

جامعة النجاح الوطنية  
كلية الدراسات العليا

# أثر المعروض النقدي على الإقتصاد الفلسطيني

إعداد

بيان مرزوق راتب عساف

إشراف

د. شاكِر خليل

د. مهند اسماعيل

قُدِّمَت هذه الأطروحة إستكمالاً لمتطلبات الحصول على درجة الماجستير في إدارة  
السياسة الإقتصادية بكلية الدراسات العليا في جامعة النجاح الوطنية في نابلس، فلسطين

2018م

# أثر المعروض النقدي على الإقتصاد الفلسطيني

إعداد

بيان مرزوق راتب عساف

نوقشت هذه الأطروحة بتاريخ 2018/03/21م وأجيزت.

أعضاء لجنة المناقشة:

التوقيع

.....

1. د. شاكِر خليل / مشرفاً رئيسياً

.....

2. د. مهند إسماعيل / مشرفاً ثانوياً

.....

3. د. طارق صادق / ممتحناً خارجياً

.....

4. د. محمود أبو الرّب / ممتحناً داخلياً

# الإهداء

أهدي هذا العمل المتواضع :

إلى منْ يُخفض لهما جناح الذل من الرحمة أبي وأمي

أطال الله في عمرهما

فقد أنا لي دربي بحبهما وعطفهما وبركة دعائهما

إلى من شجعني وشاطرنى مشاق الدراسة وما زال زوجي الحبيب محمود خصيب

إلى الذين إعتقدوا أن الأقسام والأوراق دمي يستفرد بها الكبار دون الصغار فلذتي كبدي

إبني زينة الدير وأميديتي ألي

إلى كل أفراد العائلة وزملاء الدراسة

إلى كل من وسعهم قلبي ولم يذكرهم لساني

## الشكر والتقدير...

نحمد الله ونشكره على جزيل فضله ونعمه الذي أعانني على إتمام هذا العمل، كما لا يسعني في هذا المقام إلا أن أتقدم بالشكر الجزيل إلى الدكتور شاكه خليل والدكتور معهد إسماعيل اللذان شرفاني بقبول الإشراف والمتابعة على رسالتي هذه، حيث طلست عندهما كل العناية والاهتمام، إذ لم يبخلا عليّ طيلة المدة بنصائحهما القيّمة وتوجيهاتهما الثبيرة.

كما أتقدم بجزيل الشكر والعرفان للدكتور شاكه صرصور والدكتور نصر عبد الكريم والدكتور رابح مزار ولكافة أعضاء الهيئة التدريسية بقسم الإقتصاد الذين ساهمت توجيهاتهم وإقتراحاتهم القيّمة في إثراء هذه الرسالة

شكري الجزيل إلى أعضاء لجنة النقاش الذين وافقوا على تقييم وتقويم هذا

العمل

شكري إلى كل من حفزني على العمل ولو بإبتسامة أو كلمة تشجيع

كما أتقدم بالشكر إلى كل من ساهم في إنجاز هذا العمل من قريب أو بعيد

## الإقرار

أنا الموقعة أدناه مقدّمة الرسالة التي تحمل العنوان

# أثر المعروض النقدي على الإقتصاد الفلسطيني

أقر بأن ما شملت عليه الرسالة هو نتاج جهدي الخاص، بإستثناء ما تمت الإشارة إليه  
حيثما ورد، وأن هذه الرسالة ككل أو أي جزء منها لم يقدم من قبل لنيل أي درجة أو لقب علمي  
أو بحثي لدى أي مؤسسة علمية أو بحثية.

## Decleration

The work provided in this thesis, unless otherwise referenced, is the  
researcher's work, and has not been submitted elsewhere for any other  
degrees or qualifications.

**Student's name:**

اسم الطالبة:

**Signature:**

التوقيع:

**Date:**

التاريخ:

## فهرس المحتويات

الصفحة	الموضوع	الرقم
ج	الإهداء	
د	الشكر والتقدير	
هـ	الإقرار	
و	فهرس المحتويات	
ط	فهرس الجداول	
ي	فهرس الأشكال	
ك	فهرس الملاحق	
ل	الملخص	
<b>1</b>	<b>الفصل الاول: الإطار العام للدراسة</b>	
2	مقدمة الدراسة	1.1
4	مشكلة الدراسة	2.1
5	أهداف الدراسة	3.1
5	فرضيات الدراسة	4.1
6	أهمية الدراسة	5.1
7	منهجية الدراسة	6.1
7	محتوى الدراسة	7.1
<b>9</b>	<b>الفصل الثاني: الخلفية النظرية والدراسات السابقة</b>	
10	الإطار النظري لدور السياسة النقدية على النمو الاقتصادي	1.2
13	الدراسات السابقة	2.2
<b>19</b>	<b>الفصل الثالث: وصف البيانات</b>	
20	الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (RGDP)	1.3
21	عرض النقد (M2)	2.3
23	إجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCF)	3.3
24	التضخم (INF)	4.3
27	الإستقرار النقدي	5.3
<b>31</b>	<b>الفصل الرابع: منهجية النموذج المستخدم في الدراسة</b>	

الصفحة	الموضوع	الرقم
32	تمهيد	1.4
33	الأساليب القياسية المستخدمة في الدراسة	2.4
33	إختبارات جذور الوحدة (الإستقرارية) للسلاسل الزمنية	1.2.4
37	إختبارات عدد فترات التأخر (التباطؤ) الزمني	2.2.4
38	إختبارات التكامل المشترك	3.2.4
39	أنواع إختبارات التكامل المشترك	4.2.4
39	إختبار أنجل وكرانجر Engle-Granger	1.4.2.4
40	إختبار جوهانسن وجوسليس Johanson and Juselius	2.4.2.4
43	النموذج القياسي المستخدم بالدراسة	3.4
43	مميزات إستخدام نموذج (ARDL) القياسي	1.3.4
44	الصيغة العامة لنموذج (ARDL) القياسي	2.3.4
45	خطوات بناء نموذج (ARDL) القياسي	3.3.4
47	الإختبارات المستخدمة في بناء نموذج (ARDL) القياسي	4.4
47	إختبارات قبلية لبناء نموذج (ARDL) القياسي	1.4.4
47	إختبارات جذر الوحدة (إستقرارية السلاسل الزمنية)	1.1.4.4
47	إختبارات عدد فجوات التأخر (التباطؤ) الزمني لنموذج (ARDL)	2.1.4.4
48	إختبارات تشخيصية لنموذج (ARDL) القياسي	2.4.4
48	إختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء (البواقي)	1.2.4.4
48	إختبار الإرتباط التسلسلي (الذاتي) للأخطاء (البواقي)	2.2.4.4
48	إختبار تباين الأخطاء (البواقي)	3.2.4.4
48	إختبارات بعدية لنموذج (ARDL) القياسي	3.4.4
48	إختبار إستقرار النموذج القياسي	1.3.4.4
49	إختبار وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة	2.3.4.4
50	إختبار نموذج تصحيح الخطأ	3.3.4.4
50	إختبار السببية	5.4
52	<b>الفصل الخامس: نتائج التحليل القياسي للنموذج (ARDL) المستخدم في الدراسة</b>	
53	آلية إختيار النموذج	1.5

الصفحة	الموضوع	الرقم
53	نتائج إختبار ديكي - فولر الموسع ADF Test	2.5
54	نتائج إختبار عدد فجوات التأخر (التباطؤ) الزمني (AIC) لنموذج (ARDL)	3.5
56	نتائج الإختبارات التشخيصية لنموذج الدراسة	4.5
56	نتائج إختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء (البواقي) لنموذج الدراسة	1.4.5
56	نتائج إختبار الارتباط التسلسلي (الذاتي) للأخطاء (البواقي) لنموذج الدراسة	2.4.5
57	نتائج إختبار تباين الأخطاء (البواقي) لنموذج الدراسة	3.4.5
57	نتائج إختبار إستقرار النموذج القياسي في الدراسة	5.5
57	نتائج إختبار وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج	6.5
58	نتائج إختبار فرضيات الدراسة في الأجل القصير	7.5
62	نتائج إختبار نموذج تصحيح الخطأ	8.5
64	نتائج إختبار السببية	9.5
66	الفصل السادس: النتائج والتوصيات	
70	قائمة المصادر والمراجع	
84	الملاحق	
b	Abstract	

## فهرس الجداول

الصفحة	الجدول	الرقم
28	معامل الإستقرار النقدي في فلسطين خلال الفترة (1998-2016)	جدول (1)
53	نتائج إختبار جذر الوحدة ديكي - فولر الموسَّع ADF.	جدول (2)
56	نتائج الإختبارات التشخيصية للأخطاء (البواقي) في نموذج الدراسة	جدول (3)
58	نتائج إختبارات الحدود Bounds Test لبحث وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج في الدراسة.	جدول (4)
59	نتائج قياس العلاقة طويلة الأجل لمعاملات النموذج المستخدم في الدراسة.	جدول (5)
62	نتائج تقديرات نموذج تصحيح الخطأ (الأجل القصير)	جدول (6)
65	نتائج إختبار السببية بين متغيرات الدراسة للبيانات السنوية 1997-2016	جدول (7)

## فهرس الأشكال

الصفحة	الشكل	الرقم
4	النسبة المئوية لمقدار الودائع من العملات الثلاث في فلسطين لعام 2015	شكل (1)
21	النتاج المحلي الإجمالي الحقيقي السنوي في فلسطين بالمليون دولار أمريكي خلال الفترة (1997-2016)	شكل (2)
23	عرض النقد بمفهومه الواسع السنوي (M2) في فلسطين بالمليون دولار أمريكي خلال الفترة (1997-2016)	شكل (3)
24	إجمالي تكوين رأس المال الثابت السنوي (GFCF) في فلسطين بالمليون دولار أمريكي خلال الفترة (1997-2016)	شكل (4)
26	النسبة المئوية للتضخم INF في فلسطين خلال الفترة (1997-2016)	شكل (5)
29	معامل الإستقرار النقدي لبعض الدول العربية في العام 2015	شكل (6)
30	العلاقة بين متغيرات الدراسة في فلسطين خلال الفترة (1997-2016). مقدمة بالمليون دولار أمريكي	شكل (7)
51	الإختبارات المستخدمة لبناء نموذج ARDL.	شكل (8)
55	عدد فترات الإبطاء الزمني المثلى لمتغيرات الدراسة في النموذج المستخدم.	شكل (9)
57	نتائج اختبار إستقرار النموذج Stability Test المستخدم في الدراسة.	شكل (10)

## فهرس الملاحق

الصفحة	الملحق	الرقم
85	البيانات المستخدمة في الدراسة لفلسطين خلال الفترة (1997-2016)	ملحق (1)
86	معامل الإستقرار النقدي لمجموعة من الدول العربية للعام 2015م	ملحق (2)
87	نتائج التقدير لإختيار صيغة النموذج الملائم	ملحق (3)
88	نتائج إختبارات جذر الوحدة ADF للسلاسل الزمنية في المستوى	ملحق (4)
91	نتائج إختبارات جذر الوحدة ADF للسلاسل الزمنية في الفروق الأولى	ملحق (5)
94	نتائج الإختبارات التشخيصية لنموذج ARDL المستخدم في الدراسة	ملحق (6)

# أثر المعروض النقدي على الإقتصاد الفلسطيني

إعداد

بيان مرزوق راتب عساف

إشراف

د. شاكر خليل

د. مهند اسماعيل

## المُلخَص

هدفت هذه الدراسة بشكل أساسي إلى إستقصاء أثر المعروض النقدي بمفهومه الواسع على النمو الإقتصادي في فلسطين، مع الأخذ بعين الإعتبار خصوصية الواقع الفلسطيني. فقد إستخدمت الدراسة بيانات سنوية للسلاسل الزمنية المتعلقة بمتغيرات الدراسة خلال الفترة الممتدة من 1997 الى 2016. وتم إستخدام النموذج القياسي للإنحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة (ARDL)، لقياس أثر المتغيرات النقدية المتمثلة في المعروض النقدي الموسع كمتغير أساسي، إضافة الى إجمالي تكوين رأس المال الثابت والتضخم كمتغيرات تفسيرية مُعدّلة في المدى القصير والطويل على النمو الاقتصادي المُمثّل في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي. بالإضافة إلى تطبيق إختبار جرينجر للسببية (Causality Test) لتحديد إتجاه العلاقات السببية بين المعروض النقدي الواسع ومتغير الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي؛ حيث جاءت النتائج متفّقة مع النظرية الاقتصادية؛ إذ دلت نتائج إختبار جرينجر للسببية على وجود علاقة تتجه من متغير المعروض النقدي الموسّع الى الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي. كما أن نتائج النموذج الديناميكي (ARDL) أوضحت وجود تأثيرات إيجابية لكل من المعروض النقدي بمفهومه الواسع وكذلك إجمالي تكوين رأس المال الثابت على النمو الإقتصادي في فلسطين في الأجلين القصير والطويل، بينما التّضخّم فقد أشارت النتائج لوجود أثراً معنوياً سالباً في الأجل الطويل فقط. وأوصت الدراسة بأن تكون الزيادة في المعروض النقدي من خلال أدوات عرض النقد المتاحة، قائمة على سياسةٍ متزنّةٍ ومدروسةٍ، وأن تكون مواكبةً ومنتاسبةً للزيادة في حجم إجمالي الناتج المحلي من السلع والخدمات المختلفة، وذلك بإدارة الكتل النقدية من العملات الثلاثة بما يتناسب مع خصوصية الوضع الفلسطيني؛ لتخفيض معدل مستويات التضخم. وعلى الحكومة توجيه

السياسات العامة من أجل توفير البيئة الإستثمارية المناسبة الجاذبة للإستثمارات المحلية والأجنبية، من خلال خطوات متدرّجة ومدروسة، تعطي للإقتصاد الوطني إمكانية إعداد الذات وتحقيق فرص عمل جديدة داعمة للإقتصاد.

الفصل الأول  
الإطار العام للدراسة

## الفصل الأول

### الإطار العام للدراسة

#### 1.1 مقدمة الدراسة

تحتل دراسة النقود مركز الصدارة في الدراسات الاقتصادية والمالية بسبب أثرها الفعّال في مختلف المتغيرات الاقتصادية، فالنقود تعتبر وحدة قياس يتم بموجبها تحديد حجم التبادل التجاري بين الدول، إضافة لتحديد حجم الموازنات والتعرف على طبيعة السياسات المالية والأدوات النقدية المعمول بها (عوض، 2011).

تعد السياسة النقدية من السياسات الأساسية في تحقيق الإستقرار الإقتصادي في أية دولة من دول العالم، فكمية المعروض النقدي إضافة الى أدوات السياسات النقدية، تلعب دوراً محورياً في التأثير على الأنشطة الاقتصادية بشكل متفاوت، حيث تختلف طبيعة إستعمال هذه السياسة وتختلف أغراضها حسب ظروف كل بلد وإختلاف إقتصادياتها ومدى إستقلال السلطة النقدية فيها.

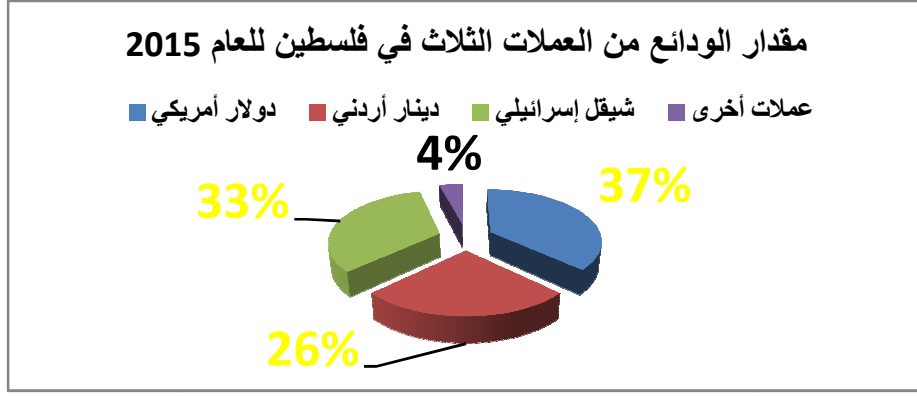
إنّ القطاع المصرفي من القطاعات المهمة التي تعتبر الأشد تأثيراً في الإقتصاديات الحديثة، حيث يسهم في تكوين القيمة المضافة الإجمالية للإقتصاد. لكن هذا الدور يختلف من دولة لأخرى بحسب مدى تطوّر وحدائة القطاع المصرفي وكفاءة دوره، وعمق الإرتباط بينه وبين الإقتصاد الحقيقي. لذلك فإن فلسطين -كغالبية الدول النامية- تعتمد اعتماداً مباشراً على الجهاز المصرفي في تمويل التنمية، وتوفير السيولة اللازمة للأنشطة الاقتصادية المختلفة (عودة، 2011).

إنّ فلسطين ولخصوصية وضعها، حيث فرض الإحتلال الإسرائيلي على الأراضي الفلسطينية قسرياً التبعية له، وحرّمها من السيادة على سياساتها النقدية، وحجّم دور سلطة النقد فيها، فجعل ذلك دورها مختلفاً عن دور باقي البنوك المركزية في العالم. ومما زاد الوضع سوءاً غياب عملة وطنية مستقلة، وهذا جعلها توجّه سياساتها النقدية - بما هو متاح لها- نحو تحقيق

الإستقرار على الصعيدين الداخلي والخارجي للإقتصاد. وفي ظل هذه الظروف صار لفلسطين إقتصاد مشوّه، يجب أن يتم التعامل معه بطريقة خاصة، حيث يواجه الإقتصاد الفلسطيني قيوداً عدّة، مما دفعه قسراً إلى إستبدال العملة الوطنية بثلاث عملات مختلفة، ما بين عمليات شراء وتحويلات ورأس مال، وتتكون هذه العملات من الشيقل الإسرائيلي والدينار الأردني والدولار الأمريكي، لإجراء المعاملات اليومية والتبادلات المختلفة.

