مجلة العلوم الإنسانية العربية
المجلد (٧) العدد (٤)
الإصدار السادس والعشرون
٢٠٢٦ (١-٢٩)

AHJ Arab Humanities Journal
Middle East Institution of scientific Publishing

علاقة الأمن الغذائي بالاستقرار الاقتصادي الكلي في فلسطين: دراسة قياسية مقارنة مع عيّنة من الدول النامية (2000–2024)

محمد عيسى راشد الدريملي

باحث دكتوراه، برنامج الدكتوراه المشترك في الاقتصاد،

الجامعة الإسلامية بغزة وجامعة الأزهر،غزة، فلسطين.

أ.د. سمير مصطفى أبو مدللة

أستاذ الاقتصاد، جامعة الأزهر، غزة، فلسطين.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

نشر إلكترونياً بتاريخ: ١٥ أكتوبر ٢٠٢٦م

الملخص

تبحث الدراسة في العلاقة بين الأمن الغذائي والاستقرار الاقتصادي الكلي في فلسطين خلال المدة 2000–2024، مقارنةً بالأردن ومصر وتونس. بُني لذلك مؤشران مركّبان لا يشتركان في أي مكوّن: مؤشر للأمن الغذائي (CSI) يقيس بُعدي التوافر والاستقرار، ومؤشر للاستقرار الكلي (MSI) يضم النمو غير الزراعي والتضخم والبطالة. وقُدّرت لكل دولة معادلة تجميعية وثلاث معادلات للقنوات بنموذج ARDL، مع اختبارات الحدود F وt وFx بقيم حرجة محاكاة لحجم العيّنة وأخرى مستخرجة بطريقة bootstrap، ثم اختُبر اتجاه السببية بمنهجية Toda–Yamamoto، واستُكمل التحليل بدوال الاستجابة واختبارات المتانة. تراجع مؤشر الأمن الغذائي الفلسطيني بنسبة 48.6% بين 2000 و2024، وبنسبة 33.5% خلال عامي الحرب وحدهما، في حين تحسّن في دول المقارنة. وفلسطين هي الدولة الوحيدة التي تثبت فيها علاقة مستويات بين المؤشرين بالطريقتين وتجتاز معادلتها الاختبارات التشخيصية، غير أن معاملها طويل الأجل سالب (0.039–) ويفقد معنويته إذا حُذف ضابط الأسعار العالمية للغذاء. أما في الأجل القصير فالأثر موجب: يقترن ارتفاع المؤشر نقطة واحدة بزيادة النمو غير الزراعي في العام التالي بنحو 0.44 نقطة مئوية. وتتجه السببية في فلسطين من الاستقرار الكلي والنمو نحو الأمن الغذائي، ولا تظهر في الاتجاه المعاكس إلا ضعيفة عند إدراج عامي الحرب دون متغيرات نبضية. ويعمل الأمن الغذائي في الأردن عبر التضخم، وفي مصر عبر البطالة، ولا تربطه بالاستقرار الكلي علاقة متينة في تونس. وتدل النتائج على أن العلاقة في فلسطين علاقة انتقال صدمات قصيرة الأجل لا علاقة توازنية مستقرة، بما يرجّح سياسات امتصاص الصدمات وحماية القدرة الإنتاجية والدخل.

الكلمات المفتاحية: الأمن الغذائي؛ الاستقرار الاقتصادي الكلي؛ المؤشرات المركّبة؛ نموذج ARDL؛ سببية Toda–Yamamoto؛ الصدمات الخارجية؛ فلسطين.

تصنيف JEL: Q18، E31، E24، E63، C22.

Abstract

This paper examines the relationship between food security and macroeconomic stability in Palestine over 2000–2024, with Jordan, Egypt and Tunisia as comparators. Two composite indices with no shared components are built: a food security index (CSI) covering availability and stability, and a macroeconomic stability index (MSI) combining non-agricultural growth, inflation and unemployment. For each country we estimate an aggregate ARDL equation and three channel equations, apply the F, t and Fx bounds tests with critical values both simulated for the actual sample size and bootstrapped, test causality with the Toda–Yamamoto procedure, and add impulse responses and robustness checks. Palestine's index fell by 48.6% between 2000 and 2024, and by 33.5% in the two war years alone, while it improved elsewhere. Palestine is the only country where a levels relationship between the indices holds under both sets of critical values and passes all diagnostics, but its long-run coefficient is negative (−0.039) and loses significance once world food prices are dropped. Short-run effects are positive: a one-point rise in the index is followed by about 0.44 percentage points of additional non-agricultural growth the next year. Causality runs from macroeconomic stability and growth to food security; feedback appears only weakly when the war years enter without impulse dummies. Food security operates through inflation in Jordan and unemployment in Egypt, and has no robust link with stability in Tunisia. The Palestinian evidence points to short-run shock transmission rather than a stable equilibrium, favouring shock-absorption instruments and the protection of productive capacity and incomes.

Keywords: food security; macroeconomic stability; composite indicators; ARDL; Toda–Yamamoto causality; external shocks; Palestine.

JEL classification: Q18, E31, E24, E63, C22.

* المقدمة

١–خلفية الدراسة

لا يقتصر الأمن الغذائي على توفّر الغذاء في الأسواق، بل يمتد إلى قدرة الناس على الحصول عليه بانتظام

وبكميات كافية ونوعية سليمة (FAO, 1996). وقد أظهرت أزمات العقدين الماضيين، من غلاء الغذاء في 2007/2008 إلى جائحة كوفيد19- وموجة 2022 التي بلغ فيها المتوسط السنوي لمؤشر الفاو لأسعار الغذاء 144.5 نقطة (FAO, 2026a)، أن الصدمة الغذائية تنتقل سريعاً إلى الأسعار والدخل وسوق العمل وميزان المدفوعات. ومع أن العلاقة تسير في الاتجاهين، فإن معظم الدراسات التطبيقية عاملت الأمن الغذائي متغيراً تابعاً للفقر والنزاعات والأسعار، وقلّما سألت عن أثره في الاستقرار الكلي، فبقي في الممارسة ملفاً قطاعياً بعيداً عن حسابات السياسة الاقتصادية الكلية.

٢– خصوصية الحالة الفلسطينية

وتزداد العلاقة حدّة في فلسطين: فالموارد الطبيعية محدودة وخارج السيطرة الكاملة، والحركة والوصول إلى الأسواق مقيّدان، والاعتماد على الواردات كبير، والصدمات السياسية والأمنية متكررة. فقد هبط نصيب الفرد من القيمة المضافة الزراعية (بالدولار الثابت لعام 2015) من 206 دولارات في 2000 إلى 110 دولارات في 2024، وبلغ متوسط قيمة الواردات الغذائية نحو 119% من قيمة الصادرات السلعية (World Bank, 2026). ثم دفعت حرب 2023– 2024 المؤشرات الكلية إلى مستويات غير مسبوقة: انكمش الناتج الحقيقي بنسبة 22.9% في 2024 وفق تقديرات البنك الدولي، وبلغ التضخم (World Bank, 2026) 53.7%، وارتفعت البطالة إلى نحو 51.1% بين أكتوبر 2023 وسبتمبر 2024 (ILO & PCBS, 2024). ولأن فلسطين لا تملك عملة وطنية ولا سياسة نقدية مستقلة، لا يبقى أمام صانع القرار سوى الحيّز المالي وإدارة الإمدادات وشبكات الحماية الاجتماعية؛ ومن هنا تصلح حالةً لاختبار ما إذا كان الأمن الغذائي متغيراً كلياً قائماً بذاته في الاقتصادات الهشّة المستوردة للغذاء.

٣– مشكلة الدراسة وأسئلتها

لا تقدّم الأدبيات حتى الآن تقديرات قياسية للعلاقة بين الأمن الغذائي والاستقرار الكلي في فلسطين تفصل الأثر قصير الأجل عن العلاقة التوازنية، وتحدد اتجاه السببية، وتتفادى التداخل التعريفي بين المؤشرات. والسؤال الرئيس: ما طبيعة العلاقة بين الأمن الغذائي والاستقرار الاقتصادي الكلي في فلسطين وفي عيّنة من الدول النامية خلال المدة 2000– 2024، وفي أي اتجاه تسير السببية بينهما؟ وتتفرع عنه أسئلة عن أثر الأمن الغذائي في التضخم والنمو والبطالة في الأجلين، ووجود علاقة توازنية بين المؤشرين، ودور الصدمات، واختلاف فلسطين عن دول المقارنة.

٤– فرضيات الدراسة

صيغت الفرضيات فرضياتِ عدم، وتشير الأقواس إلى أداة الاختبار: –

H0 لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين الأمن الغذائي والاستقرار الاقتصادي الكلي في دول العيّنة (المعادلة التجميعية بمنهجية ARDL

H01 لا يوجد أثر معنوي لمؤشر الأمن الغذائي في معدل النمو الحقيقي غير الزراعي (معادلة قناة النمو).

H02 لا يوجد أثر معنوي لمؤشر الأمن الغذائي في معدل التضخم (معادلة قناة التضخم).

H03 لا يوجد أثر معنوي لمؤشر الأمن الغذائي في معدل البطالة (معادلة قناة البطالة).

H04: لا توجد علاقة تكامل مشترك (علاقة مستويات) بين المؤشرين (اختبارات الحدود F وt وFx).

H05: لا توجد علاقة سببية ذات دلالة إحصائية بين المؤشرين في أي من الاتجاهين (Toda–Yamamoto).

H06: لا يوجد أثر معنوي للصدمات الخارجية في العلاقة وفي استقرارها (المتغيرات الصورية واختبارات المتانة والاستقرار الهيكلي).

H07: لا توجد فروق معنوية بين فلسطين وبقية دول العيّنة في مستويات المؤشرين وفي معلمات العلاقة (تحليل التباين واختبار الفروق بين المعاملات).

٥– أهمية الدراسة وإسهامها

تختبر الدراسة الاتجاه الذي قلّما اختبرته الأدبيات، أي أثر الأمن الغذائي في الاستقرار الكلي، دون إهمال الاتجاه المعاكس. ومنهجياً تبني مؤشرين لا يتداخلان تعريفياً، وتستخدم اختبارات الحدود الثلاثة بقيم حرجة لحجم العيّنة الفعلي وبطريقة bootstrap، وتضع فلسطين في سياق مقارن. وتطبيقياً تحدد القناة التي تنتقل عبرها الصدمات الغذائية في كل دولة، وهي معلومة حاسمة لاقتصاد بلا سياسة نقدية مستقلة يحتاج أن يعرف هل يستثمر في أدوات امتصاص الصدمات أم في سياسات تفترض أثراً توازنياً ثابتاً.

٦– حدود الدراسة

تغطي الدراسة المدة 2000–2024 (٢٥ مشاهدة سنوية)، وتتخذ فلسطين حالة مركزية والأردن ومصر وتونس دول مقارنة، وتقتصر على المستوى الكلي ببيانات سنوية. ويقيس المؤشر المركّب بُعدي التوافر والاستقرار فقط، ويُعالَج بُعدا الوصول والاستخدام نوعياً للأسباب المبيّنة في القسم 4.4.

*** الإطار النظري والمفاهيمي**

١– الأمن الغذائي: تطور المفهوم وأبعاده

انتقل مفهوم الأمن الغذائي من التركيز على توافر الغذاء في مؤتمر الأغذية العالمي عام 1974 إلى تعريف قمة 1996: «عندما يتمتع جميع الناس في جميع الأوقات بفرص الحصول، من الناحيتين المادية والاقتصادية، على أغذية كافية وسليمة ومغذية» (FAO, 1996)، وصار يُقسَّم إلى أربعة أبعاد: التوافر والوصول والاستخدام والاستقرار (FAO, 2006)، مع اقتراح إضافة الفاعلية والاستدامة (HLPE, 2020). والحالة الفلسطينية مثال واضح على الفرق بين نقص المعروض والعجز عن الوصول إليه.

