسة التعريفة الكمركية للسلع الزراعية والناتج المحلي

الإجمالي للقطاع الزراعي في العراق للمدة [2003 – 2021]

أولا: توصيف النموذج القياسي [**الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي**] تم تقدير نموذج NARDL من خلال تجزئة المتغير (X) الى موجب وسالب وكما يأتي:

$$X_t = X_0 + X^+ + X^-$$

إذ إن:

$$X^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta X^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta X_j, 0)$$

$$X^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta X^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta X_j, 0)$$

وبالاستناد لهذا الافتراض فانه سيتكون لدينا نموذج $NARDL_{(p,q)}$ وكالاتي:

$$Y2_t = \sum_{j=1}^{p} \phi_j Y2_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} (\theta_{j=0}^{+} X_t^{+} + \theta_j^{-} X_t^{-}) + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots(1)$$

تاريخ قبول النشر/2023/5/30 Arcif = 0.1538
Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X
https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

إذ إن:

$Y2_t$: الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي.
x_t^+ : رفع معدلات التعريفة الكمركية.
x_t^- :خفض معدلات التعريفة الكمركية.
وتشير المعادلة أعلاه الى صيغة الأجل القصير لتوصيف نموذج NARDL والتي يتوجب ان تكون معلماتها مستقرة وألا تعاني من مشاكل الارتباط التسلسلي وعدم ثبات التباين.

$$\Delta Y2_t = \rho\xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{\rho-1} X_j \ \Delta Y2_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1}(\varphi_j^+ \Delta X_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta X_{t-j}^-) \quad .....(2)$$

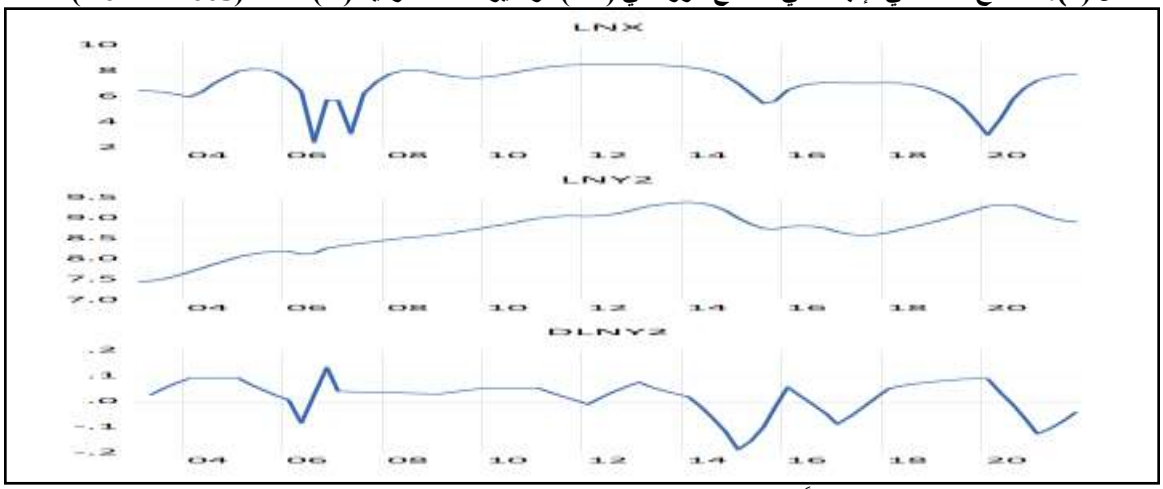
إذ إن:
ξ_{t-1} : حد تصحيح الخطأ.
ρ : سرعة تصحيح الخطأ.
كما وان حد تصحيح الخطأ يتوجب أن يكون سالباً ومعنوياً، إضافة لذلك ان سرعة تصحيح الخطأ يجب أن تكون بين (-1) و(0).

$$\Delta Y2_t = \rho Y2_{t-1} + \theta^+ X_{t-1}^+ + \theta^- X_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} X_i \Delta Y2_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \pi_i \Delta X_{t-i} \quad ..(3)$$

تظهر المعادلة أعلاه صيغة الاجل الطويل لنموذج NARDL .

ثانيا: تحديد بيانات النموذج القياسي [الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي]: جرى استعمال بيانات الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي (Y2)، والايرادات الكمركية كمؤشر لسياسة التعريفة الكمركية للسلع الزراعية (X) بملايين الدولارات الامريكية وبالأسعار الجارية، وقد قام الباحث بتحويل البيانات السنوية إلى بيانات فصلية (ربع سنوية) للمدة (2003.Q1 – 2021.Q4) باستعمال طريقة(Litterman)وبأخذ صيغة اللوغاريتم الطبيعي وبذلك يكون عدد المشاهدات (76) مشاهدة، ويبين الشكل البياني (1) بيانات النموذج وكالآتي:

شكل (1): الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي (Y2)، والايرادات الكمركية (X) للمدة (2003 – 2021)



المصدر: من عمل الباحثان استناداً إلى البرنامج الاحصائي (Eviews12).