تسيطر عملة الشيقل الإسرائيلي على حوالي 60% من إجمالي النقد المتداول لدى المواطن الفلسطيني في عملية الشراء والأيجارات، حيث لها نصيب الأسد من كمية النقد المتداول في فلسطين، ويبدو أنّ هذه النتيجة متّسقة مع الواقع الفعلي، خاصة وأنّ الجزء الأكبر من التّعاملات اليومية تتم بعملة الشيقل، فهي عملة ملتصقة بنا فرضها الإحتلال قسراً، ولا يُستغرب أن يكون لها النصيب الأكبر في التّعاملات اليومية، أما الدينار الأردني فيسيطر على حوالي 36% من إجمالي النقد المتداول في السوق الفلسطينية، وهذه النتيجة هي أيضاً مبررة خاصة في ظل طبيعة الترابط الجغرافي بين فلسطين والأردن، وإلى العلاقات الإقتصادية بين الطرفين، ولا يمكن تجاهل أنّ الجزء الأكبر من تعاملات تقديرات عرض النقد خاصة الإيجارات تتم بواسطة الدينار الأردني، أما الدولار فله الحصة الأقل بسيطرته على حوالي 3% من إجمالي النقد المتداول، بسبب أن الدولار يُشكّل عملة إدارية وليس عملة تداول يومي، وحتى وإن أُضطرّ المواطن إلى التعامل بشكل يومي بالدولار، يقوم بداية بتحويل الدولار إلى الشيقل الإسرائيلي أو إلى الدينار الأردني (معهد أبحاث الدراسات الاقتصادية ماس، المراقب الاقتصادي، 2010).

أما بالنسبة لمقدار الودائع من العملات الثلاثة، فإن البيانات البنكية لعام 2015 تظهر توزيع جميع الودائع من العملات الثلاث كالتالي: الدينار الأردني 26%، الدولار الأمريكي 37%، الشيقل الإسرائيلي 33% وعملات أخرى 4% (سلطة النقد الفلسطينية، 2016).



شكل (1): النسبة المئوية لمقدار الودائع من العملات الثلاث في فلسطين للعام 2015

المصدر: بالإعتماد على بيانات سلطة النقد الفلسطينية 2016.

إلا أن فلسطين بما هو متاح لها من سياسات نقدية - وإن كانت غير كاملة السيادة - تعمل على توجيهها على نحو يعمل على تحسين معدّل الدخل والإستثمار، والسيطرة على التّذبذب في عملية الطّلب والعرض؛ مما يسهم في إستقرار الأسعار، والعمل على تحقيق أعلى مستوى من العماله، من خلال تبني سياسات إقتصادية كلية أو جزئية تؤدي إلى زيادة الرّفاهية الإقتصادية، ولكن لخصوصية الوضع في فلسطين؛ فإنّ ذلك قد يدفعها إلى تبني سياسات رغباً عنها قد تختلف عن السياسات التّقليدية للإقتصاد الكلي.

## 2.1 مشكلة الدّراسة

تتمثل مشكلة الدراسة في السّؤال الرئيس التالي:

ما الأثر الكمي الذي يتركه المعروض النقدي بمفهومه الواسع على النمو الإقتصادي في فلسطين خلال الفترة 1997 - 2016؟

وتتبع عنه الأسئلة الفرعية التالية:

- ما طبيعة العلاقة بين التّضخّم (INF) والنمو الإقتصادي في الأجلين الطويل والقصير؟
- ما طبيعة العلاقة بين إجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCF) والنمو الإقتصادي في الأجلين الطويل والقصير؟

### 3.1 أهداف الدراسة

تهدف هذه الدراسة إلى:

- تسليط الضوء على مقدار التغير الحاصل لقيم متغيرات موضوع الدراسة مع الزمن
- البحث في العلاقة التي تربط بين المعروض النقدي بمفهومه الواسع والنمو الإقتصادي.
- تحديد الأثر الذي تتركه متغيرات الدراسة في الأجلين الطويل والقصير على النمو في الإقتصاد الفلسطيني.
- وضع توصيات لصانعي القرار في النظام النقدي الفلسطيني تساعدهم في الوصول إلى موقف مدروس تجاه السياسة النقدية الواجب إتباعها، من خلال التعرف على الآثار المستقبلية المحتملة للمؤشرات التي تم إستخدامها في الدراسة؛ وذلك لتبني سياسات تسهم في دفع عجلة الإقتصاد ومعالجة الآثار السلبية لها.

### 4.1 فرضيات الدراسة

تسعى هذه الدراسة الى التحقق من صحة الفرضيات التالية:

- (1) يوجد هناك علاقة طردية (إيجابية) ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ( $\alpha < 0.05$ ) بين المعروض النقدي بمفهومه الواسع (M2) وبين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في فلسطين في الأجل الطويل.
- (2) يوجد هناك علاقة طردية (إيجابية) ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ( $\alpha < 0.05$ ) بين إجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCF) وبين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في فلسطين في الأجل الطويل.
- (3) يوجد هناك علاقة عكسية (سلبية) ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ( $\alpha < 0.05$ ) بين التضخم (INF) وبين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في فلسطين في الأجل الطويل.

4) يوجد هناك علاقة طردية (إيجابية) ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ( $\alpha < 0.05$ ) بين المعروض النقدي بمفهومه الواسع (M2) وبين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في فلسطين في الأجل القصير.

5) يوجد هناك علاقة طردية (إيجابية) ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ( $\alpha < 0.05$ ) بين إجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCF) وبين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في فلسطين.

6) يوجد هناك علاقة عكسية (سلبية) ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ( $\alpha < 0.05$ ) بين التضخم (INF) وبين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في فلسطين في الأجل القصير.

### 5.1 أهمية الدراسة

تكمن أهمية الدراسة في التعرف على السياسات الاقتصادية التي تقوم بها الدول من أجل الرفع من النمو الاقتصادي، وبالتالي تحقيق التنمية الاقتصادية والاجتماعية التي تعود بالفائدة على جميع مكونات الاقتصاد، من خلال الحد من التضخم والبطالة وزيادة متوسط الدخل الفردي من خلال التحكم في الكتل النقدية من المعروض النقدي الموسع في فلسطين كحاله لها خصوصيتها، والإئتمان المحلي الممنوح للقطاع الخاص والأدوات الأخرى.

كذلك تأتي الأهمية النظرية لهذه الدراسة في أهمية الموضوع الذي تتناوله، فهي تعتمد الإسلوب الكمي في تحليل المعروض النقدي بمفهومه الواسع وقياس أثره على الاقتصاد الفلسطيني، في محاولة لسد الفجوة التي يفتقر لها أصحاب القرار في المجال الذي يُعنى بالجانب الذي يتناول عرض النقد، وتوجيههم إلى السياسات التي يجب عليهم تبنيها من أجل دفع عجلة النمو الاقتصادي في فلسطين، وذلك يساعدهم في رسم سياسات نقدية مستقبلية وتبني قرارات تتلائم مع نتائج وتوصيات الدراسة.

## 6.1 منهجية الدراسة

إنَّ الهدف الرئيس من هذه الدراسة هو إستقصاء تأثير المعروض النقدي على الإقتصاد الفلسطيني والإجابة على أسئلة الدراسة، ومن أجل هذه الغاية قامت الباحثة بالإعتماد على البيانات السنوية للفترة (1997-2016) م لمتغيرات الدراسة وهنَّ: الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (RGDP) كمتغير تابع ممثلاً عن الإقتصاد الفلسطيني، والمعروض النقدي بمفهومه الواسع (M2)، التضخم (INF) وإجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCF) كمتغيرات مستقلة. حيث تمَّ الإعتماد على البيانات المتعلقة بالمتغيرات السابقة من المنشورات السنوية الصادرة عن سلطة النقد الفلسطينية للسنوات محل الدراسة، جهاز مركز الإحصاء الفلسطيني والبنك الدولي.

ولتحقيق أهداف هذه الدراسة، تمَّ إستخدام المنهج الوصفي التحليلي لوصف متغيرات الدراسة، إضافةً للمنهج القياسي لإختبار العلاقة وتقديرها بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع لها الممثل للنشاط الإقتصادي (الناتج الإجمالي الحقيقي)، ضمن إطار نموذج الإنحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة (ARDL). وتمَّ إختبار النموذج من المتغيرات الأولية بالإعتماد على الذالة التالية:  $RGDP=f(M2,GFCF,INF)$ ، مستخدماً برنامج E-VIEWS 10 في تحليل البيانات.

## 7.1 محتوى الدراسة

تتكون هذه الدراسة من ستة فصول، حيث بالفصل الأول التمهيدي منها تم عرض مشكلة الدراسة، أهميتها، أهدافها، ومنهجيتها. في حين تناول الفصل الثاني الإطار النظري لموضوع الدراسة، إذ يبين تأثير المعروض النقدي الفلسطيني على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي كمثل للنمو في الإقتصاد الفلسطيني. ويعرض الفصل الثالث وصفاً لمتغيرات الدراسة، المُمثلة في المعروض النقدي بمفهومه الواسع، التضخم وإجمالي تكوين رأس المال الثابت، وفي الفصل الرابع من الدراسة تمَّ التطرق الى منهجية الدراسة بشكل تفصيلي من حيث الأساليب

القياسية المستخدمة وخريطة للإختبارات الواجب فحصها فيه. بينما تم بناء النموذج القياسي للدراسة هذه في الفصل الخامس ليبيّن أثر المعروض النقدي بمفهومه الواسع على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي الفلسطيني، من خلال إستخدام نموذج الإنحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة (ARDL). وأخيراً في الفصل السادس تم عرض عدداً من الإستنتاجات والتوصيات التي يمكن لها أن تدفع عجلة الإقتصاد الفلسطيني قدماً.

## الفصل الثاني

# الخلفية النظرية والدراسات السابقة

## الفصل الثاني

### الخلفية النظرية والدراسات السابقة

#### 1.2 الإطار النظري لدور السياسة النقدية على النمو الإقتصادي

اختلفت نظرة الفكر الإقتصادي إلى السياسة النقدية عبر مراحل تطورها المختلفة، ومدى تأثيرها على النمو الإقتصادي كونها ركن هام من أركان السياسات الإقتصادية، ومعمل هام لترتيب أوضاع الدولة لتحقيق الأهداف الكلية التي ترجوها.

إذ تُعرّف السياسة النقدية بأنها مجموعة من الإجراءات والتدابير التي تتخذها السلطة النقدية لتحقيق هدف معين من خلال إستخدامها أدواتها الكمية والنوعية (غدير، 2010). ويهدف البنك المركزي منها إلى توفير الحجم المناسب من السيولة المحلية الذي يتلاءم مع حجم النشاط الإقتصادي الحقيقي من جهة، ويحافظ على الإستقرار النقدي من الجهة الثانية (مندور، 2004). وتُعد السياسة الإقتصادية للدولة ونوعيتها من أهم الأسباب التي تزيد أو تضعف من معدلات النمو الإقتصادي، وقد حظيت دراسة أثر هذه السياسات على عملية النمو - خاصة النقدية منها - باهتمام العديد من الباحثين الإقتصاديين سواء على شكل نماذج نظرية أو قياسية، وذلك من خلال دراسة الأثر بين السياسة النقدية والنمو الإقتصادي، باعتباره أحد مؤشرات فعالية أو عدم فعالية السياسة النقدية في التأثير على الإقتصاد (مزيان، 2016).

وقد مرّت السياسة النقدية بأربعة مراحل، من حيث درجة تأثيرها على النشاط الإقتصادي وفعالية هذا التأثير، وبالتالي اختلف موقعها من حيث الأهمية في هيكل السياسات الإقتصادية. وقد احتلت مكان الصدارة - في مرحلة ما قبل كينز في القرن التاسع عشر - كمحدد للسياسة الإقتصادية الكلية، ثم جاء كينز في الثلاثينيات من القرن العشرين ليؤكد على أن السياسة المالية هي الأكثر فعالية، حتى جاءت المرحلة الثالثة في الخمسينيات لتأخذ السياسة النقدية مكانها في الطليعة بين السياسات الإقتصادية على يد "ميلتون فريدمان" الإقتصادي الأمريكي زعيم المدرسة النقدية، وهذا الخلاف أدى إلى ظهور مذهب ثالث بزعامة الإقتصادي الأمريكي "والتر هيلر" الذي نادى بعدم التعصب لسياسة معينة، بل طالب بضرورة عمل مزج أو

خط لكل من الأدوات النقدية والأدوات المالية بنسب معينة حتى يتسنى تحقيق أكبر طور من  
الفعالية في التأثير على النشاط الإقتصادي (نصر وموسى، 2015).

وبهذا يمكن القول أن لدراسة النقود ودورها في عملية تعزيز النمو الإقتصادي كان  
العديد من المساهمات منذ القدم حيث طرح الكثير من المفكرين الإقتصاديين آراءً كثيرة في هذا  
الخصوص، وكان من أول الباحثين في هذا الخصوص ما تقدم به الإقتصادي  
(Bagehot,1873) حيث كان من أول من قام ببيان أن النظام البنكي له دور رئيسي في تعزيز  
عملية النمو الإقتصادي، من خلال عملية حشد الأموال عن طريق البنوك ثم عملية تمويل  
المشاريع الكبرى، ولم يقف الحد عند هذا الطرح الذي تقدم به، بل جاء ليُرسى جذور العلاقة  
ويؤكد لها حيث أثنى على دور البنوك في المساهمة الفعالة في دفع عملية التنمية وأن له دور مهم  
حتى وإن لم يتوفر القدر الكافي من المدخرات، حيث ركز في تحليله على الودائع المشتقة  
وعملية خلق الائتمان، وهذا ما يسمح بالتوسع الإقتصادي في شتى الظروف، وكان يدعمه في  
هذا الطرح الإقتصادي الألماني فرانك هاهن (عبد المنعم، 2014).

كما أوضح (Keynes, 1936) ضمن تحليله للنظرية العامة وإفتراضه وجود سوق  
منظم وكفوء للنقود، بأن توازن قطاع النقود هو من التوازن العام للإقتصاد، وبأن غياب فعالية  
الأدوات والمؤسسات المالية، سيحد من تحول المدخرات إلى إستثمارات، وهذا سينعكس بآثار  
سلبية على معدل النمو. وكان للمفكر الإقتصادي آدم سميث نفس الآراء حيث أكد على أهمية  
القطاع المصرفي في عملية التنمية الإقتصادية وفي تحقيق معدلات نمو أعلى. حيث أكد كينز  
في عام 1937 على أن للبنوك دور رئيسي في تحقيق معدلات النمو المتسارعه في إنجلترا، حيث  
أصبحت جلية بعد التزايد في حجم القطاع المصرفي، وتشديد بنوك جديده (طارق وصالح،  
2014).

ومن أهم الأدلة الداعمة لوجود علاقة بين التغير في المعروض النقدي ودوره المهم في  
النمو الإقتصادي، ما قدمه فريدمان وشوارتز عام 1964 في دراستهم لتطور السجل التاريخي  
للولايات المتحدة الأمريكية حيث في عام 1963م، إذ بيّن فريدمان بأن معدّل النمو في عرض

النقد له تأثير قوي على الدخل النقدي ومعدل نموه، وبأنّ هناك علاقة إيجابية بين عرض النقد والنشاط الاقتصادي من خلال زيادة عرض النقد في مرحلته الانتعاش وإنخفاضه في مرحلة الانكماش الاقتصادي. وفي عام (1968) قدّم Jordan & Anderson نموذجاً بيّناً من خلاله أنّ هناك علاقة قوية بين عرض النقود الإسمي والنتائج الإجمالية الحقيقي وتبين أن لعرض النقود تأثير مهم في الاقتصاد (الهيبي وأيوب، 2012).

ومن خلال دراسة مُقدّمة للبنك الفيدرالي الأمريكي، أكد فيها (Louis, 1994) صحة وجهة نظر الإقتصاديّين النقديّين كما قدمها فريدمان لفعالية السياسة النقدية، وذلك من خلال نموذج قياسي إعتدته في الإختبار يتضمن المعادلة الرئيسية التي أستخدمت لقياس تأثير الزيادة في عرض النقود بمفهومه الضيق على الناتج المحلي الإجمالي عن الفترة (1960-1982) م، وأضح له أن معظم التأثيرات كانت نقدية. وبالتالي فإن للسياسة النقدية تأثيراً هاماً على المتغيرات الاقتصادية الحقيقية.

لقد اختلف الباحثين في عملية بحثهم عن دور النمو النقدي في دفع عملية النمو الإقتصادي ودراسة السببية في هذه العلاقة، وقد تم تطوير إختبار السببية وتم تطبيقه على دراسة العلاقة بين كمية العروض النقد والناتج المحلي الإجمالي في الولايات المتحدة الأمريكية، وتم التوصل إلى أنّ كمية النقود تساعد في تفسير الناتج الإجمالي وليس العكس أي أنّ العلاقة السببية تتجه من المعروض النقدي الى الناتج المحلي الإجمالي بما يتفق مع النظرية النقدية، حيث طور كل باحث في دراسته نموذجاً مختلفاً وكان له نتائج مختلفة في شرحه للعوامل المؤثرة على شكل العلاقة بين التطور النقدي والإقتصادي (Lynch, 1996)، إذ أنّ هناك علاقة جدلية قديمة في تفسير العلاقة وتحديد إتجاهها بين كل من التغيرات الحاصلة في المعروض النقدي والنمو الإقتصادي في تحديد من هو المسبب في نمو وتطور الآخر.

وهذا ما كان قد حاول أن يشرحه (Lucas, 1990) في دراسته من خلال عملية التّشكيك بوجود العلاقة السببية بين القطاعين النقدي والإقتصادي على الأقل في الدول النامية،

وهل العلاقة السببية بين تطور القطاع النقدي وبين النمو الإقتصادي تخضع لأي إتجاه ليتدحد منَ المسيطر من خلال شكل العلاقة بينهما (الحمداني والبطاينة، 2012).

## 2.2 الدِّراسات السابقة

إنَّ وجود قطاع مالي قوي ومتطور يُنظر له كونه شرط أساسي من شروط تحقيق النمو والتنمية الإقتصادية، حيث شهدت الأدبيات الإقتصادية إهتماماً متزايداً بطبيعة العلاقة التي تربط التطورات المالية بالنمو الإقتصادي والكيفية التي يمكن أن تؤثر بها فيه، وبخاصة في ضوء التحوُّلات العميقة التي يشهدها النظام الإقتصادي العالمي ودرجة إرتباط ذلك بالتطورات الحاصلة في الصناعة المالية. على الرغم من الدراسات التحليلية والتطبيقية العديدة في هذا المجال، إلا أنَّ طبيعة وإتجاه هذه العلاقة السببية لايزال موضع نقاش وجدل فكري متواصل (طارق وصالح، 2014).

