مجلة البحوث الاقتصادية والمالية
ISSN : 2352 - 9822
E-ISSN : 2588-1574
المجلد السابع/ العدد الثاني
ديسمبر 2020

OEB Univ. Publish. Co.

# دراسة قياسية لأثر صدمات مكونات العرض النقدي في متغيرات الاقتصاد الكلي الرئيسية في سورية

## *An Econometric Study Of Money Supply Shocks Effects On Real Economy Variables in Syria*

د/ فادي خليل*
fadi.khalil@hotmail.fr
كلية الاقتصاد، قسم الإحصاء والبرمجة، جامعة تشرين، سورية

د/ هادي خليل
hadi.khalil@hotmail.fr
كلية الاقتصاد، قسم العلوم المالية والمصرفية، جامعة طرطوس، سورية

تاريخ الاستلام: 2020/11/06 تاريخ قبول النشر: 2020/12/11 تاريخ النشر: 2020/12/31

**الملخص:**

يهدف هذا البحث بداية إلى التعرف على التقلبات التاريخية في العرض النقدي في سورية. سيتم تحليل دور الصدمات في مكونات العرض النقدي في رسم ديناميكية الاقتصاد الكلي قبل وأثناء الحرب في سورية، وذلك اعتماداً على أدبيات الفكر النقدي وأساليب الاقتصاد القياسي كالنماذج متعددة المتغيرات Structural, reduced, and identified (VAR).

توصلت الدراسة إلى وجود أثر قصير الأجل ضعيف لصدمات مكونات العرض النقدي، خاصة نسبة العملة في التداول إلى إجمالي الودائع، في متغيرات الدورة الاقتصادية كالتضخم والبطالة وهذا ما يؤكد مبدأ حيادية النقود.

**الكلمات المفتاحية:** صدمات العرض النقدي، متغيرات الاقتصاد الكلي، نموذج VAR الهيكلي.

**تصنيف JEL** : **B22**، **C32**.

***المؤلف المرسل:** فادي خليل

***Abstract:***

This research aims at first stage to identify the historical fluctuations of the relative components of the money supply in Syria. The monetary shocks and its effects on the key real economy variables, before and during the war, are analysed depending on the monetarist prominent studies, and by using modern econometrics such as (structural, reduced, and identified) VAR .

We found a weak short term effect of shocks to M1, M2 components, in particular, currency/deposit ratio, on the key economic variables like inflation and unemployment. This is consistent with the principal of money neutrality.

**Keywords:** Monetary shocks, real macro-economy, SVAR, identified VAR.

**Jel Classification Codes: B22, C32.**

## I المقدمة:

تناولت مجموعة كبيرة من الأبحاث، التي يعود تاريخها إلى (1752) David hume، الآثار التي تحدثها التغيرات في مكونات عرض النقود على الإنتاج والأسعار. بعض هذه الدراسات، خاصة تلك التي اعتمدت على الفكر النقدي الكلاسيكي مثل Friedman and SHwartz (1963) و Cagan (1965) ذهبت بعيداً في تحليل العرض النقدي وتجزئته إلى مكونات ثلاث : أ) القاعدة النقدية، ب) نسبة العملة في التداول إلى الودائع، ج) نسبة الاحتياطيات إلى الودائع. النظر إلى العرض النقدي من خلال هذه المكونات الثلاث أعطى الباحثين المذكورين قدرة على تقديم قيمة مضافة متمثلة في الأبحاث التي تتناول تكامل حركة متغير الكتلة النقدية مع حركة متغيرات الاقتصاد الكلي الرئيسية، أي بلغة الاقتصاد القياسي الحديث، قدرة على حل مشكلة تحديد وتقدير أثار الاضطرابات الهيكلية على الاقتصاد.

بداية لنتذكر كيف يمكن تحليل العرض النقدي إلى مكوناته الرئيسية، لنفترض أن العرض النقدي M والذي يمثل مجموع العملة في التداول (العملة خارج الجهاز المصرفي) C مع الودائع D. أما الأساس النقدي (النقود ذات القوة العالية) MB تمثل مجموع العملة

في التداول C مع احتياطيات البنوك النقدية (ودائع البنوك في البنك المركزي) R لذلك يمكن القول:

$$(1) \qquad M = C + D = \left(\frac{C+D}{C+R}\right) MB = \left(\frac{1+k}{r+k}\right) MB = m.MB$$

حيث أن: k=C/D ويمثل نسبة العملة في التداول على الودائع.

r= R/D يمثل نسبة الاحتياطيات إلى الودائع.

وكما هو واضح يعتمد المضاعف النقدي m على هذين النسبتين.

لا شك أن هذه المكونات لا تتعدى كونها أدوات كمية تندرج ضمن سياسات نقدية يتم تنفيذها من قبل السلطة النقدية ممثلة بالبنك المركزي. يرى الباحثان في هذا السياق، أن استخدام الأدوات النقدية بفعالية لا يقاس فقط بردّة فعل تجاه أي خلل في مكونات الطلب الكلي، ولا بمدى نجاح الأداة النقدية في معالجة فجوات انحراف الطلب الكلي عن العرض الكلي. بل أيضاً لابد أن تقاس فعالية السياسة النقدية بالقدرة على القيام بإجراء احترازي لمنع التقلب غير المنضبط في أحد متغيرات الاقتصاد الكلي أو في أحد متغيرات سوق السلع والخدمات. تبعاً للنظريات النقدية الأكاديمية، يمكننا توقع ما هو الإجراء التقليدي الواجب اتخاذه من قبل البنك المركزي لمواجهة ظرف اقتصادي معين فمثلاً: من الممكن توقع قيام مسؤولي البنك المركزي برفع نسبة الاحتياطي القانوني كإجراء احترازي لمنع التوسع الائتماني غير المنضبط في فترات التضخم المتوقع. لكن الحكم على فعالية هذا الإجراء تتوقف على عدة معايير تتعدى مجرد التحكم بكمية الأموال القابلة للإقراض لدى البنوك التجارية العاملة. الدراسات الحالية ذهبت بعيداً في هذا السياق، ووجدت أنّ فعالية السياسة النقدية الظرفية يتوقف على تزامنها مع ديناميكية الدورة الاقتصادية بمراحلها المختلفة ومدى سرعة قدرتها على التأثير في تقلبات متغيرات هذه الدورة.

بالتالي إن الوقوف على فعالية السياسات النقدية في سورية يقتضي إجراء تحليل للحركة المشتركة بين أدوات الفضاء النقدي في سورية وبين المتغيرات الأساسية في الاقتصاد الكلي. وبشكل أكثر تحديداً سنطرح السؤال التالي: **إلى أي مدى يعتبر الاعتماد على مكونات العرض النقدي ونسبه المختلفة مفيداً في اختزال أدوات السياسة النقدية في سورية؟ وهل تعتبر هذه المكونات ذات أثر فعّال في متغيرات الفضاء الاقتصادي وخاصة متغيري التضخم والبطالة؟** الإجابة على ذلك تتطلب فهم:

- ما هي طبيعة العلاقة المشتركة بين مكونات العرض النقدي والنسب ذات الصلة به من جهة، ومؤشرات دورة الاقتصاد السوري من جهة أخرى؟
- كيف تحرك المصرف المركزي السوري لمواجهة حالات الخلل في الطلب الكلي كالتضخم أو الانكماش؟

تقود هذه الأسئلة إلى صياغة الفرضية الرئيسة الآتية:

- **تعتبر الصدمات في مكونات العرض النقدي محدداً رئيساً لمعدلات التضخم والبطالة في سورية.**

تتفرع هذه الفرضية إلى الفرضيات الفرعية الآتية:

- تساهم الصدمات في المضاعف النقدي (m1، m2) في تفسير تحركات معدلات التضخم في سورية.
- تساهم الصدمات في المضاعف النقدي (m1، m2) في تفسير تحركات معدلات البطالة في سورية.
- تساهم الصدمات في نسبة العملة في التداول إلى إجمالي الودائع في تفسير تحركات معدلات التضخم في سورية.
- تساهم الصدمات في نسبة العملة في التداول إلى إجمالي الودائع في تفسير تحركات معدلات البطالة في سورية.

