Journal homepage
www.ajas.uoanbar.edu.iq
Anbar Journal of Agricultural Sciences
(University of Anbar – Agriculture College)

تحليل اقتصادي لأهم المتغيرات المؤثرة على التشغيل الزراعي في العراق للمدة (2019 – 1998)

سعد عبد القهار البدوي*
وزارة الزراعة

رجاء طعمة الواسطي
كلية علوم الهندسة الزراعية _ جامعة بغداد

***المراسلة الى:** سعد عبد القهار البدوي، دائرة وقاية المزروعات، وزارة الزراعة، بغداد، العراق.
البريد الالكتروني: saadizeddin@gmail.com

Article info
Received: 2022-07-04
Accepted: 2022-07-30
Published: 2023-06-30

DOI-Crossref:
10.32649/ajas.2023.179764

Cite as:
Al-Badawi, S. A., and R. T. Al-Wasity. (2023). An economic analysis of the most important variables affecting agricultural employment in iraq for the period (1998 - 2019). Anbar Journal of Agricultural Sciences, 21(1): 224-249.

©Authors, 2023, College of Agriculture, University of Anbar. This is an open-access article under the CC BY 4.0 license (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

الخلاصة

يهدف البحث الى التقصّي عن أهم نتائج الصدمات الاقتصادية التي تعرض لها العراق في العقود الماضية عن طريق بعض المؤشرات الزراعية مع مستويات التشغيل في القطاع الزراعي وهي (الأجور الزراعية، الاستثمار الزراعي، الناتج الزراعي والمكننة الزراعية). ولقد اعتمد البحث لمعالجة الإشكالية المطروحة خلال المدة الزمنية 1998 – 2019 استخدام منهجية تقوم على أداة مهمة في الدراسات الاقتصادية في الوقت الحاضر، وهي تحليل أنموذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلي SVAR وما يتبعه من تحليل تجزئة التباين الهيكلي واستجابة النبضة الهيكلية، وذلك للتقصي عن أهم الصدمات التي تعرض لها الاقتصاد وتأثير ذلك على تطور المؤشرات وتأثرها بهذه الصدمات فيما بينها، وتوصل البحث الى نتائج عدة بهذا الخصوص، منها أن أهم وأقوى صدمة متغير ساهمت في تباين متغير التشغيل الزراعي هو متغير الأجور الزراعية (الصدمة الأولى)، إذ بلغت نسبة تأثير الصدمة في تباين متغير التشغيل مقدار 82% في السنة الأولى وتراجعت ببطء لتصل الى 69.7% عند نهاية المدة وهذا يعني أهمية الزيادة في الأجور في تحفيز عرض العمل وبالتالي التشغيل في القطاع الزراعي، وان لهذا المتغير تأثير دائمي وقوي في المدى البعيد.

كلمات مفتاحية: متجه الانحدار الذاتي الهيكلي، استجابة الصدمة التراكمية، تحليل تجزئة التباين الهيكلي.

AN ECONOMIC ANALYSIS OF THE MOST IMPORTANT VARIABLES AFFECTING AGRICULTURAL EMPLOYMENT IN IRAQ FOR THE PERIOD (1998 - 2019)

S. A. Al-Badawi*[1] R. T. Al-Wasity[2]

[1]Iraqi Ministry of Agric

[2]Coll. of Agric. Engin. Sci. University of Baghdad

***Correspondence to:** S. A. Al-Badawi, Planet Protection Dep, Iraqi Ministry of Agric., Baghdad, Iraq.
Email: saadizeddin@gmail.com

Abstract

The research aims to investigate the most important consequences of the economic shocks that Iraq has suffered in the past decades through some agricultural indicators with employment levels in the agricultural sector (agricultural wages, agricultural investment, agricultural output and agricultural mechanization). To discuss the problem during the period 1998-2019 the authors adopted set of methodology based on an important tool in economic studies at present days, which is the analysis of the structural vector autoregression – SVAR model and the subsequent analysis of structural variance decomposition and structural impulse response, in order to investigate the most important shocks to the economy and the impact on the development of indicators and their impact on these shocks among themselves. The research reached several results in this regard, including the most important and strongest variable shock contributed to the development of indicators and their impact on these shocks among themselves. The agricultural wages (the first shock) is the most influencing variable that effect in variance decomposition of agricultural employment, where the shock effect was 82% in the first year and slowly declined to 69.7% at the end of the period, which means the importance of increasing wages in stimulating the offer of work and thus employment in the agricultural sector, and this variable has a permanent and strong impact in the long run.

Keywords: SVAR, Accumulation impulse respond, Structural variance decomposition.

المقدمة

يأتي الاهتمام بقضية تشغيل القوى العاملة انطلاقاً من مبدأ أن الحق في العمل يعد مطلبا أساسيا لأفراد المجتمع جميعاً، حيث نجد أن الأنظمة والتشريعات الدولية قد التزمت بالنّص على ضرورة وأهمية توفير العمل اللائق والمناسب للفرد، لذا نصّ الإعلان العالمي لحقوق الإنسان في البند 23 – الفقرة الأولى على "أن لكلّ إنسان الحق في العمل وله وحرية اختياره بشروط عادلة ومرضية كما أن له حق الحماية من البطالة". ويعد القطاع الزراعي بمثابة القطاع الرئيس لاستيعاب القوى العاملة في الكثير من الدول النامية ومنها الدول العربية، إذ تبلغ نسبة

العاملون فيه في الدول العربية ما يزيد عن 20.8% من اجمالي القوى العاملة ككل البالغة 131.1 مليون نسمة لعام 2019 (4)، وهكذا نجد انه يمثل مجالاً لتشغيل فئة كبيرة من القوى العاملة لاسيما في المناطق والدول المزدحمة بالسكان، الا انه يشهد تناقص نسبة المشتغلين فيه، فقد شهدت اعداد القوى العاملة بالزراعة تناقصا سنويا حاداً، اذ انخفضت من 27.1 مليون عامل في عام 2010 الى حوالي 24.1 مليون عامل في عام 2017 في مجمل الدول العربية حسب المصدر نفسه. من هذا المنطلق، يتناول البحث دراسة وتحليل العلاقة بين المتغيرات المختارة وطبيعة تأثرها بالصدمات الهيكلية التي تعرضت لها، ويستند التحليل الى سلسلة زمنية تمتد من 1998 الى 2019 وباستخدام حزمة من الأدوات الإحصائية الخاصة بالسلاسل الزمنية. للبحث أهميته الخاصة كونه يعالج موضوعاً مهماً ومركزياً بالنسبة لأي اقتصاد يتناول من خلاله مشكلة التشغيل في القطاع الزراعي وعلاقته ببعض المتغيرات الاقتصادية الزراعية المهمة، والتي تعد من المشكلات الصعبة التي يعاني منها هذا القطاع الحيوي، فهي ترتبط بعنصر العمل الذي يمثل الوسيلة والغاية والذي يختلف عن بقية عناصر الإنتاج، لان تعطله يعني تدهور إنتاجيته وتآكل إمكاناته وقدراته، فضلا عن النتائج الاقتصادية والاجتماعية والسياسية وحتى الأمنية التي تترتب على عدم إتاحة الفرصة لاستثمار طاقاته لاسيما بعد أن أصبحت مشكلة التشغيل مرتبطة بمستقبل إيرادات الموارد الأولية من القطاع الأثقل وهو قطاع النفط، لذا فإن المعرفة المسبقة وتقصي الواقع يسهم في توجيه ورسم السياسات الاقتصادية المناسبة وتخطيط اتجاهات القوى العاملة في المستقبل. اما مشكلة البحث فهي محاولة تحديد اهم الصدمات الهيكلية التي تعرضت لها هذه المتغيرات وكيف أثرت على نفسها وعلى باقي المتغيرات، وقد افترض البحث أن الصدمات الاقتصادية التي تعرض لها العراق اثرت بشكل معنوي على اتجاهات التشغيل وعلى طبيعة العلاقات التي تربط بين المتغيرات المختارة. لذا يتمثل هدف التقصّي أهم نتائج الاضطرابات الاقتصادية التي تعرض لها العراق في العقود الماضية عن طريق أهم المؤشرات الزراعية مع مستويات التشغيل في القطاع الزراعي. اعتمد البحث في ذلك على سلسلة من البيانات الثانوية المنشورة بواسطة أجهزة الإحصاء الرئيسة الرسمية في الدولة، بداية من الجهاز المركزي للإحصاء، وزارة العمل والشؤون الاجتماعية، بالإضافة إلى أجهزة الإحصاء التابعة لمؤسسات دولية، مثل منظمة العمل الدولية International Labour Organization، الإحصائيات الدورية من صندوق النقد الدولي International Monetary Fund، والبنك الدولي World Bank، والإحصائيات المقدمة من منظمة العمل العربية، تقارير صندوق النقد العربي، المنظمة العربية للتنمية الزراعية، اطاريح الدكتوراه والبحوث المتاحة في هذا المجال. لقد استخدم عدد من الباحثين أسلوب أنموذج SVAR في القطاع الزراعي، ومنهم (5) بورقة موسومة "انعكاسات السياسة النقدية على الأداء الزراعي وخصوصاً فيما يتعلق بالتشغيل والتصدير في القطاع الزراعي"، وذلك عن طريق عدة قنوات للسياسة النقدية باستخدام تحليل الانحدار الذاتي الهيكلي (SVAR) والمربعات الصغرى العادية الديناميكية (DOLS). وقد وظف البحث العمالة والتصدير كمقاييس للأداء الزراعي، اما قنوات السياسة النقدية فهي الائتمان وسعر الفائدة وسعر الصرف. تظهر نتائج تحليل التباين SVAR أن صدمات الخطأ المتوقعة لقنوات السياسة النقدية تؤثر على الأداء الزراعي. كما قام (3) بتقييم الاستجابة النبضة لنمو الزراعة والصناعة والخدمات لصدماتهم تأثيرها على مؤشرات الاقتصاد الكلي الأخرى، وذلك باستخدام أنموذج SVAR، بهدف التحقق من استدامة الصدمات في المحددات ذات الصلة للنمو القطاعي

في باكستان، واظهرت النتائج أن استجابة النمو في القطاع الزراعي لصدمة النفقات الإجمالية كانت إيجابية، ومع ذلك أثر التضخم والتحويلات المالية بشكل سلبي على نمو القطاع الزراعي، في حين كان تأثير صدمة أراضي المحاصيل الدائمة إيجابيًا تارة وسلبية تارة أخرى. وايضاً تناولت الباحثة (7) موضوع التشغيل ونمو الناتج القطاعي في نيجيريا بهدف تحديد القطاعات ذات الكثافة الوظيفية العالية، باستخدام إطار متجه الانحدار الذاتي الهيكلي (SVAR) في استراتيجية التقدير، وأكدت النتائج أن القطاع الزراعي لديه إمكانات كبيرة لخلق فرص العمل، واكد البحث على الحاجة إلى التركيز على تطوير القطاع الزراعي والتركيز على الاقتصاد الذي تقوده الزراعة والقادر على التنويع في قطاعات أخرى كثيفة العمالة بطبيعتها، مما يجعل النمو أكثر شمولاً. في حين قدم (12) انموذج Panel SVAR لتشغيل المرأة وخصوبتها والنمو الاقتصادي: دراسة مقارنة لدول شرق آسيا والاتحاد الأوروبي، بحثت هذه الورقة في العلاقة بين توظيف المرأة، وخصوبتها، والنمو الاقتصادي باستخدام اثنين من بيانات Panel، أحدها الخاصة بثماني دول من شرق آسيا والأخرى 15 دولة في الاتحاد الأوروبي أثناء المدة 1980–2008. تم استخدام أنموذج SVAR في التحليل وكذلك تحليل تجزئة التباين الهيكلي. وجد الباحثين أن التغيرات في معدلات توظيف النساء وخصوبتهن تؤثر على تحديد معدلات النمو الاقتصادي في دول الاتحاد الأوروبي إلى ما يقارب 15%، وهي نسبة أعلى من التأثير في دول شرق آسيا الذي قدر بما يقارب 10%.