تناولت الدِّراسات السابقة على مستوى مختلف إقتصاديات دول العالم الأثر الذي تتركه التغيرات النقدية على النمو في الناتج المحلي الاجمالي، بعض هذه الدراسات أظهرت شكل العلاقة السببية أحادية أو ثنائية الإتجاه، فيما لم تجد أي دليل على العلاقة السببية في دراسات أخرى، حيث هناك العديد من الدراسات التي لم تثبت أي علاقة بين التطور في القطاع النقدي وبين النمو الإقتصادي، كما في الدراسة القياسية التي إختبرت السببية بين التطور النقدي والتنمية الإقتصادية لـ 16 بلداً أفريقياً في جنوب الصحراء الكبرى، بإستخدام إسلوب جرانجر؛ ووجدت دعماً محدوداً فقط للنمو النقدي، وبشكل عام فشلت الدول في الاستفادة من التطور النقدي (Gries et al., 2009).

وقد تبين أنَّ إتجاه العلاقة السببية بين القطاع المصرفي والنمو الإقتصادي على مستوى الدول غير واضح، فهو يعتمد على الخصائص الإقتصادية والسياسية لكل دولة على حدة كما بينها (Calderon & Liu, 2003) في دراستهما التي أجريت على الهند واستخدما فيها إختبار سببية جرانجر، وتوصلا فيها لإختلاف نتيجة الإختبار فيما إذا كانت الدولة نامية أو متقدمة. وذلك بسبب التشريعات الخاصه بكل دولة وقوانينها وخصائصها الإقتصادية.

ومن الدراسات التي بحثت العلاقة بين المعروض النقدي والنتاج المحلي الإجمالي وأهتمت بالدول النامية (Owoye & Onafowoa, 1994) دراسة قياسية قامت باختبار العلاقة بين السياسة النقدية والنتاج المحلي الإجمالي في عشرة دول أفريقية وهي: المغرب، نيجيريا، بروندي، أثيوبيا، زامبيا، جنوب أفريقيا، سيراليون، تنزانيا، غانا وكينيا. وتم تمثيل الناتج المحلي الإجمالي كمثل للنمو الإقتصادي بينما عرض النقد ممثل للسياسة النقدية؛ وتبين أن للسياسة النقدية أثر واضح ومهم في أكثر من نصف الدول محل الدراسة. وباستخدام نفس المنهجية؛ وجد كذلك الحال أثراً للسياسة النقدية ممثلة بعرض النقد الحقيقي بمفهومه الواسع على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ومستوى الأسعار في الأردن، ضمن دراسة قياسية باستخدام بيانات ربعية للفترة 2000 - 2010؛ وكان من أبرز نتائجها أن للسياسة النقدية تأثيراً إيجابياً في الأجل القصير على متغيرات الدراسة (مشعل وأبو دلو، 2014). بينما في دراسة (AL-Sawai & Fawwas, 2012) باستخدام بيانات سنوية للفترة من 1976 - 2009، وبنفس المنهجية؛ توصلت الدراسة إلى أن السياسة النقدية ممثلة بعرض النقد بالمفهوم الضيق لم يكن لها تأثيراً على الناتج المحلي الإجمالي في الأجل الطويل ولا حتى في الأجل القصير

ومن الدراسات القياسية التي استخدمت إختبارات السببية، دراسة ل (Khin et al., 2014). حيث توصلت الدراسة إلى أن هناك إمكانية لوجود علاقة إيجابية بين الناتج المحلي الإجمالي ومكونات عرض النقد في ماليزيا في الأجل الطويل. أما في دراسة لتحليل العلاقة السببية بين الناتج المحلي الإجمالي وعرض النقد خلال الفتره 1970-2005 في الجزائر (بوعتروس ودهان، 2009) فقد أوضحت النتائج الإحصائية لإختبار التكامل المشترك (إختبار جوهانسن) أن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين الناتج المحلي الإجمالي والعرض النقدي بالمفهوم الضيق، وكذلك بين الناتج المحلي الإجمالي والعرض النقدي بالمفهوم الواسع بمستوى معنوية 5% و 1% على التوالي. وفي دراسة أخرى في ملاوي للفترة ما بين 1980 - 2010 باستخدام إختبار ARDL وجد أن هناك علاقة إيجابية أيضاً (Simwaka et al., 2012).

وفي دراسة ل (Boulila & Trabels, 2004) قاما فيها بدراسة العلاقة بين تطور النظام المصرفي والنمو في الناتج المحلي الإجمالي، لعينة من دول جنوب وشرق البحر

المتوسط خلال فترات متعددة بين عامي 1960 - 2002؛ وتوصلا فيها الى وجود علاقة سببية بإتجاه واحد من النمو الإقتصادي الى النمو في القطاع المصرفي، وهذا يعود لضعف القطاع النقدي في هذه الدول على المدى الطويل ما بين النمو الإقتصادي بإتجاه القطاع المالي، حالها كما حال أغلبية الدول النامية التي تعاني من قطاع مالي هش وغير متطور. وكان لدراسة مشابهة ل (Khan and Senhadji, 2000) تم إستخدام التكامل المشترك ونموذج إتجاه تصحيح الخطأ والسببية لجرانجر كأدوات للتحليل، حيث تم فيها دراسة العلاقة بين التطور النقدي والنمو الإقتصادي للفترة 1960-1999؛ وتبين من خلالها إيجابية العلاقة بين التطور النقدي والنمو الإقتصادي، وأنّ الدول المختارة ضمن العينة تُظهر وجود علاقة سببية ثنائية بينهما في الأجل الطويل لكل الدول التي شملتها الدراسة.

أما بالنسبة للدول المتقدمة، فمن الدراسات التي أثبتت وجود علاقة سببية من القطاع النقدي بإتجاه النمو الإقتصادي دراسة (King and Levine, 1993) حيث توصلا فيها إلى أن القطاع المصرفي يساهم بشكل إيجابي في النمو الإقتصادي في عينة من 80 دولة. ولفهم طبيعة الأثر بين السياسة النقدية والنشاط الإقتصادي ممثلين بعرض النقد وبالنواتج المحلي الإجمالي على التوالي، قام (Chowdhury, 1988) بقياس الأثر الذي تتركه السياسة النقدية على الناتج الإجمالي لكل من: السويد، النرويج، الدنمارك، هولندا، النمسا وبلجيكا بإستخدام بيانات ربعية لاثني عشرة سنة بإستخدام نموذج سانت لوييس فيها، وأظهرت النتائج أن السياسة النقدية ترتبط بعلاقة ضعيفة في هولندا وبلجيكا، أما النمسا فلم تكن النتيجة حاسمه، بينما لم تظهر العلاقة في كل من النرويج والسويد والدنمارك.

ومن الدّراسات التي كانت فيها العلاقة السببية متبادلة بين التطور في النظام النقدي والنمو الإقتصادي، دراسة أجريت على مصر في الفترة 1960-2001، حيث تناولت العلاقة السببية بين التطور النقدي والنمو الإقتصادي في إطار الإنحدار الذاتي، وتطبيق جرانجر لإختبارات السببية بإستخدام التكامل المشترك ومتجه تصحيح الخطأ (VECM)؛ فأظهرت نتائجاً تدعم بقوة الرأي القائل بأن التطور النقدي والنمو الإقتصادي بينهما علاقة سببية متبادلة، أي أن

السببية ثنائية الإتجاه. حيث أنّ التطور النقدي يسبب النمو الإقتصادي من خلال زيادة الموارد للإستثمار وتعزيز الكفاءة، وبذلك تبيّن في الدراسة أن هناك علاقة متبادلة بين القطاع النقدي والنمو الإقتصادي بناءً على تحليل نسبة كمية عرض النقد بمفهوميّه الموسّع والضيق الى الناتج المحلي الإجمالي (Abu-Bader & Abu- Qarn, 2008).

أما بالنسبة للدراسات القليلة التي تم تطبيق إختبارات السببية عليها وبيّنت أن هناك تأثير سلبي للطريقة التي تطور بها القطاع المصرفي على النمو الإقتصادي في عينة من دول البحر الابيض المتوسط للفترة 1985-2009، وذلك يعود الى عدم وجود كفاءة في توزيع الإئتمان المصرفي وضعف القوانين المالية وذلك تمتاز به الدول النامية على وجه الخصوص (عيادي، 2013).

أما بخصوص الدراسات التي إهتمت بدراسة ما يدعم أن للسياسة النقدية أثراً على متغيرات الإقتصاد النيجيري للفترة (1968-2009)، وتم فيها توظيف عرض النقد الموسّع ومعدل الفائده لتمثيل السياسة النقدية وأنّ الناتج المحلي الإجمالي لتمثيل النمو الإقتصادي؛ وبيّنت نتائج الدراسة أن السياسة النقدية حققت أهدافها الإقتصادية من خلال زيادة الناتج المحلي الاجمالي (Ditimi et al., 2011).

ودراسة (Abou El-Soud et al., 2014) من أجل بيان أثر عرض النقود على الناتج المحلي الإجمالي في البحرين، خلال السنوات 2000-2013 وقد أستخدموا المنهج القياسي لبيانات ربعية، توصلوا فيها إلى أن التغيّرات في عرض النقود لا تساعد على تفسير التغيّرات في الناتج المحلي الإجمالي خلال فترة الدراسة.

وفي دراسة لقياس أثر السياسة النقدية ممثلة بعرض النقد على الناتج المحلي الإجمالي كممثلاً للنشاط الإقتصادي للولايات المتحدة الأمريكية، خلال الفترة 1982-1994 بإستخدام نموذج الإنحدار الذاتي؛ تم التوصل من خلالها الى أن عرض النقد يؤثر إيجابياً على الناتج المحلي الإجمالي (Cochrane, 1998).

ومن الدراسات التي تناولت أثر مكونات عرض النقد كمثل للسياسة النقدية على الناتج المحلي الإجمالي كمثل للأداء الإقتصادي دراسة (Banuso, 2013) والتي هدفت إلى تبيان فيما إذا كانت العملة المتداولة تعزز الأداء الإقتصادي في البلدان النامية متخذة نيجيريا كحالة دراسة لذلك. إذ تم استخدام البيانات السنوية لكل متغيرات الدراسة باستخدام نموذج (VAR) وكذلك إختبار السببية. وقد توصلت الدراسة إلى نتيجتين هامتين هما: أن العملة المتداولة في العام الماضي ليس لها تأثيراً كبيراً على الناتج المحلي الإجمالي العادي الحالي في نيجيريا على الرغم من أنه يظهر علاقة إيجابية بينهما. بينما أوضحت الدراسة أن الودائع تحت الطلب لها تأثيراً سلبياً ولكنه ليس معنوياً أيضاً على الناتج المحلي الإجمالي.

أما في دراسة ل (Chaitip et al., 2015) والتي هدفت لدراسة العلاقة بين مكونات عرض النقود والنمو الإقتصادي في بلدان مختارة من مجموعة من بلدان المجموعة الإقتصادية الآسيوية المفتوحة (AEC) وهن: تايلاند، أندونيسيا، سنغافورة، ماليزيا، الفلبين، فيتنام، كمبوديا وجمهورية لاو الديمقراطية. باستخدام بيانات سنوية خلال الفترة (1995-2013) مُتَّبَعَةً منهجية (ARDL). ومن أهم النتائج التي توصلت لها الدراسة: في كلا من تايلاند وكمبوديا كانت العلاقة بين الودائع تحت الطلب والناتج المحلي الإجمالي (GDP) سلبية على المدى القصير ولكنها غير دالة إحصائياً. لكن في سنغافورة وماليزيا فقد كانت العلاقة بين الودائع تحت الطلب والناتج المحلي الإجمالي العادي إيجابية على المدى القصير ولكنها أيضاً غير دالة إحصائياً. بينما في أندونيسيا والفلبين وجمهورية لاو الديمقراطية الشعبية فقد كانت العلاقة بين الودائع تحت الطلب والناتج المحلي الإجمالي العادي إيجابية ودالة إحصائياً على المدى القصير. في حين أن تلك العلاقة بينهما في فيتنام سلبية على المدى القصير ودالة إحصائياً عند مستوى الدلالة 5%. أما على المدى الطويل باستخدام أسلوب (Pooled Mean Group) فقد كانت العلاقة بين الودائع تحت الطلب والناتج المحلي الإجمالي سلبية ودالة إحصائياً، في حين أنها كذلك الأمر سلبية ولكنها غير دالة إحصائياً على المدى القصير باستخدام نفس المنهج. وفي دراسة ل (Sharma and Rangua, 2014) من أجل دراسة أثر إجمالي الودائع الإيداعية كأحد مكونات عرض النقد لدى المصارف التجارية على الناتج المحلي الإجمالي الهندي. حيث إستندت الدراسة

على البيانات الثانوية التي تغطي 13 سنة مالية خلال الفترة (2000-2013)، وتمّ استخدام معامل ارتباط بيرسون والانحدار المتعدد لتحليل البيانات، وقد أظهرت الدراسة وجود ارتباط إيجابي قوي بين إجمالي الودائع الإذخارية لدى البنوك التجارية والنتائج المحلي الإجمالي الهندي.

بينما في دراسة ل (Babatunde and Shuaibu, 2011) لقياس أثر السياسة النقدية ممثلة بعرض النقد والتضخم وإجمالي تكوين رأس المال الثابت على النمو الإقتصادي ممثلاً بالنتائج المحلي الإجمالي في نيجيريا، باستخدام بيانات سنوية للفترة 1975-2008 ضمن منهجية نموذج ARDL، وقد توصلت من خلالها الدراسة إلى وجود أثراً موجباً لكل من عرض النقد وإجمالي تكوين رأس المال الثابت ولكن غير معنوياً، أما بالنسبة للتضخم فقد وجد أنّ له أثراً سالباً على النتائج المحلي الإجمالي في الأجل الطويل بينما كان معنوياً في الأجل القصير. وفي دراسة أخرى ل (Sulaiman et al., 2009) والتي هدفت لبحث أثر السياسة النقدية ممثلة بعرض النقد بمفهومه الواسع والتضخم وإجمالي تكوين رأس المال الثابت على النمو الإقتصادي ممثلاً بالنتائج المحلي الإجمالي في باكستان، باستخدام بيانات سنوية للفترة 1977-2007، توصلت فيها الدراسة لوجود أثراً موجباً لكل من عرض النقد وإجمالي تكوين رأس المال الثابت، لكن التضخم فكان أثره سلبياً على النتائج المحلي الإجمالي في الأجل الطويل.

كذلك في دراسة لقياس أثر التضخم على النمو الإقتصادي ممثلاً بالنتائج المحلي الإجمالي في أذربيجان، باستخدام طريقة المربعات الصغرى لبيانات سنوية للفترة 2000-2009، توصلت من خلالها الدراسة لوجود علاقة عكسية للتضخم على النتائج المحلي الإجمالي (Hasanov, 2011). وكذلك الأمر في دراسة أخرى ل (Kasidi, 2013) لقياس أثر التضخم على النمو الإقتصادي ممثلاً بالنتائج المحلي الإجمالي الحقيقي في تنزانيا، باستخدام بيانات سنوية للفترة 1990-2011، توصل فيها لوجود أثراً سلبياً أيضاً للتضخم على النتائج المحلي الإجمالي.

## الفصل الثالث

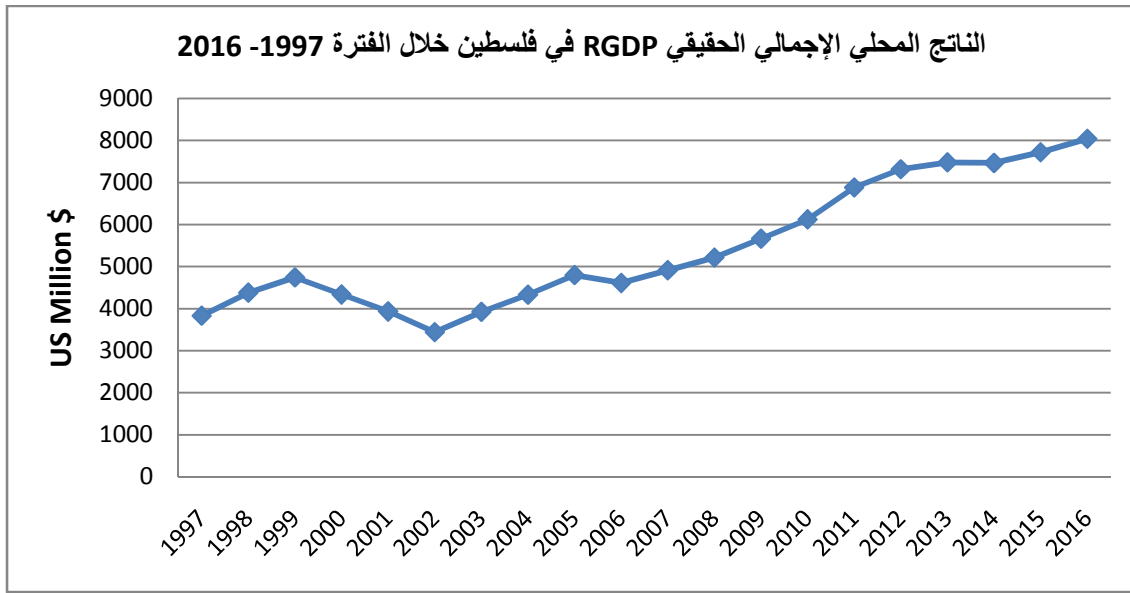
# وصف البيانات

## الفصل الثالث

### وصف البيانات

#### 1.3 الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (RGDP)

شهد الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في فلسطين هبوطاً حاداً خلال الفترة ما بعد عام 1999 حتى عام 2002م، مُعزياً ذلك إلى الحصار الاقتصادي والإغلاق الشامل والقيود المشددة، على حركة الأفراد والبضائع بين شطري الوطن (الضفة الغربية وقطاع غزة)، الذي فرضته إسرائيل على فلسطين خلال أحداث إنتفاضة الأقصى، بالإضافة إلى تعطل حركة التبادل التجاري الفلسطيني مع العالم الخارجي، الأمر الذي أدى إلى تضرر كافة القطاعات الاقتصادية بشكل مباشر وكبير، نتيجة لمنع وصول المواد الخام ومستلزمات الإنتاج، وعدم قدرة العمالة الفلسطينية الوصول إلى عملها بفعل الحصار والعدوان الإسرائيلي، الذي طال مختلف أوجه الحياة الاقتصادية والاجتماعية والإنسانية والصحية. حيث أدى ذلك الإغلاق والحصار؛ لتراجع وإنخفاض الناتج المحلي الإجمالي ليصل أدنى مستوى له خلال العام 2002 م. ثم عاد بعد ذلك للإرتفاع الآ أنه عاد للتراجع مرة أخرى في العام 2006م وقد يعود سبب ذلك لما تمخضت عنه نتائج الإنتخابات التشريعية الفلسطينية آنذاك، وما ترتب عليه من وقف للمساعدات والمنح للخزينة الفلسطينية. أما خلال العامين 2013م، 2014م لم يشهد الناتج المحلي الإجمالي الفلسطيني إرتفاعاً ملحوظاً، وقد يعود ذلك للركود في العملية السلمية وللأحداث الأخيرة بالوطن العربي وتداعياتها وتأثيرها بشكل واضح في توقف معظم الدعم من الدول العربية والغربية لفلسطين.