سنستخدم في هذه الدراسة منهج كل من Friedman and Shwartz (1963) و Benati and Irland (2017) لفحص الأدوار المهمة للتغيرات التاريخية للمضاعف النقدي. دراساتهم أكدت بأن الانكماش الحاد الذي يترافق بانخفاض في القاعدة النقدية تحول إلى انهيار نقدي واقتصادي مباشر في الولايات المتحدة. ذلك يعكس أولاً آثار الذعر الجماعي المصرفي الذي دفع العملاء لتحويل ودائعهم المصرفية إلى عملة متداولة، مما أدى إلى زيادة حادة في k؛ وثانياً، تعزيز البنوك لمراكز السيولة لديها من خلال زيادة احتياطاتها، مما يؤدي إلى ارتفاع r.

من ناحية أخرى وعلى الرغم من أن معظم هذه الدراسات منحت لمكونات العرض النقدي دوراً هاماً في تفسير التقلبات الدورية في المتغيرات الاقتصادية وخاصة إجمالي الناتج ومعدل التضخم، إلا أنّه، وعلى حد علم الباحثان، لا تظهر الدراسات على الفضاء

النقدي السوري أي محاولة للبناء على هذه النتائج وتوسيعها. بمعنى أنّ أياً من هذه الدراسات لم يعمد إلى استخدام أساليب الاقتصاد القياسي الحديثة بما فيها المنهجية الدقيقة المتعلقة بالنماذج متعددة المتغيرات، من ناحية ربط الصياغة النظرية لنموذج VAR مع خصائص الهيكلية الاقتصادية تمهيداً لتعريفه اقتصادياً وقياسيّاً، وهذا ما يعرف بـ Structural, Reduced, and Identified VAR. في الواقع تغطية هذه الفجوة البحثية يعتبر من أهم أهداف هذه الدراسة.

## II نظرة إلى المتغيرات النقدية المستخدمة في الدراسة:

قمنا بتقسيم البيانات إلى مرحلتين الأولى تمتد للفترة من 1999 إلى 2008، الفترة ما قبل السماح للبنوك الخاصة بالعمل في السوق المصرفية السورية. والفترة الثانية تمتد بين الربع الثاني 2008 إلى 2018. المنطق وراء هذا التقسيم هو أن الحكم الدقيق وغير المتحيز لفعالية السياسة النقدية يجب أن يأخذ بالاعتبار حقيقة أن المصارف السورية هي أحد أهم مفاصل تطبيق وإيصال أثر السياسة النقدية إلى متغيرات الاقتصاد الحقيقي. في الحقيقة تتعزز هذه الفكرة عندما نتذكر أن السياسة المتبعة من قبل كل مصرف من حيث كمية الاقراض أو كمية الاحتياطيات الفائضة المحتفظ بها يعتبر من أهم محددات نجاح السلطة النقدية في تحقيق هدفها من استخدام الأدوات النقدية.

فمثلاً كما رأينا أنه من أهم محددات المضاعف النقدي هو حجم الاحتياطيات الزائدة المحتفظ بها. أي زيادة في هذه الاحتياطيات (مع ثبات العوامل الأخرى) سيؤدي مباشرة إلى تخفيض المضاعف النقدي، أي تخفيض في مضاعف تأثير التغير في القاعدة النقدية في العرض النقدي. هنا يتوقع الباحثان أن الحرية المعطاة لكل مصرف في تحديد فيما أنه سيحتفظ باحتياطي زائد أم لا تكون في المصارف الخاصة أكبر مقارنة بنظرائها من المصارف العامة. وبالتالي نرى أنه من الأفضل تقسيم العينة إلى فترتين قبل وبعد اندماج المصارف الخاصة في القطاع المصرفي في سورية.

يمكننا استخدام نفس المحاكمة لتفسير كيفية حساب مكونات العرض النقدية وكل من نسبة العملة في التداول إلى إجمالي الودائع c ونسبة إجمالي الاحتياطيات إلى إجمالي الودائع r. في الحقيقة لا نستطيع النظر إلى كل من هذه النسب بطريقة واحدة في كل الفترتين. لماذا؟ مثلا فيما يخص نسبة العملة في التداول إلى إجمالي الودائع c، يرى الباحثان أنه ما قبل عام 2008 كان يمكن النظر إلى هذه النسبة كتعبير عن نسبة العملة

في التداول إلى إجمالي الودائع الموجودة فقط في المصارف الحكومية، لكن بعد عام 2008 لابد من تفسير هذه النسبة والنظر إلى التغيرات التي تطرأ عليها بطريقة مغايرة مع الأخذ بعين الاعتبار ودائع المصارف الخاصة. ولكن السؤال هل كان من المتوقع أن تنخفض هذه النسبة بعد دخول المصارف الخاصة أم لا؟ الجواب على هذا السؤال لا يتوقف فقط على فكرة أن حجم الودائع ارتفع وبالتالي كان من المتوقع أن تنخفض c، بل هناك عوامل أخرى يجب أن تؤخذ بعين الاعتبار منها فيما إذا حصل تغيراً في أحد مكونات القاعدة النقدية أي C أو D بالزيادة أو بالنقصان.

من ناحية أخرى، يرى الباحثان أن الثقل الذي يمكن أن يعطى للاحتياطيات الفائضة – التي تشكل مع الاحتياطيات الإلزامية إجمالي الاحتياطيات – يجب أن يكون أكبر بعد عام 2008. يدعم هذا الرأي حقيقة أن المصارف الحكومية بشكل أو بآخر تقوم بتنفيذ السياسة النقدية المعتمدة (ذات الهدف الاجتماعي) وبالتالي لا نستطيع من حيث المبدأ أن نتوقع أن هذه المصارف ستحتفظ بكميات كبيرة من الاحتياطيات الفائضة والتي تحد من فعالية السياسة النقدية المحددة من قبل المصرف المركزي. هذا الأمر لا ينطبق على المصارف الخاصة والتي تهتم بالدرجة الأولى في تحقيق أرباح في ضوء هامش سلامة يقتضي الاحتفاظ باحتياطي فائض زائد عن الحد الأدنى الإلزامي.

التساؤلات المطروحة في هذا المبحث تجعل من الضروري أن يعمل الباحثان على دراسة وتحليل المخططات البيانية لمكونات العرض النقدي وعناصره المختلفة. اعتماداً على هذه الأفكار سيعمل الباحثان على حساب عدة متغيرات رئيسية وهو المضاعف النقدي وذلك بطريقة مختلفة في فترة قبل عام 2008 وبعد هذا العام.

## III التحليل الاستكشافي لعناصر العرض النقدي في سورية:

ناقشت العديد من الأدبيات النظرية العوامل الرئيسية التي تؤثر على عرض النقود. لنحاول الآن الإجابة على سؤال رئيسي. هل لدى المصرف المركزي السوري القدرة على التحكم الكامل في العرض النقدي؟ في الواقع كل ما كان سلوك المصارف فيما يتعلق بالاحتفاظ بالاحتياطي وأيضاً سلوك المودعين المتعلق بالاحتفاظ بالعملة في التداول مستقراً ويمكن التنبؤ به، كل ما كان من الأسهل التنبؤ بوجود صلة وثيقة بين القاعدة النقدية وكمية المعروض من النقود. في هذه الحالة، يمكن ترجمة ذلك بالقول أنّ المضاعف

النقدي هو مستقر وثابت. على هذا النحو يمكن للمصرف المركزي استغلال هذه العلاقة لأغراض السياسة النقدية التي يعتمدها. من ناحية أخرى، إذا كان المضاعف النقدي متقلبًا ولا يمكن التنبؤ بتغيراته، فعندئذٍ يكون الرابط بين القاعدة النقدية والعرض النقدي ضعيفاً وقد لا تتمكن المصارف المركزية من التحكم الكامل في حجم العرض النقدي.

لمعرفة أي من هذين الحالتين ينطبق على الفضاء النقدي في سورية، نبدأ في النظر في حركات المضاعف النقدي لـ M1، M2 في سورية. ومن أجل تحقيق هذه الغاية لابد من التذكير بالمنطق المتبع في تقسيم بيانات العينة المستخدمة باستخدام منهجين:

– سلسلة زمنية ربعية إجمالية خلال الفترة من 1992 إلى 2018. هناك تم حساب المضاعف النقدي لكل من M1 وM2 بالاعتماد على نسبة الاحتياطي القانوني فقط (راجع المعادلة 1).