المواد وطرائق العمل

واقع أهم المؤشرات الاقتصادية في القطاع الزراعي في العراق:

أولاً: القوى العاملة والتشغيل الزراعيين للمدة 1998 – 2019: يبين جدول 1 التطورات التي حدثت في عرض قوة العمل في القطاع الزراعي (الأعمار من 15 – 64) في العراق للمدة 1980–2019، ولقد تم استنباط بيانات التشغيل (Employment) عن طريق طرح اعداد العاطلين عن العمل من القوى العاملة المتاحة في القطاع الزراعي، ويتضح الاتجاه العام للعمالة بشكل تصاعدي تبعاً للزيادة السكانية في الريف.

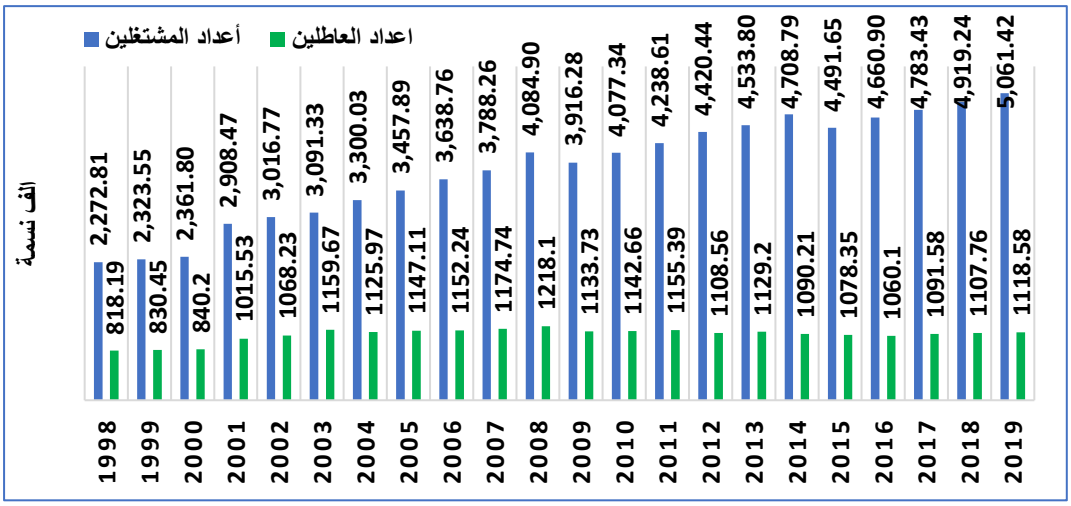
جدول 1 القوى العاملة الزراعية واعداد العاطلين والمشتغلين في القطاع الزراعي في العراق للمدة 1998 – 2019 (ألف نسمة).

السنة	القوى العاملة Labour	معدل البطالة Un_Rate	اعداد العاطلين Unemployment	أعداد المشتغلين Employment
	1	2	3	4
1998	3,091	26.47	818.19	2,272.81
1999	3,154	26.33	830.45	2,323.55
2000	3,202	26.24	840.20	2,361.80
2001	3,924	25.88	1,015.53	2,908.47
2002	4,085	26.15	1,068.23	3,016.77
2003	4,251	27.28	1,159.67	3,091.33
2004	4,426	25.44	1,125.97	3,300.03
2005	4,605	24.91	1,147.11	3,457.89
2006	4,791	24.05	1,152.24	3,638.76
2007	4,963	23.67	1,174.74	3,788.26
2008	5,303	22.97	1,218.10	4,084.90
2009	5,050	22.45	1,133.73	3,916.28
2010	5,220	21.89	1,142.66	4,077.34

4,238.61	1,155.39	21.42	5,394	**2011**
4,420.44	1,108.56	20.05	5,529	**2012**
4,533.80	1,129.20	19.94	5,663	**2013**
4,708.79	1,090.21	18.80	5,799	**2014**
4,491.65	1,078.35	19.36	5,570	**2015**
4,660.90	1,060.10	18.53	5,721	**2016**
4,783.43	1,091.58	18.58	5,875	**2017**
4,919.24	1,107.76	18.38	6,027	**2018**
5,061.42	1,118.58	18.10	6,180	**2019**

المصدر:

- **العمود 1: وزارة التخطيط/ الجهاز المركزي للإحصاء وتكنولوجيا المعلومات للسنوات 1980–2019/ المجموعة الإحصائية لسنوات الدراسة – بغداد.**
- **العمود 2: بيانات البنك الدولي؛ بيانات منظمة العمل الدولية؛ موقع www.theglobaleconomy.com المتخصص في البيانات الاقتصادية؛ (الحيالي وحسن، 2020).**
- **العمود 3 = 2 × 1 /100، والعمود 4 = 1 – 3.**



شكل 1 اعداد المشتغلين والعاطلين في القطاع الزراعي في العراق للمدة 1998 – 2019.

المصدر: اعداد الباحث استناداً الى جدول 1.

Table 1. and Figure 1. Contained the developments that occurred in the supply of labor force in the agricultural sector (ages 15-64) in Iraq for the period 1980-2019, and employment data was derived by subtracting the number of the unemployed from the available labor force in the agricultural sector, and the general trend is clear employment in an exponential manner according to the increase in the population in the countryside.

ثانياً: الأجور الكلية والزراعية واهميتها النسبية: يحصل العمل (وهو المورد البشري في النشاط الاقتصادي) على دخل نتيجة اشتراكه في عملية الإنتاج في صورة أجور، ويقصد بالعمل كل الجهود البشرية التي تبذل في النشاط الإنتاجي الاقتصادي سواء ذهنياً أو جسمانياً. وتتباين مستويات معيشة الافراد والفئات الاجتماعية المختلفة بتباين ما يحصل عليه هؤلاء من أجر مقابل مساهمتهم في النشاط الاقتصادي الذي يمارسونه في المجتمع الذي يعيشون فيه، كما تتباين دخول الأفراد تبعاً لطبيعة النشاط الاقتصادي وما يتطلبه من مهارات وقدرات ووسائل إنتاج لممارسته، وتنعكس مستويات الدخول بصفة عامة والأجور بصفة خاصة على مستويات المعيشة التي تعكسها مستويات الاستهلاك بين الافراد (2). يوضح جدول 2 الكيفية التي تطورت به الأجور الزراعية والأهمية النسبية لها بالمقارنة مع اجمالي الأجور والأجور غير الزراعية، ويمكن ملاحظة أن الأجور الزراعية قد تطورت بشكل

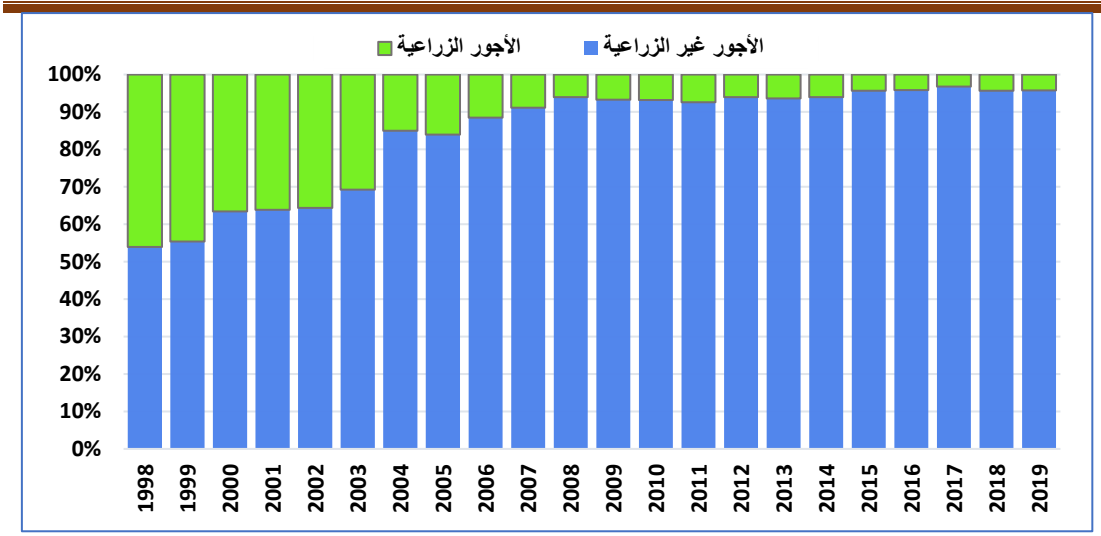
ملحوظ اثناء المدة 1998 – 2019 وبمعدل نمو وصل الى 10% وهو قد يبدو مؤشر لا بأس به للوهلة الأولى، الا انه ليس كذلك إذا ما قورن بمعدلات النمو السكانية وعرض القوى العاملة في القطاع الزراعي والتركيبة السكانية (كما ورد في جدول 2) ومدى أهمية القطاع الزراعي في الناتج المحلي الإجمالي (باستثناء القطاع النفطي) بالمقارنة مع قطاعي الخدمات والصناعي، وخصوصاً إذا ما قارنا الأهمية النسبية لأجور لقطاع الزراعي الى إجمالي الأجور، إذ يلاحظ الانخفاض الكبير فيها كما مبين في شكل 2، من المعدلات المرتفعة في تسعينات القرن الماضي التي بلغت أقصاها 46 و45% للمدة 1998 – 1999 وهي مدة الحاجة الى القاع الزراعي، الى انهيار شبه تام في مستويات الأجور لتصل الى 3، 4 و4% للسنوات 2017 – 2019 على الترتيب، مما يدل بشكل قطعي على انصراف اهتمام الحكومات العراقية المتعاقبة بعيداً عن القطاع الزراعي والتركيز ربما على قطاعات النفط، الخدمات والتعبئة العسكرية.

جدول 2 الاجور الكلية والزراعية وغير الزراعية في العراق للمدة 1990 – 2017 (مليون دولار).

السنة	الأجور الزراعية	(%)	الأجور غير الزراعية	(%)	الأجور الكلية*
	1		2		3
1998	397	46	465	54	861
1999	433	45	537	55	970
2000	415	37	719	63	1,134
2001	511	36	902	64	1,413
2002	617	36	1,117	64	1,734
2003	593	31	1,335	69	1,927
2004	867	15	4,894	85	5,761
2005	1,177	16	6,154	84	7,331
2006	1,290	11	9,947	89	11,236
2007	1,506	9	15,536	91	17,043
2008	1,635	6	25,623	94	27,259
2009	2,341	7	32,573	93	34,914
2010	2,429	7	33,093	93	35,522
2011	2,919	7	36,328	93	39,247
2012	3,095	6	47,913	94	51,009
2013	3,851	6	56,423	94	60,273
2014	3,745	6	58,441	94	62,186
2015	2,410	4	53,511	96	55,921
2016	2,283	4	53,094	96	55,377
2017	1,921	3	57,725	97	59,645
2018	2,627	4	58,081	97	59,786
2019	2,610	4	59,232	98	60,608
المتوسط	**1,803**		**27,893**		**29,598**
الحد الأعلى	**3,851**		**59,232**		**62,186**
الحد الأدنى	**397**		**465**		**861**
معدل النمو	**10%**		**26%**		**%21**

المصدر: وزارة التخطيط/ الجهاز المركزي للاحصاء – الحسابات القومية.