شكل (2): الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي السنوي في فلسطين بالمليون دولار أمريكي خلال الفترة (1997- 2016)

المصدر: بالإعتماد على بيانات جهاز الإحصاء المركزي الفلسطيني 2017.

أما بالنسبة لمعدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي الفلسطيني فقد بلغ أدنى مستوى له خلال العام 2002 بنسبة إنخفاض بلغت (12.5%)، كذلك الأمر بالنسبة للعام 2006 حيث عاود للإنتكاس مرة أخرى بنسبة إنخفاض بلغت ما يقارب (4%)، وخلال الفترة (2011 - 2014) شهد معدل النمو إنخفاضات متعاقبة سنة تلو الأخرى، ويتبين من ذلك أنّ الوضع السائد لمعدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي خلال سنوات الدراسة واجه تراجعاً وإنخفاضاً وإنتكاسات بين الفينة والأخرى.

### 2.3 المعروض النقدي

يُقصد بالمعروض النقدي، أنه كمية النقود المتوفرة تحت تصرف المجتمع في لحظة زمنية معينة، ومن خلال الأدبيات الإقتصادية يتضح أن هناك فرق بين مكونات عرض النقد بالمفهوم الواسع (M2) وبين المفهوم الضيق (M1)، إذ أنّ (M1) يتكون من النقود السائلة (المتداولة) بأيدي أفراد المجتمع، إضافة الى الودائع تحت الطلب (الهندي والحوارني، 1982).

## عرض النقد الموسَّع (M2)

إنَّ أكثر مقاييس عروض النقد إستخداماً في السنوات الأخيرة وخاصة في الدول النامية هو عرض النقد بمفهومه الواسع (M2)، إذ يتضمن هذا المقياس لعرض النقود بشكل عام العملة المتداولة، والودائع الجارية في المصارف التجارية ومؤسسات الإيداع الأخرى والشيكات السياحية وإتفاقيات إعادة الشراء لليلة واحدة. أما في فلسطين فيشمل عرض النقد بمفهومه الواسع (M2) على العملة المتداولة والودائع المصرفية الجارية، لأن إتفاقيات إعادة الشراء غير موجودة، ونادراً ما تُستخدم الشيكات السياحية، في حين لا تعمل مؤسسات الإيداع فيما عدا المصارف التجارية (حامد، 2000).

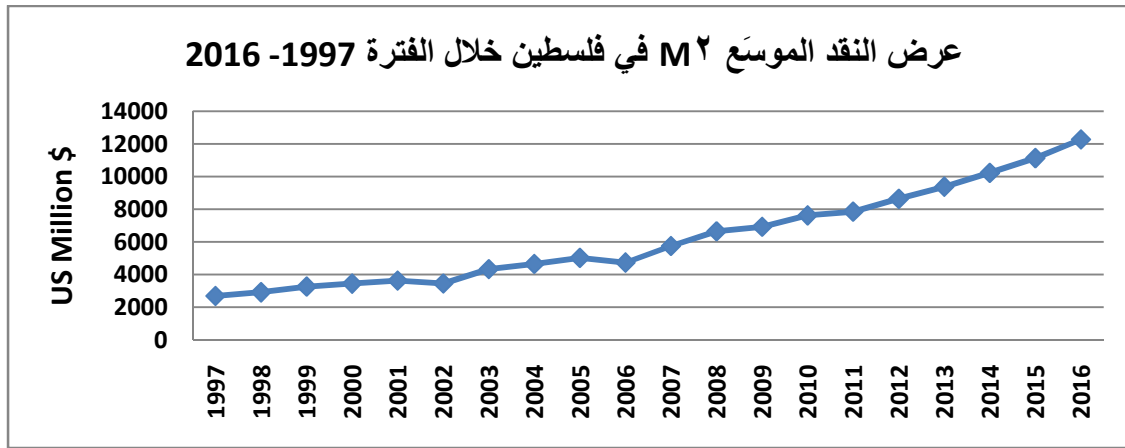
هذا وقد تم حساب المعروض النقدي بمفهومه الضيق (M1) في فلسطين حسب نموذج وضعته سلطة النقد الفلسطينية بالتعاون مع خبراء دوليين، حسب الصيغة التالية:

$$M1 = [ 1/(1- \varepsilon)]*JD_b + [ 1/(1- \mu)]*NIS_b + [ 1/(1- \lambda)]*USD_b + e$$

$$M2 = M1 + \text{time and saving deposits}$$

حيث أن:  $JD_b$ ,  $NIS_b$ ,  $USD_b$  يمثلن كمية JD, NIS, USD على التوالي المحتفظ بها في البنوك التجارية، بينما  $\varepsilon$ ,  $\mu$ ,  $\lambda$  يمثلن نسبة مبلغ JD, NIS, USD على التوالي المحتفظ بها من قبل الجمهور، في حين أن e: تمثل الودائع تحت الطلب بعملات أخرى غير التي ذكرت أعلاه. (سلطة النقد الفلسطينية، تقرير التضخم، 2010).

أما بالنسبة لعرض النقد الموسَّع (M2) السنوي في فلسطين يلاحظ أنه يرتفع بشكل مضطرد قريباً من سلوك الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي أيضاً لمعظم سنوات الدراسة إلا أنه شهد هبوطاً نوعاً ما خلال عامي 2002 و 2000م كما يلاحظ من الشكل أدناه.



شكل (3): عرض النقد بمفهومه الواسع السنوي (M<sup>2</sup>) في فلسطين بالمليون دولار أمريكي خلال الفترة (1997-2016).

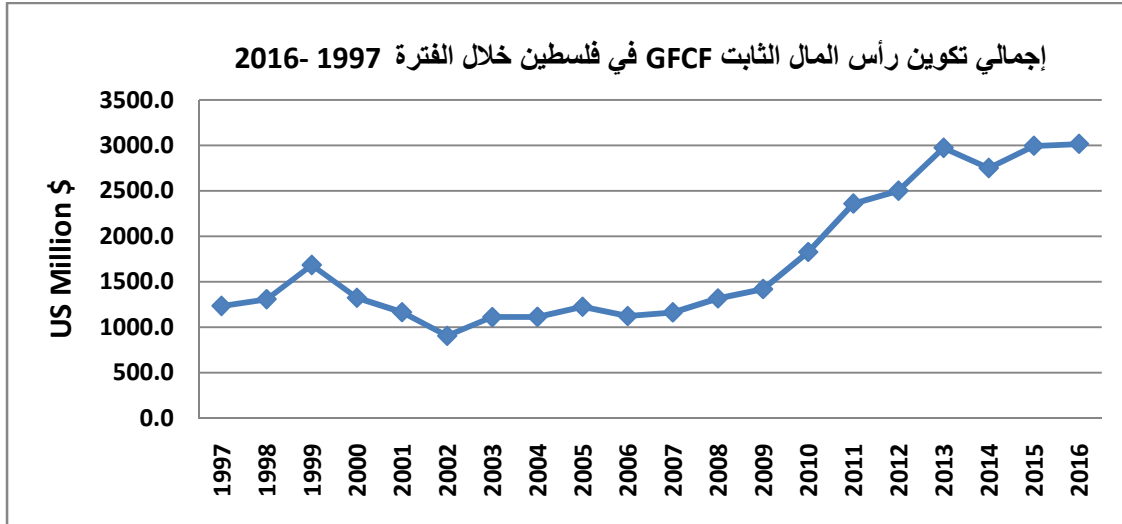
المصدر: بالإعتماد على بيانات سلطة النقد، تقارير التطورات النقدية 1997-2016.

أما بالنسبة لمعدل النمو في كمية المعروض النقدي بمفهومه الواسع (M<sup>2</sup>) فقد بلغ أدنى مستوى له خلال العامين 2002 و 2006م بنسب إنخفاض بلغت تقريباً حدود (5%، 5.7%) على التوالي، أما في العامين 2003، 2007م فقد بلغت أعلى معدلات نمو في كمية المعروض النقدي بمفهومه الواسع في فلسطين بنسب وصلت الى (25.8%، 21.5%) على التوالي.

### 3.3 إجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCF)

يتكون رأس المال الإجمالي من رأس المال الثابت مضافاً إليه التغير في المخزون ومطروحاً منه حجم الإقتراض الخارجي، حيث يقصد برأس المال الثابت حجم الإستثمارات في الأصول الثابتة مثل الإنفاق على المباني والآلات والسيارات. ويأخذ تكوين رأس المال الثابت شكلين الأول إحلال آلات جديدة محل آلات قديمة، والثاني إضافة أصول جديدة (نوفل، 2006).

ويرى (Lewis, 1955; Nurkse, 1962) أن تكوين رأس المال شرط أساسي للنمو الإقتصادي، فمن الملاحظ هنا بالنسبة لإجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCF) السنوي في فلسطين، فقد إتسق في نمطه - بأغلب الأحيان - مع الناتج المحلي الأجمالي الحقيقي لمعظم سنوات الدراسة، إلا أنه شهد هبوطاً حاداً بشكل ملحوظ في عام 2002م، وبعدها عاد للإرتفاع ثم إنخفض مرة أخرى في عام 2014م كما يلاحظ من خلال الشكل أدناه.



شكل(4): إجمالي تكوين رأس المال الثابت السنوي (GFCF) في فلسطين بالمليون دولار أمريكي خلال الفترة (1997- 2016).

المصدر: بالإعتماد على بيانات جهاز الإحصاء المركزي الفلسطيني 2017.

لكن معدّل النمو في إجمالي تكوين رأس المال الثابت في فلسطين خلال الفترة (1997 – 2016) م، قد شهد إنخفاضاً حاداً له خلال الأعوام (2000، 2001، 2002) بنسبة إنخفاض بلغت ما يقارب (21.4%، 12%، 22.4%) على التوالي، ثم شهدت إرتفاعاً ملحوظاً وصل الذروة في العام 1999م بنسبة إرتفاع بلغت حينها 30.6% وتلتها أيضاً خلال العامين 2010 و2012م بنسبة حوالي 27.7%، وبعدها عادت للإنكماش مرة أخرى.

### 4.3 التّضخُّم (Inflation)

يُشكل التّضخُّم هاجساً وتحدياً دائماً لمعظم إقتصاديات دول العالم، نتيجة للآثار غير المرغوب فيها في النشاطات الإقتصادية المختلفة ومعدلات النمو الناتجة عنها، ويختلف تأثير التضخم في النمو الإقتصادي بحسب إختلاف معدلات التضخم نفسها.

هذا وتعتبر السياسة النقدية من السياسات الإقتصادية الفعالة في مواجهة ظاهرة التضخم، بإعتبارها جزءاً أساسياً ومهماً من أجزاء ومكونات السياسة الإقتصادية العاملة لأي بلد، وتتمارس هذه السياسة دورها من خلال التأثير في حجم المعروض النقدي بالشكل الذي يتلائم والظروف الإقتصادية السائدة، بهدف إمتصاص السيولة النقدية الفائضة أو حقن الإقتصاد بتيار نقدي جديد (المشهداني، 2013).

ولكون التضخم يُعد من أهم المشاكل الإقتصادية التي تواجه أغلب إقتصاديات دول العالم المتقدمة أو النامية على حد سواء، نتيجة لآثاره المتأصلة والممتدة - ان كان للأفراد أو قطاعات الأعمال أو القطاع الحكومي-؛ فقد شهدت العقود الماضية ارتفاعات كبيرة في معدلات التضخم العالمية، أثرت بشكل سلبي على معدلات النمو وبشكل خاص في الدول المتقدمة، وبالرغم من أن العلاقة بين النمو الإقتصادي والتضخم مثار جدل وخلاف بين الإقتصاديين، نجد معظم الدراسات التطبيقية، بما في ذلك دراسات البنك الدولي قد أثبتت وجود أثر للتضخم في تدني معدلات النمو الإقتصادي. حيث أن هناك عدة عوامل تؤدي لوجود التضخم في البلدان النامية، منها على سبيل المثال، عوامل داخلية مثل عجز الميزانية الحكومية، طُرق تمويل الدين العام، السياسات النقدية المتبعة والتغيرات الهيكلية في الإقتصاد. بينما العوامل الخارجية منها تدني معدلات التبادل التجاري، كذلك الأمر الأكثر سوءاً ارتفاع معدلات الفائدة العالمية خاصة للدول التي تعتمد على المصادر الأجنبية لتمويل ديونها. هذا ويؤدي ارتفاع معدلات التضخم الى آثار سلبية في الإستثمار مما ينعكس سلباً على معدلات النمو الإقتصادي (الجراح، 2011).

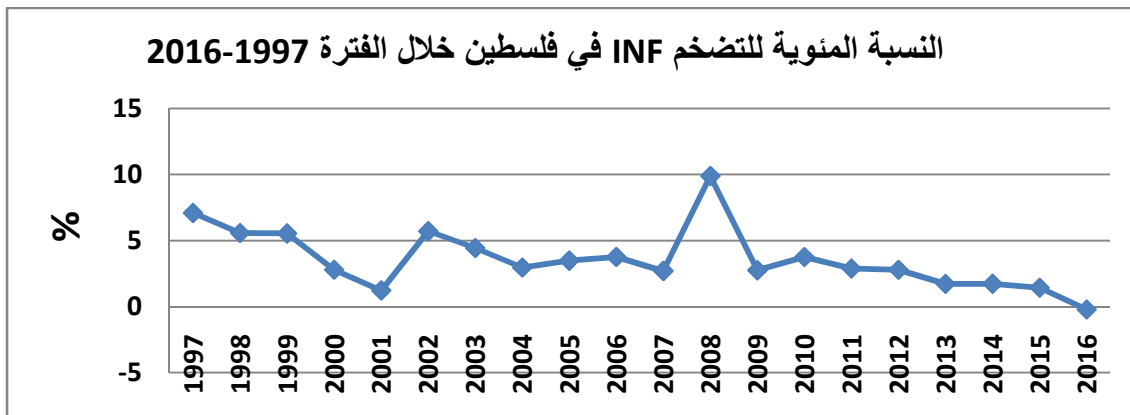
ويقصد بالتضخم أنه ارتفاع مستمر في المستوى العام للأسعار ولفترة طويلة. ويعود الإرتفاع في الأسعار في فلسطين إلى عاملين هما: الأول إشتراط إتفاقية باريس الإقتصادية على التعامل بالشيكال الإسرائيلي، مما عكس ذلك سلباً على الإقتصاد الفلسطيني، حيث تحملت الأراضي الفلسطينية أعباء التضخم في إسرائيل، والثاني يعود إلى زيادة المعروض النقدي وبخاصة من المنح والمساعدات، حيث أصبح الإنفاق الإستهلاكي أكبر من الناتج المحلي (نوفل، 2006).

هذا ويُعرّف التضخم وفقاً لبيانات البنك الدولي بأنه "معدل النمو السنوي لمعامل التكميش الضمني لإجمالي الناتج المحلي إلى معدل تغير الأسعار في الإقتصاد ككل. ومعامل التكميش الضمني لإجمالي الناتج المحلي هو نسبة هذا الإجمالي بالأسعار الجارية ". حيث يتم إستخدامه بشكل عام لقياس التزايد المستمر في معدل الأسعار، ويؤثر التضخم بشكل عكسي وسلبي على توجه المستثمرين نحو سوق الأوراق المالية؛ بسبب زيادة الإنفاق الإستهلاكي. ويقاس التضخم

عادة بمعدل التغير في الرقم القياسي لأسعار المستهلكين أو معامل تكميش الناتج المحلي (السلطان، ياسمين ومحمد، نشوى، 2013).

أما بالنسبة لفلسطين فحسب تقارير التضخم الصادرة عن سلطة النقد الفلسطينية فهي تحلل ظاهرة التضخم بناءً على إنها ظاهره مستورده إلى حد كبير، حيث أشار تقرير التضخم الصادر عن سلطة النقد الفلسطينية لسنة 2014م، إلى أن التضخم في فلسطين مستورد إلى حد كبير ويظهر اعتماداً كبيراً على الأسعار العالمية، وعلى أسعار الغذاء والوقود بشكل خاص، وأشارت إلى أن المنهج المستخدم في تحليل التضخم والتنبؤ به في فلسطين يعتمد على متغيرين هما تكاليف الواردات الذي يأخذ بعين الاعتبار التضخم وأسعار الصرف في البلدان الشريكة تجارياً لفلسطين (إسرائيل بشكل خاص) نظراً للروابط التجارية الوثيقة والعملة المشتركة ومؤشر أسعار الغذاء العالمي، إذ يحتل الغذاء الوزن الأكبر في سلة المستهلك الفلسطيني (سلطة النقد؛ تقرير التضخم، 2014).

وبالنسبة لمعدل التضخم في فلسطين خلال سنوات الدراسة، فقد بلغ ذروته في العام 2008 بأعلى نسبة بلغت حوالي 10%، إلا أنه في الفترة الأخيرة، بدأ معدل التضخم بالإنخفاض نتيجة لإنخفاضه في إسرائيل وإنخفاض حجم المساعدات المقدمة للشعب الفلسطيني. وقد بدأ بالتراجع والإنخفاض من العام 2010 إلى أن وصل أدنى قيمة له في العام 2016 بنسبة بلغت -0.22%.



شكل (5): النسبة المئوية السنوية للتضخم (INF) في فلسطين خلال الفترة (1997 - 2016).

المصدر: بالإعتماد على بيانات سلطة النقد الفلسطينية تقارير التضخم 2017.