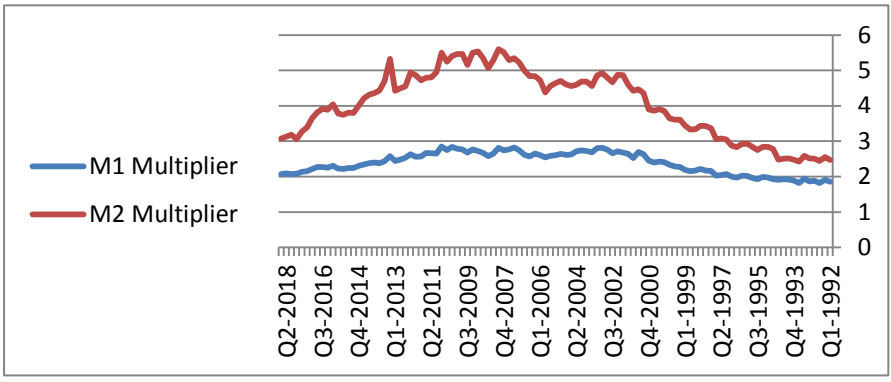
– سلسلة زمنية تقسم التحليل إلى بيانات سنوية من 1999 إلى 2011 وإلى بيانات ربعية تشمل الفترة 2008 و2018. المنطق في ذلك يرتكز من ناحية، أن توفر البيانات عن الاحتياطي الإجمالي للمصارف العاملة (القانوني + الفائض) يقتصر على الفترة 1999–2018 وعلى أساس سنوي فقط، ومن ناحية أخرى يتمثل عام 2008، كما ذكرنا سابقاً نقطة تحول لابد من أخذها بعين الاعتبار وهو دخول القطاع المصرفي الخاص إلى سوق العمل المصرفي. لذلك تم في هذه الفترة إعطاء أهمية لمساهمة المصارف الخاصة في عملية خلق العرض النقدي من حيث الاعتماد بشكل رئيسي على نسبة الاحتياطيات الإجمالية (القانونية + الفائضة) التي تحتفظ بها هذه المصارف لدى المصرف المركزي. عند أخذنا الاحتياطي الفائض بعين الاعتبار لدى حسابنا المضاعف النقدي فأن المعادلة 1 يجب أن تعدل كما يأتي:

$$(2) \quad M = C + D = \left(\frac{C+D}{C+R}\right) MB = \left(\frac{1+k}{r+e+k}\right) MB = m.MB$$

حيث e تمثل نسبة الاحتياطيات الفائضة إلى أجمالي الودائع.

**الشكل (1a): المضاعف النقدي m1، m2 خلال الفترة من 1992 إلى 2018 وباستخدام بيانات ربعية.**

تم حساب المضاعف النقدي هنا من خلال الاعتماد على r نسبة الاحتياطي القانوني على إجمالي الودائع.

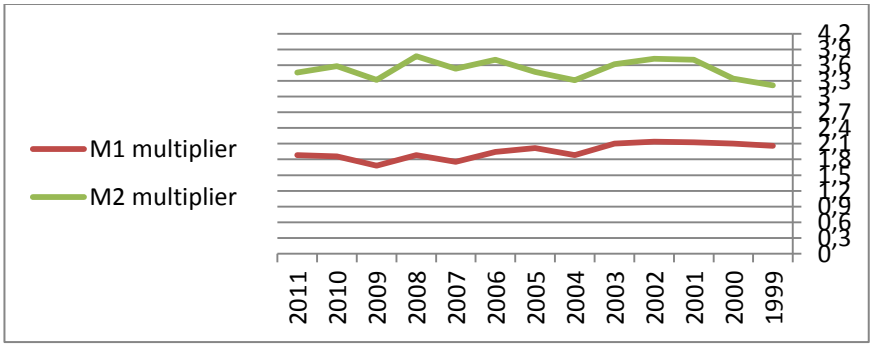



**المصدر**: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Excel.

يوضح الشكل (a1) أعلاه أنّ كل من المضاعف النقدي m1 وm2 يتقلب داخل نطاق معتدل تقريبًا حتى عام 1998. بعد ذلك أظهر كل من المضاعفين سلوك مختلف نسبياً من حيث الاستقرارية، حيث حافظ m1 على تقلب مستقر متزايداً ببطء واضح وبحدة أقل نسبياً مقارنة ب m2 الذي اتخذ مساراً تصاعدياً منذ عام 2000 إلى عام 2004. وهذا التحرك هو ذاته في كلا طريقتي حساب المضاعف النقدي (أنظر الشكل b1).

**الشكل (b1): المضاعف النقدي m1، m2 باستخدام بيانات سنوية و مع الأخذ بالاعتبار إجمالي الاحتياطيات القانوني r والفائض e.**

هنا تم الاعتماد على بيانات سنوية نتيجة توفر الاحتياطيات الفائضة بشكل سنوي فقط.



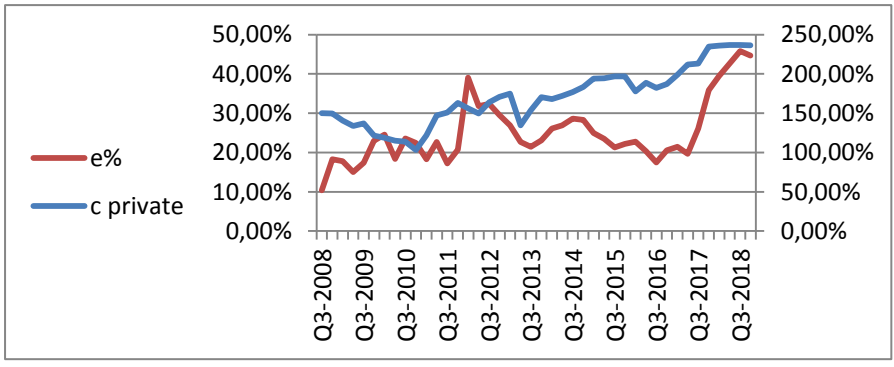

**المصدر**: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Excel.

يرجع هذا الارتفاع في المضاعف m2 إلى التطور الحاصل في وسائل الدفع والمتمثل في ظهور أشباه النقود وزيادة نسبتها في العرض النقدي. يعزى ذلك إلى الزيادة الحاصلة في الإنتاج والانفتاح الاقتصادي بعد عام 2000 وبالتالي توليد الحاجة إلى وسائل دفع جديدة غير وسائل الدفع التقليدية الموجودة في العرض النقدي M1. استقر بعد ذلك المضاعف m2 وذلك في ضوء الخطة الخمسية العاشرة 2005–2010 والتي نصت على اعتماد مبدأ التوافق بين نمو الكتلة النقدية ومعدل نمو الناتج القومي.

عند صدور قرار السماح للمصارف الخاصة بالعمل بدء هذا المضاعف بالارتفاع كما كان متوقعاً ولكن زيادة نسبة الاحتياطي القانوني من قبل البنك المركزي من 7.5% إلى 10% ساهم في الحد من هذا الارتفاع ووصوله عام 2011 إلى مستوى 5.2 باستخدام r فقط أو عند مستوي 3.4 باستخدام (r +e) انظر الشكل (a 1، b 1).

عند بدء الأزمة في سورية عام 2011 بدء كل من m1 وm2 بالانخفاض وأصبحوا أكثر تقلباً ووصل بالنسبة لـ m1 إلى مستوى قريب من مستواه المبدئي (عام 1992). يعزى هذا الانخفاض إلى ارتفاع نسبة العملة في التداول إلى إجمالي الودائع k وكذلك الارتفاع الحاد في نسبة الاحتياطيات الفائضة إلى إجمالي الودائع e خاصة من قبل المصارف الخاصة بسبب ارتفاع خطر السحوبات من الودائع. حيث نرى أن e قد تضاعف ووصل من 20% إلى 40% من إجمالي الودائع لدى المصارف الخاصة (التقليدية والإسلامية) كما هو واضح في الشكل (2).