٢– مدخل الاستحقاقات: الجسر النظري إلى الاقتصاد الكلي

يرى Sen (1981) أن المجاعات لا تنشأ بالضرورة عن نقص الغذاء، بل عن انهيار «الاستحقاقات»، أي ما يستطيع الأفراد الحصول عليه بما يملكون وبعملهم وبالتبادل. وبهذا ينتقل التحليل من جانب العرض الزراعي إلى الدخل والأجور والأسعار، وهي متغيرات كلية في جوهرها. ولهذا المدخل دلالة منهجية مباشرة في دراستنا: فبُعد الوصول دالة في الدخل والأسعار، أي في مكونات الاستقرار الكلي ذاتها، ولو أُدخل في مؤشر الأمن الغذائي ثم انحدر عليه مؤشر الاستقرار لعاد الدوران التعريفي من باب خلفي. ويتناول القسم 4.4 كيفية تجنّب ذلك.

٣– الاستقرار الاقتصادي الكلي: المفهوم وإشكال القياس

يُعرَّف الاستقرار الاقتصادي الكلي إجرائياً بأنه اجتماع نمو حقيقي موجب وغير متقلب، وتضخم منخفض، وبطالة منخفضة، مع توازنات مالية وخارجية قابلة للاستمرار، ويُقاس في الغالب بمؤشر مركّب. والمشكلة أن دراسات كثيرة تُدخل مكونات المؤشر نفسه متغيراتٍ مفسِّرة له، فيفقد المعامل معناه الاقتصادي ويتضخم معامل التحديد. وهناك صورة أقل وضوحاً من المشكلة نفسها تظهر عندما يتقاطع مؤشر الاستقرار مع مؤشر الأمن الغذائي: فالنمو الكلي يتضمن القيمة المضافة الزراعية، ورصيد الحساب الجاري يتضمن فاتورة الواردات الغذائية. ويعالج القسمان 4.4 و4.5 هاتين الصورتين.

٤– قنوات انتقال الأثر من الأمن الغذائي إلى الاستقرار الكلي

القناة الأولى: التضخم. لثقل الغذاء في سلة المستهلك في الدول النامية تنتقل صدمات أسعاره إلى الرقم القياسي لأسعار المستهلك مباشرة، ثم عبر الأجور وتكاليف الإنتاج. ويقدّر Furceri وآخرون (2016) أن ارتفاع تضخم الغذاء العالمي 10% يرفع التضخم المحلي نحو نصف نقطة مئوية بعد عام في الاقتصادات المتقدمة، وأكثر بكثير في الناشئة، بينما يجد Kohlscheen (2022) انتقالاً ضعيفاً إلى أسعار الغذاء المحلية (0.07–0.16 خلال عام). ويتفاوت الانتقال بحسب وزن الغذاء في السلة ورسوخ التوقعات (Gelos & Ustyugova, 2017; Jalil & Tamayo Zea, 2011)، ويرتبط بتآكل القوة الشرائية وارتفاع الجوع (FAO et al., 2025).

القناة الثانية: البطالة والدخل. يعني تراجع الإنتاج الزراعي فقدان وظائف في الزراعة والأنشطة المرتبطة بها، ويقلّص تآكل الدخل الحقيقي الإنفاق على السلع الأخرى، ويتباين الأثر بحسب كون الأسرة منتجاً صافياً للغذاء أو مستهلكاً صافياً له (Headey & Martin, 2016).

القناة الثالثة: المالية العامة. ترتفع كلفة دعم الغذاء وقت الصدمات بينما تتراجع الإيرادات، والدول العربية من أكثر مناطق العالم اعتماداً على استيراد الحبوب (World Bank et al., 2009)، وتنتقل إليها ارتفاعات الأسعار العالمية أكثر من انخفاضاتها (Ianchovichina et al., 2014).

القناة الرابعة: القطاع الخارجي. يرفع غلاء الغذاء فاتورة الاستيراد فيتسع عجز الحساب الجاري وتتآكل الاحتياطيات، وقد تزيد استجابات التكيّف الخسائرَ في الدول منخفضة التنمية البشرية (Baum et al., 2024)، كما تغيّرت بنية شبكات تجارة الحبوب بعد الحرب الروسية الأوكرانية (Zhang et al., 2024).

القناة الخامسة: رأس المال البشري. يخفض تقزّم الأطفال نصيب الفرد من الدخل بنحو 7% (Galasso & Wagstaff, 2019) ويحمّل القطاع الخاص خسائر كبيرة (Akseer et al., 2022)، لكنه أثر يتراكم عبر أجيال ولا يُنتظر أن تلتقطه سلاسل سنوية قصيرة؛ ونكتفي كذلك بالإشارة النظرية إلى قناة الاستقرار الاجتماعي والسياسي.

٥- الاتجاه المعاكس: من الاستقرار الاقتصادي إلى الأمن الغذائي

يعمل الاتجاه المعاكس عبر ثلاث آليات: الدخل والتشغيل، إذ يقلّص ارتفاع البطالة وتباطؤ النمو قدرة الأسر على الوصول إلى الغذاء؛ والأسعار وسعر الصرف، إذ يأكل التضخم القوة الشرائية ويرفع كلفة الغذاء المستورد؛ والقدرة الاستيرادية، إذ يحدّ ضعف الإيرادات والاحتياطيات من تمويل الواردات والمخزون. ويجد Dithmer و Abdulai (2017) أن الانفتاح التجاري يدعم الأمن الغذائي. ولأن خارجية أيٍّ من المتغيرين غير مسوَّغة، تختبر الدراسة السببية في الاتجاهين بمنهجية Toda–Yamamoto.

*** الدراسات السابقة والفجوة البحثية**

١- تصنيف الدراسات المشمولة

تتوزع الدراسات المرجعية على خمس مجموعات: انتقال أسعار الغذاء العالمية إلى التضخم (Furceri et al., 2016; Gelos & Ustyugova, 2017; Jalil & Tamayo Zea, 2011; Kohlscheen, 2022)، والانكشاف المالي والخارجي في الدول العربية (Ianchovichina et al., 2014; World Bank et al., 2009)، وشبكات تجارة الغذاء وتوافره (Baum et al., 2024; Costlow et al., 2025; Zhang et al., 2024)، ورأس المال البشري (Akseer et al., 2022; Galasso & Wagstaff, 2019)، والاتجاه المعاكس والصدمات (Dithmer & Abdulai, 2017; Headey & Martin, 2016; Herteux et al., 2024). ويعرض الجدول (م5) في الملحق الإلكتروني تصنيفها بحسب القناة والمنهج والنتيجة.

٢- الدراسات والتقارير المتعلقة بفلسطين والمنطقة العربية

يغلب على الأدبيات الفلسطينية طابع المسوح الميدانية والتقييمات الإنسانية. ففي قطاع غزة وجد Faris وآخرون (2025)، في مسح لـ 1,209 أسر بين مايو ويوليو 2024، أن نحو 98% منها تقع في فئة انعدام الأمن الغذائي الشديد وفق مقياس HFIAS، وتناول Dardona وآخرون (2025) أثر الحرب في العادات الغذائية والحالة التغذوية. وفي الضفة الغربية وجد Anabtawi وآخرون (2025) أن 21.6% من 328 أسرة في نابلس تعاني انعدام الأمن الغذائي، وربطوه بالتشغيل وإلغاء تصاريح العمل. ويقدّر Checchi وآخرون (2024)، في ورقة أولية، أن توافر السعرات في غزة ظل دون الاحتياج أسابيع متواصلة، وترصد نشرة معهد ماس مؤشرات التدهور الغذائي (Rafeedie & Yaaqbeh, 2025). لكن هذه الأعمال لا تقدّر العلاقة الكلية بأدوات السلاسل الزمنية ولا تضع فلسطين في سياق مقارن.

٣- التعقيب على الدراسات السابقة

يتضح من المراجعة أن الأمن الغذائي يُعامَل غالباً متغيراً تابعاً، وأن أثره في الاستقرار الكلي نادراً ما يُختبر؛ وأن الأدبيات الفلسطينية مسحية، بينما لا تشمل العيّنات الدولية فلسطين؛ وأن مؤشراً مفرداً للأمن الغذائي هو الغالب، ولا يندر أن تُدرج مكونات مؤشر الاستقرار بين مفسِّراته؛ وأن الكسور

الهيكلية قلّما تُعالج صراحة رغم أثرها في اختبارات العيّنات القصيرة.

٤– الفجوة البحثية وأوجه تميّز الدراسة

وتتحدد الفجوة البحثية في أربعة جوانب: الاتجاه (حساسية الاستقرار الكلي للأمن الغذائي)، والقياس (مؤشرات مركّبة خالية من التداخل التعريفي)، والسياق (غياب فلسطين عن الأدبيات الكمية الكلية)، والديناميكية (التمييز بين أثر الصدمات القصير والعلاقة التوازنية). وتعالجها الدراسة باختبار العلاقة في الاتجاهين، وبناء مؤشرين مستقلين، وتطبيق اختبارات الحدود الثلاثة بقيم حرجة محاكاة وbootstrap، والجمع بين التقدير التوازني والسببية والاستجابة، وإدخال الصدمات صراحة وتغطية حرب 2023–2024، مع إتاحة البيانات والشيفرة كاملة.

*** منهجية الدراسة**

١– منهج الدراسة

تجمع الدراسة بين المنهج الوصفي التحليلي والمنهج القياسي، ويستند الأخير إلى نموذج ARDL مع اختبارات الحدود (Pesaran et al., 2001)، ومنهجية Toda وYamamoto (1995) للسببية، ونماذج VAR لدوال الاستجابة وتفكيك التباين (Lütkepohl, 2005; Sims, 1980)، ثم اختبارات المتانة. وقُدّرت النماذج لكل دولة على حدة، لأن قِصَر السلاسل (25 مشاهدة) وقلة الوحدات (أربع دول) لا يسمحان بتقدير نماذج بانل ديناميكية بدقة مقبولة.

٢– مجتمع الدراسة وعيّنتها

مجتمع الدراسة هو الاقتصادات النامية المستوردة للغذاء في المنطقة العربية، والعيّنة فلسطين حالةً مركزية والأردن ومصر وتونس للمقارنة، لاستيفائها أربعة معايير: اعتماد مرتفع على الواردات الغذائية، والانتماء إلى الدخل المتوسط، والانكشاف على الصدمات الخارجية، وتوافر سلاسل متصلة من المصادر نفسها (الجدول م6 في الملحق الإلكتروني). واقتصرت العيّنة على الدول التي تتوافر لها سلاسل متجانسة ومتصلة من المصادر نفسها، ولما كان التصميم البانلي يتطلب عدداً أكبر من الدول، فقد أُرجئ إلى بحث لاحق (القسم 7.3).

٣– متغيرات الدراسة ومصادر بياناتها

يعرض الجدول (1) متغيرات الدراسة ومصادرها: مؤشرات التنمية العالمية للبنك الدولي (إصدار 8 أكتوبر 2026، نُزّلت في 11 أكتوبر 2026)، ومؤشر الفاو لأسعار الغذاء، ونشرات الجهاز المركزي للإحصاء الفلسطيني ومنظمة العمل الدولية. واعتُمدت تقديرات البطالة النموذجية لمنظمة العمل الدولية لاتساقها بين الدول، واستُكملت قيمتا فلسطين لعامي 2023 و2024 من الجهاز والمنظمة لأن السلسلة النموذجية لا تغطيهما.