تاريخ قبول النشر/2023/5/30 Arcif = 0.1538
Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X
https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

ثالثا: اختبارات جذر الوحدة للنموذج القياسي (الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي):

يلحظ من الجدول (1) في ادناه ان السلسلة الزمنية للمتغير (سياسة التعريفة الكمركية للسلع الزراعية) (LinX) ساكنة (Stationarity) عند المستوى [I(0)]؛ في حين ان السلسلة الزمنية للمتغير (الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي) (LinY1) ساكنة عند الفرق الأول [I(0)]، وبالاستعانة بإحصائية (T) ولكلا الأختبارين (ADF,PP) فهما أكبر من الجدولية، كما وان قيمة احصائية (P–Value) أقل من (5%) وبالتالي رفض فرض العدم بعدم سكون السلسلة الزمنية وقبول الفرض البديل بسكون السلسلة الزمنية عند المستوى [I(0)] للمتغير (LinX) وبسكون المتغير (LinY2) عند الفرق الأول [I(1)].

جدول (1): اختبار (ADF, PP) للنموذج القياسي (الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي)

اختبارات جذر الوحدة:								
	عند المستوى* (Level)				عند الفرق الأول			
الاختبارات / المتغيرات	ADF		PP		ADF		PP	
	T-Statistic	Prob	T-tatistic	Prob	T-tatistic	Prob	T-tatistic	Prob
LinX	-3.043	0.036	-3.216	0.023	/	/	/	/
LinY1	-2.574	0.103	-2.638	0.090	-3.712	0.006	-3.899	0.003

المصدر: من عمل الباحثان استناداً إلى البرنامج الاحصائي (Eviews12).

الملحوظات: *يتضمن النموذج عند المستوى حد التقاطع (Intercept)، وكذلك عند الفرق الأول.

المطلب الرابع/ تقدير العلاقة بين سياسة التعريفة الكمركية للسلع الزراعية والناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي في العراق للمدة (2003 – 2021)

اولا: اختبار (F – Bounds Test) للتكامل المشترك للنموذج القياسي (الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي): تشير نتائج الجدول (2) في أدناه الى وجود علاقة تكامل مشترك بين تغيير معدلات التعريفة الكمركية للسلع الزراعية والناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي، إذ إن قيمة إحصائية (F-BoundsTest) المحتسبة والبالغة (5.377) وهي أكبر من جميع الحدود العليا الجدولية ولمختلف مستويات المعنوية (1%، 5%، 10%) على التوالي، الامر الذي يستوجب معه رفض فرض العدم بعدم وجود تكامل مشترك، وقبول الفرض البديل بوجود تكامل مشترك بين سياسة التعريفة الكمركية للسلع الزراعية والناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي.

جدول (2): اختبار (F) لحدود النموذج القياسي (الناتج المحلي الاجمالي للقطاع الزراعي)

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	5.376920	10%	2.63	3.35
k	2	5%	3.1	3.87
		2.5%	3.55	4.38
		1%	4.13	5
Actual Sample Size	71		Finite Sample: n=75	
		10%	2.725	3.455
		5%	3.253	4.065
		1%	4.458	5.41
			Finite Sample: n=70	
		10%	2.73	3.445
		5%	3.243	4.043
		1%	4.398	5.463

المصدر: من عمل الباحثان استناداً إلى البرنامج الاحصائي (Eviews12).

تاريخ قبول النشر/2023/5/30 Arcif = 0.1538
Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X
https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

ثانياً: اختبارات جودة النموذج القياسي (الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي):