**الشكل (2): العملة في التداول (المحور الأيمن) مع نسبة الاحتياطي الفائض إلى إجمالي الودائع (المحور الأيسر)**

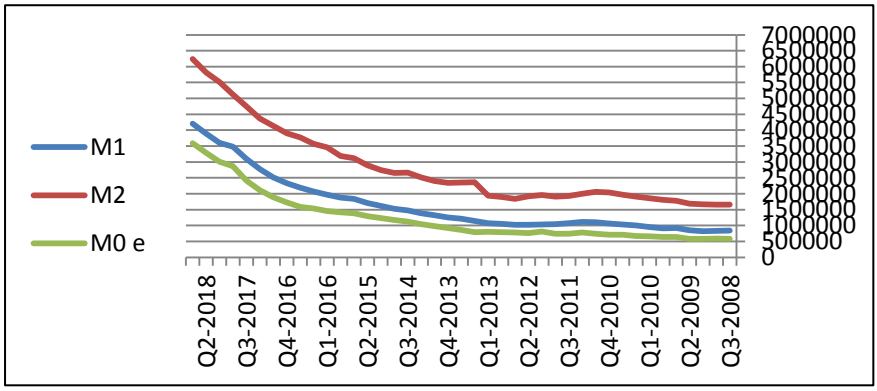



**المصدر**: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Excel.

نلاحظ أيضاً في الشكل 2، خلال فترة بداية الأزمة في سورية أنه على الرغم من أن الزيادة في k كانت مترافقة مع الزيادة في e لكنها كانت متأخرة عنها في نفس الوقت والذي يعكس استمرار الأثر النفسي لدى المواطن السوري واستمرار عامل ضعف الثقة لديه في القطاع المصرفي وانعكس ذلك في استمرار احتفاظه في العملة خارج الجهاز المصرفي. وهذا الأمر ترجم في استمرار الزيادة في k وe حتى بعد قرار المصرف المركزي بتخفيض نسبة الاحتياطيات القانونية إلى إجمالي الودائع r عام 2011 (من 10% إلى 5%). وهذا تفسير إضافي للقول أنّ الأزمة الأخيرة في سورية، وما رافقها من عدم استقرار تبين لنا أن قدرة المصرف المركزي على التحكم الكامل في العرض النقدي محدودة بشكل خاص خلال فترات الذعر المصرفي والمالي.

يتنبأ نموذج عرض النقود أنّه عند زيادة e وk، فإن عرض النقود سينكمش. إذ تؤدي الزيادة في k إلى انخفاض في المستوى العام لمضاعف خلق الودائع (نتيجة زيادة العملة في التداول أي انخفاض الودائع القابلة للمضاعفة)، مما يؤدي إلى مضاعف نقدي أصغر وتراجع في عرض النقود، في حين أنّ الزيادة في e تقلل من مقدار الاحتياطيات المتاحة لدعم الودائع وتسبب أيضاً الانخفاض في العرض النقدي. وبالتالي، يمكن أن نتنبأ بأن الارتفاع في e وk بعد بداية الأزمة المصرفية الأولى قد يؤدي إلى انخفاض في المعروض من النقود – السؤال هنا: هل هذا التنبؤ هو صحيح فيما يتعلق بأنماط العرض النقدي في سورية M1، M2 ؟ للإجابة على هذا السؤال لنتمعن في الشكل 3.

**الشكل (3): العرض النقدي M1، M2 والأساس النقدي M0 الأرقام بملايين الليرات السورية**



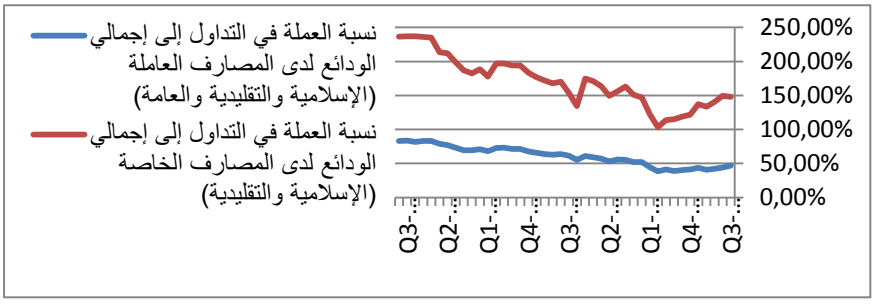

**المصدر**: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Excel.

لنركز بشكل أكبر على الفترة التي تبدأ عام 2008 إلى عام 2018 باعتبارها تتميز بمتغيرين هامين: أولاً تمثل بداية اندماج المصارف الخاصة في العمل المصرفي في سورية وثانياً أنها تحفل بحدث هام وهو فترة الحرب في سورية بما لها من أثر اقتصادي ومالي أرخى بظلاله على كل مفاصل الاقتصاد بشقيه الحقيقي والنقدي.

نلاحظ في الشكل (3) أنه في الفترة الفاصلة بين عامي 2008 و 2010 استمر العرض النقدي M1، وM2 بارتفاع طفيف حيث تراوح التغير النسبي عن رصيد السنة السابقة بين 12.5 و12.7 بالمئة. إلى أن بدأ بأول انخفاض عام 2011 مسجلاً انخفاضاً بمقدار 7.8 بالمئة لـ M2 وانخفاض بمقدار 2.3 بالمئة لـ M1. بالنظر إلى نسبة العملة في التداول إلى إجمالي الودائع k نلاحظ أنّها ارتفعت بشكل ملحوظ في عام 2011 مقارنة بـ 2010 بمقدار 15.9 بالمئة (أنظر الشكل 2). أي أنّ الانخفاض في كل من العرض النقدي M1، وM2 ترافق مع ارتفاع في k.

إنّ الفترة الممتدة بعد عام 2014 قد تميزت بانخفاض المضاعف النقدي m1 وm2 وهو أمر مفهوم نتيجة ارتفاع كل من k وe. ولكن بنفس الوقت ما هو الأكثر وضوحاً هو الارتفاع التدريجي غير المسبوق في العرض النقدي M1 وM2. من الممكن أن نفسر هذه النتيجة بالقول أن المصرف المركزي اعتمد كاستجابة للأزمة الأخيرة استراتيجية تجنب الانهيار الكامل للعرض النقدي بسبب الزيادة الحادة في الاحتياطيات الزائدة التي تطلبها البنوك والانخفاض اللاحق في مضاعف النقود (أنظر الشكل 1 (a، b) و2. لذلك عمد إلى زيادة القاعدة النقدية إلى مستويات قياسية.

**الشكل (4): نسبة العملة في التداول إلى كل من إجمالي الودائع لدى المصارف العاملة والودائع لدى المصارف الخاصة**




**المصدر**: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Excel.

بنظرة سريعة إلى الشكل 4 الذي يقارن بين نسبة العملة خارج الجهاز المصرفي إلى إجمالي الودائع لدى المصارف العاملة من جهة ونسبة العملة خارج الجهاز المصرفي إلى إجمالي الودائع لدى المصارف الخاصة فقط، نستطيع أن نلاحظ الارتفاع الكبير في النقد المصدر وبالتالي المكون C حيث ارتفعت نسبة k من 150% عام 2014 إلى قرابة 240% في الربع الثالث لعام 2018. وهذا أمر مرهون أيضاً بالعديد من الأسباب التي تتعلق بتمويل عجز الموازنة المترافق مع تراجع الناتج القومي ومكونات الطلب الكلي وارتفاع أسعار المواد الغذائية.

وبشكل عام، يشير التحليل أعلاه إلى أن مضاعفات النقود m1 و m2 ليست مستقرة وأن المصرف المركزي قد يجد صعوبة في استغلال العلاقة بين القاعدة النقدية وكمية المعروض النقدي لتحقيق أهداف سياساته النقدية بطريقة فعالة.

## IV الدراسة العملية:

يعتمد منهج القياس على تقدير نموذج VAR المختزل (reduced VAR)، وهو أسلوب آخر لتقدير العلاقات في النماذج الديناميكية، والذي يتلافى الانتقادات التي وجهت للنموذج الهيكلي (structural model)[1] بسبب عدم القدرة على تقدير نموذج متعدد المتغيرات يظهر فيه المتغير التابع في أحد المعادلات كمتغير مستقل في معادلة أخرى. في نموذج VAR يتم إعادة صياغة للمعادلات الداخلة في النموذج بحيث نصل إلى ما يسمى الشكل المختزل (reduced form) بحيث يتم عزل كل المتغيرات التابعة وحصر ظهورها فقط في الجانب الأيسر من المعادلات جميعها، بينما الجانب الأيمن للمعادلات المقدّرة تحتوي فقط على متغيرات داخلية أو محددة بشكل مسبق من قبل الباحث (Predetermined Variables). يتم بعدها فرض قيود على مصفوفة التباين المشترك للبواقي أو على معاملات النموذج لتعريف النموذج ( To Identify The Structural Model). بمعنى آخر للحصول على حل وحيد (A Unique Solution)، ولحل مشكلة الارتباط الآني للبواقي (ين المعادلات)، وكذلك لإعطاء بعد ومعنى اقتصادي للنموذج المقدر وهذا ما يطلق عليه لاحقاً بنموذج VAR المعرّف اقتصادياً ( identification VAR). هذا الشكل للنموذج يملك أهمية كونه يتيح معرفة أثر حصول صدمة في أحد

[1] النموذج الهيكلي يعكس خاصية ما أو نظرية اقتصادية ما في هيكل اقتصادي معين أو سوق ما.