جدول (١): متغيرات الدراسة وطرق قياسها ومصادرها

الرمز	المتغير	طريقة القياس	المصدر
CSI	مؤشر الأمن الغذائي المركّب	مقياس 0–100؛ التوافر 50% والاستقرار 50% (للمعادلة 1)	حسابات الباحثين
AVPC	نصيب الفرد من القيمة المضافة الزراعية	دولار أمريكي ثابت 2015 (NV.AGR.TOTL.KD ÷ SP.POP.TO) (TL	World Bank (2026)
FIMX	قيمة الواردات الغذائية إلى قيمة الصادرات السلعية	% (حصة الغذاء من الواردات × الواردات ÷ الصادرات السلعية)	World Bank (2026)
PVAR	تقلّب الإنتاج الغذائي للفرد	الانحراف المعياري لنمو مؤشر الإنتاج الغذائي للفرد خلال 5 سنوات	World Bank (2026)
MSI	مؤشر الاستقرار الاقتصادي الكلي	متوسط الدرجات المعيارية لـ GNA، (−INF)، (−UNEM) (للمعادلة 2)	حسابات الباحثين
GNA	نمو الناتج المحلي غير الزراعي الحقيقي	% (نمو الناتج بالأسعار الثابتة مطروحاً منه القيمة المضافة الزراعية)	World Bank (2026)
INF	معدل التضخم	% (التغير السنوي في الرقم القياسي لأسعار المستهلك)	World Bank (2026)
UNEM	معدل البطالة	% من القوى العاملة (تقديرات ILO النموذجية؛ فلسطين 2023–2024 من PCBS، ILO)	World Bank (2026); PCBS; ILO & PCBS
LFPI	لوغاريتم مؤشر الغلو الحقيقي لأسعار الغذاء	المتوسط السنوي للمؤشر الشهري ÷ الرقم القياسي لأسعار المستهلك الأمريكي (2014–2016=100)	FAO (2026a); World Bank (2026)
SHOCK	متغير صوري للصدمات الكبرى	1 في سنوات الصدمات المحددة في الجدول (٣)، و0 فيما عداها	إعداد الباحثين
WAR23، WAR24	متغيران صوريان تبعيان لفلسطين	1 في 2023 (أو 2024) لفلسطين فقط، و0 فيما عدا ذلك	إعداد الباحثين
GDPG، CAB	النمو الكلي ورصيد الحساب الجاري (% من الناتج)	يُستخدمان في اختبار المتانة فقط (القسم 5.8)	World Bank (2026)

ملاحظة: استُخدمت لفلسطين قيم الواردات والصادرات السلعية من ميزان المدفوعات (BM.GSR.MRCH.CD وBX.GSR.MRCH.CD) لعدم توافر سلسلة منظمة التجارة العالمية لها، واستُخدمت سلسلة منظمة التجارة العالمية (TM.VAL.MRCH.CD.WT وTX.VAL.MRCH.CD.WT) لبقية الدول. والرموز المذكورة هي رموز المؤشرات في قاعدة البنك الدولي.

٤– بناء المؤشرين المركّبين

* مؤشر الأمن الغذائي المركّب (CSI)

يتكوّن المؤشر من بُعدي التوافر والاستقرار. يُقاس التوافر بنصيب الفرد من القيمة المضافة الزراعية بالأسعار الثابتة، والاستقرار بمكوّنين: نسبة الواردات الغذائية إلى الصادرات السلعية، وهي تعكس القدرة على تمويل الغذاء المستورد، وتقلّب الإنتاج الغذائي للفرد، وهو يعكس انتظام الإمداد المحلي. وتُوحَّد المكونات بطريقة الحد الأدنى والأقصى على البيانات المجمّعة للدول الأربع لتكون قابلة للمقارنة، ويُعكس اتجاه المكوّنين السالبين: –

$$CSI_{it} = 100 \times [\, 0.50 \cdot \tilde{x}_{AVPC,it} + 0.25 \cdot (1 - \tilde{x}_{FIMX,it}) + 0.25 \cdot (1 - \tilde{x}_{PVAR,it}) \,]$$

$$\tilde{x} = (x - x_{min}) / (x_{max} - x_{min}) \quad (1)$$

وُزّعت الأوزان بالتساوي بين البعدين ثم بين مكوّني الاستقرار. وبلغ معامل ألفا كرونباخ 0.514 ومقياس KMO 0.500، وانخفاضهما لا يطعن في مؤشر تكويني يجمع أبعاداً مختلفة بطبيعتها (OECD & JRC, 2008)؛ ومع ذلك اختُبرت ثلاثة بدائل للترجيح: أوزان المكوّن الأساسي الأول (0.468 و0.293 و0.239)، والأوزان المتساوية، والتوافر منفرداً.

جدول (٢): أبعاد مؤشر الأمن الغذائي المركّب ومكوناته وأوزانه

البعد	المكوّن	الاتجاه	الوزن	المصدر/سبب الاستبعاد
التوافر	نصيب الفرد من القيمة المضافة الزراعية (AVPC)	موجب	50%	World Bank (2026)
الاستقرار	الواردات الغذائية إلى الصادرات السلعية (FIMX)	عكسي	25%	World Bank (2026)
الاستقرار	تقلّب الإنتاج الغذائي للفرد (PVAR)	عكسي	25%	World Bank (2026)
الوصول	انتشار نقص التغذية، والفقر، ومقياس الشعور بانعدام الأمن الغذائي	—	مستبعد	سببان: لا تتوافر لفلسطين سلاسل سنوية متصلة؛ ويتداخل البعد تعريفياً مع الدخل والأسعار
الاستخدام	تقزّم الأطفال، وفقر الدم لدى النساء، ومياه الشرب المدارة بأمان	—	مستبعد	سلاسل نموذجية بطيئة التغير؛ تُعرض وصفياً في الجدول (م٩) في الملحق الإلكتروني

ملاحظة: يغطي المؤشر بُعدين فقط من أبعاد الأمن الغذائي الأربعة، فلا يصح وصفه بأنه مؤشر رباعي الأبعاد. ويُناقش البعدان المستبعدان في القسمين 2.2 و5.1.

ولاستبعاد بُعد الوصول سببان: عملي، إذ لا تنشر الفاو معدل انتشار نقص التغذية لفلسطين، وسلاسل الفقر ومقياس الشعور بانعدام الأمن الغذائي متقطعة أو تبدأ بعد 2014 فتتجاوز نسبة القيم المفقودة حدّ 30%؛ ومنهجي، إذ إن الوصول دالة في الدخل والأسعار، فإدخاله يعيد التداخل التعريفي. أما سلاسل الاستخدام فنموذجية بطيئة التغير، فعُرضت وصفياً.

*** مؤشر الاستقرار الاقتصادي الكلي (MSI)**

ويتكوّن المؤشر من ثلاثة مكونات للتوازن الداخلي: النمو الحقيقي غير الزراعي بإشارة موجبة، والتضخم والبطالة بإشارة سالبة، تُوحَّد بالدرجات المعيارية على البيانات المجمّعة ويؤخذ متوسطها البسيط، فتدل القيم الأعلى على استقرار أكبر:

$$MSI_{it} = (1/3) \times [\, z(GNA_{it}) + z(-INF_{it}) + z(-UNEM_{it}) \,]$$

$$z(x) = (x - \bar{x}) / s_x \quad (2)$$

وبلغ مقياس KMO للمكونات 0.509، وجاء اختبار بارتليت معنوياً ($\chi^2(3) = 25.50,\ p < 0.001$)، ويفسّر المكوّن الأول 50.9% من التباين بأوزان 0.465 للنمو و0.192 للتضخم و0.343 للبطالة. ولأن KMO عند حافة المقبولية، اعتُمدت الأوزان المتساوية في الصيغة الأساسية وأوزان المكونات الأساسية في اختبار المتانة.

قواعد منع التداخل التعريفي. استُخدم النمو غير الزراعي بدل النمو الكلي لأن الناتج يتضمن القيمة المضافة الزراعية، واستُبعد رصيد الحساب الجاري لأنه يشمل فاتورة الواردات الغذائية، واستُبعدت مؤشرات الوصول لأنها دالة في الدخل والأسعار. ولم يُدرج رصيد الموازنة لغياب سلسلة متصلة لفلسطين في المصدر الموحد. ولقياس أثر هذه القواعد قُدّر في اختبارات المتانة مؤشر بديل يتضمن النمو الكلي ورصيد الحساب الجاري.

٥– معالجة الدوران التعريفي وتوصيف النماذج

قُسّم التصميم القياسي إلى مستويين حتى لا يُنحدر أي مؤشر على مكوناته. في المعادلة التجميعية يكون مؤشر الاستقرار متغيراً تابعاً، ويقتصر الطرف الأيمن على مؤشر الأمن الغذائي ولوغاريتم مؤشر الفاو الحقيقي لأسعار الغذاء ضابطاً للصدمات العالمية المشتركة، بصيغة تصحيح الخطأ غير المقيّدة (Pesaran et al., 2001):

$$\Delta MSI_t = \alpha_0 + \pi_y MSI_{t-1} + \pi_1 CSI_{t-1} + \pi_2 LFPI_{t-1} + \Sigma_{i=1..p-1}\, \psi_i \Delta MSI_{t-i} + \Sigma_{j=0..q_1-1}\, \varphi_j \Delta CSI_{t-j} + \Sigma_{j=0..q_2-1}\, \omega_j \Delta LFPI_{t-j} + \lambda \cdot SHOCK_t + \delta' D_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

حيث D متغيرا الحرب النبضيان في معادلات فلسطين. ويدخل المفسِّر بمستواه المتأخر إذا كانت رتبته $q \geq 1$ وبمستواه الآني إذا كانت $q = 0$. ومعامل الأجل الطويل $\theta = -\pi_1/\pi_y$ وخطؤه المعياري بطريقة دلتا، وπ_y معامل تصحيح الخطأ، وتُختار الرتب بمعيار أكايكي بحد أقصى فترتين.

وفي معادلات القنوات يصبح كل متغير كلي تابعاً بذاته، فلا يبقى مجال للدوران التعريفي: –

$$INF_t = f(\, CSI_t, LFPI_t\, ;\, SHOCK_t\,)$$

$$GNA_t = f(\, CSI_t, LFPI_t\, ;\, SHOCK_t\,)$$

$$UNEM_t = f(\, CSI_t, GNA_t\, ;\, SHOCK_t\,) \quad (4)$$

ويدخل النمو غير الزراعي ضابطاً في معادلة البطالة تعبيراً عن علاقة أوكن.

اختبارات الحدود. تُختبر علاقة المستويات بثلاثة اختبارات: F للفرضية $\pi_y = \pi_1 = \pi_2 = 0$، و$t$ للفرضية $\pi_y = 0$، وFx للفرضية $\pi_1 = \pi_2 = 0$، ولا يُحكم بالتكامل المشترك إلا إذا تجاوزت الثلاثة الحد الأعلى. فإن كانت F وt معنويتين وFx غير معنوية فالحالة منحلّة من النوع الأول (المتغير التابع ساكن بذاته)، وإن كانت F وFx معنويتين وt غير معنوية فهي منحلّة من النوع الثاني (McNown et al., 2018; Sam et al., 2019). ولأن قيم Pesaran وآخرين (2001) تقاربية وجداول Narayan (2005) تبدأ من 30 مشاهدة، حُسبت القيم الحرجة بالمحاكاة لحجم العيّنة (23 مشاهدة، متغيران مفسِّران، 20,000 تكرار، الحالة الثالثة): عند F 5% بين 4.56 و5.76، وt بين 3.00– و3.70–، وFx بين 3.54 و6.06. ولأن هذه القيم لا تراعي رتب الإبطاء والمتغيرات الصورية في كل معادلة، أُعيد الاختبار بطريقة bootstrap مشروطة (McNown et al., 2018; Bertelli et al., 2022): تُقدَّر المعادلة المقيّدة تحت كل فرضية عدم، وتُعاد معاينة بواقيها لتوليد المتغير التابع تكرارياً مع تثبيت المفسِّرات والمتغيرات الصورية ورتبة النموذج، ثم يُعاد تقدير المعادلة غير المقيّدة (4,999 تكراراً).

اختبار السببية. لكل زوج (CSI مع MSI وINF وGNA وUNEM) قُدّر نموذج VAR في المستويات برتبة $k + d_{max}$، حيث تُحدَّد k بمعيار أكايكي بحد أقصى فترتين و$d_{max} = 1$، مع ثابت واتجاه زمني والمتغيرات الصورية خارجيةً، ثم أُجري اختبار والد على أول k فترة، وإحصائيته تتبع $\chi^2(k)$ أياً كانت رتب التكامل (Toda & Yamamoto, 1995).

دوال الاستجابة. قُدّر لكل دولة نموذج VAR(1) للمتغيرات CSI وINF وGNA وUNEM بثابت واتجاه زمني والمتغيرات الصورية، واقتُصر على فترة واحدة حفاظاً على درجات الحرية. وحُسبت الاستجابات المتعامدة بتحليل تشولسكي مع وضع CSI أولاً، على افتراض أن الإنتاج الزراعي محدد مسبقاً خلال السنة، فلا تتأثر صدمته بترتيب

المتغيرات الكلية فيما بينها، وبُنيت فترات ثقة 90% بمحاكاة مونت كارلو (2,000 تكرار).