يبين جدول (3) أن البواقي لنموذج NARDL المقدر لا تعاني من مشكلة الارتباط التسلسلي كما يوضحها اختبار (Breusch–Godfrey) إذ تبلغ قيمة (Prob.Chi-Square) له (0.82) وهي أكبر من (5%) وبالتالي قبول فرض العدم ورفض الفرض البديل أي إن بواقي النموذج لا تعاني من مشكلة الارتباط التسلسلي، كما ويظهر من الجدول عدم وجود مشكلة اختلاف التباين (Heteroskedasticity) في بواقي النموذج إذ يؤكد اختبار (Breusch– Pagan–Godfrey) ان قيمة (Prob.Chi-Square) والبالغة (0.29) فهي أكبر من (5%) مما يعني قبول فرض العدم ورفض الفرض البديل بخلو بواقي النموذج المقدر من مشكلة اختلاف التباين، اضافةً لذلك يثبت اختبار (RamseyRESET) ان النموذج المقدر جيد التوصيف وذلك من خلال قيمة إحصائية (F) (1.08) وقيمة (P- Value) لها (0.30) وهي أكبر من (5%) الامر الذي يستوجب معه رفض الفرض العدمي وقبول الفرض البديل بأن النموذج لا يعاني من مشكلة خطأ التوصيف، فضلاً عن ذلك أن معلمات النموذج المقدر مستقرة (Stable) كما يوضحها اختباري (CUSUM&CUSUM–squared) حيث إن خط التقدير يقع ما بين حدي الثقة وبالتالي قبول فرض العدم ورفض الفرض البديل.

جدول (3): اختبارات جودة تقدير نموذج NARDL (الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	0.162946	Prob. F(2,58)	0.8500
Obs*R-squared	0.396708	Prob. Chi-Square(2)	0.8201

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1.203684	Prob. F(10,60)	0.3071
Obs*R-squared	11.86359	Prob. Chi-Square(10)	0.2943
Scaled explained SS	24.40127	Prob. Chi-Square(10)	0.0066

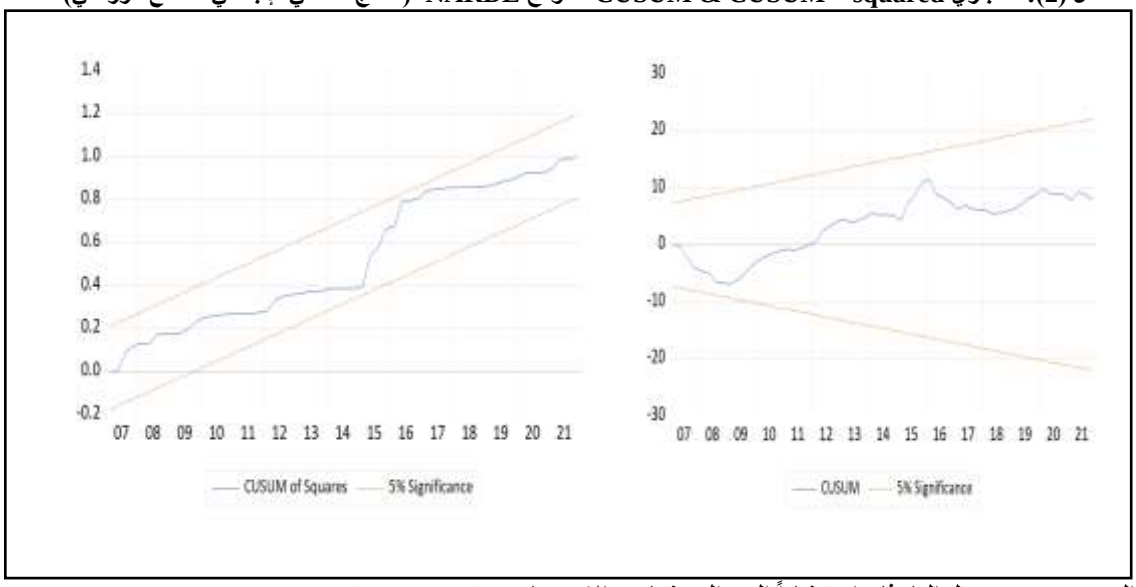
Ramsey RESET Test
Equation: NARDL
Omitted Variables: Squares of fitted values
Specification: LNY2 LNY2(-1) LNY2(-2) LNY2(-3) LNX_POS LNX_POS(-1) LNX_POS(-2) LNX_POS(-3) LNX_POS(-4) LNX_NEG LNX_NEG(-1) C

	Value	df	Probability
t-statistic	1.040067	59	0.3026
F-statistic	1.081739	(1, 59)	0.3026
Likelihood ratio	1.289965	1	0.2561

المصدر: من عمل الباحثان استناداً إلى البرنامج الاحصائي (Eviews12).

تاريخ قبول النشر/2023/5/30 Arcif = 0.1538
Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X
https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

شكل (2): اختباري CUSUM & CUSUM – squared لنموذج NARDL (الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي)



المصدر: من عمل الباحثان استناداً إلى البرنامج الاحصائي (Eviews12).