المتغيرات المستقلة في دينامية أحد المتغيرات التابعة وهذا ما يُسمّى بدوال الاستجابة للصدمات Impulse response function ( Macroeconomics and Reality, Sims, 1980).

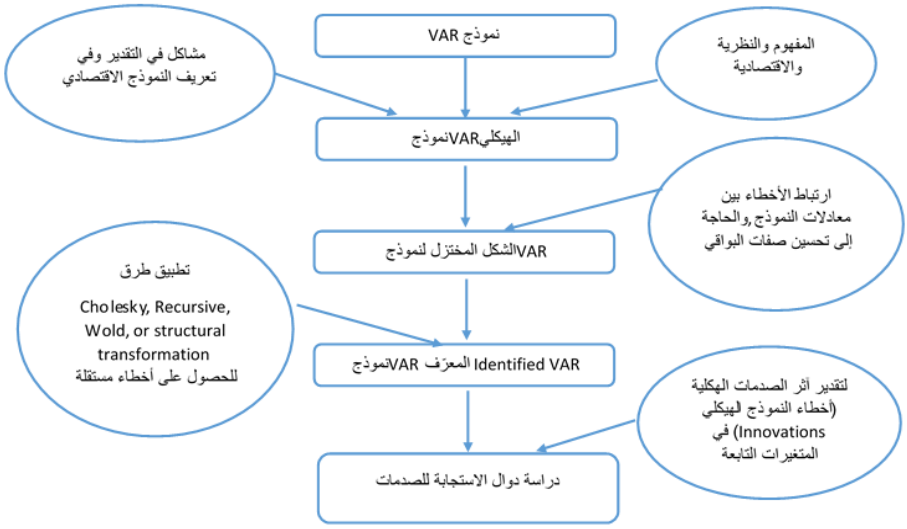
يقصد بـ Impulse response بإشارة التغير التي يبديها متغير داخلي في نموذج ما كاستجابة (response) لنبضة التغير(impulse) التي تطرأ على متغير آخر في النموذج في لحظة زمنية معنية. وغالباً ما يعود سبب هذه النبضة هو حدوث صدمة خارجية (Shock) يعبر عنها على شكل تغير في بواقي النموذج المدروس. يستخدم عادة هذا النوع من التحليل كأداة لتحليل العلاقة السببية في النماذج متعددة المتغيرات. إذ يعتبر نموذج VAR من النماذج الأكثر ملاءمة لتطبيق تحليل دوال الاستجابة كونه نموذج ديناميكي متعدد المتغيرات. كذلك يمكن استخدامه من أجل التنبؤ وتقدير أثر السياسات الاقتصادية في المتغيرات الاقتصادية، (Sims, 1990).

من الأدبيات الأساسية للبحث الحالي مساهمة Sims 1972 "Money, Income, and causality"، والذي تناول فيه دراسة اتجاه العلاقة السببية بين العرض النقدي والدخل، حيث أشار إلى وجود علاقة سببية للعرض النقدي في الدخل، بينما لا تعتبر العلاقة السببية بالاتجاه الآخر ذات أهمية. هنا لا بد من الإشارة إلى نقطتين، الأولى وهي أنّ هذه النتيجة تم التوصل لها من تقدير نموذج ثنائي المتغيرات، ومن غير المستبعد أن تختلف في حال إدخال متغيرات أخرى مثل سعر الفائدة، وهذا ما قام به Sims لاحقاً متوصلاً إلى نتائج مختلفة. أمّا النقطة الثانية فتتمثل في ميزة السببية وفقاً لمفهوم Sims عن السببية وفقاً لمفهوم Granger وهي أن المفهوم الأول يدرس وجود علاقة سببية مع الأخذ بعين الاعتبار لوجود أكثر من متغير آخر في النموذج، وهو ما يكون أقرب لطبيعة الواقع الاقتصادي.

عموماً وفقاً لمبدأ Impulse response function إنّ حدوث صدمة في أحد المتغيرات من شأنه أن يؤثر على بواقي المتغيرات في النموذج في حال كانت بواقي المعادلات في هذا النموذج مرتبطة مع بعضها بشكل آني، وهي الحالة التي تظهر في نماذج الانحدار الذاتي المتعدد (VAR) وخاصة الشكل المختزل منه ( Reduced VAR). ولكن في الكثير من الأحيان قد يكون الهدف هو معرفة أثر الصدمة في متغير ما i في متغير آخر j، حيث $i \neq j$. هنا لا بد من إجراء تعديل لمصفوفة الارتباط المشترك للبواقي بحيث تصبح غير مرتبطة مع بعضها، بعبارة أخرى تصيح مصفوفة قطرية

(diagonal matrix). في هذا السياق يوجد عدة طرق في الأدبيات ذات الصلة (Lutkepohl 1991, Pesaran and Shin, 1998) والتي لا يتسع المجال لذكرها. يمكن تلخيص ما سبق بالشكل رقم 5.

الشكل رقم (5) مخطط منهجي لتقدير نموذج identified VAR ودوال الاستجابة impulse response functions




االمصدر: من إعداد الباحثين

في سياق التحضير لتقدير نموذج VAR المعرّف قياسياً واقتصادياً ( Identified VAR) سيتم تطبيق اختبار (Elliott, Rothenberg, Stock, ERS, 1996) وهو تعديل لاختبار جذر الوحدة الأساسي لـ Dicky-Fuller المطوّر (ADF) والذي يعاني من ضعف في رفض فرضية عدم الاستقرارية في حال كانت معادلة الانحدار الذاتي تحتوي على جذر كبير نسبيّاً ولكنّه أقل من الواحد. يستخدم اختبار (ERS, 1996) طريقة المربعات الصغرى المعممة في تقدير معادلة Dicky-Fuller التي يقوم عليها اختبار الاستقرارية، حيث يأخذ بالحسبان وجود ارتباط ذاتي بين بواقي المعادلة. من مزايا هذا الاختبار أنّه يؤدي بشكل جيّد في العينات الصغيرة من ناحية تخفيض كل من الخطأ من النوع الأول والخطأ من النوع الثاني. كذلك فرضية العدم التي يعتمد عليها هذا الاختبار، وهي اتباع شكل السير العشوائي (Random Walk) حول خط اتجاه عشوائي

(Stochastic Trend)، مما يجعله أكثر ملاءمة لاختبار استقرارية السلاسل الزمنية الاقتصادية.

اختبار التكامل المشترك Cavaliere and al. (2012) يرتكز على منهجية (Johansen, 1996) لاختبار التكامل المشترك في نموذج الانحدار الذاتي المتعدد ولكن يأخذ بعين الاعتبار أن يكون تباين البواقي غير متجانس وخاصة من النوع الشرطي حيث يفترض أنّ تباين البواقي يمكن تفسيره عن طريق قيم مربعات البواقي السابقة إضافة لقيم فترات التباين السابقة الذاتية. حيث يفترض أنّ هذه النمذجة ضرورية لتقدير دينامية السلاسل التي تعاني من تقلبات مرتبطة مع بعضها عبر الزمن وناتجة عن صدمات. في هذا الإطار يقوم اختبار Cavaliere and al. (2012) على تجربة محاكاة Bootstrap من أجل الحفاظ على خاصية التباين الشرطي في تباين بواقي النموذج المقدّر.