### 5.3 الإستقرار النقدي

وبالإستناد لبعض المؤشرات الكمية التي تعنى برصد وتتبع وضع السياسة النقدية، والتي من أهمها مؤشر معامل الإستقرار النقدي، حيث أصبح تحقيق الإستقرار النقدي من أهم أولويات السياسة النقدية، بإعتباره أحد أهم أركان البيئة الجاذبة للإستثمارات سواءً محلية أم أجنبية، حيث تعتبر المحرك الرئيس للنشاط الإقتصادي. ويستند معامل الإستقرار النقدي إلى معادلة كمية النقود للإقتصادي أرفنج فيشر، ويستخدم في العديد من الدراسات للوقوف على وضعية السياسة النقدية (Monetary Policy Stance)، وعلى الرغم من عدم وجود سياسة نقدية في فلسطين إلا أنه تم حساب معامل الإستقرار النقدي للوقوف على نوع التقلبات التي شهدتها طبيعة الإستقرار النقدي في فلسطين خلال سنوات الدراسة. ويتم حساب هذا المعامل بقسمة معدل التغير في المعروض النقدي (M2) على معدل التغير في الناتج الإجمالي الحقيقي (عوض والمحادين، 2011).

معامل الإستقرار النقدي = (معدل التغير في المعروض النقدي ÷ معدل التغير في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي).

فيما تشير قيمة المعامل التي تفوق الواحد الصحيح بهامش كبير إلى سياسات نقدية توسعية قد تعمل على زيادة الضغوط التضخمية الناتجة عن التوسع النقدي، وتشير القيم الأقل من الواحد الصحيح إلى سياسات نقدية تقييدية (إنكماشية) تسهم في خفض الضغوط التضخمية الناتجة عن التوسع النقدي، أما إذا كانت قيم المعامل تساوي واحد صحيح أو قريبة منه فهو دليل على وجود إستقرار نقدي وإنتفاء الضغوط التضخمية. وبالإعتماد على البيانات لكل من عرض النقد بمفهومه الواسع (M2) والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي لفترة الدراسة، أو حسب طريقة أخرى إذ يهتم هذا المؤشر بالمقارنة بين معدل النمو في السيولة المحلية المتمثلة بعرض النقد (M2) ومعدل الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بالأسعار الثابتة (عبد الفتاح، 2014؛ عبد الرحيم، 2007). حيث تم إحتساب معامل الإستقرار النقدي وفقاً للمعادلة السابقة (التقرير الإقتصادي العربي الموحد، 2016)، وقد بلغ معدل الإستقرار النقدي لفترة الدراسة ما يقارب (-1.33)،

وهذا المعدل يعتبر أقل من الواحد الصحيح مما يعني وجود فجوة إنكماشية وعدم إستقرار، كما هو موضح بالجدول (1).

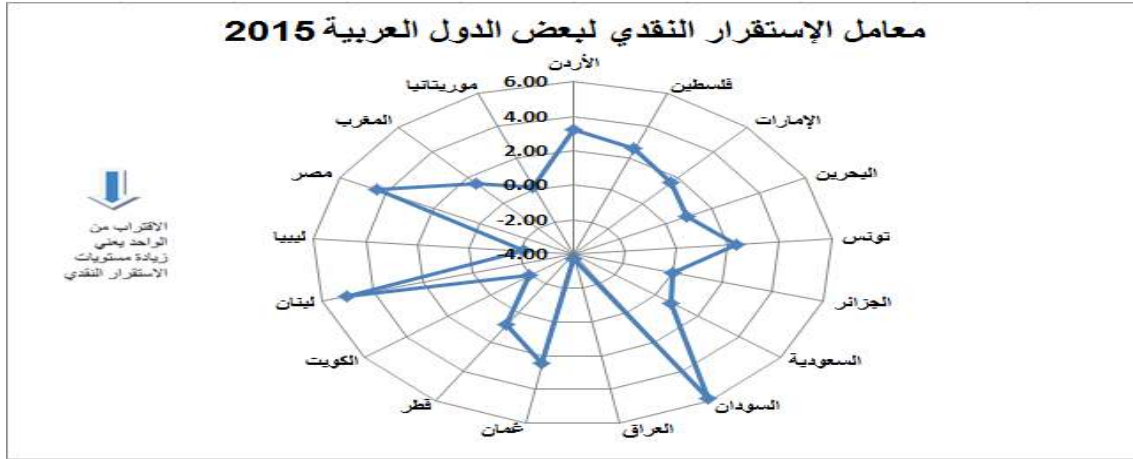
جدول (1): معامل الإستقرار النقدي في فلسطين خلال الفترة (1998 - 2016)

السنة	الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي RGDP 2004=100	عرض النقد الموسع M2	معدّل التغير في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي %	معدّل التغير في عرض النقد %	معامل الإستقرار النقدي	النتيجة
1998	4379	2915	14.33	8.40	0.59	استقرار
1999	4741.6	3260	8.28	11.84	1.43	استقرار
2000	4335.9	3445.3	-8.56	5.68	-0.66	إنكماش
2001	3932.2	3630.0	-9.31	5.36	-0.58	إنكماش
2002	3441.1	3447.9	-12.49	-5.02	0.40	استقرار
2003	3923.4	4335.7	14.02	25.75	1.84	توسع
2004	4329.2	4648.5	10.34	7.21	0.70	استقرار
2005	4796.7	5019.0	10.80	7.97	0.74	استقرار
2006	4609.6	4734.0	-3.90	-5.68	1.46	استقرار
2007	4913.4	5752.7	6.59	21.52	3.27	توسع
2008	5212.1	6651.3	6.08	15.62	2.57	توسع
2009	5663.6	6929.9	8.66	4.19	0.48	استقرار
2010	6122.3	7626.8	8.10	10.06	1.24	استقرار
2011	6882.3	7858.5	12.41	3.04	0.24	انكماش
2012	7314.8	8645.0	6.28	10.01	1.59	إستقرار
2013	7477.0	9387.3	2.22	8.59	3.87	توسع
2014	7463.4	10234.1	-0.18	9.02	-49.59	إنكماش
2015	7719.3	11141.4	3.43	8.87	2.59	توسع
2016	8037.0	12282.7	4.12	10.24	2.49	توسع

المصدر: من إعداد الباحثة بالإعتماد على بيانات جهاز الإحصاء المركزي الفلسطيني 2016 ونشرات سلطة النقد الفلسطينية، 2017.

قيم العمودين الثاني والثالث من جهة اليمين بالمليون دولار أمريكي.

وتشير نتائج هذا المؤشر لعدد من الدول العربية المختارة للعام 2015 الى أن ستة بنوك مركزية عربية تتبنى سياسة نقدية توسعية من مجمل ثماني عشرة دولة عربية توفرت لها بيانات هذا المؤشر. وهذه الدول هي: الأردن، تونس، السودان، عُمان، لبنان ومصر. وكذلك الأمر بالنسبة لفلسطين، حيث فاقت معدلات نمو المعروض النقدي (M2) في هذه الدول معدلات الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بالأسعار الثابتة خلال هذا العام. وفي المقابل فإن خمس دول عربية إقتربت من وضع الإستقرار النقدي وهي: البحرين، قطر، الإمارات، السعودية والمغرب. حيث إقترب فيها معدّل نمو السيولة المحلية (M2) من معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بالأسعار الثابتة وبمعنى آخر أن معامل الإستقرار النقدي فيها إقترب من الواحد صحيح. بينما تبنت ست دول عربية سياسة نقدية إنكماشية وهي: الجزائر، الكويت، العراق، ليبيا، موريتانيا واليمن. حيث إنخفض فيها معدّل نمو المعروض النقدي الموسّع عن معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بالأسعار الثابتة كما هو موضح بالشكل (6).

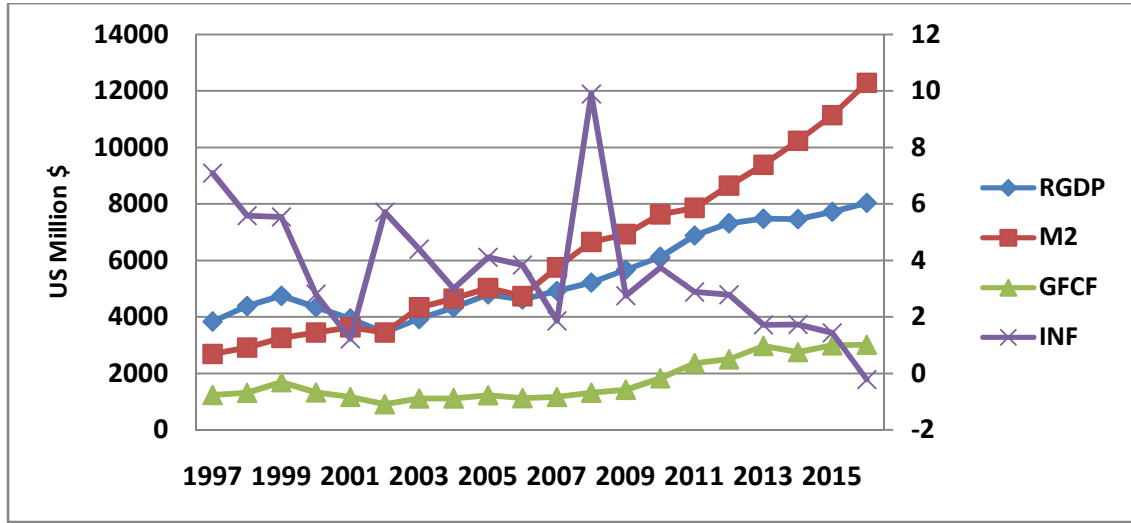


شكل (6): معامل الإستقرار النقدي لبعض الدول العربية في العام 2015

المصدر: بالاعتماد على بيانات صندوق النقد العربي 2016، أنظر ملحق رقم (2)

من خلال الشكل (7) أدناه، تبين أن عرض النقد بمفهومه الموسّع وكذلك إجمالي تكوين رأس المال الثابت كانا يسيران بنفس الإتجاه مع الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في فلسطين خلال سنوات الدراسة، بينما التضخم فكان إتجاهه على العكس تماماً للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي مما يدل على العلاقة العكسية بينهما، هذا ومن الملاحظ أيضاً أن عرض النقد بمفهومه الواسع كان أقل من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي خلال الفترة (1997-2001)، وقد تساويا

أو تقارباً من بعضهما خلال الفترة (2001 – 2006)، بعد ذلك أصبح عرض النقد بمفهومه  
الواسع أعلى من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي خلال الفترة (2007 – 2016)



شكل (7): العلاقة بين متغيرات الدراسة في فلسطين خلال الفترة (1997 – 2016) مقومة بالمليون دولار  
الأمريكي.

المصدر: بالإعتماد على بيانات جهاز الإحصاء المركزي الفلسطيني 2016 ونشرات سلطة النقد الفلسطينية، 2017.

الفصل الرابع

**المنهجية: (Methodology)**

## الفصل الرابع

### المنهجية: (Methodology)

#### 1.4 تمهيد

هناك فرق وإختلاف بين السلاسل الزمنية المستقرة (stationary) وغير مستقرة non-(stationary)، ففي السلسلة الزمنية المستقرة تتغير مستوياتها مع الزمن بينما الوسط فيها يبقى ثابتاً دون تغير، وذلك خلال فترة زمنية طويلة، إذ لا تحتوي على اتجاه عام نحو الزيادة أو النقصان ولا على تقلبات موسمية، فالصدّات تكون مؤقتة في السلاسل الزمنية المستقرة، وتأثيرها يتلاشى عبر الزمن، كذلك تعود لقيم الوسط على المدى الطويل. حيث تعتبر السلاسل الزمنية مستقرة عند توافر الشروط التالية فيها:

- ثبات وسط القيم عبر الزمن:  $E(Y_t) = E(Y_{t+m}) = \mu, V_{t, m}$
- ثبات التباين عبر الزمن  $V_t, \delta^2, \text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \text{Var}(Y_{t+k}) = \delta^2, V_t$
- التباين المشترك بين أي قيمتين لنفس المتغير معتمداً على الفجوة الزمنية K بين القيمتين وليس على القيمة الفعلية للزمن، بمعنى أن التباين يكون مستقلاً عن الزمن ( Gujarati, 2008)

$$\text{Cov}(Y_t, Y_{t+k}) = E(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu) = \text{Cov}(Y_t, Y_{t+k+s})$$

في حين أن السلاسل الزمنية غير المستقرة تحتوي عناصر دائمة، وبالتالي فإن الوسط و/أو التباين يعتمد على الزمن للسلسلة الزمنية غير المستقرة ويتغير باستمرار نحو الزيادة أو النقصان، وهذا يجعل السلسلة غير المستقرة ليس لها وسط طويل الأجل بحيث تعود إليه السلسلة، وأن التباين كونه يعتمد على الزمن في السلاسل الزمنية غير المستقرة فسوف يصل إلى مالا نهاية كما يصل الزمن إلى مالا نهاية فيها.

وحيث أن معظم السلاسل الزمنية للإقتصاد الكلي تكون ذات متجه، وبالتالي تكون غير مستقرة، مثل الناتج المحلي الإجمالي، عرض النقود ( Nelson & Plosser, 2000 ; Greene, 1982). فهذا يجعل استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) مع البيانات غير المستقرة مشكلة؛ مما يؤدي إلى وجود إنحدار زائف (Spurious Regression) وبالتالي الحصول على نتائج غير صحيحة ومضللة من حيث التحليل القياسي (Granger & Newbold, 1974). فعلى سبيل المثال قد ينتج معامل تحديد ( $R^2$ ) مرتفع وقيمة إختبار (t) تكون أعلى مما هي عليه أي مرتفعة جداً، أو إحصاءة DW تكون أيضاً أقل مما هي عليه، بينما المتغيرات المستخدمة في التحليل لا تربطها أي علاقة. ومن أجل تحديد أثر المتغيرات المستقلة على المتغير التابع يعتبر إستقرار السلاسل الزمنية شرطاً مهماً وأساسياً وضرورياً عند دراسة وتحليل السلاسل الزمنية (دريبي، 2015 ; Heij et al, 2004).

#### 2.4 الأساليب القياسية المستخدمة في الدراسة

من أجل تحليل العلاقة بين النمو الإقتصادي المتمثل بالناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (RGDP) وكل من المعروض النقدي بمفهومه الواسع (M2) وإجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCF) والتضخم (INF) فقد إستخدمت الباحثه الأدوات القياسية التالية:

#### 1.2.4 إختبارات جذور الوحدة (الإستقرارية) (Unit Roots (Stationary) Tests):

في أغلب الأحيان إن عدم إستقرار السلاسل الزمنية سببه وجود جذر الوحدة، ولكن إستقرار السلاسل الزمنية وسكونها يُعد شرطاً أساسياً من أجل تطبيق إختبارات التكامل المشترك على بيانات تلك السلاسل الزمنية. هذا وتهدف إختبارات جذر الوحدة إلى فحص خواص السلسلة الزمنية لكل متغير من متغيرات الدراسة خلال الفترة الزمنية لها، والتأكد من إستقرارها وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حدة. فعلى سبيل المثال إذا إستقرت السلسلة الزمنية بعد أخذ الفروق الأولى، فهذا يعني أن السلسلة الزمنية الأصلية تكون متكاملة من الرتبة الأولى (Integrated of Order 1) أي  $I(1)$ ، ولكن إذا إستقرت السلسلة الزمنية بعد أخذ الفروق الثانية فإن السلسلة

الأصلية تكون متكاملة من الرتبة الثانية أي  $I(2)$ ، بينما إذا كانت السلسلة الأصلية مستقرة في قيمها الأصلية فهي بذلك لا تحمل جذر الوحدة وتكون متكاملة من الرتبة صفر أي  $I(0)$ ، وبشكل عام تكون السلسلة الأصلية متكاملة من الدرجة  $I(d)$  إذا استقرت بعد أخذ الفرق  $(d)$  (حسن وشومان، 2013).

وهناك العديد من الطرق الإحصائية المستخدمة للكشف عن إستقرار السلاسل الزمنية الإقتصادية منها: طريقة الرسم Graphical analysis وإختبارات جذر الوحدة Unit Roots Tests. ومن هذه الإختبارات: إختبار ديكي- فولر البسيط Dickey and Fuller Tests (1979,1980)، إختبار ديكي فولر الموسع (المطور) - The Augmented Dickey- Fuller, 1981، إختبار فيليبس- بيرون Phillips Perron (P-P), 1988 وإختبار Phillips Perron (P-P), 1988 وإختبار Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), 1992.

ففي إختبار ديكي- فولر البسيط (DF) تعني الفرضية العدمية (الصفريية) أن المتغير يكون له مسلك عشوائي أي غير مستقر وبه جذر الوحدة، بينما الفرضية البديلة تعني أنه مستقر. والصيغة الأساسية له هي  $Y_t = \phi Y_{t-1} + \epsilon_t$  حيث يتم إختبار الفرضية العدم  $\phi=1$ ، كما يوجد صيغ أخرى له موضحة في

النماذج الثلاثة التالية:

النموذج الأول: (بدون وجود قاطع أو إتجاه عام للزمن)

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \epsilon_t$$

النموذج الثاني: (بوجود قاطع)

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \phi Y_{t-1} + \epsilon_t$$

النموذج الثالث: (بوجود قاطع وإتجاه عام غير عشوائي للزمن)

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \phi Y_{t-1} + \epsilon_t$$

ويُعد هذا الإختبار صالحا في حالة AR(1) فقط، ولأن حد الخطأ العشوائي ( $\varepsilon_t$ ) في إختبار ديكي - فولر البسيط DF يعاني من مشكلة الإرتباط الذاتي، وللتخلص من هذه المشكلة طورَ ووسَّع ديكي- فولر هذا الإختبار بإقتراح تعديل للإختبار من خلال جعل المتغير التابع فيه يتضمن متباطئات (Lags) إضافية حتى يتم التخلص من مشكلة الإرتباط الذاتي، ويعتبر إختبار ديكي- فولر الموسَّع (المطور) من أشهر الإختبارات المستخدمة لإختبار السلاسل الزمنية وتحديد درجة تكاملها، وله ثلاثة نماذج أيضا وهي:

النموذج الرابع: (بدون وجود قاطع أو إتجاه عام للزمن)

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

النموذج الخامس: (بوجود قاطع)

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

النموذج السادس: (بوجود قاطع وإتجاه عام غير عشوائي للزمن)

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

ولتحديد أي نموذج من النماذج الثلاثة يُستخدم، يتم أولاً أخذ النموذج الذي يحتوي على مقطع (حد ثابت) ومتجه عام غير عشوائي للزمن، وملاحظة إذا كان المقطع أو المتجه الزمني ذا دلالة إحصائية أم لا؟ ثم الإنتقال إلى النموذج الذي يحتوي على مقطع (حد ثابت)، والتأكد فيما إذا كان المقطع ذا دلالة إحصائية، بعد ذلك الإنتقال للنموذج بدون مقطع (حد ثابت) وبدون إتجاه عام للزمن، ويمكن أيضا رسم بياني للسلسلة الزمنية للمتغير وملاحظة فيما إذا كانت تحتوي على مقطع أو إتجاه عام للزمن أو كليهما.