٦- خطوات التقدير والاختبارات التشخيصية

تتبع خطوات التقدير الترتيب المبيّن في الجدول (م7) في الملحق الإلكتروني، وتستند الاختبارات إلى مراجعها الأصلية: جذر الوحدة والكسر الهيكلي (Dickey & Fuller, 1979; Kwiatkowski et al., 1992; Phillips & Perron, 1988; Zivot & Andrews, 1992) بقيم MacKinnon (1996)، وتشخيص البواقي (Breusch, 1978; Breusch & Pagan, 1979; Godfrey, 1978; Jarque & Bera, 1980; Ramsey, 1969)، والاستقرار الهيكلي (Brown et al., 1975)، والفروق بين المجموعات (Brown & Forsythe, 1974; Games & Howell, 1976; Levene, 1960; Tukey, 1949; Welch, 1951)، وملاءمة المؤشرات (Bartlett, 1950; Cronbach, 1951; Kaiser, 1974). ولم يُطبَّق اختبار Bai–Perron لقِصَر السلاسل.

٧- معالجة فجوات البيانات والصدمات

السلاسل مكتملة لدول المقارنة، واقتصرت الفجوات على خمس قيم لفلسطين من أصل 900 قيمة (0.6%)، عولجت بمصادر بديلة لا بالاستيفاء الخطي: بطالة 2023 (30.0%) متوسط الأرباع الأربعة، ثلاثة من مسوح الجهاز (PCBS, 2023a, 2023b) والرابع من تقدير منظمة العمل الدولية (ILO, 2023)، وبطالة 2024 من تقدير المنظمة والجهاز للمدة أكتوبر –2023سبتمبر 2024 (ILO & PCBS, 2024)؛ ورُبط مؤشر الإنتاج الغذائي للفرد لعامي 2023 و2024 بنمو القيمة المضافة الزراعية للفرد، وحُملت حصة الغذاء من الواردات لعام 2024 بقيمة 2023 (الملحق الإلكتروني 2). ويترتب على ذلك أن الربع الرابع من 2023 يدخل في قيمتي البطالة للعامين، وأن مكوّني التوافر والتقلّب يُشتقان من السلسلة نفسها في عامي الحرب، فيُقرأ تراجع المؤشر فيهما بحذر.

متغير الصدمات. عُرّف SHOCK استناداً إلى أحداث موثقة لا إلى قيم المتغيرات التابعة، ويجمع صدمات عالمية وأخرى قُطرية (الجدول 3). وأُضيف لفلسطين متغيران نبضيان لعامي 2023 و2024، لأن قيمهما لا نظير لها في العيّنة، فلا تهيمن مشاهدتان متطرفتان في نهاية العيّنة على تقدير الميول، وأُعيد التقدير من دونهما ضمن اختبارات المتانة.

جدول (٣): تعريف متغير الصدمات الكبرى حسب الدولة

الدولة	السنوات	الحدث
جميع الدول	2008؛ 2020؛ 2022	أزمة أسعار الغذاء والأزمة المالية العالمية؛ جائحة كوفيد-19؛ الحرب الروسية الأوكرانية
فلسطين	2000–2002؛ 2006؛ 2014؛ 2023–2024	انتفاضة الأقصى وإعادة الاجتياح؛ الحصار المالي بعد انتخابات 2006؛ حرب غزة 2014؛ حرب 2023–2024 (+ متغيران نبضيان)
الأردن	2011–2012	انقطاع إمدادات الغاز المصري وتداعيات الاضطرابات الإقليمية
مصر	2011؛ 2016–2017؛ 2023–2024	ثورة يناير؛ تحرير سعر الصرف وصدمة التضخم؛ أزمة النقد الأجنبي وتخفيضات العملة
تونس	2011؛ 2015	الثورة؛ الهجمات التي استهدفت قطاع السياحة

المصدر: إعداد الباحثَين استناداً إلى أحداث موثقة. يأخذ المتغير القيمة 1 في السنوات المذكورة و0 فيما عداها.

٨– البرمجيات وإعادة الإنتاج

نُفّذت التقديرات بلغة Python 3 بمكتبتي statsmodels (0.15) و arch (8.0) (Seabold & Perktold, 2010; Sheppard, 2025)، وتُولَّد الجداول والأشكال آلياً دون نقل يدوي، مع تثبيت بذور المولد العشوائي في المحاكاة و bootstrap وفترات الثقة. وتضم حزمة إعادة الإنتاج البيانات الخام والشيفرة وملفاً مكافئاً لبرنامج Stata.

* النتائج

١– التحليل الوصفي ومقارنة الدول

جدول (٤): الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة (2000–2024)

المتغير	فلسطين	الأردن	مصر	تونس
مؤشر الأمن الغذائي CSI (0–100)	42.86 (11.05)	52.80 (8.27)	82.56 (5.94)	72.54 (9.03)
المدى	21.36 – 57.24	36.67 – 64.92	71.47 – 95.35	50.19 – 82.05
القيمة المضافة الزراعية للفرد AVPC	223.3 (51.6)	189.1 (39.8)	370.4 (33.8)	326.3 (40.7)
المدى	110.1 – 295.4	108.6 – 255.1	318.5 – 440.5	238.4 – 389.1
الواردات الغذائية/الصادرات FIMX (%)	119.4 (20.5)	41.9 (7.2)	46.2 (10.9)	14.1 (2.3)
المدى	89.7 – 180.7	29.5 – 54.0	31.1 – 72.2	10.5 – 18.3
تقلّب الإنتاج الغذائي للفرد PVAR	13.61 (4.92)	7.94 (4.83)	3.25 (1.09)	15.60 (8.46)
المدى	7.59 – 25.40	2.94 – 18.10	0.73 – 4.52	1.99 – 38.92
مؤشر الاستقرار الكلي MSI	−0.42 (1.23)	0.22 (0.22)	0.14 (0.39)	0.06 (0.32)
المدى	−5.70 – 0.61	−0.23 – 0.54	−0.76 – 0.73	−0.94 – 0.57
النمو غير الزراعي GNA (%)	2.35 (9.32)	3.93 (2.41)	4.43 (1.84)	2.60 (3.36)
المدى	−23.25 – 16.93	−1.27 – 8.47	1.64 – 7.68	−9.94 – 7.28
التضخم INF (%)	4.76 (10.44)	2.99 (3.03)	11.48 (8.27)	4.60 (1.96)
المدى	−0.74 – 53.67	−0.88 – 13.97	2.27 – 33.88	1.98 – 9.33
البطالة UNEM (%)	23.49 (6.98)	14.98 (2.37)	9.90 (2.10)	14.96 (1.67)
المدى	10.62 – 51.10	11.90 – 19.84	6.55 – 13.15	12.37 – 18.33

ملاحظة: الخلية العليا المتوسط (الانحراف المعياري)، والسفلى أدنى قيمة وأعلى قيمة. عدد المشاهدات 25 لكل دولة. المصدر: حسابات الباحثَين.

يكشف الجدول (4) فجوة واسعة في الأمن الغذائي: متوسط المؤشر 42.9 نقطة في فلسطين، مقابل 52.8 في

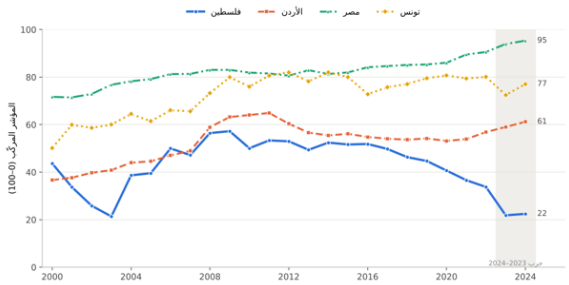
الأردن و72.5 في تونس و82.6 في مصر. ومصدرها الأساسي مكوّنا الاستقرار؛ فقد بلغ متوسط الواردات الغذائية في فلسطين 119.4% من الصادرات السلعية، أي أكثر من ضعفي نظيره في الأردن ومصر وثمانية أضعافه في تونس، وبلغ تقلّب الإنتاج 13.61 مقابل 3.25 في مصر. وتسجّل فلسطين أدنى متوسط للاستقرار الكلي (−0.42) وأعلى تشتت له (1.23) وأعلى بطالة (23.5%) وأشد تقلب في النمو غير الزراعي (9.32). ولا يعني ارتفاع مؤشر مصر أنها الأعلى أمناً غذائياً بالمعنى الشامل، بل تفوقها النسبي داخل العيّنة في التوافر وانتظام الإنتاج.

جدول (٥): تطور مؤشر الأمن الغذائي المركّب حسب المدد الفرعية

البيان	فلسطين	الأردن	مصر	تونس
متوسط 2000–2007	37.5	42.4	76.6	60.8
متوسط 2008–2015	52.9	60.0	82.0	79.0
متوسط 2016–2022	43.4	54.4	86.5	77.9
متوسط 2023–2024	22.1	60.1	94.6	74.8
التغير 2000–2024 (%)	−48.6	66.9	33.0	53.6
التغير 2000–2022 (%)	−22.7	55.1	26.4	59.6
التغير 2022–2024 (%)	−33.5	7.6	5.3	−3.7

المصدر: حسابات الباحثَين.

ويختلف المسار الزمني بين الدول (الجدول 5 والشكل 1): تحسّن المؤشر بين 2000 و2024 بنسبة 66.9% في الأردن و53.6% في تونس و33.0% في مصر، بينما هبط في فلسطين من 43.7 إلى 22.4 نقطة (48.6%−). ولم يكن الهبوط متصلاً؛ فقد بلغ أدنى مستوياته قبل الحرب خلال الانتفاضة، ثم تعافى إلى متوسط 52.9 في 2008–2015، وتآكل إلى 33.8 في 2022، ثم انهار بنسبة 33.5% في عامي الحرب بفعل تراجع نصيب الفرد من القيمة المضافة الزراعية من 186 إلى 110 دولارات وارتفاع تقلّب الإنتاج إلى 25.4 (الشكل م1). وقيمة (21.8) 2023 تقارب أدنى مستوى في (21.4) 2003، وارتفع المؤشر قليلاً في 2024 رغم المجاعة الموثقة في غزة (Faris et al., 2025)، لأنه مؤشر وطني يقيس جانب العرض لا الوصول، والأرجح أن الارتفاع ناتج عن حمل حصة الغذاء من الواردات بقيمة 2023. فالمؤشر يقيس قدرة الاقتصاد على إنتاج الغذاء وتمويل استيراده، لا شدة انعدام الأمن الغذائي لدى الأسر.

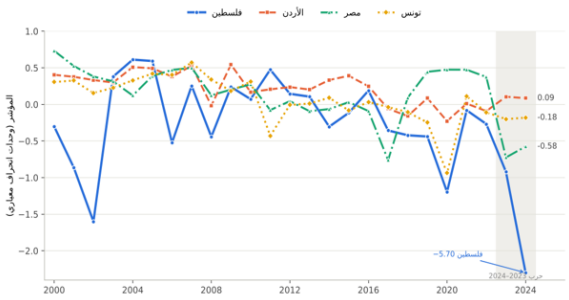


شكل (1): تطور مؤشر الأمن الغذائي المركّب في دول العيّنة (2000–2024)

المصدر: حسابات الباحثَين من بيانات البنك الدولي. المنطقة المظللة: حرب 2023–2024.

ويتحرك مؤشر الاستقرار الكلي (الشكل 2) في نطاق ضيق في دول المقارنة: هبط في الأردن وتونس في 2020، وفي مصر خلال أزمتي سعر الصرف 2016– 2017 و2023–2024. أما في فلسطين فيتذبذب بحدة مع الصدمات السياسية، وانهار في 2024 إلى 5.70−. ويرتبط المؤشران ارتباطاً موجباً في فلسطين (r = 0.488, p = 0.013) وسالباً في الدول الأخرى (من 0.594− في

تونس إلى 0.385− في الأردن) لتباعد الاتجاهين العامين بعد 2010، وهو ما يستدعي النماذج الديناميكية.