***العمود 3 = 1 + 2.**



شكل 2 الأهمية النسبية للأجور الزراعية وغير الزراعية.

المصدر: اعداد الباحث استناداً الى جدول 2.

Table 2 and figure 2 show how agricultural wages have evolved and their relative importance compared to total wages and non-agricultural wages.

ثالثاً: الاستثمار والمكننة الزراعيين للمدة 1998 – 2019: يعدُّ الاستقرار السياسي عنصراً مهماً من عناصر البيئة الاستثمارية الجاذبة للاستثمار المحلي والأجنبي، لان انعدام أو ضعف الاستقرار السياسي والأمني ينسحب على هجرة العقول والكفاءات ورؤوس الأموال المحلية التي تبحث عن بيئة آمنه ومستقرة، فضلا عن عدم رغبة رؤوس الأموال الأجنبية في المخاطرة في مثل هذه الظروف. في العراق اعتمدت الدولة بالدرجة الأولى سياسة التمويل المركزي في مجال الاستثمار في المشاريع الاستراتيجية والبنى الارتكازية والبرامج الإنمائية في مختلف القطاعات الاقتصادية، وقد تركز الاستثمار في أغلب المجالات بيد الدولة بشكل كبير ومؤثر بسبب ضخامة المبالغ المستثمرة وكون القسم الأعظم من هذه المشاريع تحمل صفة مشاريع النفع العام.

يلاحظ من جدول 2 ضعف في الاستثمار الزراعي في بداية المدة إذ شهدت المدة 1998 – 2007 انخفاضاً واضحاً في الاستثمارات الزراعية وهي على ما يبدو امتداد لتأثر القطاع الزراعي بأزمة فرض العقوبات الاقتصادية في ذلك العقد، ثم أخذت بالارتفاع بقفزة كبيرة عام 2008 وبنسبة تغير سنوي يقارب 293% أي ثلاثة اضعاف ما كان عليه سنة 2007، اذ بلغت 1197.4 مليون دولار في حين بلغت الاستثمارات الزراعية 304.5 مليون دولار في سنة 2007، كما في شكل 3، واستمرت الاستثمارات في الارتفاع التدريجي لغاية بلوغ الحد الأقصى عام 2013 بمقدار 2092 مليون دولار. من بعدها اخذت بالانخفاض بنسبة –25% في السنة التالية وهكذا الى أن وصلت الى 226.4 مليون دولار سنة 2019، وهي مقاربة لما كانت عليه في سنة 2007.

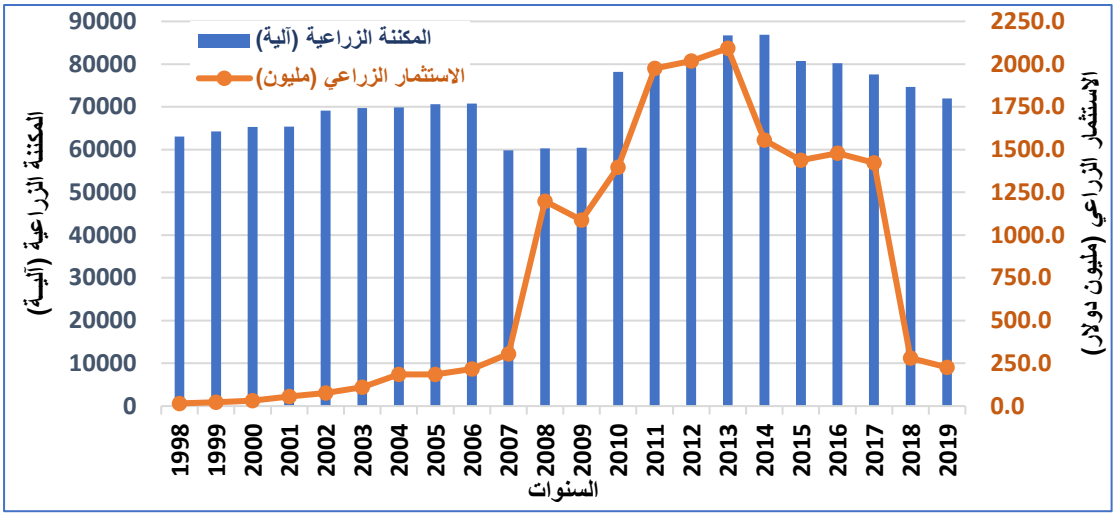
ومما يلاحظ من جدول 3 أن اعداد المكننة الزراعية (وهي مجموع الساحبات والحاصدات) في جميع محافظات العراق لم يتغير تغيراً جذريا في القطاع الزراعي اثناء المدة 1998 – 2019 كما حدث مع الاستثمار الزراعي، وانما حصل تغير طفيف بمعدل نمو سنوي بلغ 1.1% اثناءها. كما شهدت انخفاضاً في سنوات 2007 –2009 بنسبة تغير سنوي بلغت 15 % عن عام 2006. الا إن اهم ما يمكن ملاحظته هو عدم تزامن التقلبات في المتغيرين مع بعضهما، أي إن الانخفاض الذي حدث في اعداد المكائن والآلات الزراعية سنة 2007 لا يتلاءم

مع الصعود الكبير في قيمة الاستثمارات الزراعية في العام نفسه ولا العام الذي تلاه، مما يعني أن الاستثمارات لم تصب في هذا المتغير الحيوي تحديداً قبل عام 2010، وما حصل في عام 2010 هو أن المبادرة الزراعية التي اطلقتها الحكومة العراقية منذ 2008 بدأت تستقطب المزارعين وشجعتهم للدخول في العملية الإنتاجية مع انخفاض ضمانات وشروط وفوائد القروض الممنوحة، مما أدى الى ارتفاع اعداد الساحبات والحاصدات بنسبة 29% عن سنة 2009.

جدول 3 الاستثمار الزراعي والمكننة الزراعية في العراق للمدة 1998 – 2019.

السنة	المكننة الزراعية (آلية)	نسبة التغير السنوي (%)	الاستثمار الزراعي (مليون دولار)	نسبة التغير السنوي (%)
1998	63058	-	15.8	-
1999	64235	1.9	23.0	45.6
2000	65287	1.6	32.0	39.1
2001	65414	0.2	55.7	74.1
2002	69135	5.7	77.4	39.0
2003	69696	0.8	111.3	43.8
2004	69872	0.3	186.2	67.3
2005	70632	1.1	185.4	-0.4
2006	70805	0.2	216.6	16.8
2007	59818	-15.5	304.5	40.6
2008	60293	0.8	1197.4	293.2
2009	60412	0.2	1088.5	-9.1
2010	78160	29.4	395.91	28.2
2011	78696	0.7	1974.9	41.5
2012	80784	2.7	2019.3	2.2
2013	86741	7.4	2092.8	3.6
2014	86850	0.1	1556.0	-25.6
2015	80704	-7.1	1438.2	-7.6
2016	80192	-0.6	1479.1	2.8
2017	77600	-3.2	1422.3	-3.8
2018	74641	-3.8	281.0	-80.2
2019	71969	-3.6	226.4	-19.4
المتوسط	**72045.2**		**790.0**	
اعلى قيمة	**86850.0**		**2092.8**	
أدنى قيمة	**59818.0**		**15.8**	
معدل النمو (%)	**1.1**		**19**	

المصـدر: المكننة الزراعية (وزارة الزراعة – قسـم الإحصـاء الزراعي)، الاسـتثمار الزراعي (وزارة التخطيط – الجهاز المركزي للإحصاء) – سنوات الدراسة.



شكل 3 تطور الاستثمار الزراعي والمكننة الزراعية في العراق للمدة 1998 – 2019.

المصدر: من اعداد الباحث استناداً الى جدول 3.

Table 3 and figure 3 show investment in the agricultural sector and the numbers of agricultural machines and machines for the period 1998 to 2019. It is noted that the number of agricultural mechanization (which is the sum of pullers and harvesters) in all governorates of Iraq did not change radically in the agricultural sector during the period 1998-2019, as happened with agricultural investment. However, there was a slight change at an annual growth rate of 1.1% during that period.

رابعاً: الناتج المحلي الإجمالي والناتج الزراعي في العراق للمدة 1998–2019: يعد الناتج المحلي الاجمالي أحد مؤشرات قياس النمو الاقتصادي ويعرف بأنه القيمة الكلية لإنتاج السلع والخدمات تامة الصنع المنتجة في بلد ما اثناء مدة زمنية تحدد بسنة عادةً. وغالبا ما يطرح عند احتسابه رسم الخدمة المحتسب، أو القيمة المضافة لكافة الوحدات العاملة في قطاعات الاقتصاد، وهذا المعيار يعد من أكثر المعايير شمولا لقياس اجمالي انتاج البلد من السلع والخدمات، فضلاً عن كونه من ضمن محددات الطلب على قوة العمل، فارتفاعه يعمل باتجاه تحقيق الانعاش لأنشطة الاقتصاد وتوسيع في امكانياتها باستيعاب المزيد من قوة العمل من الداخلين الجدد لسوق العمل بالإضافة للموجودين فعلاً. هذا وان تحديد تلك الاحتياجات يعتمد على التقنية المعتمدة فيما إذا كان تعتمد على كثافة رأس المال أو العمل، لذلك فان معدلات نمو الناتج المحلي الاجمالي يعد مؤشرا تنمويا مهما، وهنا سيتم التعبير عن النمو الاقتصادي بالتغير الحاصل بالناتج المحلي الاجمالي حسب القطاعات الاقتصادية بما تحتويه من انشطة، وما يتفرع عنه من مؤشرات اخرى كمعدلات النمو.