توزيع إختبار ديكي - فولر (DF) وديكي - فولر الموسَّع (المطور) (ADF) مبني على

إفترض أن حد الخطأ مستقل إحصائيا ويتضمن تباين ثابت. لذلك عند استخدام طريقة ديكي-

فولر يجب التأكد من أن حد الخطأ غير مرتبط وأنه يتضمن تباين ثابت. وقد طوراً فيليبس وبيرون (1988) تعميماً لطريقة ديكي - فولر يسمح بوجود ارتباط ذاتي في حد الخطأ. ويختلف إختبار فيليبس بيرون (PP) عن إختبار ديكي - فولر الموسع (ADF) من حيث أنه لا يحتوي على قيم متباطئة للفروق، وبالرغم من أن إختبار فيليبس وبيرون يعتمد في تقديره على معادلة ديكي - فولر البسيط (DF) نفسها كما في النموذج الثاني والثالث (أي ما عدا الصيغة التي لا تحتوي مقطع أو اتجاه عام للزمن)، إلا أنه يختلف عن إختبار ديكي - فولر البسيط (DF) في كيفية معالجة الارتباط الذاتي وكذلك التباينات غير المتجانسة للأخطاء. فيعتبر إختبار فيليبس وبيرون تعديلاً لإحصاء (t) لديكي - فولر ليأخذ في الإعتبار قيوداً أقل على حد الخطأ، حيث يقوم بعملية تصحيح غير معلمية (Non-Parametric) لإحصاء (t) للمعلمة  $\phi$  في حالة التباين المتغير والارتباط الذاتي، في حين أن إختبار ديكي - فولر البسيط (DF) يواجه مشكلة الارتباط الذاتي بعملية تصحيح معلمية (Parametric) وذلك عن طريق إضافة حدود الفروق المبطأة للمتغير على يمين المعادلة. وإختبار فيليبس وبيرون (P-P) يسمح بإلغاء التحيزات الناتجة عن المميزات الخاصة للتذبذبات العشوائية.

وبشكل عام الفرضية العدمية (الصفيرية) للإختبارات السابقة هي أن السلسلة الزمنية غير مستقرة (أي بها جذر وحدة)، في حين أن الفرضية البديلة تنص على أن السلسلة الزمنية مستقرة.

بينما إختبار Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (1992) فقد كان بمثابة إختباراً مكماً ل ديكي - فولر، فقد قاموا بإبتكاره لإختبار إستقرار السلاسل الزمنية، لكن وجه إختلافه عن الإختبارات السابقة يتمثل في أن فرضية العدم فيه هي أن السلسلة الزمنية مستقرة، على العكس من إختباري ديكي - فولر وفيلبس - بيرون.

ويتم إجراء إختبارات جذر الوحدة مرتين، الأولى تتمثل في إجراء الإنحدار بوجود حد ثابت واتجاه عام (Intercept and Trend)، أما الأخرى فتتمثل بإجراء الإنحدار بوجود حد (مقطع) ثابت (Intercept). هذا ويتم إتخاذ القرار فيما إذا كانت السلسلة الزمنية ساكنة (مستقرة) أم لا؟ بالإعتماد على إختبارات ADF، P-P، و KPSS كالاتي:

إذا كانت القيمة المطلقة لإحصائية (t) المحسوبة ل  $\phi$  أكبر من القيمة المطلقة لإحصائية (t) الجدولية المناظرة المحسوبة (Mackinnon (1991 عند مستوى معنوية محدد، فيتم رفض فرضية العدم ( $H_0$ ) القائلة: بأن السلسلة الزمنية غير مستقرة في مستواها عند رفض فرضية العدم؛ (وينتج أن السلسلة الزمنية تكون مستقرة)، أما إذا كانت القيمة المطلقة لإحصائية (t) أصغر من القيمة المطلقة لإحصائية (t) الجدولية فعندها لا نستطيع رفض الفرضية العدم (الصفرية)، وبالتالي ينتج أن السلسلة الزمنية للمتغير تحتوي على جذر الوحدة (أي أنها تكون غير مستقرة).

#### 2.2.4 إختبارات عدد فترات التباطؤ الزمني (Lags)

يتم تحديد قيمة درجة التأخير (التباطؤ) P للسلسلة الزمنية للمتغير قبل تطبيق إختبار ديكي- فولر وذلك من أجل تحديد أي نوع من الإختبارات يجب إستخدامه في الكشف عن الجذر الأحادي ومركبة الإتجاه العام في السلسلة الزمنية، ولإيجاد درجة التأخير يوجد عدّة طرق منها:

أ) يتم إيجاد الفرق من الدرجة الأولى لسلسلة المتغير محل الدراسة. ثم يتم ملاحظة ال "Correlogram" للسلسلة التي تم إجراء الفرق من الدرجة الأولى، عن طريق تحديد الأعمدة الخارجة عن مجال الثقة لدالة الارتباط الذاتي الجزئية (FPAC). فإذا لم يوجد أي تأخير ذا دلالة إحصائية أي ( $P=0$ )؛ فيستعمل إختبار ديكي- فولر البسيط، أما إذا كانت ( $P \geq 1$ ) أي يوجد على الأقل تأخير له دلالة إحصائية؛ فيتم إستخدام إختبار ديكي- فولر المطور (الموسّع).

ب) أو عن طريق إستخدام المعايير التالية: معيار أكايكا Akaike information criterion (AIC) أو معيار شوارتز "Schwartz Bayesian criterion (SBC)" أو عن طريق معيار خطأ التنبؤ النهائي FPE (Final Predictor Error Criterion). أو بإستخدام معيار المعلومات (Hannan & Quinn Information Criterion HQIC) أو بمعيار الارتباط الذاتي مضروب لاكرانج LM.

ت) أو يتم البدء بقيمة هامة نوعاً ما ل P و يُقدر النموذج ب (P-1) تأخير، ثم (P-2) تأخير، إلى أن يتم الوصول إلى معامل ل  $P_i$  تأخير ذا دلالة إحصائية. حيث تكون فترة الإبطاء المثلى P (والتي تعرف بأنها الفترة الزمنية التي تضمن عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي)، والتي يتم الحصول عليها بتطبيق الإختبار الذي يعطي أقل قيمة لكل معيار من المعايير السابقة. هذا ويمكن الحصول في التطبيق العملي على نتائج مختلفة من هذه المعايير، في هذه الحالة يتم إختيار التباطؤ الزمني (Lag) الذي يتم الحصول عليه في أكبر عدد من المعايير (AIC, HQIC, FPE, SBC, LR).

### 3.2.4 إختبارات التكامل المشترك (Co-Integration Tests)

كما ذكر سابقاً أن دراسات الإقتصاد الكلي تتضمن متغيرات غير مستقرة مثل الناتج المحلي الإجمالي، الطلب على النقود، الدخل، سعر الصرف والأسعار. وعند تحليل السلاسل الزمنية فإذا كانت غير مستقرة؛ فإنه يجب تحويلها إلى سلاسل مستقرة عن طريق أخذ الفروق الأولى أو الثانية أو أخذ الصيغة اللوغاريتمية لتلك المتغيرات.

فالفكرة الرئيسية للتكامل المشترك تأتي من خلال ما ذكر بالنسبة للإندثار الزائف، والتي أوضحت أن المتغيرين غير مستقرين يكون حد الخطأ عبارة عن جمع بين الأخطاء المتراكمة، وأن ذلك التراكم من حدود الأخطاء يسمى متجه عشوائي، وعادة يتوقع إتحادهما لتكوين عملية غير مستقرة. ولكن في حالة كون المتغيرين تربطهما علاقة، يتوقع أنهما سوف يتحركان معاً. وعند وضعهما معاً ينبغي وجود مجموعه منهما تزيل عدم الإستقرار. بمعنى آخر أن بيانات السلاسل الزمنية قد تكون غير مستقرة إذا ما أخذت كل على حده، ولكنها تكون مستقرة كمجموعة. ومثل هذه العلاقة طويلة الأجل بين مجموعة المتغيرات تُعد مفيدة في التنبؤ بقيم المتغير التابع (الاستجابة) بدلالة مجموعة من المتغيرات المستقلة (التفسيرية). ونتيجة لذلك فقد أصبح التكامل المشترك مطلباً أساسياً لكافة النماذج الإقتصادية المبنية على بيانات سلاسل زمنية غير مستقرة. فإذا كانت المتغيرات لا تتكامل تكامل مشترك فإنه يكون لدينا مشكلة الإندثار الزائف أو المضلل (Spurious Regression)، وبالتالي يكون العمل القياسي بلا معنى. من ناحية

أخرى إذا أبطل المتجه العشوائي بين المتغيرات؛ فإنه يحصل تكامل مشترك (إرتباط وثيق) بينهما. حيث يُعد التكامل المشترك المرحلة المتقدمة من نموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model ECM).

قدّم مفهوم التكامل المشترك للمرة الأولى من قبل (Granger, 1981) وأضاف له (Phillips, 1986,1987)؛ (Engle and Granger, 1987)؛ (Engle and Yoo, 1987)؛ (Johansen 1988, 1991, 1995)، (Phillips and Stock and Watson, 1988)؛ (Ouliaris, 1990) وآخرين.

ومن أجل تطبيق التكامل المشترك بين المتغيرات المستخدمة في الدراسة، يجب أولاً تحديد درجة التكامل المشترك بين تلك المتغيرات باستخدام إختبار جذر الوحدة، وأنها متكاملة من نفس الدرجة، وبعد ذلك يتم التأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بينها بواسطة إختبار التكامل المشترك (دريبي، 2016). حيث يوجد عدّة طرق لإختبار وجود تكامل مشترك بين المتغيرات (أي وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات)، من أهمها: طريقة Engle-Granger(1987) وطريقة Juselius&Johanson(1990).

#### 4.2.4 أنواع إختبارات التكامل المشترك (Co-Integration Tests)

##### 1.4.2.4 إختبار أنجل وكرانجر (Engle-Granger 1987)

يُستخدم في تلك النماذج التي تحتوي على متغيرين فقط إحداهما تابع والآخر مستقل، وتتم هذه الطريقة من خلال خطوتين هما:

**الخطوة الأولى:** تقدير معادلة إنحدار التكامل المشترك Co-integration Regression باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS):

$$RGDP_t = \beta_0 + \beta_1 * M2_t + \varepsilon_t$$

**الخطوة الثانية:** يتم فيها إختبارسكون البواقي  $\epsilon_t$ ، حيث  $(\epsilon_t)$ : المزيج الخطي المتولد من إنحدار العلاقة التوازنية طويلة الأجل) بإستخدام ADF، فإذا كانت سلسلة البواقي المُقدَّرة من معادلة إنحدار التكامل المشترك لا تحتوي على جذر الوحدة (مستقرة)، فهذا يشير لوجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة (أي وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين السلاسل الزمنية)، وإذا كانت البواقي غير مستقرة فذلك يعني عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل.

#### 2.4.2.4 إختبار جوهانسن (1988-1991) Johansen وإختبار جوهانسن وجوسيليوس (1990) Johansen and Juselius

على الرغم من أن طريقة (1987) Engle-Granger تتصف بالبساطة الا أنها تقتصر فقط على تحليل العلاقة بين متغيرين، بالإضافة لكونها تتطلب أن تكون السلاسل الزمنية للمتغيرات مستقرة من نفس الدرجة. فقد ظهرت طرق أخرى من أشهرها إختبار Johansen (1988-1991) وإختبار (1990) Johansen and Juselius، حيث تفوق هذان الإختباران على إختبار أنجل وجرانج كونهما يستخدمان في حالة النماذج متعددة المتغيرات، وفي العينات ذات الحجم الصغير، والأهم من ذلك أن إختبار جوهانسن يكشف فيما إذا كان هناك تكاملاً مشتركاً فريداً بين المتغيرات (بمعنى أن يتحقق التكامل المشترك في حالة إنحدار المتغير التابع على المتغيرات المستقلة فقط)، وهذا يُعد مهماً جداً في نظرية التكامل المشترك، حيث أنه في حالة عدم وجود تكاملاً مشتركاً فريداً، فإن العلاقة التوازنية بين المتغيرات ستكون مثاراً للشك (دريبي، 2016).

وفيها تستخدم طريقة الإمكانية العظمى (Likelihood Ratio TEST LR) ذات المعلومات الكاملة، فيُفضّل أن تُستخدم في نموذج مكون من أكثر من متغيرين، وذلك لإحتمال وجود أكثر من متجة للتكامل المشترك، وقد أثبت (1990) Gonzalo أن طريقة Johansen (1990) and Juselius أفضل حتى في حالة وجود متغيرين - التي تكون طريقة Engle-Granger (1987) مناسبة لإختبار التكامل المشترك بينهما-، وذلك لأن طريقة (1990)

Johansen and Juselius تسمح بالأثر المتبادل بين المتغيرات موضع الدراسة، ومن المفترض أنها غير موجودة في طريقة (1987) Engle-Granger ذات الخطوتين.

وبهذين الإختبارين أيضا يتم إختبار وجود توازن طويل الأجل بين السلسلتين المستقرتين ومن نفس الرتبة حتى وإن كان موجود إختلالاً في الأجل القصير.

يمكن التعبير عن طريقة (1990) Johansen and Juselius كالآتي:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \beta x_t + \varepsilon_t$$

إذ يمكن كتابة المعادلة السابقة كالآتي:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \beta x_t + \varepsilon_t$$

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

حيث:  $\varepsilon_t$  يمثل الخطأ العشوائي.

$\Pi$ : مصفوفة المعاملات التي تمثل آثار المتغيرات في الأجل الطويل ويُفترض أنها متكاملة من الدرجة الأولى. ويشار إلى رتبة المصفوفة بـ  $r$ ، والتي تحدد عدد متجهات التكامل المشترك.

هذا ويعتبر إختبار جوهانسن وإختبار جوهانسن - جوسليوس إختباراً لرتبة المصفوفة  $\Pi$ ، وأن وجود تكامل مشترك بين السلسلتين الزميتين يفترض ألا تكون المصفوفة  $\Pi$  ذات رتبة كاملة أي أن:

$$0 < r < \eta, r = r(\Pi)$$

ومن أجل إختبار فيما إذا كان يوجد تكاملاً مشتركاً بين السلاسل الزمنية التي هي موضوع الدراسة، وتحديد عدد متجهات التكامل المشترك  $r$  الدالة إحصائياً، فقد إقترح

Johansen (1988) و Johansen and Juselius (1990) أجرا اختبارين إحصائيين مبنين على دالة الإمكانات العظمى (Likelihood Ratio TEST LR) وهما: الإختبار الأول هو إختبار الأثر Trace test ( $\lambda_{trace}$ ) إذ تحسب إحصائيته بالطريقة التالية:

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \log(\lambda_i)$$

حيث T يمثل حجم العينة، r عدد متجهات التكامل المشترك،  $\lambda_i$  القيم الذاتية، n عدد المتغيرات.

وتنص فرضية العدم على وجود عدد من متجهات التكامل المشترك يساوي على الأكثر r. (أي أن عدد متجهات التكامل المشترك أقل أو يساوي r) مقابل الفرضية البديلة  $r \leq n$ .

أما الإختبار الثاني هو إختبار القيم المميزة العظمى Maximum Eigenvalue Test ( $\lambda_{max}$ ) بحيث تحسب إحصائيتها وفق العلاقة التالية:

$$\lambda_{max} = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \lambda_i)$$

ويتم إختبار فرضية العدم التي تنص على أن عدد متجهات التكامل المشترك = r مقابل الفرضية البديلة التي تنص على أن عدد متجهات التكامل المشترك تساوي r+1. حيث (r=0,1,2).

يمكن القول أنه بشكل عام، يتم إختبار فرضية العدم في كلا الإختبارين بمقارنة قيم إحصائيات الإختبار المحسوبة بقيم إحصائيات الإختبار الجدولية المناظرة الواردة في Johansen and Juselius (1990) عند مستوى معنوية معين، فيتم رفض فرضية العدم القائلة: بأن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة (هناك تكامل مشترك) إذا كانت قيمة إحصائية الإختبار المحسوبة أكبر من قيمة إحصائية الإختبار الجدولية.

لكي يتم تطبيق إختبار Johansen and Juselius (1990) يجب تحديد فترة الإبطاء (التأخير) Lag الأمثل Pأولاً، وكما في إختبار جذر الوحدة يتم تحديد فترات الإبطاء للمتغيرات اعتماداً على معيار أكايكا (AIC) والمعايير الأخرى التي سبق ذكرها (دريبي، 2016).

#### 3.4 النموذج القياسي المستخدم في الدراسة

من أجل إختبار فرضية البحث وبالاعتماد على الأدبيات في هذا الموضوع، تم استخدام نموذج الإنحدار الذاتي للإبطاء الموزع Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) المقدم بواسطة Pesaran (1997) و Shinand and Sun (1998) و Pearson et al (2001)، حيث أن إختبارات التكامل المشترك سابقة الذكر (كرانجر وجوهانسن)، تتطلب أن تكون متغيرات الدراسة متكاملة من الرتبة نفسها، وأن هذه الاختبارات ينتج عنها نتائج غير دقيقة في حالة كون حجم عينة الدراسة (عدد المشاهدات) صغيراً. ونتيجة لهاتين المشكلتين أصبح منهج الإنحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL) يُستخدم بكثرة في الفترة الأخيرة. والذي قُدّم من قبل بيسارن وآخرون. (Pesaran et al. (2001).