شكل (٢): تطور مؤشر الاستقرار الاقتصادي الكلي في دول العيّنة (2000–2024)

ملاحظة: قُطع المحور الرأسي عند 2.4− لإظهار التباين بين الدول؛ وتشير العلامة إلى قيمة فلسطين في 2024 (5.70−).

وتؤكد نتائج تحليل التباين (الجدول م8) أن الفروق بين الدول معنوية في المؤشرين. ففي مؤشر الأمن الغذائي رفض اختبار ليفين تجانس التباين ($p = 0.007$)، فاعتُمد تحليل Welch ($F = 120.1$, $p < 0.001$)، وجاءت مقارنات Games–Howell الثنائية كلها معنوية عند 1%. وفي مؤشر الاستقرار كان Welch معنوياً ($F = 3.10$, $p = 0.035$)، لكن الفرق الثنائي بين فلسطين والأردن معنوي عند 10% فقط ($p = 0.077$)، لأن انخفاض متوسط فلسطين يقترن بأعلى تشتت في العيّنة.

وتُظهر بيانات FAOSTAT (FAO, ٢٠٢٦b؛ الجدول م9) تحسناً بطيئاً في مؤشرات الاستخدام في فلسطين: تراجع تقزّم الأطفال من 9.9% إلى 8.0%، وفقر الدم لدى النساء من 27.3% إلى 24.8%، وارتفعت تغطية مياه الشرب المدارة بأمان من 75% إلى 81%، فأبعاد الأمن الغذائي لا تتحرك معاً، مع أن هذه السلاسل لا تعكس بعدُ أثر الحرب في غزة. ويرتبط مكوّن العبء الاستيرادي ارتباطاً قوياً بمؤشر الفاو المقابل (0.56 لمصر إلى 0.93 للأردن).

٢– اختبارات جذر الوحدة والكسر الهيكلي

تُظهر اختبارات جذر الوحدة والكسر الهيكلي (الجدول م10) أن معظم المتغيرات غير ساكنة في المستوى وساكنة في الفرق الأول، وبعضها ساكن في المستوى، ولم يثبت تكامل أي متغير من الدرجة الثانية؛ فما يبدو كذلك في سلاسل فلسطين على العيّنة الكاملة يعود إلى قيم 2024 المتطرفة ويختفي باستبعاد عامي الحرب، وهو ما يسوّغ المتغيرين النبضيين. ويكشف اختبار Zivot–Andrews كسوراً يقع بعضها قرب الصدمات المعرّفة، كعام 2011 في السلاسل التونسية. وهذا المزيج من رتب التكامل يستوفي شرط ARDL ويحدد $d_{max} = 1$.

٣- اختبارات الحدود للتكامل المشترك

جدول (٦): نتائج اختبارات الحدود (F وt وFx) للمعادلة التجميعية ومعادلات القنوات

المعادلة	الدولة	رتبة ARDL	F	t	Fx	القرار (محاكاة)	القرار (bootstrap)
التجميعية (MSI)	فلسطين	ARDL(1,2,2)	27.08	−7.61	9.45	تكامل مشترك	تكامل مشترك
	الأردن	ARDL(2,2,1)	3.52	−2.83	3.55	لا علاقة مستويات	لا علاقة مستويات
	مصر	ARDL(1,2,2)	4.13	−2.45	2.18	لا علاقة مستويات	لا علاقة مستويات
	تونس	ARDL(1,0,0)	7.14	−4.19	4.91	منحلّة (1)	تكامل مشترك
التضخم (INF)	فلسطين	ARDL(2,0,2)	1.63	−1.56	0.75	لا علاقة مستويات	لا علاقة مستويات
	الأردن	ARDL(1,1,0)	20.71	−7.08	6.54	تكامل مشترك	تكامل مشترك
	مصر	ARDL(2,0,0)	4.45	−3.64	1.20	لا علاقة مستويات	لا علاقة مستويات
	تونس	ARDL(1,2,2)	0.99	−1.71	0.66	لا علاقة مستويات	لا علاقة مستويات
النمو (GNA)	فلسطين	ARDL(2,2,0)	24.20	−6.05	6.35	تكامل مشترك	تكامل مشترك
	الأردن	ARDL(1,0,2)	7.28	−4.57	0.91	منحلّة (1)	منحلّة (1)
	مصر	ARDL(1,0,1)	1.51	−2.04	0.26	لا علاقة مستويات	لا علاقة مستويات
	تونس	ARDL(1,0,0)	13.99	−5.87	6.18	تكامل مشترك	تكامل مشترك
البطالة (UNEM)	فلسطين	ARDL(1,0,2)	10.06	−3.56	11.83	منحلّة (2)	تكامل مشترك
	الأردن	ARDL(1,0,0)	2.63	−2.00	3.29	لا علاقة مستويات	لا علاقة مستويات
	مصر	ARDL(2,2,2)	5.49	−2.77	7.80	لا علاقة مستويات	لا علاقة مستويات
	تونس	ARDL(1,0,1)	5.84	−3.92	6.51	تكامل مشترك	تكامل مشترك

ملاحظة: «القرار (محاكاة)» بقيم حرجة محاكاة لحجم العيّنة (23 مشاهدة، متغيران مفسِّران، الحالة الثالثة)؛ عند 5%: F [4.56, 5.76]، t [−3.00, −3.70]، Fx [3.54, 6.06]. «القرار (bootstrap)» بقيم p من bootstrap مشروط (4,999 تكراراً) عند 5%، وتفاصيلها في الجدول (م13). «تكامل مشترك»: الإحصاءات الثلاث معنوية. «منحلّة (1)»: F وt معنويتان وFx غير معنوية. «منحلّة (2)»: F وFx معنويتان وt غير معنوية.

يتضح من الجدول (6) أن فلسطين هي الدولة الوحيدة التي تثبت فيها علاقة مستويات بين المؤشرين بالقيم المحاكاة وbootstrap معاً، وبفارق كبير عن الحد الأعلى (F = 27.08, t = −7.61, Fx = 9.45؛ قيم p لـ bootstrap < 0.001 و0.001 < و0.005). وفي الأردن ومصر لا علاقة مستويات بالطريقتين. أما في تونس فتشير القيم المحاكاة إلى حالة منحلّة، ويشير bootstrap إلى علاقة مستويات (p لـ Fx = 0.032)، لكن المعادلة لا تجتاز اختباري عدم تجانس التباين وRESET (القسم 5.5)، فلا يُبنى عليها. وعلى مستوى القنوات تثبت علاقة المستويات بالطريقتين في قناة التضخم في الأردن (F = 20.71)، وفي قناة النمو في فلسطين وتونس، وفي قناة البطالة في تونس، بينما تتحول قناة البطالة في فلسطين من حالة منحلّة إلى علاقة مستويات بـ bootstrap دون أن يكون لمعامل الأمن الغذائي فيها أثر معنوي (القسم 5.4). وتبرز هنا قيمة الاختبارات الثلاثة؛ فالاكتفاء بإحصائية F كان سيقود إلى الحكم بالتكامل المشترك في ثماني معادلات، لأن سكون المتغير التابع يرفع F دون علاقة مستويات.

وينبغي التنبيه إلى أن Fx في المعادلة التجميعية تختبر معاملي الأمن الغذائي وضابط الأسعار العالمية معاً؛ فإذا حُذف الضابط تحولت العلاقة الفلسطينية إلى حالة منحلّة بالطريقتين (p لـ Fx بطريقة bootstrap = 0.613)، وإذا أُلغي متغيرا الحرب لم تبق علاقة مستويات (الجدول م13). فالأدق وصفها بأنها علاقة بين الاستقرار الكلي ومجموعة المفسِّرات، لا بين المؤشرين وحدهما. كما أن بعض القرارات بالقيم المحاكاة يقوم على فوارق ضئيلة (Fx = 6.35 و6.18 لقناة النمو في فلسطين وتونس مقابل حد أعلى 6.06)، غير أن bootstrap يؤكدها بقيم p دون 0.015.

٤– تقديرات الأجلين الطويل والقصير

جدول (٧): معاملات الأجلين الطويل والقصير ومعامل تصحيح الخطأ

المعادلة	الدولة	θ CSI	(خ.م)	θ الضابط	ECT	ΔCSI_t	ΔCSI_{t-1}	SHOCK	R^2
التجميعية (MSI)	فلسطين	−0.039***	(0.012)	2.204***	−1.122***	0.028*	0.041***	−0.783***	0.979
	الأردن	−0.048**	(0.019)	2.003**	−0.549**	−0.036*	0.040**	−0.239**	0.763
	مصر	0.050	(0.045)	−1.970	−0.528**	−0.067	−0.070	−0.454***	0.673
	تونس	−0.038***	(0.010)	1.314**	−0.739***	—	—	−0.372***	0.713
التضخم (INF)	فلسطين	−0.146	(0.216)	−0.838	−0.355	—	—	1.837*	0.982
	الأردن	−0.231**	(0.098)	14.075***	−1.154***	0.270	—	0.311	0.805
	مصر	0.578*	(0.329)	−0.991	−0.887***	—	—	6.089*	0.584
	تونس	0.261	(0.192)	−6.818	−0.320	−0.042	−0.089	−0.362	0.404
النمو (GNA)	فلسطين	−0.308*	(0.143)	15.510**	−1.237***	0.252	0.442**	−11.940***	0.936
	الأردن	−0.199	(0.149)	6.238	−0.495***	—	—	−3.494***	0.718
	مصر	0.128	(0.209)	−2.524	−0.426*	—	—	−1.109	0.337
	تونس	−0.303***	(0.089)	12.130***	−1.036***	—	—	−4.301***	0.793
البطالة (UNEM)	فلسطين	0.054	(0.106)	−0.881***	−0.573***	—	—	−2.437*	0.938
	الأردن	−0.309	(0.211)	−1.419*	−0.210*	—	—	−0.144	0.306
	مصر	−0.376**	(0.142)	−1.067**	−0.312**	−0.209*	−0.211*	0.954**	0.807
	تونس	0.036	(0.053)	−0.582***	−0.659***	—	—	0.223	0.617

ملاحظة: θ معامل الأجل الطويل ($-\pi_x/\pi_y$) وخطؤه المعياري بطريقة دلتا. الضابط هو LFPI في المعادلة التجميعية وقناتي التضخم والنمو، وGNA في قناة البطالة. ΔCSI_t المضاعِف الفوري، وΔCSI_{t-1} أثر الفترة السابقة، و«—» تعني أن الرتبة المختارة لا تتضمن الحد. تتضمن معادلات فلسطين متغيري الحرب النبضيين (القيم في الملحق الإلكتروني (٣). *** و** و* المعنوية عند 1% و5% و10%. لا تُفسَّر معاملات الأجل الطويل اقتصادياً إلا حيث يثبت التكامل المشترك في الجدول (٦). ويرتفع معامل التحديد في معادلات فلسطين بفعل المتغيرين النبضيين اللذين يمتصان قيم 2024 المتطرفة.

لا تُفسَّر المعاملات طويلة الأجل في الجدول (7) توازنياً إلا حيث يثبت التكامل المشترك.

المعادلة التجميعية. في فلسطين جاء معامل الأمن الغذائي طويل الأجل سالباً ومعنوياً (0.039−، خ.م 0.012، p = 0.006)، بينما جاء الأثر قصير الأجل موجباً: 0.028 للتغير الآني (p = 0.054) و0.041 لتغير السنة السابقة (p = 0.005)؛ أي أن تدهور الأمن الغذائي يقترن بتراجع الاستقرار في العام نفسه والذي يليه، دون أن يرتبط ارتفاع مستواه باستقرار أعلى في الأجل الطويل. وبلغ معامل تصحيح الخطأ 1.122−، فيُصحَّح الانحراف في أقل من سنة بنمط تذبذبي متخامد (Narayan & Smyth, 2006). وتقع هذه القيمة، ومثلها معامل قناة التضخم في الأردن (١,١٥٤−) وقناة النمو في تونس (١,٠٣٦−)، ضمن المدى (٠ ،٢−) الذي يضمن تقارب التعديل نحو التوازن، فهي تدل على سرعة التصحيح لا على تباعده. وجاء معامل الصدمات سالباً ومعنوياً (0.783−) ومعه متغير حرب 2024 (5.81−)، ومعامل الصدمات سالب ومعنوي في الدول الأربع. أما معامل الأسعار العالمية الموجب (2.204) فيلتقط على الأرجح تزامن دورات الأسعار مع مراحل التعافي وتدفق المساعدات، لا أثراً إيجابياً لغلاء الغذاء. وفي الأردن جاء أثر تغير السنة السابقة موجباً ومعنوياً (0.040, p = 0.017) رغم غياب علاقة المستويات.