ثالثا: تقدير نموذج NARDL الثاني (الناتج المحلي الإجمالي الزراعي) يلحظ من الجدول (4) نتائج تقدير نموذج NARDL والذي يظهر ان سياسة التعريفة الكمركية للسلع الزراعية توضح حوالي (99.68 %) من التغيرات الحاصلة في الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي للعراق وذلك بالاعتماد على قيمة (R^2) والبالغة (0.9968)، فضلاً عن ذلك ان نموذج NARDL المقدر يعد معنوي احصائياً وذلك من خلال قيمة إحصائية F والبالغة (1853.98) وقيمة Prob لها تساوي (0.000) فهي اقل من (5%) وبالتالي رفض فرض العدم بعدم معنوي النموذج وقبول الفرض البديل بمعنوية النموذج، وقد تم تفسير نتائج النموذج وفقاً للآتي:

جدول (4) نموذج NARDL (الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي)

Dependent Variable: LNY2
Method: ARDL
Date: 04/11/23 Time: 17:59
Sample (adjusted): 2004Q2 2021Q4
Included observations: 71 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): LNX_POS LNX_NEG
Fixed regressors: C
Number of models evaluated: 100
Selected Model: ARDL(3, 4, 1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LNY2(-1)	2.257703	0.116192	19.43081	0.0000
LNY2(-2)	-1.781031	0.215560	-8.262358	0.0000
LNY2(-3)	0.457762	0.110859	4.129234	0.0001
LNX_POS	0.042695	0.010371	4.116776	0.0001
LNX_POS(-1)	-0.043259	0.008696	-4.974713	0.0000
LNX_POS(-2)	0.015834	0.008811	1.797000	0.0774
LNX_POS(-3)	-0.006686	0.008576	-0.779610	0.4387
LNX_POS(-4)	0.011704	0.006065	1.929708	0.0584
LNX_NEG	-0.036904	0.007666	-4.814241	0.0000
LNX_NEG(-1)	0.050714	0.010919	4.644397	0.0000
C	0.491378	0.118437	4.148859	0.0001

R-squared	0.996774	Mean dependent var	8.784437
Adjusted R-squared	0.996237	S.D. dependent var	0.405781
S.E. of regression	0.024894	Akaike info criterion	-4.406894
Sum squared resid	0.037181	Schwarz criterion	-4.056338
Log likelihood	167.4447	Hannan-Quinn criter.	-4.267489
F-statistic	1853.977	Durbin-Watson stat	1.912590
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

المصدر: من عمل الباحثان استناداً إلى البرنامج الاحصائي (Eviews12).

تاريخ قبول النشر/2023/5/30 Arcif = 0.1538
Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X
https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

1- **التفسير الاحصائي للنموذج.** تشير نتائج الجدول (5) الى وجود علاقة طردية غير خطية طويلة الاجل بين سياسة التعريفة الكمركية للسلع الزراعية والناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي في العراق؛ إذ إن رفع معدلات التعريفة الكمركية (LiNX) بنسبة (1%) سيؤدي ذلك الى زيادة الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي للعراق (LiNY2) بنسبة (0.31 %) وتظهر هذه الزيادة في الموسم الزراعي القادم (الزيادة بعد موسمين زراعيين بمعدل 0.31%) ، وعند انخفاض معدلات التعريفة الكمركية (LiNX) بنسبة (1%) سيؤدي الى انخفاض الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي للعراق (LiNY2) بنسبة (0.21 %)، وعند حصول أي اختلال في هذه العلاقة بالأجل القصير عن توازن الاجل الطويل فسيعيد نموذج تصحيح الخطأ التوازن وبسرعة (-0.0656) فصلياً، مما يعني أن (6.56 %) من عدم التوازن في صدمة الفصل الأخير سيتمُ تصحيحها في الفصل الحالي.

جدول (5): نموذج NARDL الثاني (الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي) للأجل الطويل

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(LNY2)
Selected Model: ARDL(3, 4, 1)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 04/11/23 Time: 17:59
Sample: 2003Q1 2021Q4
Included observations: 71

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.491378	0.118437	4.148859	0.0001
LNY2(-1)*	-0.065567	0.015277	-4.291798	0.0001
LNX_POS(-1)	0.020288	0.005392	3.762377	0.0004
LNX_NEG(-1)	0.013810	0.004385	3.149575	0.0025
D(LNY2(-1))	1.323270	0.111894	11.82606	0.0000
D(LNY2(-2))	-0.457762	0.110859	-4.129234	0.0001
D(LNX_POS)	0.042695	0.010371	4.116776	0.0001
D(LNX_POS(-1))	-0.020852	0.005410	-3.854679	0.0003
D(LNX_POS(-2))	-0.005018	0.005878	-0.853754	0.3966
D(LNX_POS(-3))	-0.011704	0.006065	-1.929708	0.0584
D(LNX_NEG)	-0.036904	0.007666	-4.814241	0.0000

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Levels Equation
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNX_POS	0.309427	0.073735	4.196496	0.0001
LNX_NEG	0.210623	0.067515	3.119621	0.0028
C	7.494294	0.213389	35.12039	0.0000

EC = LNY2 - (0.3094*LNX_POS + 0.2106*LNX_NEG + 7.4943)

المصدر: من عمل الباحثان استناداً إلى البرنامج الاحصائي (Eviews12).