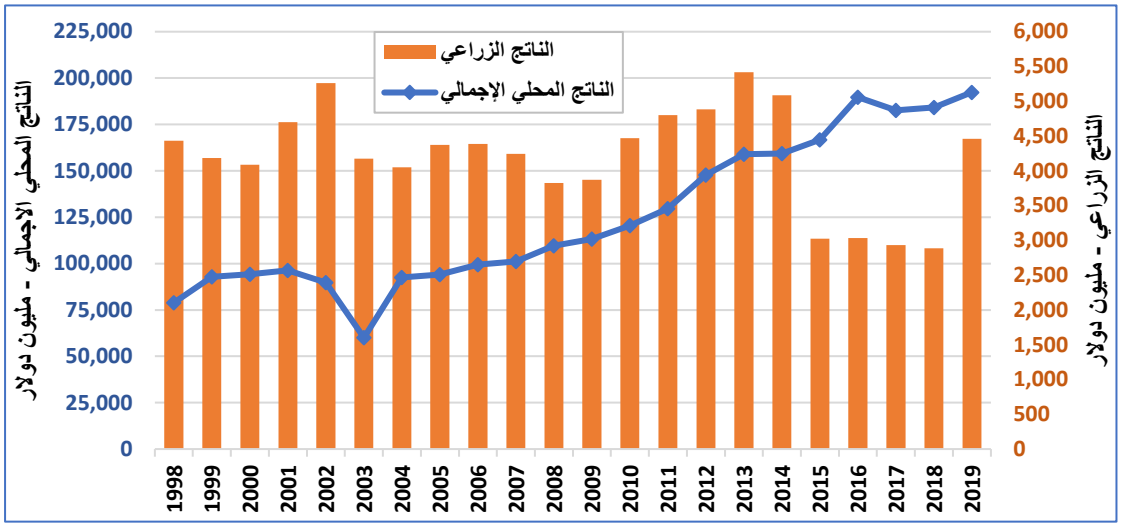
يوضح جدول 4 واقع الناتج الزراعي بأساس عام 2015 ومعدلات نموه اثناء المدة 1998 – 2019، ويتبين أن معدل النمو السنوي في المدة 1998 – 2019 بلغ نحو 1.1% بسبب تأثره بالانخفاضات التي حدثت في سنة 2008 والمدة 2015 – 2018، إذ انخفض الناتج الزراعي عام 2008 بنسبة –9.8% عن عام 2007 التي هي بالأساس منخفضة بنسبة –3.2% عن عام 2006، اما العقد الأخير 2010 – 2019 فقد شهد تراجعاً في الناتج الزراعي، فقد جاء معدل النمو بقيمة سالبة بلغت 5.1%، وتم تقدير هذه النسبة للمدة 2010 – 2019 حسب معادلة النمو الاسية Exponential الآتية $y = 5264.9e^{-0.051x}$، إذ إن x الزمن، وقد يكون هذا

الانخفاض انعكاساً للأزمة الأمنية التي شهدها البلد من فقدان مؤقت لمساحات كبيرة من الأراضي الزراعية من المناطق الشمالية وترك المزارعين أراضيهم لنفس الأسباب من ناحية، ومن ناحية أخرى، فان هناك مشاكل في عدم قدرة الأجهزة الإحصائية من ممارسة دورها في هذه المناطق لنفس الأسباب، اما الأهمية النسبية فنرى انها ضعيفة في أفضل الاحوال، إذ بلغت 6.9% كأفضل نسبة في عام 2003، اما ادناها فهي متقاربة في السنوات 2015 – 2018 إذ لم تصل الى 2%.

جدول 4 الناتج المحلي الإجمالي والناتج الزراعي في العراق بالأسعار الثابتة (لسنة الأساس 2015) للمدة 1998 – 2019 (مليون دولار).

السنة	الناتج المحلي الإجمالي	نسبة التغير السنوي (%)	الناتج الزراعي بالأسعار الثابتة	نسبة التغير السنوي (%)	الأهمية النسبية (%)
1998	78,980.10	-	4,431.59	-	5.61
1999	92,866.59	-17.6	4,181.85	-5.6	4.50
2000	94,172.73	-1.4	4,085.81	-2.3	4.34
2001	96,343.71	-2.3	4,698.65	15.0	4.88
2002	89,695.82	-6.9	5,262.90	12.0	5.87
2003	60,005.31	-33.1	4,176.57	-20.6	6.96
2004	92,503.53	-54.2	4,050.69	-3.0	4.38
2005	94,053.18	-1.7	4,372.18	7.9	4.65
2006	99,356.18	-5.6	4,385.57	0.3	4.41
2007	101,232.56	-1.9	4,243.74	-3.2	4.19
2008	109,562.09	-8.2	3,826.13	-9.8	3.49
2009	113,264.52	-3.4	3,868.94	1.1	3.42
2010	120,516.35	-6.4	4,468.92	15.5	3.71
2011	129,611.08	-7.5	4,801.96	7.5	3.70
2012	147,674.24	-13.9	4,881.40	1.7	3.31
2013	158,939.09	-7.6	5,418.91	11.0	3.41
2014	159,252.45	-0.2	5,087.75	-6.1	3.19
2015	166,774.11	-4.7	3,023.28	-40.6	1.81
2016	189,767.87	-13.8	3,034.01	0.4	1.60
2017	182,617.25	-3.8	2,934.28	-3.3	1.61
2018	184,176.67	-0.9	2,886.61	-1.6	1.57
2019	192,363.42	-4.4	4,462.18	54.6	2.32
المتوسط	**125,169.49**		**4,208.36**		
اعلى قيمة	**192,363.42**		**5,418.91**		
أدنى قيمة	**60,005.31**		**2,886.61**		
معدل النمو	**%4.6**		**%1.1**		

المصدر: بيانات منظمة الفاو على شبكة الانترنت FAOSTAT. التغير النسبي والأهمية من اعداد الباحث.



شكل 4 الناتج المحلي الإجمالي GDP وقيمة الناتج الزراعي VAP في العراق للمدة 1998 – 2019.

المصدر: من عمل الباحث استناداً الى جدول 4.

Table 4 and figure 4 show the reality of agricultural output based on the year 2015 and its growth rates during the period 1998-2019, and it is evident that the annual growth rate in the period 1998-2019 amounted to about 1.1% due to its vulnerability to the declines that occurred in the year 2008 and the period 2015-2018.

نموذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلي Structural Vector Auto–Regressive Model – SVAR: قدم Sims عام 1980 نماذج هيكلية متجه الانحدار الذاتي (SVAR) كبديل لنماذج الاقتصاد القياسي الكلي واسعة النطاق المستخدمة في العمل الأكاديمي والسياسي في ذلك الوقت (16). كان هذا بعد أن تساءل عن فكرة تطوير نماذج اقتصادية قياسية معقدة تم تحديدها من خلال ما أسماه قيودًا غير معدلة (non–justified)، لبناء نموذج تم استخدامه بعد ذلك لأغراض تحليل السياسات والتنبؤ. منذ ذلك الحين، اكتسبت هذه المنهجية استخدامًا واسعًا في أبحاث السلاسل الزمنية التطبيقية، وتُستخدم هذه النماذج اليوم لمعالجة عدد من الأسئلة المهمة التي تخص الاقتصاد الكلي.

يعد نموذج متجهات الانحدار الذاتي الهيكلية (SVAR) من النماذج التي عرفت تطويرا خلال العقود الماضية لتفسير تقلبات الدورات الاقتصادية، فضلاً عن محاولة تحديد آثار السياسات الاقتصادية المختلفة، ويمثل الانموذج امتدادا للنهج النظري التقليدي (VAR) الذي ابتكره الباحث نفسه، لاسيما وأن هذا المنهج الحديث يجمع بين النظرية الاقتصادية وتحليل السلاسل الزمنية لتحديد الاستجابة الديناميكية للمتغيرات الاقتصادية الناتجة عن مختلف الاضطرابات الهيكلية، وتشبه نماذج SVAR كثيراً نماذج المعادلات الآنية غير أن تعرض النماذج الاقتصادية للصدمات غير المتوقعة جعل من النماذج التقليدية محل انتقاد كون نماذج SVAR تسمح بإدخال مجموعة من القيود على النماذج الديناميكية لاسيما ما تعلق بنماذج السياسات المالية والنقدية ودورات الأعمال وتحليل رد فعل الانموذج في ظل وجود أزمات هيكلية، فنماذج SVAR توفر حلاً للتنبؤ بآثار التغيرات التي تحدث على مستويات مختلفة، اجتماعية كانت أو اقتصادية إضافة إلى كون الصدمات العشوائية أصبحت محددة ومعرفة بشكل جيد نتيجة لمعرفة مصدرها.

تعد نمذجة متجه الانحدار الذاتي VAR نمذجة نظرية أكثر منها عملية كون هذه الأخيرة لا تستند إلى أية قيود اقتصادية بعكس نماذج الانحدار الذاتي الهيكلية التي تدرج ضمن النمذجة الديناميكية مجموعة من القيود التي يضعها الباحث وفقا لما تقتضيه النظريات الاقتصادية، وتسمح نماذج SVAR للانتقال من بواقي لنموذج VAR إلى صدمات هيكلية يمكن تفسيرها اقتصاديا، هذا ومع فرض استقلالية البواقي بشكل يسمح لنا بالحصول على صدمات Impulses غير مرتبطة عند فترة ما وذلك باستخدام طريقة Cholesky decomposition لتباين البواقي، ونتيجة للانتقادات التي وجهت لها، فقد تم تصميم نموذج بمجموعة من القيود التي تعكس السلوكيات الاقتصادية من (6)، وقد تمت صياغة SVAR انطلاقا من الشكل المختزل لنموذج VAR الذي يكتب على الشكل (15):

$$AZ_t = A_0 + C(L)Z_{t-1} + E_t$$

حيث: Z_t متجه المتغيرات الداخلية (k من العناصر) في الزمن t، Z_{t-1} متجه المتغيرات الداخلية مع درجات الإبطاء، e_t متجه البواقي غير المرتبطة ذاتياً (وتمثل الصدمات في الأنموذج)، A مصفوفة المعاملات الهيكلية ذات الأبعاد ($k*k$)، A_0 متجه الثوابت، $C(L)$ تأخيرات متعددة الحدود من الرتبة P. وحسب (9) توجد مجموعة غير منتهية من القيم لمعاملات المصفوفتين A و C(L) وهو ما يستحيل الحصول عليه دون قيود إضافية، ولتحديد الانموذج الهيكلي تم صياغة الانموذج الهيكلي بالاعتماد على الصيغة المختصرة لنموذج VAR ليصبح الانموذج الهيكلي المختصر على الشكل الآتي (9):

$$Z_t = v + D(L)Z_{t-1} + u_t$$

إذ إن:

$$v = A^{-1}A_0,\ D(L) = A^{-1}C(L) \text{ and } u_t = A^{-1}e_t$$

وانطلاقا من العلاقة السابقة فإن تفسير البواقي سيكون تابعا لمجموعة من الصدمات حسب عدد المتغيرات الداخلية لتشكل بذلك البواقي نظاما من المعادلات، ومن أجل تحديد الصدمات الهيكلية يجب تشكيل مصفوفة الانتقال التي تحقق العلاقة $e_t = P.u_t$ وذلك عن طريق العلاقات $A.e_t = B.u_t$ بحيث $P = A^{-1}.B$.

وعن عدد القيود اللازمة لأنموذج SVAR فيتم تقديرها حسب عدد المتغيرات الداخلية في الأنموذج والتي تعبر في ذات الوقت عن عدد المعادلات في الأنموذج.

النتائج والمناقشة

أولاً: اختبار جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية (The Unit Root Test): في حال أن السلاسل الزمنية لا تكون ساكنة في المستوى، أي $I(0)$، يجعل استخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) غير مناسباً، اذ أنه من الممكن الحصول على قيم مرتفعة لكل من قيم (T, F) ولمعامل تحديد الانحدار (R^2) وفي ذات الوقت الانحدار زائف (Spurious Regression) (13). لذا فان اختبار جذر الوحدة (Unit Root Test) يستخدم

للتحقق من وجود اتجاه عام Trend في السلاسل الزمنية المستخدمة حسب طريقتي (Phillips–Perron) (14) و(Dickey–Fuller) (8)، وتبين نتائج تحليل جذر الوحدة في جدول 5 أن السلاسل جميعها ليست مستقرة في المستوى *I(0)* وقد استقرت بعد تطبيق الفرق الأول (Differenced) أي عند *I(1)* وذلك حسب نتائج اختباري PP و ADF.