## V النتائج:

بالنسبة للنتائج المتوقعة ينبغي التنويه إلى نقطة هامة، هو أن الأدبيات الاقتصادية التقليدية اقترحت أن المتغيرات النقدية تؤثر على متغيرات الاقتصاد الكلي Olekalns (1998)، Sarletis and Koustas (1998)، Bernanke and Mihov (1998)، Bullard, 1999)، Bae, Jensen and Murdock, 2005). لكن هذه النتائج تواجه تحديين: أولاً، أن معظم هذه الدراسات ركزت على اقتصاديات البلدان المتقدمة ذات المتغيرات المتطورة من حيث العمق والاستقرار النسبي أو الأقل تقلباً مقارنة باقتصاديات البلدات الناشئة. ثانياً، لم تلحظ هذه الدراسات في أغلبها خصوصية الكتل النقدية (M1، M2) وهل من الأفضل تمييزها عن باقي أدوات السياسة النقدية من حيث حياديتها أو قدرتها في التأثير على متغيرات الاقتصاد الكلي.

من ناحية أخرى بإجراء تمعن في النظريات، فإننا يمكن مناقشة قدرة السياسة النقدية على التأثير على متغيرات الاقتصاد في حالتين متناقضتين: من ناحية، يقترح الكينزيين Keynesians أن التغيير في عرض النقود قد يؤثر على مستوى الإنتاج بشكل غير مباشر عبر سعر الفائدة والاستثمار. من ناحية أخرى، يعتقد علماء النقد Monetarists أن النقود يمكن أن تؤثر على المتغيرات الحقيقية فقط في المدى القصير، أما على المدى الطويل فالذي يتأثر هي فقط المتغيرات الإسمية، وفي هذه الحالة نتحدث عن حيادية النقود Money Neutrality.

تستند الدراسات السابقة في اختبارها لفرضية حيادية السياسة النقدية على المدى الطويل على إجراء اختبارات التكامل المشترك. فعندما لا يتم رفض فرضية عدم استقرارية جميع المتغيرات يكون من السهل تبرير استخدام اختبارات التكامل المشترك التقليدية كتلك التي اقترحها Johansen.

**1 اختبارات الاستقرارية:**

في هذا الإطار، تمّ اتباع المنهجية الآتية:

- اختيار النموذج العام وهو الذي يحتوي على حد اتجاه عام (trend) وثابت (Constant)، حيث يتم اختبار معنوية هذين الحدين في معادلة Dicky Fuller، إذا يتم هنا التمييز بين حالتين:
  - أن تكون السلسلة مستقرة، وهنا يمكن الاعتماد على القيم التقريبية لمؤشر اختبار Fisher لاختبار معنوية كل من الاتجاه العام والثابت.
  - أن تكون السلسلة غير مستقرة وهنا يتم الاعتماد على القيم المعيارية لـ (Mackinnon, 1996)، لاختبار معنوية كل من الاتجاه العام والثابت.
- إذا كانت السلسلة مستقرة: هنا أيضا يتم التمييز بين حالتين:
  - وجود معنوية لكل من الاتجاه العام والثابت في المعادلة هنا يمكن السلسلة مستقرة حول ثابت واتجاه عام.
  - لا يوجد معنوية لكل من الاتجاه العام والثابت في المعادلة هنا لا يمكن اعتماد النموذج الذي يحتوي على الاتجاه العام والثابت للحكم على الاستقرارية، بل يتم اختبار النموذج ذو الدرجة الأقل أي النموذج الذي يحتوي على ثابت فقط (Only intercept). ومن ثم نعيد الخطوات السابقة.

**الجدول (1):اختبارات الاستقرارية لمتغيرات النموذج**

| Integrated degree | Elliott, Rothenberg, Stock (ERS), GLS-ADF | | Variable |
|---|---|---|---|
| | First difference | Level | |
| I(1) with trend break | **Stat: -6.5** **CV(%5): -3.19** | Stat: -2.6 CV(%5): -3.19 | Currency on deposits ratio (CDW) |
| I(1) | **Stat: -3.4** **CV(%5): -3.19** | Stat: -1.91 CV(%5): -3.19 | Multiplier (MM1) |
| I(1) | **Stat: -4.92** **CV(%5): -3.19** | Stat: -1.48 CV(%5): -3.19 | Multiplier (MM2) |
| I(1) | **Stat: -4.2** **CV(%5): -3.19** | Stat: -0.71 CV(%5): -3.19 | Log(M1) |
| I(1) | **Stat: -6.12** **CV(%5): -3.19** | Stat: 0.7 CV(%5): -3.19 | Log(M2) |
| I(0) | -------- | **Stat: -3.29** **CV(%5): -3.19** | One year deposit interest rate (d_ir) |
| I(1) | **Stat: -4.05** **CV(%5): -3.19** | **Stat: -1.76** **CV(%5): -3.19** | Log CPI |
| I(1) | **Stat: -2.65** **CV(%5): -3.19** | **Stat: -1.7** **CV(%5): -3.19** | Unemployement (Uem) |

**المصدر:** من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews.

بالنسبة لاختبارات جذر الوحدة Unit root الخاصة بالدراسة، تظهر النتائج في الجدول رقم 1 أنه هناك دليل قوي يدعم عدم الاستقرارية في كتل العرض النقدي والبطالة والتضخم، لكن لم نكن متأكدين من نفي استقرارية أسعار الفائدة على الودائع لأجل سنة.

**2 اختبار وجود علاقة تكامل مشترك اختبار Cavaliere and al. (2012):**

بعد تنفيذ اختبارات الاستقرارية السابقة اتضح أنّ المتغيرات المرشّحة لامتلاك علاقة تكامل مشترك فيما بينها هي CDW, MM1,MM2,log(M1),

log(M2),log(CPI), Uem، بالتالي بتطبيق الاختبار مع إجراء 1000 تجربة محاكاة بوتستراب (bootstrap) لتوليد التوزيع التجريبي، كانت النتائج في الجدول رقم 2 كالآتي:

**الجدول (2): اختبار التكامل المشترك**

| Cavaliere and al. (2012) cointegration test with 1000 bootstrap simulation | | | |
|---|---|---|---|
| P-value | | Model | Variables |
| Wild boottrap | IID bootstrap | | |
| 0.555 | 0.438 | No trend | CDW, MM1, MM2, log(M1), log(M2), log(CPI), Uem |
| 0.45 | 0.4 | Intercept | |
| 0.362 | 0.239 | Trend | |

**المصدر:** من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews.

يتضح من الجدول السابق ومن نتائج الاختبار في كلا النوعين أن فرضية عدم وجود علاقة تكامل مشترك لا يمكن رفضها. وبالتالي يمكن القول أنّ المتغيرات المدروسة وفقاً للبيانات الربعية وخلال فترة الدراسة لا تشكل تركيب خطي طويل الأجل. وبالتالي تذهب هذه النتائج في اتجاه غياب علاقة طويلة الأجل بين متغيرات ونسب العرض النقدي وبين متغيرات الاقتصاد الكلية المعتمد عليها في هذا الاختبار وهي التضخم والبطالة.

مما سبق نقوم بتقدير نموذج انحدار ذاتي متعدد المتغيرات مع إدخال توليفة من المتغيرات في المستوى والفرق الأول، وهنا سيتم الاعتماد على المخطط المنهجي السابق لتقدير نموذج VAR المعدّل تمهيداً لدراسة دوال الاستجابة.

**3 تقدير نموذج الانحدار الذاتي المتعدد VAR model estimation:**

استناداً على المخطط في الشكل رقم (5) وتوافقاً مع النظرية الاقتصادية سيتم **بالخطوة الأولى** تقدير نموذج هيكلي (structural model) يتلاءم مع النظرية الاقتصادية وطبيعة العلاقات الاقتصادية الواقعية. ويمكن أن يُعطى النموذج الهيكلي بالشكل الآتي:

$$A^{-1}y_t = A_0^S + A_1^S y_{t-1} + A_2^S y_{t-2} + \cdots + A_p^S y_{t-p} + C_0^S x_t + Bu_t \quad (3)$$

حيث يعبر $t$ عن المتغيرات الداخلية قيد الدراسة، $x_t$ يعبر عن المتغير المستقل الخارجي والذي من المفترض حسب النظرية الاقتصادية أن يملك أثر آني على المتغير التابع $y_t$. أمّا $s$ ، $C^s$، معاملات النموذج الهيكلي. أمّا $u_t$ تعبر عن حد الأخطاء الهيكلية المستقلة ذاتياً عبر الزمن. في حين $B$ معاملات تساعد في جعل حد الأخطاء مستقلة عن بعضها بين المعادلات.