2- **التفسير الاقتصادي للنموذج.** يلحظ من الجدول (5) الى وجود علاقة طردية غير خطية طويلة الاجل بين سياسة التعريفة الكمركية للسلع الزراعية والناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي، إذ ان رفع معدلات التعريفة الكمركية بنسبةٍ معينة ستزيد من الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي بحوالي ثلث تلك الزيادة في الموسم الزراعي القادم لذلك كان يمكن اخذ فترات ابطاء اكثر ليحدث الاستقرار بوجود اتجاه ومسار، الاتجاه يعبر عن السياسات الزراعية المتخذة بعد تغيير اسعار ومعدلات التعريفة الكمركية وذلك لان العمل في القطاع الزراعي يحتاج الى اطمئنان من قبل العاملين للسياسات التجارية واستقرار في معدلات التعريفة الكمركية المفروضة اثر ذلك على اجمالي انتاج القطاع الزراعي خلال فترة الاستقرار او السكون في السلسلة الزمنية اما المسار فسوف يمثل السياسات الزراعية الداعمة لرفع معدلات استجابة الانتاجية في القطاع الزراعي لهذا ظهر لدى الباحث درجة مرونة منخفضة. في حين ان انخفاض معدلات التعريفة الكمركية بنسبةٍ معينة ستخفض من الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي بحوالي خمس تلك النسبة، وبذلك يعد تأثير سياسة التعريفة الكمركية للسلع الزراعية في الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي منخفضاً نسبياً والناجم عن انخفاض مرونة الناتج

تاريخ قبول النشر/2023/5/30 Arcif = 0.1538
Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X
https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي للعراق تجاه سياسة التعريفة الكمركية للسلع الزراعية ؛ وذلك يعود الى وجود مشاكل فنية عديدة في القطاع الزراعي كشحة المياه وملوحة التربة وانخفاض الدعم الحكومي كالأسمدة والبذور والمبيدات والتي تزيد من تكاليف الاستثمار الزراعي في بعض المناطق وتعوقه في مناطق أخرى.

جدول(6)نموذج تصحيح الخطأ لنموذج NARDL (الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي)

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(LNY2)
Selected Model: ARDL(3, 4, 1)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 04/11/23 Time: 17:59
Sample: 2003Q1 2021Q4
Included observations: 71

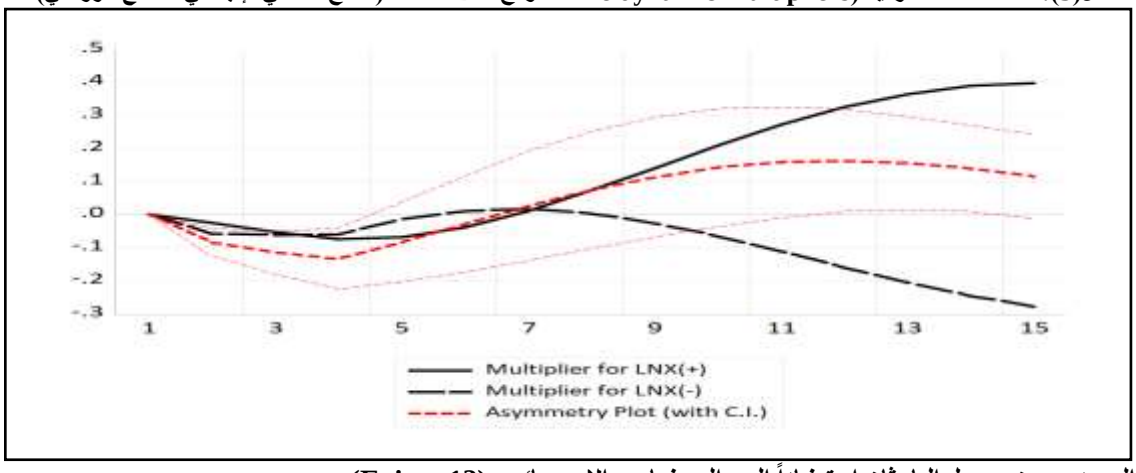
ECM Regression
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNY2(-1))	1.323270	0.097046	13.63546	0.0000
D(LNY2(-2))	-0.457762	0.100073	-4.574293	0.0000
D(LNX_POS)	0.042695	0.008428	5.066026	0.0000
D(LNX_POS(-1))	-0.020852	0.005053	-4.126565	0.0001
D(LNX_POS(-2))	-0.005018	0.005648	-0.888545	0.3778
D(LNX_POS(-3))	-0.011704	0.005732	-2.041840	0.0456
D(LNX_NEG)	-0.036904	0.005860	-6.297481	0.0000
CointEq(-1)*	-0.065567	0.013797	-4.752164	0.0000

المصدر: من عمل الباحثان استناداً إلى البرنامج الاحصائي (Eviews12).