قناة التضخم. تثبت في الأردن وحده: يقترن ارتفاع المؤشر عشر نقاط بانخفاض التضخم في الأجل الطويل بنحو 2.31 نقطة مئوية (θ = −0.231, p = 0.030)، وارتفاع الأسعار

العالمية الحقيقية 10% بارتفاعه نحو 1.34 نقطة (θ = 14.08, p = 0.003)، ويعود التضخم إلى مساره في نحو سنة (ECT = −1.154). وفي فلسطين لا تثبت القناة، ويمتص متغير حرب 2024 قفزة التضخم (نحو 49.6 نقطة).

قناة النمو غير الزراعي. في فلسطين جاء المعامل طويل الأجل سالباً عند حدود المعنوية (0.050 = p ,0.308−)، وأثر السنة السابقة موجباً ومعنوياً (0.027 = p ,0.442): تحسّن المؤشر نقطة يقترن بزيادة النمو غير الزراعي في العام التالي بنحو 0.44 نقطة مئوية. ومع النمو الكلي يصبح الأثر الآني معنوياً (0.011 = p ,0.526) بعد أن كان p) 0.252 = 0.203)، والفرق هو الجزء المحاسبي من الأثر، وهو ما يبرر استبعاد الزراعة من المتغير التابع. وفي تونس معامل سالب (0.003 = p ,0.303−) في معادلة لا تجتاز اختباري عدم تجانس التباين وRESET، وفي الأردن الحالة منحلّة.

قناة البطالة. في فلسطين يغلب أثر النمو غير الزراعي (أوكن: θ = −0.881, p = 0.006) ومتغيري الحرب (8.88 و20.05 نقطة)، ولا أثر مستقل للأمن الغذائي (0.054 ,p = 0.620)، وكذلك في تونس (p = 0.036, 0.507). وفي مصر جاء المعامل سالباً (p = 0.376, −0.020) دون علاقة مستويات، وإن ظهرت صلة ديناميكية في القسمين 5.6 و5.7.

٥– الاختبارات التشخيصية والاستقرار الهيكلي

اجتازت المعادلات التي يقوم عليها الاستنتاج طويل الأجل (التجميعية وقناة النمو في فلسطين، وقناة التضخم في الأردن) الاختبارات التشخيصية جميعها عند 5%، وبقي منحنيا CUSUM وCUSUMSQ داخل حدود الثقة (الجدول م11 والشكل م2)، وحُسبا لفلسطين على المدة 2002–2022 لأن البواقي المتكررة لا تُعرَّف مع متغيرين نبضيين في نهاية العيّنة. أما معادلات تونس التجميعية وقناتا النمو والبطالة فلا تجتاز اختباري عدم تجانس التباين أو الاعتدالية وRESET (p بين 0.000 و0.044)، فلا تُبنى عليها استنتاجات. وتظهر بقية المخالفات في معادلات بلا علاقة مستويات، أبرزها ارتباط ذاتي في المعادلة التجميعية وقناة التضخم في مصر، بما يعكس على الأرجح أزمات سعر الصرف.

٦– اختبار السببية

جدول (٨): نتائج اختبار السببية وفق منهجية Toda–Yamamoto

الدولة	المتغير X	k	χ^2: CSI→X	p	χ^2: X→CSI	p	اتجاه السببية
فلسطين	MSI	1	0.02	0.898	7.77***	0.005	نحو CSI
	INF	1	0.15	0.702	0.06	0.804	لا سببية
	GNA	2	0.20	0.907	7.10**	0.029	نحو CSI
	UNEM	1	0.25	0.617	3.74*	0.053	نحو CSI
الأردن	MSI	2	11.00***	0.004	1.77	0.412	من CSI
	INF	2	9.87***	0.007	5.90*	0.052	متبادلة
	GNA	2	0.90	0.638	5.07*	0.079	نحو CSI
	UNEM	2	2.79	0.249	2.24	0.326	لا سببية
مصر	MSI	1	0.07	0.797	0.55	0.460	لا سببية
	INF	1	0.92	0.338	0.06	0.800	لا سببية
	GNA	1	0.82	0.365	0.36	0.547	لا سببية
	UNEM	2	6.31**	0.043	1.45	0.485	من CSI
تونس	MSI	1	0.09	0.766	0.05	0.824	لا سببية
	INF	2	2.44	0.296	0.58	0.747	لا سببية
	GNA	1	0.01	0.944	0.02	0.891	لا سببية
	UNEM	1	0.33	0.568	0.17	0.679	لا سببية
فلسطين دون متغيري الحرب	MSI	2	4.28	0.118	6.24**	0.044	نحو CSI
	INF	2	5.11*	0.078	0.39	0.822	من CSI
	GNA	2	3.22	0.200	9.54***	0.008	نحو CSI
	UNEM	1	3.24*	0.072	1.10	0.294	من CSI

ملاحظة: نموذج VAR في المستويات برتبة k + 1، بثابت واتجاه زمني ومتغير الصدمات (ومتغيري الحرب لفلسطين إلا في الصفوف الأخيرة). إحصائية والد تتبع $\chi^2(k)$. *** و** و* المعنوية عند 1% و5% و10%؛ ويُحكم بالسببية عند 10%. عدد المشاهدات الفعّالة 22.

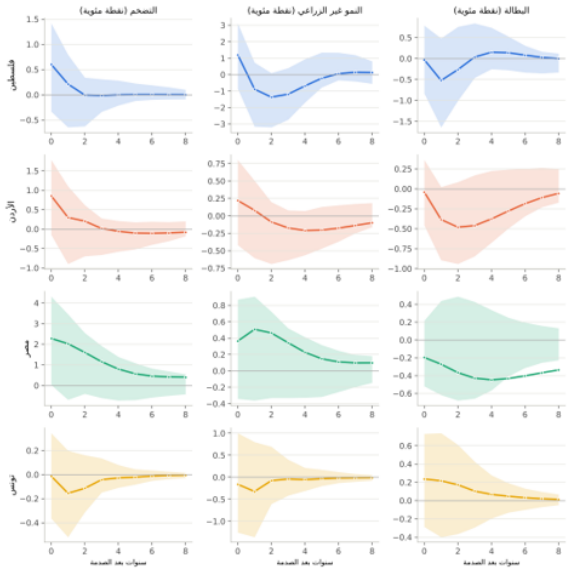
تتجه السببية في فلسطين من الاستقرار الكلي والنشاط إلى الأمن الغذائي (الجدول 8): من الاستقرار الكلي ($\chi^2 = 7.77$, $p = 0.005$) والنمو غير الزراعي ($\chi^2 = 7.10$, $p = 0.029$)، ومن البطالة عند 10% ($p = 0.053$)، دون سببية في الاتجاه المقابل، بما ينسجم مع مدخل الاستحقاقات. وإذا أُدرج عاما الحرب دون متغيرات نبضية تبقى السببية نحو الأمن الغذائي ($p = 0.044$ و$p = 0.008$)، وتظهر تغذية راجعة ضعيفة منه إلى التضخم ($p = 0.078$) والبطالة ($p = 0.072$)، اتساقاً مع تسلسل الأحداث: انهار الإنتاج الزراعي في 2023 قبل الانهيار الكلي في 2024.

وفي الأردن تتجه السببية من الأمن الغذائي إلى الاستقرار الكلي ($p = 0.004$) والتضخم ($p = 0.007$) مع تغذية راجعة من التضخم عند ($p = 0.052$) 10%، اتساقاً مع ثبوت قناة التضخم، وفي مصر من الأمن الغذائي إلى البطالة ($p = 0.043$)، ولا سببية في تونس.

٧– دوال الاستجابة وتفكيك تباين خطأ التنبؤ

يعرض الشكل (3) استجابة المتغيرات الكلية لصدمة موجبة في مؤشر الأمن الغذائي بمقدار انحراف معياري (نحو 4.9 نقطة في فلسطين و1.5 في مصر)، والنماذج كلها مستقرة (أكبر جذر مطلق 0.938). ففي فلسطين يرتفع النمو غير الزراعي فور الصدمة بنحو 1.20 نقطة ثم ينقلب الأثر سالباً، وتنخفض البطالة بعد عام بنحو 0.52 نقطة، وفي الأردن تنخفض البطالة تدريجياً. وفي مصر يرتفع التضخم فور الصدمة بنحو 2.28 نقطة، وهي الاستجابة الوحيدة المعنوية عند 90%، ونرجّح أنها تعكس أثر تخفيض العملة الذي يخفض نسبة الواردات الغذائية إلى الصادرات ويرفع التضخم معاً. وتتسع فترات الثقة في بقية الاستجابات، فتؤخذ دليلاً على الاتجاه والتوقيت لا على الحجم.

ويدعم تفكيك التباين (الجدول م12) هذه الصورة: تفسّر صدمات الأمن الغذائي في فلسطين بعد خمس سنوات 14.4% من تباين النمو غير الزراعي و8.6% من التضخم و4.1% من البطالة، وأكبر حصة في الأردن للبطالة (20.7%) وفي مصر للتضخم (31.4%)، ولا تتجاوز 5.4% في تونس.



شكل (٣): استجابة التضخم والنمو غير الزراعي والبطالة لصدمة في مؤشر الأمن الغذائي

ملاحظة: استجابات متعامدة (تشولسكي، CSI أولاً) لصدمة بمقدار انحراف معياري واحد؛ المنطقة المظللة فترة ثقة 90% بمحاكاة مونت كارلو (2,000 تكرار).

٨– اختبارات المتانة

جدول (٩): متانة معامل الأمن الغذائي طويل الأجل في المعادلة التجميعية

الصيغة	فلسطين	الأردن	مصر	تونس
الصيغة الأساسية	−0.039*** [ت]	−0.048** [لا]	0.050 [لا]	−0.038*** [م1]
المدة 2000–2022	−0.039*** [ت]	−0.055** [لا]	0.088 [لا]	−0.037*** [م1]
MSI بأوزان المكونات الأساسية	−0.057*** [ت]	−0.067*** [ت]	0.047 [لا]	−0.042*** [م1]
CSI بأوزان متساوية للمكونات	−0.039*** [ت]	−0.048** [لا]	0.021 [لا]	−0.048*** [م1]
CSI بأوزان المكونات الأساسية	−0.039*** [ت]	−0.053** [لا]	0.044 [لا]	−0.040*** [م1]
CSI بُعد التوافر وحده	−0.069 [لا]	−0.039* [لا]	0.008 [لا]	−0.009 [لا]
CSI بمؤشر الفاو للعبء الاستيرادي (2001–2023)	−0.030*** [ت]	−0.065** [لا]	0.092 [لا]	−0.040*** [م1]
دون ضابط الأسعار العالمية (LFPI)	−0.007 [م1]	−0.008 [لا]	0.000 [لا]	−0.017 [لا]
MSI بالنمو الكلي ورصيد الحساب الجاري (بتداخل)	0.012** [ت]	−0.025 [لا]	−0.003 [لا]	−0.035*** [لا]
دون متغيري الحرب (فلسطين)	0.064 [لا]	—	—	—

ملاحظة: الخلية معامل الأجل الطويل لـ CSI ومعنويته، وبين القوسين قرار اختبارات الحدود: [ت] تكامل مشترك، [م1] حالة منحلّة (1)، [لا] لا علاقة مستويات. في فلسطين تتطابق نتائج المدة 2000–2022 مع الصيغة الأساسية لأن المتغيرين النبضيين يكافئان استبعاد عامي الحرب. ويُقيَّم صف «دون ضابط الأسعار العالمية» بقيم حرجة محاكاة لمتغير مفسِّر واحد (عند 5%: F [5.55, 6.51]، t [−2.98, −3.37]، Fx [4.26, 7.59]).