بالرغم من أهمية هذا النموذج لدراسة العلاقات الاقتصادية إلّا أنّ احتواءه لعدد كبير من المجاهيل يجعل من عملية تقديره غير فعّالة وغير مفيدة اقتصادياً في بعض الأحيان (Identification problem). هنا يلجأ المختصون إلى تقدير نموذج VAR مختزل (Reduced VAR form):

$$y_t = A^{-1}A_0^S + A^{-1}A_1^S y_{t-1} + A^{-1}A_2^S y_{t-2} + \cdots + A^{-1}A_p^S y_{t-p} + C_0^S x_t + A^{-1}Bu_t \quad (4)$$

يحتوي هذا النموذج على عدد أقل من المجاهيل ولكن يؤخذ عليه عدم ملاءمته للنظرية الاقتصادية، بالإضافة لارتباط حد الأخطاء بين المعادلات. وهنا لمعالجة هذا الأمر يوجد عدة طرق للتقدير هذا النموذج منها طريقة المربعات الصغرى المطوّرة (GLS, 2SLS,3SLS) أو إجراء عملية تعديل لمصفوفة الارتباط المشترك للبواقي (Residuals VCOV) ونذكر من هذه الطرق Choelsky transformation أو التحويل الهيكلي Structural Transformation.

استناداً لما سبق، ونظراً لعدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات وفقاً للتكرار الربعي (quarterly data) سيتم **بالخطوة الثانية** تقدير نموذج VAR مع الفرق الأول ولكن بالشكل المختزل (Reduced form). حيث يشكل ذلك مرحلة تمهيدية للخطوة الثالثة وهي تقدير النموذج المعرّف (idnetified VAR).

بعد تحديد عدد فترات التباطؤ الأمثل (وهو 3 فترات وفقاً لأغلبية المعايير LR, FPE, AIC)، سيتم تنفيذ **الخطوة الرابعة** وهو تقدير النموذج المعرّف ( idnetified model)، تمهيداً **للخطوة الخامسة** وهي تطبيق الصدمات واستخلاص دوال الاستجابة (Impulse response function).

لتقدير النموذج المعرّف سيتم فرض قيود (restrictions) فقط في مصفوفة المعاملات A, B في النموذج (4) بما يتلاءم مع النظرية الاقتصادية وترتيب دخول

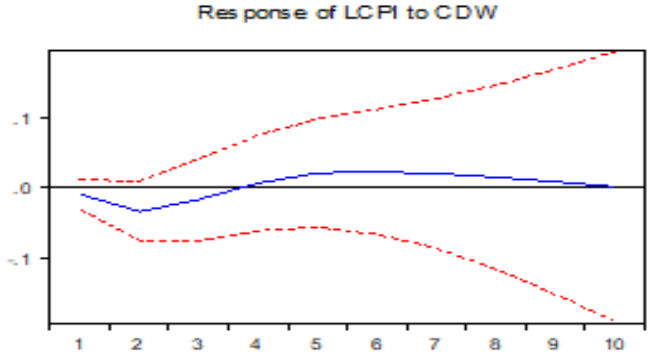
المتغيرات إلى النموذج[1]، وهذا ينسجم مع طريقة تعديل Cholesky decomposition أو recursive estimation كما يأتي:

$$A = \begin{Bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ NA & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ NA & NA & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ NA & NA & NA & 1 & 0 & 0 & 0 \\ NA & NA & NA & NA & 1 & 0 & 0 \\ NA & NA & NA & NA & NA & 1 & 0 \\ NA & NA & NA & NA & NA & NA & 1 \end{Bmatrix}$$

$$B = \begin{Bmatrix} NA & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & NA & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & NA & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & NA & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & NA & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & NA & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & NA \end{Bmatrix}$$

بعد تقدير النموذج المعدّل، نقوم بتنفيذ **الخطوة الخامسة** وهو تقدير دوال الاستجابة Impulse response function وكانت النتائج كالآتي:

**الشكل رقم (6): دوال الإستجابة**




**المصدر**: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews.

نلاحظ أنه عند حصول صدمة في نسبة العملة خارج الجهاز المصرفي إلى إجمالي الودائع k فإنها تؤدي إلى انخفاض مباشر في معدل التضخم خلال الأجل القصير

[1] كان دخول المتغيرات وفقاً لخارجيتها في النموذج على الترتيب: CDW، MM1، MM2، M1، M2، Unemp ،LCPI

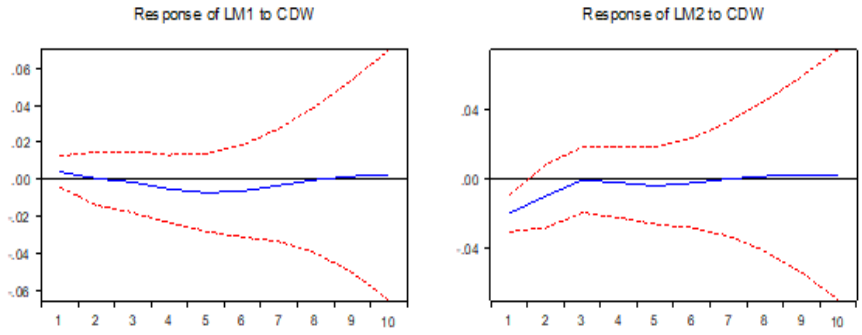
لكن هذا الانحفاض يتخامد بعد مرور أربع فترات زمنية (سنة واحدة). بمعنى آخر تحكم المصرف المركزي بنسبة العملة في التداول إلى إجمالي الودائع يمكن أن تؤدي إلى آثار إيجابية في ضبط التضخم لكن ذلك فقد خلال الأجل القصير.

**الشكل رقم (7): دوال الإستجابة**

**المصدر**: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews.

نلاحظ أن الصدمة في الأداة النقدية (نسبة العملة في التداول إلى إجمالي الودائع) لم تؤدي إلى تغيير في معدل البطالة في الاقتصاد السوري في الأجل القصير (حتى الفترة الثانية) وفي الأجل الطويل لم يلبث أن يظهر تأثر طفيف على معدل البطالة بعد الربع الرابع، لكن سرعان ما يختفي ويعود إلى مستواه المبدئي.

**الشكل رقم (8): دوال الإستجابة**

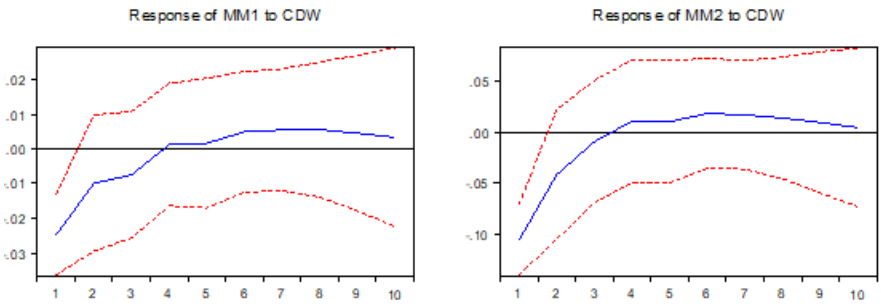



**المصدر**: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews.

نلاحظ أنه عند حصول صدمة في نسبة العملة خارج الجهاز المصرفي إلى إجمالي الودائع k فإنها تؤدي إلى تغير متوسط وفوري في العرض النقدي M2 أكبر نسبيا

من العرض النقدي M1 ولكنه أيضاً يتخامد بعد مرور أربع فترات زمنية (سنة واحدة). هذا يدل على أن قنوات إيصال تأثير السياسة النقدية ضعيف خاصة فيما يتعلق بمدى الأهمية القليلة النسبية للودائع مقارنة بمكون العملة المتداولة الكبير في العرض النقدي.

**الشكل رقم (9): دوال الإستجابة**




**المصدر**: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews.

كذلك عند حصول صدمة في نسبة العملة خارج الجهاز المصرفي إلى إجمالي الودائع k فإنها تؤدي إلى تغير مضطرد في المضاعف النقدي m1 و m2. نلاحظ أن هذا الأثر في الأجل القصير يكون واضحاً وفي المنطقة السلبية. مما يعكس أن الصدمة الموجبة بمقدار انحراف معياري في نسبة العملة في التداول (أي ضعف الوعي المصرفي) تؤدي إلى أثر سلبي في المضاعف النقدي m1 m2، فزيادة تسرب الودائع يضعف استجابة المضاعف النقدي، مما يظهر في الأجل الطويل أي بعد مرور أربع فترات (سنة وربع).