رابعا: تقدير المضاعفات الحركية The dynamic Multipliers لنموذج NARDL الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي: يوضح الشكل (3) في ادناه ان حصول صدمة في سياسة التعريفة الكمركية للسلع الزراعية ستؤدي الى انخفاض الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي ليصل ذروته بعد حوالي أربعة فصول (سنة واحدة) لتبلغ نسبة الانخفاض (1.5 %) عن وضع التوازني، إلا ان الناتج المحلي الإجمالي الزراعي بعد ذلك يبدأ بالزيادة ليصل ذروته بعد اثنى عشرة فصلاً (ثلاثة سنوات) بزيادة قدرها (1.8%) عن الوضع التوازني، إلا انه سينخفض في الفصول اللاحقة ويحقق زيادة قدرها (1.1 %) في الاجل الطويل عن ما كان عليه قبل حصول الصدمة.

شكل(3): المضاعفات الحركية The dynamic Multipliers لنموذج NARDL (الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي)



المصدر: من عمل الباحثان استناداً إلى البرنامج الاحصائي (Eviews12).

Arcif = 0.1538 تاريخ قبول النشر/2023/5/30
Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X
https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

الاستنتاجات والتوصيات

الاستنتاجات

1. تحقق فرضية البحث والتي مفادها وجود علاقة طردية غير خطية طويلة الاجل بين سياسة التعريفة الكمركية للسلع الزراعية والناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي إذ ان اتباع سياسة تعريفة كمركية مشددة او متصاعدة على السلع الزراعية المستوردة في العراق سوف يؤدي الى زيادة الناتج المحلي الاجمالي للقطاع الزراعي العراقي من خلال العلاقة الطردية بين زيادة معدلات التعريفة الكمركية وارتفاع الناتج المحلي الاجمالي للقطاع الزراعي في العراق.
2. انخفاض مساهمة القطاع الزراعي في الناتج المحلي الإجمالي في الفترة (2003 - 2021) ويعود السبب الى تخلف البنى التحتية الزراعية وعدم استخدام التقنيات التكنولوجية ومشكلة الإغراق السلعي من المنتجات الزراعية المنافسة وزيادة حجم الاستيراد الزراعي وانخفاض الصادرات الزراعية المحلية وبالتالي انخفاض الناتج المحلي الاجمالي الزراعي والعجز في الميزان التجاري وميزان المدفوعات وعدم القدرة على النهوض بواقع الاقتصاد العراقي.
3. ان كمية العجز الكبير في الميزان التجاري السلعي، و الزيادة المستمرة في العجز و خاصة في السلع الزراعية وهذا بالطبع لأن العراق بلد نامي، وان السلع الزراعية ودورها في رفد الموازنة من خلال الناتج المحلي الاجمالي الزراعي يحتاج إلى تقنية عالية يفتقر إليها العراق نظراً لتخلف جهازه الإنتاجي الزراعي والصناعي ولعدم توفر رؤوس الأموال اللازمة للنهوض بالقطاعين الزراعي والصناعي.
4. شهد الناتج الزراعي للمحاصيل الزراعية والغذائية تذبذباً واضحاً طيلة مدة الدراسة ولا يرتقي الى مستوى الطموح مما انعكس ذلك في تدني نسبة مساهمة القطاع الزراعي في تكوين الناتج المحلي الاجمالي طيلة مدة الدراسة (2003 – 2021).
5. ان إزالة الحماية الكمركية لمنتجات القطاع الزراعي ينتج عنه انخفاض الإنتاج في هذا القطاع وتراجع الإمدادات الغذائية في السوق المحلية، الأمر الذي نجم عنه زيادة الفجوة الغذائية في العراق وانخفاض مستوى الاكتفاء الذاتي، وانخفاض نسبة مساهمة القطاع الزراعي في تكوين الناتج المحلي الاجمالي الزراعي، الأمر الذي ترتب عليه فقدان الأمن الغذائي في العراق كما ان غياب الحماية الكمركية عن القطاع الزراعي ساهم في تسريح عدد كبير من العاملين في هذين القطاع وهو ما انعكس بشكل سلبي على مستوى المعيشة لهؤلاء العمال وزيادة البطالة في القطاع الزراعي.