تصمد النتيجة الفلسطينية، أي علاقة مستويات بمعامل سالب، أمام تغيير أوزان المؤشرين (0.057− و0.039−) والاستعاضة عن العبء الاستيرادي بمؤشر الفاو (0.030−)، لكنها لا تصمد أمام الاقتصار على بُعد التوافر (0.069−)، وحذف ضابط الأسعار العالمية (0.007−، حالة منحلّة)، وإلغاء متغيري الحرب (0.064)، وتؤكد قيم bootstrap الحالتين الأخيرتين (الجدول م13). فالمعامل السالب مشروط بالتحكم في دورة الأسعار العالمية، ولا يصح تفسيره أثراً هيكلياً ثابتاً.

ويكشف الصف قبل الأخير نتيجة منهجية: فمع مؤشر استقرار يتضمن النمو الكلي ورصيد الحساب الجاري تنقلب إشارة المعامل الفلسطيني إلى موجبة ومعنوية (0.012)، بفعل الارتباط المحاسبي بين القيمة المضافة الزراعية والناتج، وبين فاتورة الغذاء والحساب الجاري، لا بفعل علاقة سلوكية. فتجنب الدوران التعريفي يغيّر الاستنتاج نفسه. أما في الدول الأخرى فلا تظهر علاقة مستويات إلا في صيغة واحدة للأردن (0.067−).

٩– ملخص اختبار الفرضيات

جدول (١٠): ملخص نتائج اختبار الفرضيات حسب الدولة

الفرضية	فلسطين	الأردن	مصر	تونس	الدليل الرئيس
H0: العلاقة بين المؤشرين	تُرفض	تُرفض (أجل قصير)	لا تُرفض	لا تُرفض	علاقة مستويات بين المؤشرين في فلسطين وحدها؛ آثار قصيرة الأجل وسببية في فلسطين والأردن
H01: أثر CSI في النمو	تُرفض (أجل قصير)	لا تُرفض	لا تُرفض	تُرفض بتحفّظ* *	في فلسطين؛ $\Delta CSI_{t-1} = 0.442$ في تونس بعلاقة $\theta = -0.303$ مستويات حدّية
H02: أثر CSI في التضخم	لا تُرفض*	تُرفض	لا تُرفض	لا تُرفض	في الأردن مع تكامل $\theta = -0.231$ مشترك
H03: أثر CSI في البطالة	لا تُرفض*	لا تُرفض	تُرفض جزئياً	لا تُرفض	سببية CSI→UNEM في مصر دون علاقة مستويات؛ معامل تونس غير معنوي رغم التكامل المشترك
H04: التكامل المشترك	تُرفض	لا تُرفض	لا تُرفض	لا تُرفض†	فوق الحد الأعلى في Fx، وt، وF فلسطين وحدها
H05: السببية	تُرفض	تُرفض	تُرفض	لا تُرفض	GNA→CSI، MSI→CSI في فلسطين؛ CSI→MSI في الأردن؛ CSI↔INF، وCSI→UNEM في مصر
H06: أثر الصدمات	تُرفض	تُرفض	تُرفض	تُرفض	معامل SHOCK سالب ومعنوي في المعادلة التجميعية للدول الأربع
H07: الفروق بين فلسطين والدول	—	تُرفض جزئياً	تُرفض جزئياً	تُرفض جزئياً	فروق معنوية في مستوى الأمن الغذائي مع الدول الثلاث، وفرق إجمالي في الاستقرار الكلي (Welch) لا يظهر ثنائياً إلا مع الأردن عند ١٠٪؛ دون فروق معنوية عند ٥٪ في معامل الأجل الطويل

ملاحظة: «تُرفض» تعني رفض فرضية العدم وقبول البديلة* . سببية INF→CSI وUNEM→CSI عند 10% في صيغة دون متغيري الحرب** . علاقة مستويات لا تجتاز اختباري عدم تجانس التباين و† .RESET يشير bootstrap إلى علاقة مستويات في المعادلة التجميعية لتونس، لكنها لا تجتاز اختباري عدم تجانس التباين وRESET.

وفيما يتعلق بالفرضية السابعة، تختلف فلسطين معنوياً عن الدول الثلاث في مستوى الأمن الغذائي، وعن الأردن في الاستقرار الكلي عند 10%، وتنفرد بعلاقة المستويات المتينة. لكن اختبار z لا يرفض عند 5% تساوي معاملها طويل الأجل

مع معاملات الأردن (p = 0.656) ومصر (p = 0.056) وتونس (p = 0.952)؛ فالفرق في وجود العلاقة وشدة التعرض للصدمات لا في حجم المعامل، مع قراءة الاختبار بتحفظ لغياب التكامل المشترك المتين في الدول الأخرى.

*** مناقشة النتائج**

أولاً: خصوصية الحالة الفلسطينية. تجتمع في فلسطين أدنى قيمة متوسطة للأمن الغذائي وللاستقرار الكلي، وهي الدولة الوحيدة ذات العلاقة المتينة بين المؤشرين، وهو أمر مفهوم في اقتصاد صغير محدود الموارد والسيادة تضرب الصدمات المتكررة إنتاجه الزراعي ونشاطه الكلي معاً، وتؤكده المسوح الميدانية (Anabtawi et al., 2025; Faris et al., 2025). وتضيف الدراسة البعد الكلي المقارن: فالتحسن الذي عرفته دول المقارنة لم يحدث في فلسطين.

ثانياً: انتقال صدمات لا علاقة مستويات ثابتة. أثر الأمن الغذائي في الاستقرار الكلي في فلسطين موجب في الأجل القصير، وسالب وغير متين في الأجل الطويل؛ فالتغيرات تنتقل إلى الاستقرار والنمو خلال عام أو عامين كما تتوقع القنوات النظرية، أما معامل المستوى فمرهون بضابط الأسعار العالمية. ولإشارته السالبة تفسير محتمل يحتاج إلى بيانات التشغيل القطاعي: ففي فترات الإغلاق ومنع العمل في الداخل قد تؤدي الزراعة دور «القطاع الملجأ» فيرتفع نصيبها نسبياً حين يضعف الاستقرار. وأياً كان التفسير، فالأدلة لا تدعم مضاعِفاً توازنياً ثابتاً، بل تدعم النظر إلى الأمن الغذائي قناةً لانتقال الصدمات.

ثالثاً: اتجاه السببية. تتجه السببية من الاستقرار الكلي والنمو إلى الأمن الغذائي، كما يتوقع مدخل الاستحقاقات (Sen, 1981)، إذ يحدّ تراجع النشاط والدخل من الاستثمار الزراعي ومن حصيلة التصدير التي تموّل الواردات الغذائية. أما التغذية الراجعة فلا تظهر إلا عند إدراج عامي الحرب دون متغيرات نبضية وعند 10%، فظهورها رهن بطبيعة الصدمة وتوقيتها.

رابعاً: تباين القنوات بين الدول. يعمل الأمن الغذائي في الأردن عبر التضخم، بعلاقة مستويات وسببية متبادلة، وهو مفهوم مع ثقل الغذاء في السلة وربط الدينار بالدولار، ويتفق مع أدلة الانتقال المعنوي في الاقتصادات الناشئة (Furceri et al., 2016) والانتقال غير المتماثل في الدول العربية (Ianchovichina et al., 2014)؛ ولا تصح مقارنة مرونة 1.34 مباشرة بتقديرات Kohlscheen (2022) لاختلاف المتغير التابع. وفي مصر يعمل عبر البطالة، مع قراءة حصته في تباين التضخم بتحفظ بسبب أثر سعر الصرف. أما تونس فلا علاقة متينة فيها ولا سببية، ويُرجَّح أن ذلك يعود إلى انخفاض عبء الواردات الغذائية (نحو 14% من الصادرات) وتنوّع صادراتها.

خامساً: دلالة منهجية. معالجة الدوران التعريفي تمس مضمون الاستنتاج: فمؤشر استقرار يتضمن النمو الكلي ورصيد الحساب الجاري يعطي لفلسطين معاملاً موجباً تولّده علاقات محاسبية. كما أن الاكتفاء بإحصائية F وقيمها التقاربية كان سيقود إلى تكامل مشترك في معادلات متغيرها التابع ساكن بذاته، وأن قرارات الحالات الحدّية تحتاج إلى التحقق بـ bootstrap. وتمّ هذه الملاحظات كل دراسة تربط مؤشرات مركّبة بنماذج ARDL في عيّنات قصيرة.

*** الخلاصة والتوصيات**

١– الخلاصة

تراجع مؤشر الأمن الغذائي المركّب في فلسطين بنسبة 48.6% بين 2000 و2024، و33.5% في عامي الحرب وحدهما، بينما تحسّن في الأردن ومصر وتونس، وسجّلت فلسطين أدنى متوسط للاستقرار الكلي. وهي الدولة الوحيدة التي تثبت فيها علاقة مستويات متينة بين المؤشرين، لكن معاملها طويل الأجل سالب (0.039−) ومشروط بضابط الأسعار العالمية، فلا يُعتمد عليه مضاعِفاً ثابتاً.

في المقابل تنتقل تغيرات الأمن الغذائي إلى الاستقرار الكلي والنمو غير الزراعي خلال عام أو عامين (0.44 نقطة مئوية من النمو لكل نقطة في المؤشر)، وتتجه السببية من الاستقرار والنمو إلى الأمن الغذائي. ويعمل الأمن الغذائي عبر التضخم في الأردن وعبر البطالة في مصر، ولا تربطه بالاستقرار علاقة متينة في تونس، وتخفض الصدمات الكبرى الاستقرار معنوياً في الدول الأربع. ومنهجياً، تغيّر معالجة التداخل التعريفي إشارة العلاقة طويلة الأجل في فلسطين.

٢– التوصيات

تستند التوصيات إلى ما تدعمه النتائج: انتقال صدمات قصير الأجل، وتباين القنوات بين الدول، وثقل الصدمات الكبرى.

١–فلسطين: أدوات امتصاص الصدمات. مخزون استراتيجي من السلع الأساسية، وخطط طوارئ لسلاسل الإمداد، وحماية اجتماعية تتسع تلقائياً مع ارتفاع أسعار الغذاء والبطالة، ونظام إنذار مبكر يعتمد على بيانات آنية (Herteux et al., 2024)، مع جعل الحيّز المالي وتنسيق التمويل الخارجي أدواتي الاستجابة الرئيستين في غياب سياسة نقدية مستقلة.

٢–فلسطين: حماية القدرة الإنتاجية الزراعية. ضمان وصول المزارعين إلى الأرض والمياه والمدخلات، وإدراج إعادة تأهيل الزراعة في خطط التعافي وإعادة الإعمار، لأن تراجع التوافر وتقلّب الإنتاج مصدر انهيار المؤشر.

٣–فلسطين: دعم الدخل والتشغيل. ما دامت السببية تتجه من الاستقرار والنمو إلى الأمن الغذائي، فبرامج التشغيل وحماية الدخل جزء من سياسة الأمن الغذائي ذاتها.

٤–الأردن: إدارة انتقال الأسعار. توظيف أدوات استقرار أسعار الغذاء، والدعم الموجّه، والتحوط في المشتريات الحكومية، بالنظر إلى أن قناة التضخم هي القناة الفاعلة.

٥–مصر: ربط الأمن الغذائي بسوق العمل. إدماج سياسات الأمن الغذائي في برامج التشغيل، مع مراعاة أثر سعر الصرف في كلفة الغذاء المستورد.

٦–البيانات والإحصاء. نشر سلاسل سنوية متسقة لفلسطين لمؤشرات الوصول، كمقياس الشعور بانعدام الأمن الغذائي، ولمؤشر الإنتاج الغذائي، وإتاحة بيانات ربعية تسمح بتقدير أدق لديناميكيات الصدمات.