جدول 5 اختبارات جذر الوحدة للمتغيرات.

UNIT ROOT TEST TABLE (PP)						
				At Level		
		W	*INV*	*AP*	*MEC*	*EMP*
With Constant	t-Statistic	-1.6648	-2.1424	-2.1438	-1.7240	-2.7120
	Prob.	0.4454	0.2290	0.2284	0.4157	0.0761
		No	No	No	No	*
With Constant & Trend	t-Statistic	-1.8180	0.2568	-2.6276	-1.7794	-1.5613
	Prob.	0.6876	0.9981	0.2694	0.7063	0.8002
		No	No	No	No	No
Without Constant & Trend	t-Statistic	1.9564	0.7239	-0.4147	0.3726	3.9114
	Prob.	0.9876	0.8694	0.5312	0.7898	1.0000
		No	No	No	No	No
				At First Difference		
		d(W)	*d(INV)*	*d(AP)*	*d(MEC)*	*d(EMP)*
With Constant	t-Statistic	-9.5783	-9.2624	-9.1799	-9.1815	-10.5009
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
		***	***	***	***	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-9.6492	-10.3949	-9.1736	-9.1716	-12.4718
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
		***	***	***	***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-9.2195	-9.2195	-9.2195	-9.2195	-9.2195
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
		***	***	***	***	***
UNIT ROOT TEST TABLE (ADF)						
				At Level		
		W	*INV*	*AP*	*MEC*	*EMP*
With Constant	t-Statistic	-1.6562	-2.1324	-2.0127	-1.7107	-1.6983
	Prob.	0.4498	0.2327	0.2810	0.4224	0.4286
		No	No	No	No	No
With Constant & Trend	t-Statistic	-1.8481	-0.3047	-2.4972	-1.7067	-1.8884
	Prob.	0.6726	0.9894	0.3289	0.7401	0.6520
		No	No	No	No	No
Without Constant & Trend	t-Statistic	1.8283	0.7204	-0.4147	0.3726	2.9602
	Prob.	0.9833	0.8688	0.5312	0.7898	0.9992
		No	No	No	No	No
				At First Difference		
		d(W)	*d(INV)*	*d(AP)*	*d(MEC)*	*d(EMP)*
With Constant	t-Statistic	-9.5618	-9.2624	-9.1799	-9.1815	-10.2061
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
		***	***	***	***	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-9.6205	-9.9807	-9.1736	-9.1716	-10.3651
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
		***	***	***	***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-9.2195	-9.2195	-9.2195	-9.2195	-3.2282
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0015
		***	***	***	***	***

Notes: (*) Significant at the 10%; (***) Significant at the 1%. and (no) Not Significant

المصدر: مخرجات برمجية Eviews 12.

The results of the unit root analysis in Table 5 show that all chains are not stable at level *I(0)*, and they are stable after applying the first difference, i.e. at *I(1)*, according to the results of the PP and ADF tests.

ثانياً: أنموذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلي Structural Vector Auto–Regressive Model: ان نماذج متجه الانحدار الذاتي VAR تمثل اليوم العمود الفقري للاقتصاد الكلي التجريبي، كونها تساعد في فهم العديد من العلاقات، ومنها يمكن التوسع في مجال تحليل الصدمات وتحليل تجزئة التباين والتنبؤ وغيرها، وهنا يقوم الباحث بصياغة أنموذج SVAR كأساس ينطلق منه لإجراء تحليل تجزئة التباين الهيكلي Structural Variance Decomposition، وهو واحد من أهم طرائق التحليل في أنموذج SVAR التي تساعد في قياس الصدمات الهيكلية في متغيرات الدراسة وتحليلها، ومن ثم فإن الغرض منها معرفة المقدار الذي تفسره الصدمة الهيكلية من التغيرات الحاصلة في المؤشرات الاقتصادية الكلية للمدة السابقة والحالية، ولتطبيق هذا يتطلب تقدير أولي لأنموذج VAR اعتيادي ويشترط به اجتيازه الاختبارات القياسية المطلوبة ومشكلة الثبات وذلك باستخدام برمجية Eviews 12.

ان الباحث في أي شأن من شؤون العراق يعلم جيداً الظروف التي مر بها من الناحية الاقتصادية، إن التغييرات في سياسات التشغيل المنفذة في العراق أثرت باتجاهات تشغيل القوى العاملة حتماً، فلو تأملنا في المدة 1998 – 2019، نجد في مطلعها أن العراق كان على اعتاب تغير جذري في النظم الاقتصـــادية القائمة ودخوله الى مرحلة التغير الهيكلي الاقتصـــادي ممثلاً بالتحول من النظام الاشـــتراكي الى نظام الســـوق الحر وتحرر التجارة وخصـــخصـــة المنشـــآت العامة، فضـــلاً عن أزمات ســـياســـية وأمنية وما الى ذلك، كل هذا انعكس على هيكلية التشـغيل بلا شـك، لذا في هذا الجزء من البحث سـلط الباحث الضـوء على أثر هذه التحولات على التشـغيل في القطـاع الزراعي عن طريق تطبيق أنموذج متجـه الانحـدار الـذاتي الهيكلي Structural VAR ودراســـة أثر الصدمات التي تعرضت لها بعض المؤشرات المرتبطة بشكل أو بآخر في القطاع الزراعي.

صياغة أنموذج VAR: لدراسة أثر التغيرات الهيكلية التي حدثت في الاقتصاد الزراعي العراقي، وكذلك أثر الصدمات الهيكلية الموجودة فيها، يتطلب صياغة أنموذج متجه انحدار ذاتي يتضمن المتغيرات التي تؤثر في مستوى التشغيل، ومن أهم هذه المتغيرات الأجور الزراعية W، الاستثمار الزراعي INV، الناتج الزراعي VAP، المكننة الزراعية (أعداد المكائن والآلات الزراعية) MEC فضلاً عن متغير التشغيل EMP. لذا تم صياغة الأنموذج كما يأتي:

$$dW_t = a_1 + \sum_{k=1}^{m} \beta_{11} dW_{t-k} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{12}\, dINV_{t-k} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{13}\, dAP_{t-k} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{14}\, dMEC_{t-k} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{15}\, dEMP_{t-k} + \varepsilon_{t1}$$

$$dINV_t = a_2 + \sum_{k=1}^{m} \beta_{21} dW_{t-k} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{22}\, dINV_{t-k} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{23}\, dAP_{t-k} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{24}\, dMEC_{t-k} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{25}\, dEMP_{t-k} + \varepsilon_{t2}$$

$$dAP_t = a_3 + \sum_{k=1}^{m} \beta_{31} dW_{t-k} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{32}\, dINV_{t-k} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{33}\, dAP_{t-k} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{34}\, dMEC_{t-k} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{35}\, dEMP_{t-k} + \varepsilon_{t3}$$

$$dMEC_t = a_4 + \sum_{k=1}^{m} \beta_{41} dW_{t-k} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{42}\, dINV_{t-k} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{43}\, dAP_{t-k} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{44}\, dMEC_{t-k} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{45}\, dEMP_{t-k} + \varepsilon_{t4}$$

$$dEMP_t = a_5 + \sum_{k=1}^{m} \beta_{51} dW_{t-k} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{52}\, dINV_{t-k} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{53}\, dAP_{t-k} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{54}\, dMEC_{t-k} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{55}\, dEMP_{t-k} + \varepsilon_{t5}$$

إذ إن: W الأجور الزراعية، *INV* الاستثمار الزراعي، *AP* الناتج الزراعي ، *MEC* المكائن والآلات الزراعية، *EMP* التشغيل الزراعي، ε: الخطأ العشوائي وm: فترة الابطاء المثلى. وأن المتغيرات بصيغة الفروق حسب متطلبات الأنموذج.

تقدير انموذج VAR: قبل القيام بعملية تقدير انموذج VAR، يتطلب إجراء عملية اختيار فترة الابطاء المثلى لمتغيرات الانموذج وذلك حسب المعايير المعروفة (AIC، SC وHQ)، واستناداً للنتائج تم اعتماد فترة الابطاء المثلى للأنموذج بفترة واحدة اتفاقاً مع معيار (SC) لخلو النتائج المترتبة عليه من المشاكل القياسية، وكما موضح في جدول 6.

جدول 6 اختيار فترة الابطاء المثلى.

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: W INV AP MEC EMP						
Exogenous variables: C						
Sample: 1998 2019						
Included observations: 20						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	15.62753	NA	2.38e-07	-1.062753	-0.813819	-1.014158
1	95.76869	112.1976*	1.05e-09	-6.576869	-5.083271*	-6.285303
2	127.4294	28.49460	9.75e-10*	-7.242936*	-4.504672	-6.708398*

المصدر: مخرجات برمجية Eviews 12.

Table 6 is based on the results of selecting the optimal lag length period, and the optimal lagged period for the model was with one 1 in according with the (SC) criterion because the consequences of it are free from econometrics problems.

إذ إن:

- AIC: Akaike Information Criterion $= \ln|\sum \varepsilon| + \frac{2k^2P}{T}$
- SC: Schwarz Information Criterion $= \ln|\sum \varepsilon| + \frac{2logT}{T}k^2P$
- HQ: Hannan−Quinn information criterion $= \ln|\sum \varepsilon| + \frac{k^2Pln(T)}{T}$

وأن: k عدد المتغيرات، T عدد المشاهدات، P عدد الابطاءات الزمنية، $\Sigma\varepsilon$ مصفوفة التباين والتباين المشترك للبواقي.

بناءاً على النتائج المتحصل عليها من اختبارات جذر الوحدة واختيار فترة الابطاء المثلى، أصبح بالإمكان تقدير انموذج VAR وكما موضح في جدول 7.

جدول 7 انموذج VAR المقدر.

Vector Autoregression Estimates					
Sample (adjusted): 1999 2019					
Included observations: 21 after adjustments					
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]					
	W	*INV*	*AP*	*MEC*	*EMP*
W(-1)	0.597150	0.606705	-0.045807	0.141641	0.025540
	(0.21836)	(0.60406)	(0.23163)	(0.08205)	(0.06479)
	[2.73469]	[1.00438]	[-0.19776]	[1.72620]	[0.39417]
INV(-1)	0.140817	0.910230	0.120093	0.024351	-0.003913
	(0.07716)	(0.21344)	(0.08185)	(0.02899)	(0.02289)
	[1.82509]	[4.26459]	[1.46730]	[0.83989]	[-0.17090]
AP(-1)	-0.134212	0.601222	0.422469	-0.156478	-0.066722
	(0.25822)	(0.71431)	(0.27391)	(0.09703)	(0.07662)
	[-0.51977]	[0.84168]	[1.54235]	[-1.61268]	[-0.87083]
MEC(-1)	-0.463929	-2.245644	0.291049	0.704103	0.066267
	(0.43939)	(1.21550)	(0.46610)	(0.16511)	(0.13038)
	[-1.05585]	[-1.84751]	[0.62443]	[4.26444]	[0.50826]
EMP(-1)	0.267800	-1.536183	-0.902412	-0.540916	0.834958
	(0.56035)	(1.55010)	(0.59441)	(0.21056)	(0.16627)
	[0.47792]	[-0.99102]	[-1.51817]	[-2.56891]	[5.02173]
C	6.297784	28.90642	8.630602	7.904314	1.052139
	(5.68448)	(15.7251)	(6.03003)	(2.13606)	(1.68673)
	[1.10789]	[1.83823]	[1.43127]	[3.70041]	[0.62378]
R-squared	0.961126	0.927183	0.433558	0.777891	0.965792
Adj. R-squared	0.948168	0.902910	0.244744	0.703855	0.954390
Sum sq. resids	0.412101	3.153623	0.463726	0.058190	0.036284
S.E. equation	0.165751	0.458521	0.175827	0.062284	0.049182
F-statistic	74.17221	38.19891	2.296220	10.50691	84.69934
Log likelihood	11.47789	-9.890018	10.23862	32.03217	36.99184
Akaike AIC	-0.521704	1.513335	-0.403678	-2.479255	-2.951603
Schwarz SC	-0.223269	1.811770	-0.105243	-2.180820	-2.653168
Mean dependent	7.320787	5.982675	8.411770	11.18476	8.243556
S.D. dependent	0.728042	1.471540	0.202320	0.114453	0.230292
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.07E-10			
Determinant resid covariance		5.71E-11			
Log likelihood		98.66932			

Akaike information criterion	-6.539935
Schwarz criterion	-5.047760
Number of coefficients	30

المصدر: مخرجات برمجية Eviews 12.