التوصيات:

1. الاهتمام بالتعريفة الكمركية باعتبارها مورد مالي مهم إذ يمكن من خلالها معالجة الكثير من المشاكل الاقتصادية التي يعاني منها الاقتصاد العراقي مثل مشكلة الإغراق السلعي من المنتجات الزراعية المنافسة من خلال تقليل حجم الاستيراد الزراعي وزيادة الصادرات الزراعية المحلية وبالتالي معالجة العجز في الميزان التجاري وميزان المدفوعات والنهوض بواقع الاقتصاد العراقي بالإضافة الى تحقيق استدامة الامن الغذائي وزيادة الناتج المحلي الاجمالي الزراعي.
2. ضرورة قيام السلطة الاقتصادية بحوكمة الاستيرادات الزراعية، والتقليل من منح إجازات الاستيراد أو أن يتم منحها وفق ضوابط شديدة من أجل حصر عملية الاستيراد الزراعي وحماية الانتاج المحلي الزراعي من المنافسة الشديدة فضلاً عن تحقيق مستوى عالي من الامن الغذائي من خلال الاستقرار السعري في الأسواق المحلية والخارجية.

تاريخ قبول النشر/2023/5/30 Arcif = 0.1538
Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X
https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

3. توفير الحماية الكمركية وخاصة لمنتجات القطاع الزراعي عن طريق فرض تعريفة كمركية مرتفعة او متصاعدة على السلع المماثلة للانتاج المحلي الزراعي. بشكل يجعل أسعارها تقارب أسعار السلع الزراعية المحلية، والهدف من هذا زيادة قوة منافسة الإنتاج المحلي للسلع الزراعية المستوردة والحصول على الإيرادات المالية اللازمة للنهوض بالقطاع الزراعي. وتفعيل قانون مكافحة وحماية المنتج والمستهلك الذي شرع في مجلس النواب العراقي 2009. مع تأسيس مديرية خاصة لمكافحة ظاهرة الإغراق السلعي لإبراز مدى خطورة هذه الظاهرة على مستقبل اقتصاد العراق.
4. يتطلب من هيئة المنافذ الحدودية التابعة الى رئاسة مجلس الوزراء بالتعاون مع الهيئة العامة للكمارك في وزارة المالية بضبط المنافذ الحدودية والنقاط والمراكز الكمركية التابعة للمركز واقليم كوردستان من أجل ضبط عمليات دخول البضائع والسلع الزراعية وخصوصاً الاستراتيجية منها الى الاسواق المحلية وحماية المنتج المحلي من الاغراق السلعي، من أجل تحقيق الامن الغذائي في العراق.
5. فرض الضرائب الكمركية على السلع الزراعية الممكن انتاجها محلياً بنسبة اعلى من السلع غير القادر على انتاجها ومن ثم تحفيز الارتباطات الامامية والخلفية لهذه المنتجات، وما أن يكون هناك جهاز انتاجي مرن يكون الوقت مناسب لاتباع سياسة تخفيض سعر الصرف لينعكس ذلك بشكل ايجابي أكثر وضوحاً على الميزان التجاري.

المصادر والمراجع References

اولا / المصادر العربية

1. ابراهيم العيساوي، قياس التبعية في الوطن العربي، مركز دراسات الوحدة العربية، الطبعة الاولى بيروت، 1989، ص 13 .
2. الجناني، عمار نعيم زغير. قياس وتحليل العلاقة بين تحرير التجارة الخارجية والنمو الاقتصادي في العراق للمدة (2003 – 2014) باستخدام نموذج ARDL. رسالة ماجستير مقدمة الى كلية الإدارة والاقتصاد – الجامعة المستنصرية. بغداد. 2016 : ص 97.
3. شيخي محمد، طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات، الطبعة الاولى و دار الحامد للنشر والتوزيع، الاردن، 2012، 200 – 201.
4. الطائي، فاضل عباس، والشرابي، نجلاء سعد، المنطق المضبب لنموذج سلسلة زمنية غير المراوحة مع التطبيق، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، المجلد (7) العدد (18)، (2010)، ص 93.
5. عامر أحمد عامر، محاولة نمذجة وتقدير الفجوة الغذائية في الجزائر، مجلة الباحث، العدد الثامن، ،2010،ص 29، شبكة المعلومات الدولية، بحث متاح على الانترنيت، الموقع http://rcweb.luedld.net/rc8/2.pd f
6. عيسى ، سعد صالح، ومصطفى، منذر صابر، أثر الاستقرار السياسي والتنمية الاقتصادية في العراق للمدة 2003 - 015 ، مجلة جامعة تكريت للعلوم الاقتصادية والادارية، المجلد (3) العدد (43)،(2018)، ص271
7. لمياء احمد اسماعيل الجمال، الامن الغذائي في المشرق العربي، رسالة ماجستير مقدمة الى كلية التربية – قسم الجغرافية غير منشورة، جامعة الموصل،2009، ص31 .