#### 1.3.4 مميّزات استخدام نموذج ARDL القياسي

\* إنَّ ما يميّز نموذج ARDL عن غيره من النماذج القياسية

(1) يُمكن تطبيقه بغض النظر عن خصائص السلاسل الزمنية (درجة تكامل المتغيرات فيها) فيما إذا كانت مستقرة عند المستوى الرتبة  $I(0)$  أو متكاملة من الدرجة الأولى  $I(1)$  أو فيما إذا كانت خليطاً من الإثنين، أي بغض النظر عن الإستقرارية (Stationarity)، ولكن يجب ألا تكون إحدى السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة الثانية  $I(2)$  أو أعلى (دحماني وناصر، 2013).

(2) يأخذ عدد كافي من فترات التخلف (التباطؤ) الزمني (Lags) للحصول على أفضل مجموعة من البيانات من نموذج الإطار العام (Laurenceson and Chai, 2003).

- (3) يُعطي نتائج أفضل للمعلومات في الأجل الطويل، وإختبارات التشخيص يمكن الإعتماد عليها بشكل كبير (Gerrard and Godfrey, 1998).
- (4) يتمتع بخصائص أفضل في حالة السلاسل الزمنية القصيرة (إذا كان حجم العينة صغيراً) مقارنة بالطرق المعتادة الأخرى التقليدية في إختبار التكامل المشترك، التي يتطلب أن يكون حجم العينة كبير لكي تكون النتائج أكثر كفاءة (حسن وشومان، 2013).
- (5) يتم الحصول على نموذج تصحيح الخطأ بطريقة التحويل الخطي البسيط، فإن نموذج تصحيح الخطأ يساعدنا في قياس العلاقة قصيرة الأجل بين متغيرات النموذج ( Banarjee et al., 1994).
- (6) يُمكن تقدير المركبات قصيرة الأجل وطويلة الأجل بشكل آني وبالوقت نفسه، كذلك فصل تأثيرات الأجل الطويل عن القصير، حيث يتم تحديد العلاقة التكاملية للمتغير التابع والمتغيرات المستقلة في الأجل القصير والأجل الطويل بنفس المعادلة، إضافة الى تحديد حجم أثر كل من المتغيرات المستقلة على المتغير التابع.
- (7) تُعد معلوماته المقدره في الأجل الطويل والأجل القصير أكثر إتساقاً من تلك التي في الطرق الأخرى كطرق جوهانسون وجرانجر (زيرمي، 2016).
- (8) يساعد بالتخلص من المشكلات المتعلقة بحذف المتغيرات ومشكلات الإرتباط الذاتي، وبالتالي فإن المعلومات الناتجة عنه تكون غير متحيزة وكفوءة (حسن وشومان، 2013).

#### 2.3.4 الصيغة العامة لنموذج ARDL المستخدم في الدراسة

إنّ النموذج المستخدم أخذ الصيغة الآتية:

$$RGDP = f(M2, GFCF, INF)..... (1)$$

حيث أنّ:

RGDP: يشير إلى الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي المتمثل في النمو الإقتصادي.

M2: يشير إلى عرض النقد بمفهومه الواسع.

GFCF: يشير إلى إجمالي تكوين رأس المال الثابت كممثل للإستثمار.

INF: يشير إلى التضخم.

وبناءً على المعادلة رقم (1) أعلاه، سوف يتم تقدير النموذج ARDL وفق الصيغة

التالية:

$$\Delta LRGDP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta LRGDP_{t-i} + \sum_{j=0}^{s-1} \gamma_j \Delta LM2_{t-j} + \sum_{k=0}^{m-1} \delta_k \Delta LGFCF_{t-k} + \sum_{l=0}^{n-1} \vartheta_l \Delta INF_{t-l} \\ + \lambda_1 LRGDP_{t-1} + \lambda_2 LM2_{t-1} + \lambda_3 LGFCF_{t-1} + \lambda_4 INF_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث أن:

$\Delta$ : تشير إلى الفرق الأول،  $\alpha_0$ : الحد الثابت،  $\varepsilon_t$ : تمثل حد الخطأ العشوائي.

p, s, m, n: الحد الأعلى لفترات التباطؤ (التأخر) الزمني.

$\beta, \gamma, \vartheta, \delta$ : تمثل معاملات الفترة قصيرة الأجل (تصحيح الخطأ).

$\lambda_1, \dots, \lambda_4$ : تمثل معاملات العلاقة طويلة الأجل.

i, j, k, l: تمثل الحد الأدنى لفترات التباطؤ (التأخر) الزمني.

### 3.3.4 خطوات بناء نموذج ARDL

يتضمن بناء نموذج ARDL خطوتين رئيسيتين هما:

الأولى: هي إختبار وجود العلاقة طويلة الأجل، أي التكامل المشترك (cointegration) بين

متغيرات الدراسة والتي أختبرت بواسطة إحتساب قيمة (F-statistics) لتحليل معنوية المستويات

المختلفة للمتغيرات. ونظراً لأن إختبار (F-statistics) له توزيع غير معياري، فقد قدم (Pesaran et al, 1999) و (Narayan, 2004) نوعين من القيم الحرجة أو الجدولية لأعداد مختلفة من المتغيرات. حيث أن قيمة الحد الأدنى تفترض أن جميع متغيرات النموذج ARDL مستقرة في قيمها الأصلية (أي في مستواها)، مما يعني أنها متكاملة من الرتبة صفر أي  $I(0)$ . بينما قيمة الحد الأعلى وتفترض أن جميع المتغيرات غير مستقرة في مستواها، بل مستقرة في الفروق الأولى لقيمتها بمعنى أنها متكاملة من الرتبة واحد أي  $I(1)$ . ويتم إتخاذ القرار بناء على ثلاث حالات هي:

1- فإذا كانت قيمة (F) المحسوبة أكبر من قيمة الحد الأعلى لقيمة (F) الجدولية عند مستوى محدد من المعنوية، فسوف يتم رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات. والإستنتاج يكون بأنه لا يوجد علاقة زائفة طويلة الأجل مع المتغير التابع، وهذا يعني وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات (علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات).

2- وإذا كانت قيمة إحصاء (F) المحسوبة أقل من أقل قيمة (الحد الأدنى) لقيمة (F) الجدولية فيتم قبول فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات. وبالتالي فإنّ الإستنتاج يكون بأنه لا يوجد علاقة طويلة الأجل مع المتغير التابع.

3- أما إذا كانت قيمة إحصاء (F) المحسوبة تقع ما بين المستويين الأعلى والأدنى لقيم (F) الجدولية، فإنّ النتيجة تكون غير حاسمة (غير محددة)، وبالتالي عدم القدرة على إتخاذ قرار بخصوص وجود تكامل مشترك من عدمه بين المتغيرات.

فإنّ  $I(1)$  مع ضرورة الإنتباه الى أنه إذا كانت كل المتغيرات متكاملة من الرتبة واحد صحيح أي القرار الذي يتم إتخاذه لتحديد وجود تكامل مشترك بين المتغيرات من عدمه يُبنى على أساس مقارنة قيم إحصاء (F) المحسوبة بالقيمة الجدولية للحد الأعلى، أما اذا كانت كل

المتغيرات متكاملة من الرتبة صفر أي  $I(0)$  فسوف يتخذ القرار على أساس مقارنة قيم إحصاءة (F) المحسوبة بالقيمة الجدولية للحد الأدنى (خلف، 2011).

- ان الصيغة العامة لفرضيات العدم والبديلة للإختبار (F- statistics) المستخدم لقياس وجود تكامل مشترك بين المتغيرات (أي وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات) هو كالاتي:

$$H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0$$

$$H_1; \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \lambda_3 \neq \lambda_4 \neq 0$$

الثانية: اذا كان يوجد تكامل مشترك بين المتغيرات، فإنه يمكن إكمال التحليل لقياس العلاقة قصيرة الأجل وطويلة الأجل فيما بين المتغيرات.

#### 4.4 الإختبارات المستخدمة لبناء نموذج ARDL

##### 1.4.4 إختبارات قبلية لبناء نموذج (ARDL) القياسي

##### 1.1.4.4 إختبارات جذر الوحدة (Unit-Root Tests)

تُستخدم من أجل تحديد فيما إذا كانت السلسلاسل الزمنية مستقرة (Stationary) أم لا؟ وكذلك درجة تكاملها. رغم أن نموذج ARDL لا يتطلب من أن تكون السلسلاسل الزمنية مستقرة من نفس الدرجة، إلا أنه يشترط ألا تكون درجة تكامل أي من تلك السلسلاسل الزمنية من الرتبة الثانية  $I(2)$ .

##### 2.1.4.4 تحديد عدد فجوات التأخر (التباطؤ) الزمني (Lags) للنموذج

لتحديد عدد درجات التأخر (التباطؤ) الزمني للنموذج يُستخدم معيار أكايكا (AIC) أو معيار شوارتز (SBC)، حيث أنه في نموذج ARDL قد تختلف درجات التباطؤ الزمني بين السلسلاسل الزمنية، بمعنى أنه ليس شرطاً أن تكون كافة السلسلاسل الزمنية من نفس درجة التباطؤ الزمني.

#### 2.4.4 إختبارات تشخيصية لنموذج (ARDL) القياسي

##### 1.2.4.4 التوزيع الإحتمالي (الطبيعي) للأخطاء (البواقي)

حيث يتطلب بناء النموذج خضوع البواقي للتوزيع الطبيعي، وللتأكد من ذلك يتم استخدام إختبار (Jarque-Bera)، حيث أن الفرضية العدمية (الصفريية) تنص على أن توزيع البواقي (الأخطاء) يخضع للتوزيع الطبيعي، فيتم قبول الفرضية العدمية في حالة كون إحتمالية Prob(Jarque - Bera) أكبر من مستوى الدلالة 5%.

##### 2.2.4.4 إختبار وجود مشكلة الارتباط الذاتي (التسلسلي) للأخطاء (للبواقي) LM Test

كذلك يتطلب بناء النموذج عدم وجود إرتباط ذاتي بين الأخطاء، ويتم ذلك من خلال تطبيق إختبار Breusch – Godfrey للكشف عن الإرتباط الذاتي (التسلسلي) للبواقي، حيث أن الفرضية العدمية (الصفريية) تنص على أنه لا يوجد إرتباط ذاتي تسلسلي للأخطاء. إذ تُقبل الفرضية العدمية في حالة كون إحتمالية Prob(F-Statistic) أكبر من مستوى الدلالة 5%.

##### 3.2.4.4 إختبار تباين الأخطاء Heteroskedasticity Test

ويلزم أيضا لبناء هذا النموذج، أن يكون تباين الأخطاء متجانس، إذ أنه من خلال تطبيق إختبار Brusch-Pagan-Godfrey يتم الكشف عن تباين الأخطاء، حيث أن الفرضية العدمية (الصفريية) تنص على أن تباين الأخطاء متجانس. وبالتالي فإن الفرضية العدمية (الصفريية) تُقبل في حالة كون إحتمالية Prob(F-Statistic) أكبر من مستوى الدلالة 5%.

#### 3.4.4 إختبارات بَعْدِيَّة لنموذج (ARDL) القياسي

##### 1.3.4.4 إختبار إستقرار النموذج

لكي يتم التأكد من أن البيانات المستخدمة في الدراسة خالية من وجود أي تغيرات هيكلية، لا بد من استخدام أحد الإختبارات المناسبة لذلك وهي: المجموع التراكمي للبواقي

المتابعة (المعاودة) (CUSUM)، أو إختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي (المعاودة) المتابعة (CUSUM of Squares). إذ يُعتبر هذان الإختباران من أهم الإختبارات في مثل هذا المجال لأنه يوضح أمرين مهمين وهما: تبيان وجود أي تغير هيكلية في البيانات، ومدى إستقرارها وإنسجام المَعْلَمَات طويلة الأجل مع المَعْلَمَات قصيرة الأجل.

حيث أظهرت الكثير من الدراسات (Brown, Dublin and Evans, 1975) أن مثل هذه الإختبارات تكون دائماً مصاحبة لمنهجية ARDL. ويتحقق الإستقرار الهيكلية للمعاملات المُقدَّرة لصيغة تصحيح الخطأ لنموذج الإنحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) إذا وقع الشكل البياني لإختبارات كل من (CUSUM of Squares, CUSUM) داخل الحدود الحرجة عند مستوى 5%.

وبعد التأكد من سلامة النموذج منال مشاكل الهيكلية الخاصة بالإرتباط الذاتي التسلسلي وتباين الأخطاء وأن الأخطاء تخضع للتوزيع الطبيعي وكذلك إستقرار النموذج، تم إجراء إختبار وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، وكذلك نموذج تصحيح الخطأ من أجل إختبار وجود علاقة قصيرة الأجل بين تلك المتغيرات.

#### 2.3.4.4 إختبار وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج

لمعرفة وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، فإنه يتم تطبيق إختبار الحدود (ARDL Bounds Test)، من أجل إختبار الفرضية العدمية القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج (أي عدم وجود علاقة طويلة الأجل تتجه من جهة المتغيرات المستقلة باتجاه المتغير التابع)، فإذا جاءت قيم  $F$  أكبر من قيمة الحد الأعلى للقيم الحرجة في النموذج والقيم الحرجة تم الحصول عليها من الجداول التي إقترحها (Pesaran et al., 1999) عند مستويات 1%، 2.5%، 5%، 10%، فعندها يتم الإستنتاج بوجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج (أي وجود علاقة توازنية طويلة الأجل تتجه من المتغيرات المستقلة باتجاه المتغير التابع).

#### 3.3.4.4 إختبار نموذج تصحيح الخطأ (Error correction model)

من أجل قياس العلاقة قصيرة الأجل، يُستخدم نموذج تصحيح الخطأ (Error correction model)، وحيث أنّ مفهوم نموذج تصحيح الخطأ هو طريقة لتصحيح المتغير التابع الذي لا يعتمد فقط على مستوى المتغيرات التفسيرية، وإنما على إنحراف المتغير التفسيري عن نطاق العلاقة التوازنية بالنسبة للمتغير التابع، وتأتي مرحلة تحديد تقدير نموذج تصحيح الخطأ بعد التأكد من أن كل المتغيرات متكاملة من نفس الدرجة.

حيث يتم إدخال حد تصحيح الخطأ من أجل دراسة السلوك الحركي للنموذج، ويشير حد تصحيح الخطأ إلى أنها تقيس سرعة التعديل لإعادة التوازن في النموذج الديناميكي، (أي حالة عدم التوازن نحو توازن طويل الأجل). وينبغي أن تكون إشارة معامل إبطاء حد تصحيح الخطأ ECM(-1) سالبة، وأن تقع قيمته بين (-1، صفر)، أي أن

$1 > \text{معامل حد تصحيح الخطأ } ECM(-1) > \text{صفر}$ ، وأن يكون معنوياً أي دال احصائياً.

ويمكن تمثيل معادلة نموذج تصحيح الخطأ كالآتي:

$$\Delta LR GDP_t = \alpha_0 + ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta LR GDP_{t-i} + \sum_{j=0}^{s-1} \gamma_j \Delta LM2_{t-j} + \sum_{k=0}^{m-1} \delta_k \Delta LGFCF_{t-k} + \sum_{l=0}^{n-1} \theta_l \Delta INF_{t-l} + \epsilon_t$$

حيث يتم الحصول على نموذج تصحيح الخطأ حسب طريقة ARDL من خلال برنامج (E-Views10) مباشرة.

#### 5.4 إختبار السببية

أن التباطؤ الزمني أو الفرق في السلاسل الزمنية من شأنه خلق قدرة تنبؤية بين المتغيرات، وأن وجود علاقة سببية يعني بأن المتغيرات المستقلة للنماذج القياسية المستخدمة تساعد في تفسير التغيرات في المتغير التابع، حيث يتم رفض الفرضية العدمية (الصفريية) عندما تكون القيمة الاحتمالية ل $P$  أقل من 5%، مما يعني وجود علاقات سببية بين المتغيرات.

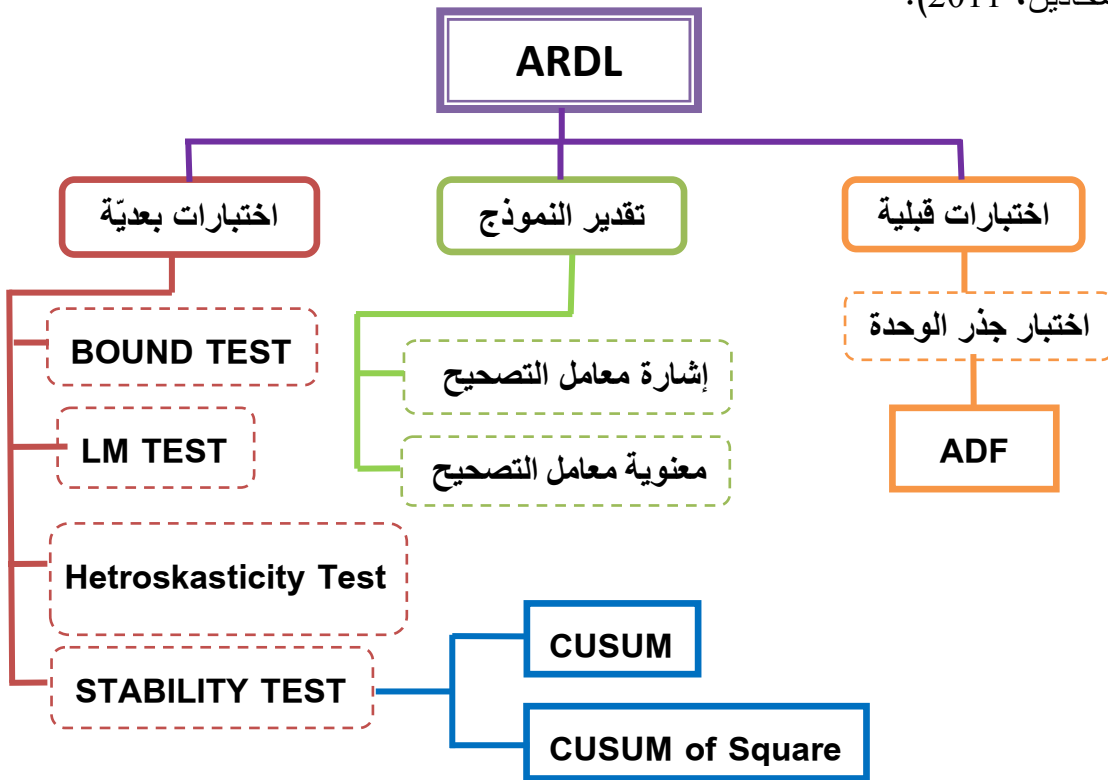
ويمكن القول إن (X) تكون في سببية جرينجر (مسببة) ل (Y) إذا كانت القيم الماضية لقيم (X) تساعد في التنبؤ بالقيمة الحالية ل (Y). حيث أنه كلما زادت فترات التباطؤ تكون النتائج أفضل.