Table 7 shows the estimated VAR model after adopting the results obtained from the unit root tests and selecting the optimal lag length period.

اختبار صلاحية انموذج VAR: بسبب وجود عدد من متجهات الانحدار الذاتي (كنتيجة لوجود إبطاءات عدة) فان من المتوقع عدم معنوية عدد منها، وهذا محتمل بسبب مشكلة الارتباط المتعدد *multicollinearity* الناتجة عن السبب نفسه آنفاً، ولكن بشكل تجميعي قد تكون جميعها معنوية معاً على أساس قيمة اختبار *F* القياسي (10). وبلغت قيمة *F* المحسوبة 74 وهي أكبر من *F* الجدولية البالغة 2.83 تقريباً عند مستوى معنوية 0.01 وبدرجات حرية 21، وعلى هذا الأساس فإن الأنموذج ككل معنوي عند هذا المستوى من المعنوية. قبل المضي قدما في تقدير أنموذج SVAR، يتطلب التحليل اجراء مجموعة من الاختبارات تضمن سلامة الانموذج المقدر، ليتسنى للباحث في هذا المجال إمكانية الاعتماد عليه وعدّه صالحاً للتطبيق، خصوصاً إذا علمنا أن هذه النماذج توفر نهجًا متماسكًا وموثوقًا لوصف البيانات، التنبؤ، الاستدلال الهيكلي وتحليل السياسات، وفيما يأتي أهم هذه الاختبارات:

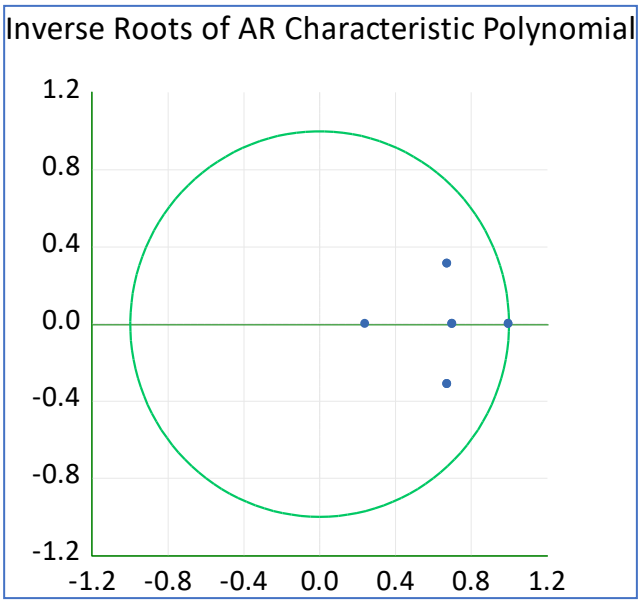
اختبار جذور كثيرة الحدود المميزة Roots of Characteristic Polynomial: يُفترض في هذا الاختبار أن جذور كثيرة الحدود المميزة لمصفوفة مجموعة الدوال المقدرة في انموذج VAR اقل من الواحد الصحيح، على أن يكون هذا الوضع ضمن مستوى الفرق، فيُعد الانموذج غير مجتاز لخاصية الثبات إذا تأكدنا أن لها جذراً أكبر من الواحد الصحيح، أما إذا استقر (Stability) الانموذج (أي أصبح له جذور كثيرة الحدود المميزة اقل من الواحد الصحيح) عند اخذ الفرق، عندئذٍ يطلق عليه متكامل Integrated من الدرجة *d* أو *I(d)* و*d* هنا هي عدد الفروق المطبقة (11). بالعودة الى نتيجة الاختبار، يُظهر جدول 8 أن الانموذج لا يشتمل على جذوراً تصل قيمتها الواحد الصحيح، وأن الجذور جميعها تقع في دائرة الوحدة كما في شكل 5، وبهذا فقد استوفى واجتاز الإنموذج شرط الثبات.

جدول 8 اختبار جذور كثيرة الحدود المميزة.

Roots of Characteristic Polynomial	
Endogenous variables: W INV AP MEC EMP	
Exogenous variables: C	
Lag specification: 1 1	
Root	Modulus
0.998884	0.998884
0.674635 - 0.311574i	0.743109
0.674635 + 0.311574i	0.743109
0.701274	0.701274
0.241199	0.241199
No root lies outside the unit circle.	
VAR satisfies the stability condition.	

المصدر: مخرجات برمجية Eviews 12.

Table 8 shows that the model does not include roots whose value reaches one, and that all roots are located in the unit circle as in Figure 5. Thus, the model fulfilled and passed the stability condition.



شكل 5 اختبار الجذور المعكوسة لكثيرة الحدود.

المصدر: مخرجات برمجية Eviews 12.

اختبار التوزيع الطبيعي Normally Distributed Test: هو اختبار احصائي يُعنى بالتوزيع الطبيعي للسلسلة، تقيس إحصائية الاختبار الاختلاف في الالتواء والتفرطح للسلسلة مع تلك الموجودة في التوزيع الطبيعي، ويوضح جدول 9 عدم معنوية اختبار Jarque–Bera، إذ بلغت 0.41 مما يعني قبول فرضية العدم التي تنص على التوزيع الطبيعي لسلسلة بواقي انموذج ARDL المقدر.

جدول 9 اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي حسب معيار Jarque–Bera.

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal				
Sample: 1998 2019				
Included observations: 21				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.667157	1.557847	1	0.2120
2	-0.119269	0.049788	1	0.8234
3	0.186762	0.122080	1	0.7268
Joint		7.862151	5	0.1640
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.514926	0.205885	1	0.6500
2	3.684920	0.410476	1	0.5217
3	2.946967	0.002461	1	0.9604
Joint		2.412419	5	0.7896
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	1.763731	2	0.4140	
2	0.460264	2	0.7944	
3	0.124541	2	0.9396	
Joint	10.27457	10	**0.4167**	
***Approximate p-values do not account for coefficient estimation**				

المصدر: اعداد الباحث باستخدام برمجية Eviews 12.

Table 9 The test for normal distribution, and it is clear that the Jarque-Bera test is not significant, as it reached 0.41, which means accepting the null hypothesis that states the normal distribution of a series of estimated ARDL model residuals.

اختبار الارتباط الذاتي للبواقي Autocorrelation LM Test: هذا الاختبار هو بديل لإحصائيات Q لاختبار الارتباط التسلسلي، وينتمي الاختبار إلى فئة الاختبارات المقاربة (عينة كبيرة) المعروفة باسم اختبارات مضاعف لاجرانج (*LM*)، وتُظهر نتائج الاختبار عدم وجود مشكلة ارتباط تسلسلي عند مستوى ابطاءات تصل الى 3 كما موضح في جدول 10، إذ تبين الإحصائية المعنوية أن الانموذج لا يعاني من مشكلة وقد بلغت 0.41 عند إبطاء واحد حسب الأنموذج المقدر، وهذا يعني قبول فرضية العدم التي تنص "لا وجود للارتباط السلسلي لرتبة الابطاء *h*" وهي هنا رتبتان.

جدول 10 اختبار الارتباط التسلسلي لبواقي انموذج VAR المقدر.

VAR Residual Serial Correlation LM Tests						
Sample: 1998 2019						
Included observations: 21						
Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	26.99076	25	0.3563	1.093031	(25, 23.8)	0.4153
2	23.85916	25	0.5275	0.919412	(25, 23.8)	0.5827
3	20.36171	25	0.7276	0.742877	(25, 23.8)	0.7671

المصدر: مخرجات برمجية Eviews 12.

اختبار عدم تجانس تباين البواقي VAR Residual Heteroscedasticity Tests: الاختبار وضعه White عام 1980 لاختبار فرضية العدم (Null Hypothesis) لعدم وجود مشكلة عدم ثبات تجانس التباين للمتغير العشوائي، وإحصائية الاختبار تحتسب عن طريق الانحدار الإضافي (Auxiliary Regression) (1)، وأظهرت نتائج الاختبار كما في جدول 11 أن احتمالية وجود مشكلة عدم ثبات تجانس التباين حسب اختبار White بلغت 0.22 وهو غير معنوي لكونه أكبر من 0.05، وعليه نقبل فرضية العدم القائمة على عدم وجود المشكلة.

جدول 11 اختبار عدم تجانس تباين البواقي (Heteroskedasticity) لأنموذج VAR.

Sample: 1998 2019		
Included observations: 21		
Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
162.6246	150	0.2273

المصدر: مخرجات برمجية Eviews 12.

Table 11. VAR Residual Heteroscedasticity Tests: to verify the existence of a problem of instability of variance for the random variable, and the test results showed that the probability of a problem of instability of variance according to the White test is 0.22, which is not significant because it is greater than 0.05, and therefore we accept the null hypothesis based on existence of the problem.

بعد أن تم التأكد من خلو الأنموذج من المشاكل القياسية ومشاكل الثبات، أصبح بالإمكان المضي قدماً في تقدير أنموذج متجه الانحدار الذاتي الهيكلي SVAR.

ثالثاً: نتائج تحليل SVAR: في محاولة فهم العلاقة بين معدلات التشغيل في القطاع الزراعي العراقي وباقي المتغيرات الاقتصادية الزراعية اثناء المدة 1998 – 2019، مع افتراض عدم وجود قيود على المدى الطويل تؤثر على التشغيل حسب ما ذهب اليه (6) أو الناتج الزراعي.