## VI الخاتمة:

استخدم الباحثان نموذج الانحدار الذاتي المعرّف (Identified VAR) لاستكشاف درور الصدمات في محددات العرض النقدي في تفسير ديناميكية متغيرات الاقتصاد الكلي المتمثلة خاصة في التضخم والبطالة. لم تلعب الصدمات في المضاعف النقدي (m1 أو m2) وخاصة الصدمة في نسبة العملة في التداول إلى إجمالي الودائع دوراً في تفسير التغيرات في معدل التضخم إلا في الأجل القصير. بينما يختفي هذا الدور في الأجل الطويل. نظرة الباحثان لهذه النتيجة تنسجم مع فكرة أن الارتفاع في تسرب

العملة خارج الجهاز المصرفي سيؤدي بشكل فوري إلى انخفاض في العرض النقدي (m1 أو m2) نتيجة الانخفاض في المضاعف النقدي. وهذا يؤدي إلى التقليل من كتلة العرض النقدي المقابلة لحجم محدود من الإنتاج الحقيقي خلال فترة الحرب في سورية. وبالتالي هذا سيساهم في الأجل القصير في تخفيف الضغوط التضخمية. لكن هذا التأثير لن يكون مستمرا في الأجل الطويل نتيجة وجود خلل في أهم قناة من قنوات السياسة النقدية المتمثل في عدم مرونة سعر الفائدة السائدة وخضوعه لسيطرة القطاع المصرفي الحكومي.

بالمقابل لم تساهم صدمات المضاعف النقدي في تفسير تقلبات معدل البطالة (لا في الأجل القصير ولا الطويل) خلال الفترة المدروسة. هذه النتيجة تؤكد وجود دور لا يستهان به لصدمات أخرى غير نقدية تؤثر في متغير البطالة وسوق العمل والتي يأتي في مقدمتها ارتفاع معدل البطالة الهيكلية (غير الظرفية). بالتأكيد هذه نتيجة غير مفاجأة خاصة في سنوات الحرب والتي يعتبر من أهم سماتها وتأثيراتها ظهور اختلالات (Frictions) في سوق العمل. لا شك تناول هذه الاختلالات يعتبر أحد المحاور التي تستأهل البحث بشكل عاجل.

لا بد من التنويه أيضاً أن هذه النتائج تنسجم مع مبدأ حيادية النقود على المدى الطويل Money Neutrality. والذي الذي ينص على أن النقود يمكن أن تؤثر على المتغيرات الحقيقية فقط في المدى القصير، أما على المدى الطويل فالذي يتأثر هي فقط المتغيرات الاسمية.

يمكن الاستفادة من هذه النتائج في الوصول إلى بعض سمات السياسة النقدية في سورية. وتتلخص بما يلي:

1. تتميز السياسة النقدية في سورية بتسريبات كبيرة للسيولة خارج الجهاز المصرفي. مما يحد من كفاءة قناة العرض النقدي.
2. أسواق رأس المال في سورية ناشئة وتمثل القيمة السوقية أقل من 1٪ من الناتج المحلي الإجمالي.
3. الإجراءات الإدارية المعقدة والمطلوبة للحصول على القروض المصرفية ساهم أيضاً في عدم فعالية قناة الائتمان المصرفي وتراكم سيولة زائدة لدى المصارف، وهذا بدوره ينعكس على إضعاف فعالية قناة سعر الفائدة.

4. سيطرة المصارف المملوكة من قبل الدولة أدّى إلى إضعاف المنافسة في سوق الصناعة المصرفية مما أدّى بدوره إلى عدم كفاءة الحصول على التمويل وهذا أيضاً يخالف فكرة فعالية السياسة النقدية والتي تتوقف بشكل كبير على إيصال الأموال للقطاع الحقيقي (قطاع الشركات). نستطيع أن ندرك أهمية هذه الملاحظة خاصة إذا تذكرنا أن حجم الأموال الممنوحة للمشاريع الصغيرة والمتوسطة هو حجم صغير نسبياً.

## VII المراجع:

(1) Bae, S., Jensen, M. and Murdock, S. (2005). Long-run neutrality in a fractionally integrated model. Journal of Macroeconomics, 27, p. 257-274.

(2) Benati, L. (2015). The Long-Run Phillips Curve: A Structural VAR Investigation. Journal of Monetary Economics, 76(November), 15-28.

(3) Benati, L., Ireland, P. (2017). Money-multiplier shocks. University of Bern and Boston College, mimeo.

(4) Berkowitz, J., and F. X. Diebold (1998). Bootstrapping Multivariate Spectra, Review of Economics and Statistics, 80(4), 664—666.

(5) Bernanke, B. and Mihov, I. (1998). The liquidity effect and long-run neutrality. Carnegie Rochester conference series on public policy, 49, p. 149-194.

(6) Brunner, K., and A. H. Meltzer (1990). Money Supply. Handbook of Monetary Economics, ed. by B. Friedman, and F. Hahn, vol. 1, pp. 357—398. Elsevier, Amsterdam.

(7) Bullard, J. (1999). Testing long-run neutrality propositions: lessons from the recent research. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, p. 57-78.

(8) Burger, A. E. (1971). The Money Supply Process. Wadsworth Publishing Company. Belmont, California.

(9) Cagan, P. (1965). Determinants and Effects of Changes in the Stock of Money, 1875-1960. Columbia University Press.

(10) Cavaliere, G., A. Rahbek, and A. M. R. Taylor (2012). Bootstrap Determination of the Cointegration Rank in Vector Autoregressive Models. Econometrica, 80(4), 1721-1740.

(11) Christiano, L. J., and T. J. Fitzgerald (2003). The Bandpass Filter, International Economic Review, 44(2), 435-465.

(12) Cochrane, J. H. (1994). Permanent and Transitory Components of GNP and Stock Prices. Quarterly Journal of Economics. 109(1), 241-265.

(13) Elliot, G., T. J. Rothenberg, and J. H. Stock (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. Econometrica. 64(4), 813—836.

(14) Friedman, B. M., and K. N. Kuttner (1992). Money, Income, Prices, and Interest Rates. American Economic Review. 82(3), 472-492.

(15) Goldfeld, S. M., and D. M. Sichel (1990). The Demand for Money. in Friedman, B.M., and Hahn, F.H., eds., Handbook of Monetary Economics, Vol. I, Amsterdam, North Holland.

(16) Hamilton, J. (1994). Time Series Analysis. Princeton, NJ, Princeton University Press.

(17) Hume, D. (1752). Political Discourses. A. Kincaid & A. Donaldson.

(18) Johansen, S. (2002). A Small Sample Correction for the Test of Cointegratin Rank in the Vector Autoregressive Model. Econometrica, 70(5), 1929-1961.

(19) LucasJr., R. E., and J.-P. Nicolini (2015). On the Stability of Money Demand. Journal of Monetary Economics. 73, 48-65.

(20) Lutkepohl, H. (1991). Introduction to Multiple Time Series Analysis. Springer Verlag, Berlin.

(21) Nogueira, R.P. (2009). Is monetary policy really neutral in the long-run? Evidence for some emerging and developed economies. Economics Bulletin, Vol.29 No.3, pp. 2432-2437.

(22) Olekalns, N. (1996). Some further evidence on the long-run neutrality of money. Economics Letters, 50, p. 393-398.

(23) Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1998). Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. Economics Letters, 58: 17-29.

(24) Serletis, A. and Koustas, Z. (1998). International evidence on the neutrality of money. Journal of Money, Credit and Banking. p. 1-25.

(25) Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. Econometrica. Vol. 48, No. 1, 1980, pp. 1-48.

(26) Sims, C.A. (1972). Money, Income, and Causality. The American Economic Review. 62, 540-552.

(27) Sims, C.A., Stock, J.H. and Watson, M.W. (1990). Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. Econometrica. 58, 113-144.

(28) Starr, M. (2005). Does money matter in the CIS? Effects of monetary policy on output and prices. Journal of Comparative Economics. Vol. 33 No. 3, pp. 441-461.