٣– حدود الدراسة وآفاق البحث المستقبلي

تخضع النتائج لعدة قيود. أولها قِصَر السلاسل (25 مشاهدة)، وهو ما يضعف قوة الاختبارات ودقة دوال الاستجابة، وكثرة الاختبارات المجراة مع معنوية بعض النتائج عند 10% فقط، فلا يُستبعد أن يكون بعضها عرضياً. كما أن

bootstrap المستخدم مشروط بالمفسِّرات، فلا يحاكي عدم اليقين في مسارها.

ومن جهة القياس، لا يغطي المؤشر سوى بُعدي التوافر والاستقرار، ويتأثر مكوّن العبء الاستيرادي بسعر الصرف، فقورن بمؤشر الفاو الرسمي. وبيانات فلسطين لعامي 2023 و2024 أولية وبعضها مقدّر (الملحق الإلكتروني 2)، وقد تتغير قيم مع مراجعات البنك الدولي اللاحقة، فأُرفقت البيانات كما نُزّلت.

ونقترح للبحث اللاحق تصميماً بانلياً (PMG وPVAR) بعدد أكبر من الدول وبيانات ربعية، وإدخال قناة المالية العامة حين تتوافر سلسلة متصلة لرصيد الموازنة الفلسطينية، واختبار فرضية «القطاع الملجأ» ببيانات التشغيل القطاعي.

*** بيان إتاحة البيانات والشيفرة**

البيانات منشورة لدى مصادرها: مؤشرات التنمية العالمية، ومؤشر الفاو لأسعار الغذاء، ونشرات الجهاز المركزي للإحصاء الفلسطيني ومنظمة العمل الدولية، وFAOSTAT. وترافق الدراسة حزمة إعادة إنتاج تضم البيانات الخام كما نُزّلت في أكتوبر 2026، وسجل المعالجات، وشيفرة Python التي تُنتج جميع الجداول والأشكال وجدول bootstrap والملحق بثلاثة أوامر، وملفاً مكافئاً لبرنامج Stata، إضافة إلى الملحق الإلكتروني.

*** الإقرارات**

١–تضارب المصالح: يقر المؤلفان بعدم وجود تضارب في المصالح.

٢–التمويل: لم تتلقَّ هذه الدراسة تمويلاً من أي جهة.

٣–الأخلاقيات: تعتمد الدراسة على بيانات كلية منشورة ولا تتضمن بيانات فردية.

٤–استخدام أدوات الذكاء الاصطناعي: استُعين بأدوات ذكاء اصطناعي في التدقيق اللغوي وفي كتابة شيفرة التحليل، وقد راجع المؤلفان جميع المخرجات وتحققا منها، ويتحملان المسؤولية الكاملة عن محتوى الدراسة.

*** المراجع**

Akseer, N., Tasic, H., Onah, M. N., Wigle, J., Rajakumar, R., Sanchez-Hernandez, D., Akuoku, J., Black, R. E., Horta, B. L., Nwuneli, N., Shine, R., Wazny, K., Japra, N., Shekar, M., & Hoddinott, J. (2022). Economic costs of childhood stunting to the private sector in low- and middle-income countries. eClinicalMedicine, 45, 101320. https://doi.org/10.1016/j.eclinm.2022.101320

Anabtawi, O., Abu-Farha, A., Shwaikeh, B., Shanik, S., Eid, T., Ibrahim, A., & Badrasawi, M. (2025). Cross-sectional study of the potential effects of October 2023 war on food security in the State of Palestine. Eastern Mediterranean Health

Econometrica, 47(5), 1287–1294.

Brown, M. B., & Forsythe, A. B. (1974). Robust tests for the equality of variances. Journal of the American Statistical Association, 69(346), 364–367.

Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological), 37(2), 149–192.

Checchi, F., Ververs, M.-T., & Jamaluddine, Z. (2024). Wartime food availability in the Gaza Strip, October 2023 to August 2024: A retrospective analysis [Preprint]. medRxiv. https://doi.org/10.1101/2024.10.21.24315753

Costlow, L., Herforth, A., Sulser, T. B., Cenacchi, N., & Masters, W. A. (2025). Global analysis reveals persistent shortfalls and regional differences in availability of foods needed for health. Global Food Security, 44, 100825. https://doi.org/10.1016/j.gfs.2024.100825

Journal, 31(2), 118–126. https://doi.org/10.26719/2025.31.2.118

Bartlett, M. S. (1950). Tests of significance in factor analysis. British Journal of Statistical Psychology, 3(2), 77–85.

Baum, S., Laber, M., Bruckner, M., Yang, L., Thurner, S., & Klimek, P. (2024). Adaptive shock compensation in the multi-layer network of global food production and trade (arXiv:2411.03502) [Preprint]. arXiv. https://doi.org/10.48550/arXiv.2411.03502

Bertelli, S., Vacca, G., & Zoia, M. (2022). Bootstrap cointegration tests in ARDL models. Economic Modelling, 116, 105987. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.105987

Breusch, T. S. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. Australian Economic Papers, 17(31), 334–355.

Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation.

Agriculture Organization of the United Nations.

FAO. (2026a). FAO Food Price Index [Data set]. Retrieved October 11, 2026, from https://www.fao.org/worldfoodsituation/foodpricesindex/en/

FAO. (2026b). Suite of food security indicators [Data set]. FAOSTAT. Data export downloaded September 21, 2026.

FAO, IFAD, UNICEF, WFP, & WHO. (2025). The state of food security and nutrition in the world 2025. Food and Agriculture Organization of the United Nations.

Faris, M., Abutair, A. S., Elfarra, R. M., Barqawi, N. A., Firwana, A. M., Firwana, R. M., AbuHajjaj, M. M., Shamaly, S. A., AbuSamra, S. S., Bashir, H. S., Abedalrahim, N. A., Nofal, N. A., Alshawaf, M. K., Al Shatali, R. M., Ghaben, K. I., Alron, M. I., Alqeeq, S. S., Al-Nabahin, A. O., & Badawi, R. A. (2025). Catastrophic famine in Gaza: Unprecedented levels of hunger post-October 7th. A real population-based study from the Gaza Strip. PLOS ONE, 20(5),

Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. Psychometrika, 16(3), 297–334.

Dardona, Z., Amane, M., & Boussaa, S. (2025). Assessing the effects of 2023–2024 conflict on food security, dietary habits, and nutritional well-being among the population of Gaza. Discover Public Health, 22, 373. https://doi.org/10.1186/s12982-025-00761-w

Dickey, D. A., & 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.

Dithmer, J., & Abdulai, A. (2017). Does trade openness contribute to food security? A dynamic panel analysis. Food Policy, 69, 218–230.

FAO. (1996). Rome declaration on world food security and World Food Summit plan of action. Food and Agriculture Organization of the United Nations.

FAO. (2006). Food security (Policy Brief, Issue 2). Food and

moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. Econometrica, 46(6), 1293–1301.

Headey, D. D., & Martin, W. J. (2016). The impact of food prices on poverty and food security. Annual Review of Resource Economics, 8, 329–351.

Herteux, J., Räth, C., Martini, G., Baha, A., Koupparis, K., Lauzana, I., & Piovani, D. (2024). Forecasting trends in food security with real time data. Communications Earth & Environment, 5, 611. https://doi.org/10.1038/s43247-024-01698-9

HLPE. (2020). Food security and nutrition: Building a global narrative towards 2030 (HLPE Report 15). High Level Panel of Experts on Food Security and Nutrition of the Committee on World Food Security.

Ianchovichina, E. I., Loening, J. L., & Wood, C. A. (2014). How vulnerable are Arab countries to global food price shocks? Journal of Development Studies, 50(9), 1302–1319.

e0309854. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0309854

Furceri, D., Loungani, P., Simon, J., & Wachter, S. M. (2016). Global food prices and domestic inflation: Some cross-country evidence. Oxford Economic Papers, 68(3), 665–687. https://doi.org/10.1093/oep/gpw016

Galasso, E., & Wagstaff, A. (2019). The aggregate income losses from childhood stunting and the returns to a nutrition intervention aimed at reducing stunting. Economics & Human Biology, 34, 225–238.

Games, P. A., & Howell, J. F. (1976). Pairwise multiple comparison procedures with unequal n's and/or variances: A Monte Carlo study. Journal of Educational Statistics, 1(2), 113–125.

Gelos, G., & Ustyugova, Y. (2017). Inflation responses to commodity price shocks – How and why do countries differ? Journal of International Money and Finance, 72, 28–47.

Godfrey, L. G. (1978). Testing against general autoregressive and

1056). Bank for International Settlements.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. Journal of Econometrics, 54(1–3), 159–178.

Levene, H. (1960). Robust tests for equality of variances. In I. Olkin (Ed.), Contributions to probability and statistics (pp. 278–292). Stanford University Press.

Lütkepohl, H. (2005). New introduction to multiple time series analysis. Springer.

MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. Journal of Applied Econometrics, 11(6), 601–618.

McNown, R., Sam, C. Y., & Goh, S. K. (2018). Bootstrapping the autoregressive distributed lag test for cointegration. Applied Economics, 50(13), 1509–1521.

Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests. Applied Economics, 37(17), 1979–1990.

ILO. (2023). Impact of the war in Gaza on the labour market and livelihoods in the Occupied Palestinian Territory (Bulletin No. 2). International Labour Organization.

ILO & PCBS. (2024). A year of war in Gaza: Impacts on employment and livelihoods in the West Bank and Gaza Strip (Bulletin No. 5). International Labour Organization and Palestinian Central Bureau of Statistics.

Jalil, M., & Tamayo Zea, E. (2011). Pass-through of international food prices to domestic inflation during and after the great recession: Evidence from a set of Latin American economies. Desarrollo y Sociedad, (67), 135–179.

Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. Economics Letters, 6(3), 255–259.

Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. Psychometrika, 39(1), 31–36.

Kohlscheen, E. (2022). Understanding the food component of inflation (BIS Working Papers No.

Rafeedie, A., & Yaaqbeh, S. (2025). Food insecurity bulletin (Issue No. 31). Palestine Economic Policy Research Institute (MAS).

Ramsey, J. B. (1969). Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological), 31(2), 350–371.

Sam, C. Y., McNown, R., & Goh, S. K. (2019). An augmented autoregressive distributed lag bounds test for cointegration. Economic Modelling, 80, 130–141.

Seabold, S., & Perktold, J. (2010). Statsmodels: Econometric and statistical modeling with Python. In Proceedings of the 9th Python in Science Conference (pp. 92–96).

Sen, A. (1981). Poverty and famines: An essay on entitlement and deprivation. Clarendon Press.

Sheppard, K. (2025). arch (Version 8.0.0) [Computer software]. https://pypi.org/project/arch/

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. Econometrica, 48(1), 1–48.

Narayan, P. K., & Smyth, R. (2006). What determines migration flows from low-income to high-income countries? An empirical investigation of Fiji–U.S. migration 1972–2001. Contemporary Economic Policy, 24(2), 332–342.

OECD & JRC. (2008). Handbook on constructing composite indicators: Methodology and user guide. OECD Publishing.

PCBS. (2023a). Labour force survey (January–March, 2023) round (Q1/2023) [Press release]. Palestinian Central Bureau of Statistics.

PCBS. (2023b). Labour force survey (July–September, 2023) round (Q3/2023) [Press release]. Palestinian Central Bureau of Statistics.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, 16(3), 289–326. https://doi.org/10.1002/jae.616

Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. Biometrika, 75(2), 335–346.

Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. Journal of Econometrics, 66(1–2), 225–250.

Tukey, J. W. (1949). Comparing individual means in the analysis of variance. Biometrics, 5(2), 99–114.

Welch, B. L. (1951). On the comparison of several mean values: An alternative approach. Biometrika, 38(3/4), 330–336.

World Bank. (2026). World development indicators [Data set; release of October 8, 2026]. Retrieved October 11, 2026, from https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators

World Bank, FAO, & IFAD. (2009). Improving food security in Arab countries. World Bank.

Zhang, Y.-T., Li, M.-Y., & Zhou, W.-X. (2024). Impact of the Russia–Ukraine conflict on international staple agrifood trade networks. Foods, 13(13), 2134. https://doi.org/10.3390/foods13132134

Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. Journal of Business & Economic Statistics, 10(3), 251–270.