تاريخ قبول النشر/2023/5/30 Arcif = 0.1538
Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X
https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

8. محمد، احمد سلطان، إستقرارية السلاسل الزمنية للبيانات المقطعية الخاصة بالمنشآت الصناعية الكبيرة في العراق، مجلة جامعة بغداد للعلوم الاقتصادية والادارية، المجلد (19) العدد(70)، (2013)، ص. 65
9. محمد ازهر سعيد السماك، الجغرافية السياسية الحديثة، وزارة التعليم العالي والبحث العلمي الطبعة الاولى، دار الكتب، الموصل، 1993، ص201 ،162.
10. محمد عبد القادر عطية، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعة للطباعة والنشر، الاسكندرية، ص621 .
11. محمد عبد الكريم منهل العقيدي، سياسات الدعم المحلي في القطاع الزراعي في جمهورية العراق قبل الانضمام إلى منظمة التجارة العالمية،WTO،بغداد، 2008، ص 13 بحث منشور على شبكة المعلومات الدولية، الانترنيت، الموقعwww.iraqiscas.com/books/d3.docw
12. مهدي محسن العلاق ونجلاء علي مراد، اتجاهات التغير في نمط الاستهلاك العائلي في العراق بغداد. ،2007.

ثانيا/ المصادر الاجنبية

1. D. A. Dickey And W. A. Fuller , Distribution Of The Estimators For Autoregressive Time Series With A Unit Root , Journal Of The American Statistical Association 74 , 1979 : 427–431.
2. P. C. B. Phillips And P. Perron , Testing for a Unit Root In Time Series Regression , Biometrika 75 , 1988 :335–346.
3. W. A. Fuller , Introduction To Statistical Time Series , 2nd ed , New York: Wiley , 1996 .
4. Andrew C. Harvey , Time Series Models , Oxford: Philip Allan and Humanities Press , 1981.
5. Brooks, Chris, (2008) ,Introductory Econometrics for Finance, 2nd , Edition, Cambridge University Prees uk.p336.
6. C. S. Pattichis , Time-Scale Analysis Of Motor Unit Action Potentials , IEEE Transactions On Biomedical Engineering , Volume 46(11),1999:1320-1329.
7. Damodar N. Gujarati , Basic Econometrics , 4thed Edition , McGraw-Hill Higher Education , 2003: 797 - 818.
8. Damodar N. Gujarati , BASICECONOMETRICS , op cit : 818
9. Dickey, David A., and Wayne A. Fuller. "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root." Econometrica : journal of the Econometric Society. 1981:PP 1057 – 1072.
10. Greene,William H, "Econometric Analysis",7th,Edition, New York University, Prentic Hall,(2012).p913.
11. J.D.Hamilton , Time Series Analysis , Princeton: Princeton University,1994:528-529.
12. J. S. Mah , An Empirical Examination Of The Disaggregated Import Demand Of Korea , The Case Of Information Technology Products, Journal Of Asian Economics, Volume 11(2) , 2000 : 237-244.

تاريخ قبول النشر/2023/5/30 Arcif = 0.1538
Iraq Journal For Economic Sciences / ISSN:1812-8742 / ISSN ONLIN:2791-092X
https://doi.org/10.31272/IJES2024.80.10

13. M. H . Pesaran , Shin Yongcheol And R . J . Smith , Bounds Testing Approaches To The analysis Of Level Relationships , Journal Of Applied Econometrics , Volume 16(3) , 2001 : 289 – 326 .
14. Muhammad Afzal, Muhammad Ehsan Malik , A. Rauf Butt and Kalsoom Fatima Openness , Inflation And Growth Relationships In Pakistan An Application of ARDL Bounds Testing Approach , Pakistan Economic and Social Review , Volume 51, No. 1 .2013 : 25.
15. Russell Davidson And James G. MacKinnon , Econometric Theory and Methods New York: Oxford University Press , 2004 : 623.
16. Tsay Rueys,(2012), " The Analysis of Financial Time Series" ,3rd Edition John Wiley and , New Jersey, USA.72
17. W.K.Newey And K. D. West , A simple , Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity And Autocorrelation Consistent Covariance Matrix , Econometrica ,55 , 1987 : 703–708.
18. Yongcheol Shin, Byungchul Yu, and Matthew Greenwood-Nimmo, Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework, Festschrift in honor of Peter Schmidt, Springer, New York, USA, 2011: 281 – 314.