إذ إن مصفوفة F للـ $B_{i's}$ للأجل الطويل كما يأتي:

$$\begin{bmatrix} \Delta W_{it} \\ \Delta INV_{it} \\ \Delta AP_{it} \\ \Delta MEC_{it} \\ \Delta EMP_{it} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{11}^{dW} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{21}^{dW} & \beta_{22}^{dINV} & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{31}^{dW} & \beta_{32}^{dINV} & \beta_{33}^{dAP} & 0 & 0 \\ \beta_{41}^{dW} & \beta_{42}^{dINV} & \beta_{43}^{dAP} & \beta_{44}^{dMEC} & 0 \\ \beta_{51}^{dW} & \beta_{52}^{dINV} & \beta_{53}^{dAP} & \beta_{54}^{dMEC} & \beta_{55}^{dEMP} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} u_{it}^{dW} \\ u_{it}^{dINV} \\ u_{it}^{dAP} \\ u_{it}^{dMEC} \\ u_{it}^{dEMP} \end{bmatrix}$$

لتظهر النتائج كما في الجدول 12، وتبين أن غالبية المقدرات في المصفوفة الخاصة بالأجل الطويل F جاءت معنوية بمختلف المستويات، عدا مقدرة β_{31}^{dW} والمرقمة (C3) والخاصة بعلاقة الناتج الزراعي بمستوى الأجور في القطاع الزراعي والتي بلغت 0.385734 وهي غير معنوية لكنها أكبر من 0.05، وكذلك عدم معنوية العلاقة بين التشغيل والمكننة الزراعيين والمتمثلة بالرقم (C14) وهي β_{54}^{dMEC}، إذ بلغ مقدار الاحتمالية 0.29 وهو غير معنوي لكونه أكبر من 0.05 أيضاً.

جدول 12 نتائج تحليل أنموذج SVAR ومصفوفة المعاملات.

Structural VAR Estimates				
Sample (adjusted): 1999 2019				
Included observations: 21 after adjustments				
Estimation method: Maximum likelihood via Newton-Raphson (analytic derivatives)				
Convergence achieved after 25 iterations				
Structural VAR is just-identified				
Model: e = Phi*Fu where E[uu']=I				
F =				
C(1)	0	0	0	0
C(2)	C(6)	0	0	0
C(3)	C(7)	C(10)	0	0
C(4)	C(8)	C(11)	C(13)	0
C(5)	C(9)	C(12)	C(14)	C(15)
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	1.548369	0.238919	6.480722	0.0000
C(2)	4.305317	0.914529	4.707686	0.0000
C(3)	0.385734	0.241966	1.594165	**0.1109**
C(4)	0.208356	0.069268	3.007962	0.0026
C(5)	0.335343	0.084162	3.984473	0.0001
C(6)	-2.880225	0.444429	-6.480732	0.0000
C(7)	-0.979672	0.179314	-5.463434	0.0000
C(8)	-0.267180	0.045440	-5.879806	0.0000
C(9)	0.265203	0.052261	5.074579	0.0000
C(10)	0.441980	0.068199	6.480739	0.0000
C(11)	0.058252	0.016863	3.454352	0.0006

C(12)	-0.124314	0.026243	-4.737067	0.0000
C(13)	0.065385	0.010089	6.480740	0.0000
C(14)	0.018386	0.017683	1.039769	**0.2984**
C(15)	0.079983	0.012342	6.480740	0.0000
Log likelihood	81.00453			
Estimated S matrix:				
0.076126	0.079127	0.119635	0.025410	-0.021420
0.198218	0.137851	-0.325883	0.175076	0.122869
0.018637	0.097189	0.126121	-0.002438	0.072178
-0.020748	-0.018766	0.019154	0.029293	0.043264
0.044576	-0.015160	0.005113	-0.001298	0.013201
Estimated F matrix:				
1.548369	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
4.305317	-2.880225	0.000000	0.000000	0.000000
0.385734	-0.979672	0.441980	0.000000	0.000000
0.208356	-0.267180	0.058252	0.065385	0.000000
0.335343	0.265203	-0.124314	0.018386	0.079983

المصدر: مخرجات برمجية Eviews 12.

Table 12 shows the results of the SVAR analysis, and it was found that the majority of the estimates in the long-term matrix F were significant at various levels, except for the estimated β_{31}^{dW} which is numbered (C3) regarding the relationship of agricultural output with the level of wages in the agricultural sector, as well as the relationship between agricultural mechanization represented by the number (C14) which is β_{54}^{dMEC}, as it reached the probability value is 0.29, which is not significant because it is also greater than 0.05

من وجهة نظر اقتصادية، إن تحليل SVAR الوارد في جدول 12 ليس مخصصاً لتحديد العلاقة التوازنية بين المتغيرات الداخلة فيه فحسب، وانما للتحقق من الخصائص الديناميكية في المدى الطويل. لذا فان تمثيل العلاقات بالشكل السابق يصبح أكثر وضوحاً عند تطبيق أسلوب تحليل الصدمة الهيكلية (Structural Shock) في أنموذج SVAR وذلك للتحقق من أثرها وقوتها والبعد الزمني لها، ويتم ذلك عن طريق محاكاة صدمة تنتقل في نفس اللحظة إلى متجه البواقي القانونية (المتجه N*1، أي الجزء الأخير في المعادلة الأخيرة) بواسطة مصفوفة الانتقال (Estimated S matrix) الموضحة في جدول 12 بعد ذلك تسمح ديناميكية الانموذج بالحصول على قيمة المتغيرات الأخرى في كل لحظة تلي الصدمة الأولية، ونتيجة هذا التحول يتم الحصول على الاستجابات الديناميكية لجميع المتغيرات نتيجة صدمة هيكلية بمقدار انحراف معياري واحد. كما يسمح تحليل تجزئة تباين الأخطاء الهيكلية (Structural Variance Decomposition) بتوضيح دور كل صدمة في تفسير التقلبات الظرفية للمتغيرات محل الدارسة، وكما يأتي:

تحليل النبضة الهيكلية في أنموذج VAR: تم تمثيل الصدمات حسب تحليل SVAR كما يأتي:

- الصدمة الأولى (Shock 1) في متغير الأجور الزراعية (W).
- الصدمة الثانية (Shock 2) في متغير الاستثمار الزراعي (INV).
- الصدمة الثالثة (Shock 3) في متغير الناتج الزراعي (AP).
- الصدمة الرابعة (Shock 4) في متغير المكننة الزراعية (MEC).
- الصدمة الخامسة (Shock 5) في متغير العمل الزراعي (EMP).

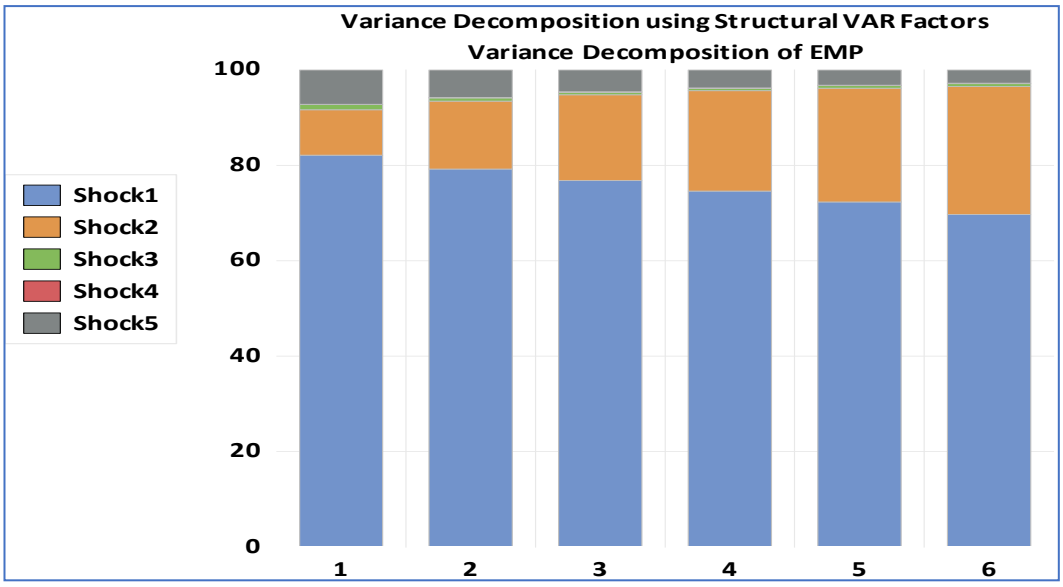
اما الاستجابات، فسيتم استعراض استجابة كل متغير لهذه الصدمات، ولقد تم استخدام بعد زمني تمثل بست سنوات، وتم اختيار هذه المدة تحديداً لأنها تمثل ربع المدة تقريباً والبالغة 22 سنة وان اختيار مدة أطول قد لا يكون دقيقاً نسبياً من الناحية الإحصائية، فمن غير والواقعي استخدام 22 سنة للتنبؤ بـ 10 سنوات مثلاً.

تحليل تباين واستجابة التشغيل الزراعي للصدمات الهيكلية: يوضح جدول 13 وشكل 6 نتائج تحليل تباين متغير التشغيل الزراعي EMP وتأثير الصدمات في المتغيرات الأخرى عليه، ويلاحظ أن اهم وأقوى صدمة متغير ساهمت في تباين متغير التشغيل الزراعي هو متغير الأجور الزراعية (الصدمة الأولى)، إذ بلغت مقدار 82% في السنة الأولى وتراجعت ببطء لتصل الى 69.7% عند نهاية المدة وهذا يعني أن لهذا المتغير أهمية كبيرة في تفسير تقلبات التشغيل في القطاع الزراعي، يلي ذلك الصدمة في متغير الاستثمار الزراعي (الصدمة الثانية) بمقدار 9.5% في السنة الأولى و 26% في الأخيرة، من بعدها تأتي الصدمة في ذات المتغير (الخامسة). اما بالنسبة للصدمتين (الثالثة والرابعة) وهي تخص الناتج الزراعي والمكننة الزراعية على الترتيب فهي تكاد تكون غير ذات اهمية.

جدول 13 تحليل التباين الهيكلي لمتغير التشغيل الزراعي لمدة ست سنوات.

Variance Decomposition of EMP:						
Period	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5
1	0.049182	82.14459	9.501222	1.080602	0.069689	7.203902
2	0.064215	79.21448	14.24048	0.685127	0.064347	5.795563
3	0.074112	76.81250	17.96309	0.548943	0.071087	4.604381
4	0.081999	74.60579	21.04789	0.512325	0.060301	3.773695
5	0.089008	72.30942	23.88233	0.545694	0.055250	3.207302
6	0.095637	69.71821	26.77294	0.643724	0.070134	2.794986

المصدر: نتائج تحليل الصدمة باستخدام برمجية Eviews 12.



شكل 6 تفسير تباين متغير التشغيل الزراعي من صدمات المتغيرات الأخرى.

المصدر: من اعداد الباحث باستخدام برمجية Eviews 12.

Table 13 and Figure 6 illustrate the analysis of the variation and response of agricultural employment to structural shocks. The results of the analysis of the variation of the agricultural employment variable (EMP) and the impact of shocks on other variables on it. It is noted that the most important and strongest shock variable that contributed to the variation of the agricultural employment variable is the agricultural wages variable (the first shock).

كما يبين جدول 14 وشكل 7 استجابة تراكمية لمتغير التشغيل الزراعي EMP لصدمة هيكلية في المتغيرات، ويتضح أن هناك استجابة بدأت متوسطة واخذت بالارتفاع للصدمة الأولى المتمثلة بالأجور الزراعية وهي متفقة مع المنطق الاقتصادي، إذ إن صدمة موجبة في الأجور الزراعية ستؤدي الى زيادة عرض العمل وفرص التشغيل، وتأخذ هذه الزيادة بالارتفاع بمرور الزمن لتكون قوية ودائمية التأثير، واتفقت هذه النتيجة مع تحليل تباين المتغير. اما الاستجابة للصدمة الثانية (الاستثمار الزراعي) فقد كانت سلبية في المديين القصير والطويل، إذ تبين أن صدمة موجبة في الاستثمار قد تؤدي الى انخفاض في تشغيل القوى العاملة وهذا يعني أن التجربة الاستثمارية الزراعية في العراق أدت الى نتائج سلبية على التشغيل القوى العاملة وقد يعني هذا أن الاستثمار الزراعي تركز في عوامل الإنتاج الأخرى غير الايدي العاملة مما يتطلب إعادة النظر في السياسة الاستثمارية الزراعية وإيجاد الفرص الاستثمارية مكثِّفة للعمل البشري وتخلق فرص عمل حقيقية في القطاع الزراعي.

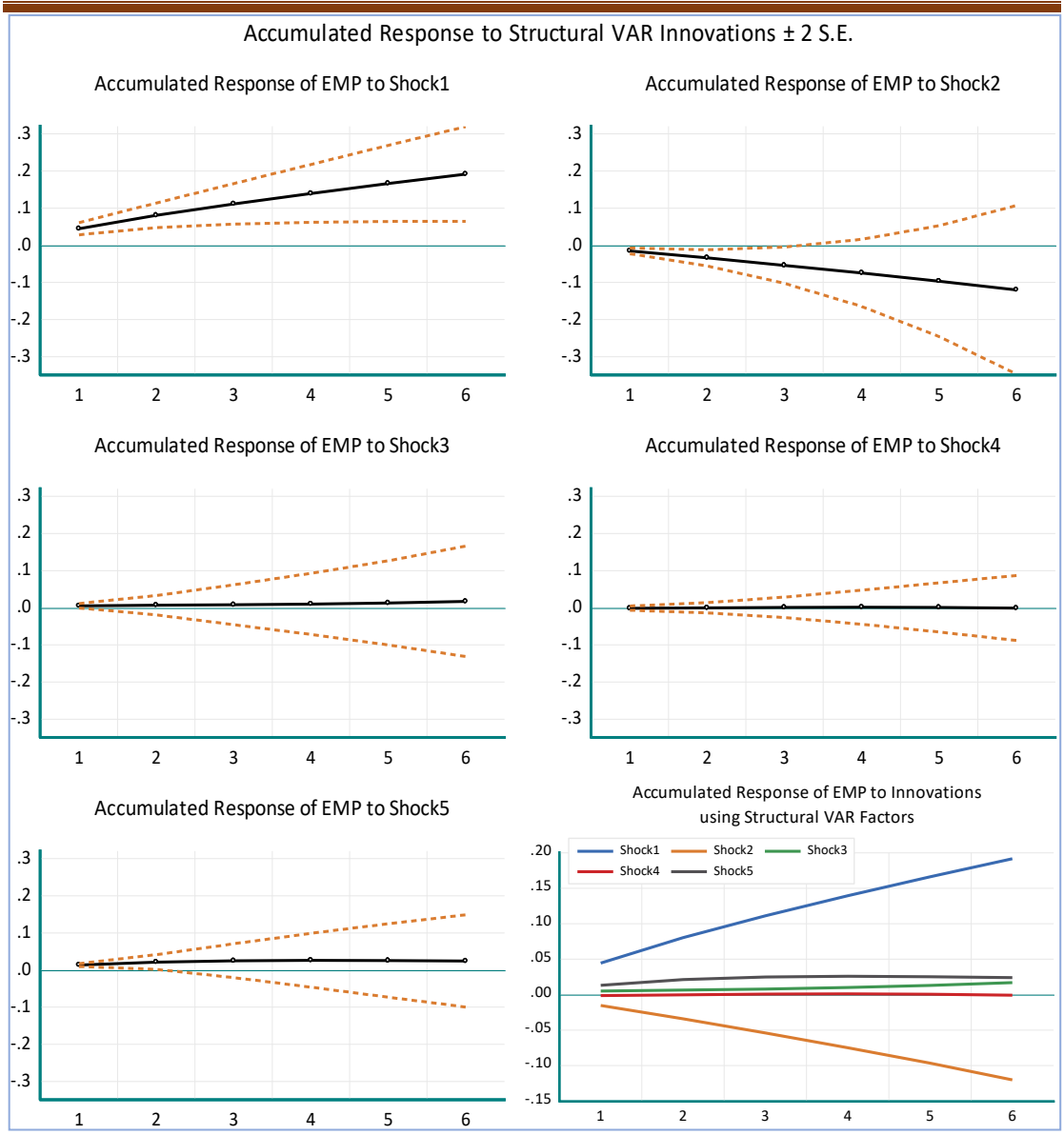
جدول 14 استجابة تراكمية التشغيل الزراعي EMP لصدمة هيكلية في المتغيرات الأخرى.

Period	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5
1	0.044576	-0.015160	0.005113	-0.001298	0.013201
2	0.080345	-0.034065	0.006566	-0.000315	0.021246
3	0.111208	-0.054050	0.007944	0.000804	0.024976
4	0.139447	-0.074753	0.010017	0.001191	0.025893
5	0.166134	-0.096589	0.012981	0.000623	0.025296
6	0.191593	-0.120184	0.016937	-0.000804	0.024051
Factorization: Structural					
Standard Errors: Analytic					

المصدر: نتائج تحليل الصدمة باستخدام برمجية Eviews 12.

Table 14 and Figure 7 show a cumulative response to the agricultural employment variable EMP to a structural shock in the variables.

أما الاستجابة التراكمية لصدمة الناتج الزراعي (الصدمة الثالثة) فلم يكن لها تأثير معنوي على التشغيل الزراعي وهو متفق مع المنطق الاقتصادي، إذ كما معروف أن الناتج هو دالة في العمل ورأس المال وليس العكس. اما الاستجابة التراكمية للصدمة الرابعة (صدمة المكننة الزراعية) فيلاحظ أن التأثير يكاد يكون معدوماً على التشغيل وهو نتيجة مباشرة لواقع حال المكننة الزراعية إذ لم يشهد هذا المتغير تغيراً حقيقياُ اثناء المدة المدروسة، كما تبين من جدول 3، لذا لم تؤثر المكننة الزراعية في التشغيل الزراعي بأي شكل من الأشكال وهذا يعني أيضاً أن التشغيل الزراعي يخضع لقوى قد تكون غير اقتصادية كالاجتماعية والسياسية وغيرها. اما الاستجابة للصدمة الخامسة (الصدمة الذاتية) فكانت موجبة وضعيفة.



شكل 7 استجابة متغير الناتج الزراعي للصدمة الهيكلية في المتغيرات الأخرى لمدة ست سنوات.

المصدر: نتائج تحليل الصدمة باستخدام برمجية Eviews 12.

بناءً على المخرجات الواردة اعلاه، يمكن أن نستنتج أن أغلب مق درات الأنموذج الهيكلي الناتجة عن التحليل ذات دلالة إحصائية عالية ويمكن استخدامها في صياغة قرارات السياسة الاقتصادية المتعلقة بتشغيل القوى العاملة في القطاع الزراعي.

إن أهم وأقوى صدمة متغير ساهمت في تباين متغير التشغيل الزراعي هو متغير الأجور الزراعية (الصدمة الأولى)، إذ بلغت مقدار 82% في السنة الأولى وتراجعت ببطء لتصل الى 69.7% عند نهاية المدة وهذا يعني أهمية الزيادة في الأجور في تحفيز عرض العمل وبالتالي التشغيل في القطاع الزراعي، وان لهذا المتغير تأثير دائمي وقوي في المدى البعيد.

تتكون استجابة التشغيل في القطاع الزراعي بعيداً عن متغيرات مهمة ومركزية في هذا القطاع تتمثل بالناتج الزراعي والمكننة الزراعية فضلا عن الاستجابة للصدمة الذاتية، وهذا يعني أن ضعف التكامل المشترك بين هذه المتغيرات في المدى البعيد، وغياب الرؤية الواضحة لدى صانعي القرارات الاقتصادية في أهمية ودور اركان العملية الانتاجية.

وبهذا توصي الدراسة بضرورة الاهتمام بموضوع الأجور الزراعية لما له من دور حيوي في توجيه العمل الزراعي، كما يوصي البحث بضرورة التنسيق بين المؤسسات الارشادية والتدريبية التابعة لوزارة الزراعة والهيئات الفلاحية غير الحكومية للترويج عن طريق وسائل الاعلام المتنوعة لإيجاد البيئة الملائمة لخلق فرص استثمارية تستقطب العمالة الزراعية، كأن تكون مشاريع ذات طابع كثيف العمل خصوصاً في ظل ضعف مرونة عرض العمل الزراعي، وتزايد ظاهرة الهجرة وترك العمل الزراعي.

المصادر

1. Al-Atabi, H. A M. (2022). An economic analysis of the impact of economic shocks on some agricultural indicators in Iraq for the period (1990-2019). PhD dissertation. University of Baghdad/ College of Agricultural Engineering Sciences - Department of Agricultural Economics.
2. Al-Sudani, A. H. (2020). An analytical economic study of the impact of some economic variables on the productivity and structure of agricultural labor in Iraq for the period 1990-2017. PhD thesis. University of Baghdad, College of Agricultural Engineering Sciences, Department of Agricultural Economics.
3. Ajmair, M., Gilal, M. A., Hussain, K., and Iqbal, Z. (2018). Determinants of sectoral growth in Pakistan: An analysis of SVAR. The Pakistan Journal of Social Issues, 9(1): 10-18.
4. Arab Organization for Agricultural Development. (2019). Arab Agricultural Statistics Yearbook - Volume 40.
5. Asaleye, A. J., Maimako, R. F., Lawal, A. I., Inegbedion, H., and Popoola, O. (2021). Monetary policy channels and agricultural performance: evidence from Nigeria. Asian Economic and Financial Review, 11(3): 205-218.
6. Blanchard, O., and Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. the Quarterly Journal of economics, 117(4): 1329-1368.
7. Dada, Eme A. (2018). Jobless Growth in Nigeria: Determining Employment Intensive Sectors, Journal of African Development, African Finance and Economic Association (AFEA), 20(2): 69-79.
8. Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American statistical association, 74(366a): 427-431.
9. Gottschalk, J. (2001). An introduction into the SVAR methodology: identification, interpretation and limitations of SVAR models (No. 1072). Kiel working paper.
10. Gujarati, D. N., Porter, D. C., and Gunasekaran, S. (2012). Basic econometrics. Tata McGraw-Hill education.

11. Kunst, R. M. (2011). Vector autoregressions - Based on the book 'New Introduction to Multiple Time Series Analysis' by Helmut Lutkepohl. University of Vienna and Institute for Advanced Studies Vienna. Download: https://homepage.univie.ac.at/robert.kunst/varpres2.pdf.
12. Lee, J. H., Lim, E. S., and Hwang, J. (2012). Panel SVAR model of women's employment, fertility, and economic growth: A comparative study of East Asian and EU countries. The Social Science Journal, 49(3): 386-389.
13. Nelson, C. R., and Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconmic time series: some evidence and implications. Journal of monetary economics, 10(2): 139-162.
14. Phillips, P. C., and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. Biometrika, 75(2): 335-346.
15. Ravnik, R., and Žilić, I. (2011). The use of SVAR analysis in determining the effects of fiscal shocks in Croatia. Financial theory and practice, 35(1): 25-58.
16. Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. Econometrica: journal of the Econometric Society, 48: 1-48.