ويمكن إيضاح إختبار سببية جرينجر من خلال المعادلة الآتية:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \alpha_3 Y_{t-3} + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \beta_3 X_{t-3} + \varepsilon_t$$

وعندما تكون  $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$  عندها يمكن القول بأن X لا تسبب Y، بمعنى آخر لا توجد علاقة سببية، بينما إذا كانت معاملات  $\beta$  لا تساوي صفراً، فهذا يعني أن X تسبب Y أي يوجد علاقة سببية بين المتغير المستقل والمتغير التابع.

ويجب الأخذ بعين الإعتبار، أنه إذا أشار إختبار التكامل المشترك إلى وجود علاقة توازنية بين متغيرين في الأجل الطويل، فإنَّ السببية يجب أن تكون موجودة على الأقل في إتجاه واحد، ولكن هذا لا يمكن دائماً إكتشافه إذا كانت النتائج مبنية على إختبار Granger للسببية (عوض والمحادين، 2011).



شكل (8): الإختبارات المستخدمة لبناء نموذج ARDL

## الفصل الخامس

# بناء نموذج الدراسة باستخدام منهجية

## ARDL

## الفصل الخامس

### بناء نموذج الدراسة باستخدام منهجية ARDL

#### 1.5 آلية إختيار النموذج

تم إستعمال البرنامج الإحصائي الجاهز (E-Views 10) لتقدير وإختيار النموذج الملائم حيث تم تطبيق النموذج الخطي واللوغريتمي ونصف اللوغريتمي، وقد تم إختيار النموذج اللوغريتمي لما له من مؤشرات إحصائية أفضل من بقية النماذج في تمثيل البيانات لكونه يمتلك أعلى قيم ل ( $R^2, \bar{R}^2, F$ ) ولأقل قيم ل ( $AIC, SC, H-Q, S.E$ )، (حسن وشومان، 2013)، أنظر ملحق رقم (3).

#### 2.5 نتائج إختبار جذر الوحدة (Unit-Root Test):

من خلال إستخدام إختبار جذر الوحدة ديكي- فولر الموسّع لمعرفة إستقرار السلاسل الزمنية المستخدمة في النموذج سواء في مستواها الأصلي أو بعد أخذ الفروق الأولى لها، وبإستخدام برنامج (E-Views 10) تم التوصل للنتائج التالية:

جدول (2): نتائج إختبار جذر الوحدة ديكي - فولر الموسّع (ADF) لإستقرارية السلاسل الزمنية عند المستوى والفروق الأولى بقاطع عند مستوى دلالة 5%

لاستقرارية السلاسل الزمنية عند المستوى و الفروق الأولى (ADF) نتائج إختبارات جذر الوحدة ديكي- فولر الموسّع بقاطع عند مستوى دلالة 5%					المتغيرات
I(d) درجة التكامل	عند الفرق الأول		عند المستوى (القيم الأصلية)		
	القيم الحرجة	ADFC قيم إختبار	القيم الحرجة	ADFC قيم إختبار	
I(1)	- 3.09890	-4.02837*	- 3.06559	0.77397	LRGDP
I(1)	- 3.06559	-5.16341*	- 3.75665	1.07832	LM2
I(1)	- 3.04039	-3.84280*	- 3.17535	-2.64932	LGFCF
I(0)	- 3.04039	-7.35786*	- 3.02997	- 3.75665*	INF

المصدر: من اعداد الباحثة باستخدام برنامج E-Views 10

يُلاحظ من جدول (2) أنّ القيمة المطلقة لإحصائية (t) المقدّرة 3.76 أكبر من القيمة الحرجة المطلقة لقيم (Mackinnon) المجدولة 3.03 عند مستوى 5% في إختبار ADF عند المستوى (للقيم الأصلية) بحد ثابت (قاطع) لمتغير التضخم (INF)؛ وبالتالي فإنّ التّضخّم (INF) بقاطع (حد ثابت) متكامل في المستوى أي  $I(0)$ .

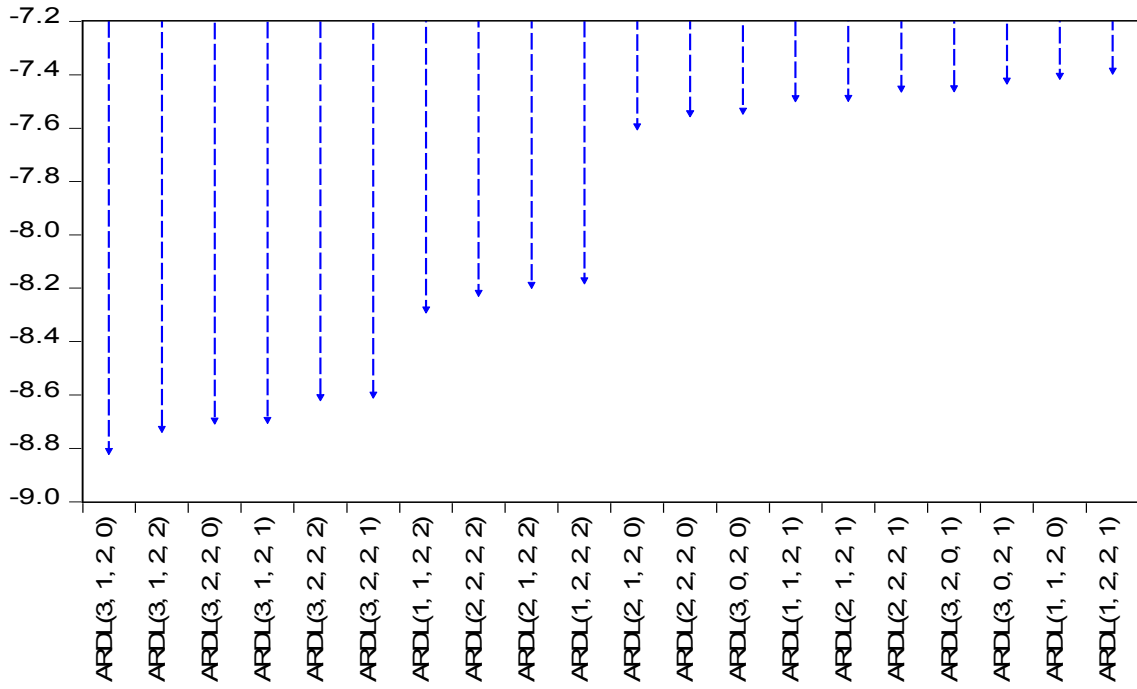
بينما لوحظ أنّ القيمة المطلقة لإحصائية (t) المقدّرة أكبر من القيمة الحرجة المطلقة لقيم (Mackinnon) المجدولة في إختبار ADF عند أخذ الفرق الأول بحد ثابت (قاطع) لمتغيرات اللوغريتم الطبيعي للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (LRGDP)، اللوغريتم الطبيعي للمعروض النقدي بمفهومه الواسع (LM2)، واللوغريتم الطبيعي لإجمالي التكوين الرأسمالي الثابت (LGFCF)، ومعنى ذلك أنها معنوية إحصائياً عند 5%، وبالتالي يتم رفض الفرضية العدم (الصفريّة) التي تنص على أنّ السلسلة الزمنية غير مستقرة، وينتج أنّ السلسلة مستقرة (Stationary)؛ لذلك فإنّ هذه المتغيرات متكاملات من الدرجة الأولى أي  $I(1)$ .

بما أنّ السلاسل الزمنية التي تمّ دراستها، وجدت ساكنة من الدرجة الأولى لمتغيرات اللوغريتم الطبيعي للمعروض النقدي (LM2)، اللوغريتم الطبيعي لإجمالي التكوين الرأسمالي الثابت (LGFCF) واللوغريتم الطبيعي للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (LRGDP)، بينما لمتغير التّضخّم (INF) فقد كانت السلسلة ساكنة في المستوى (القيم الأصلية) أي  $I(0)$ . وبالتالي بما أنّ المتغيرات ليست كلها متكاملة من نفس الدرجة بحد ثابت، كذلك لا يوجد أي منها مستقرّاً من الدرجة الثانية؛ فلا بد من إجراء إختبار ARDL عليها (أنظر جدول (2) أعلاه).

### 3.5 نتائج إختيار عدد فجوات التأخر (التباطؤ) الزمنية للنموذج (Lags)

من أجل تحديد عدد فترات الإبطاء أي فترات التأخر الزمني (Lags) المثلى التي سوف يُقدّر بناءً عليها النموذج بإستخدام منهجية (ARDL)، فقد تمّ حساب معيار أكايكا (AIC)، لعدة تباطؤات زمنية، و تمّ إختيار فترات التأخر الزمني المقابلة لأقل قيمة لمعامل (AIC) كما هي موضحة بالشكل (9) التالي:

### Akaike Information Criteria (top 20 models)



شكل (9): عدد فترات الإبطاء الزمني المثلى لمتغيرات الدراسة حسب (LRGDP, LM2, LGFCF, )  
ARDL(INF)

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

من الشكل (9) السابق يُلاحظ أن فترة الإبطاء المثلى باستخدام نموذج ARDL كانت (3,1,2,0) ما يعني أن تكون: 3 فترات تأخر (إبطاء) بالنسبة لسلسلة LRGDP وفترة تأخر واحدة بالنسبة لسلسلة LM2 وفترتي تأخر لسلسلة LGFCF، بينما بدون أي فترة إبطاء لسلسلة INF وبالتالي يصبح لدينا النموذج التالي:

$$\Delta LRGDP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^2 \beta_i \Delta LRGDP_{t-i} + \gamma LM2_{t-1} + \sum_{k=0}^1 \delta_k \Delta LGFCF_{t-k} + \lambda_1 LRGDP_{t-1} + \lambda_2 LM2_{t-1} + \lambda_3 LGFCF_{t-1} + \lambda_4 INF_{t-1} + \varepsilon_t$$

#### 4.5 نتائج الإختبارات التشخيصية للأخطاء (البواقي) في نموذج الدراسة

جدول (3): نتائج الإختبارات التشخيصية للأخطاء (البواقي) في نموذج الدراسة

النتيجة	P-Value	الإختبار التشخيصي (إسم الإختبار)
توزيع الأخطاء (البواقي) يخضع للتوزيع الطبيعي	0.976	إختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء (للـبواقي) Histogram-Normality Test (Jarque – Bera Test)
لا يوجد إرتباط ذاتي تسلسلي للأخطاء	0.641	إختبار الارتباط التسلسلي الذاتي للبواقي Serial correlation LM Test (Breusch – Godfrey Test)
تباين الأخطاء متجانس	0.058	إختبار تباين الأخطاء (للـبواقي) Heteroscedasticity-Test (Breusch-Pagan-Godfrey Test)

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامج E-Views 10

#### 1.4.5 نتائج إختبار التوزيع الإحتمالي (الطبيعي) للأخطاء (البواقي)

من خلال القيام بإختبار (Jarque - Bera) للتأكد من أن البواقي (الأخطاء) تخضع للتوزيع الطبيعي، تبين أن توزيع البواقي معتدلاً، أي يخضع للتوزيع الطبيعي، حيث وجد أن Prob=0.976 وهي أكبر من 5% ؛ وبالتالي يتم قبول الفرضية العدمية القائلة بأن توزيع البواقي (الأخطاء) يخضع للتوزيع الطبيعي.

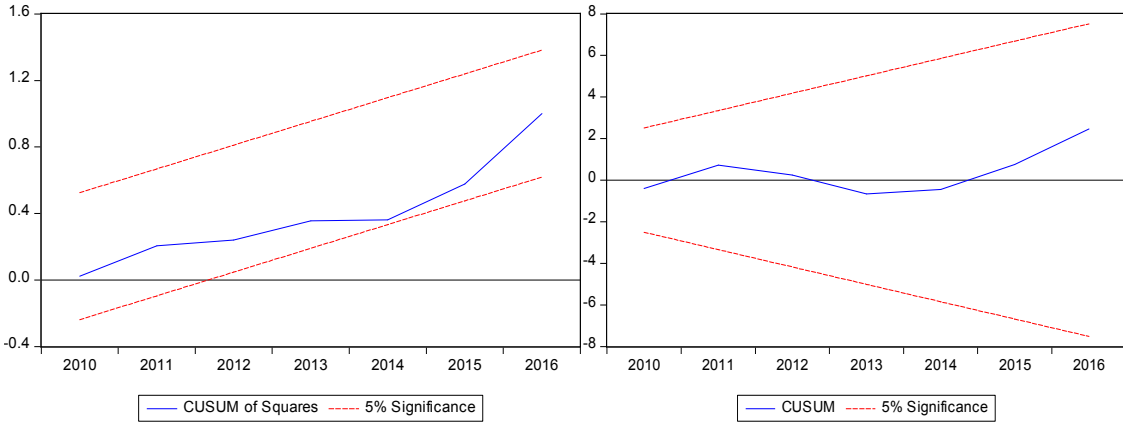
#### 2.4.5 نتائج إختبار الإرتباط التسلسلي الذاتي للبواقي (LM Test)

من خلال القيام بإختبار Breusch – Godfrey للكشف عن الإرتباط التسلسلي، تبين أنه لا يوجد إرتباط تسلسلي، وذلك لأن Prob = 0.641 وهي أكبر من 5% ؛ وبالتالي تُقبل الفرضية العدمية القائلة بأنه لا يوجد إرتباط ذاتي تسلسلي للأخطاء.

### 3.4.5 نتائج اختبار تباين الأخطاء Heteroskedasticity Test

من خلال القيام باختبار Breusch-Pagan-Godfrey للكشف عن تباين الأخطاء، تبين أنه لا يوجد إختلاف تباين في حد الخطأ وذلك لأن  $Prob = 0.058$  وهي أكبر من 5%؛ وبالتالي يتم قبول الفرضية العدمية القائلة بأن تباين الأخطاء متجانس.

### 5.5 نتائج إختبار إستقرار النموذج Stability Test المستخدم بالدراسة



شكل (10) : نتائج اختبار استقرار النموذج CUSUM and CUSUMSQ TESTS

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

من خلال الشكلين السابقين فإن نتائج إختباري CUSUM و CUSUMSQ TESTS تبين أن النموذج مستقر، حيث أن المنحنى وقع داخل حدود ثقة 5%. وبعد التأكد من سلامة النموذج من أي مشاكل هيكلية خاصة سواء بالإرتباط التسلسلي أو تباين الأخطاء أو الإستقرار، يتم الإنتقال لإجراء إختبار وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج.

### 6.5 نتائج اختبار وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج

وبإستخدام إختبار الحدود (ARDL Bounds Test)، حيث يُظهر جدول (4) أدناه نتائج حساب إحصائية F-statistic، إذ تم إختبار الفرضية العدمية القائلة: بعدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج (أي عدم وجود علاقة طويلة الأجل نتجة من جهة المتغيرات المستقلة بإتجاه المتغير التابع)، وقد جاءت قيم F أكبر من قيمة الحد الأعلى للقيم الحرجة في النموذج، علماً أن

تلك القيم الحرجة تم الحصول عليها من الجداول التي إقترحها Pesaran et al., 1999 عند مستويات 1%، 2.5%، 5%، 10%، وقد أكدت النتائج وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج مما يعني وجود علاقة توازنية طويلة الأجل تتجه من المتغيرات المستقلة ( INF, M2, GFCF) باتجاه المتغير التابع RGDP في فلسطين من الفترة الممتدة من 1997-2016.

**جدول (4): نتائج اختبار الحدود (Bounds Test): وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج المستخدم بالدراسة**

الإصدار	F المحسوبة		النتيجة
النموذج	83.30525		
القيم الحرجة	الحد الأعلى I1	الحد الأدنى I0	توجد علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات (أي وجود علاقة طويلة الأجل تتجه من المتغيرات المستقلة نحو المتغير التابع عند نسبة معنوية 5%)
1%	4.66	2.65	
2.5%	4.08	3.15	
5%	3.67	2.79	
10%	3.20	2.37	

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

من خلال نتائج الجدول (4) يتبين وجود علاقة تكامل مشترك في الأجل الطويل بين متغيرات النموذج، مما يدل على وجود علاقة طويلة الأجل تتجه من جهة المتغيرات (التفسيرية) المستقلة باتجاه المتغير التابع عند مستوي الدلالة 1%، وذلك نظراً لأن إحصائية F نفسها تساوي تقريباً 83.31 وهي أكبر من الحد الأعلى للقيم الحرجة الخاصة بحساب Pesaran عند مستوى الدلالة 1%.

#### 7.5 نتائج إختبار فرضيات الدراسة في الأجل الطويل

من خلال الجدول رقم (5) أدناه نجد نتائج فرضيات الدراسة و التي تم إختبارها للإجابة على أسئلة الدراسة.

جدول (5): نتائج قياس العلاقة طويلة الأجل لمعاملات النموذج ARDL المستخدم في الدراسة

المتغيرات	المعاملات
المعروض النقدي بمفهومه الموسَّع (LM2)	0.465591*** (0.034595)
التضخم (INF)	-0.002787** (0.001016)
إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت (LGFCF)	0.100376* (0.049715)
الحد الثابت (C)	1.634815*** (0.055034)

\*\*\*، \*\*، \* : دال احصائيا عند مستوى الدلالة 1%، 5%، 10% على التوالي. (S.E)

المصدر: من إعداد الطالبة باستخدام E-Views 10

يتبين من خلال نتائج جدول (5) لمعاملات الأجل الطويل في إطار نموذج ARDL أن المتغيرات التفسيرية (M2, GFCF, INF) لهن تأثيراً معنوياً في الأجل الطويل على النمو الإقتصادي المتمثل في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (RGDP) في الأجل الطويل بفلسطين خلال الفترة 1997-2016.

نتائج الفرضية الأولى: "يوجد هناك علاقة طردية (إيجابية) ذات دلالة احصائية عند مستوى الدلالة ( $\alpha < 0.05$ ) بين المعروض النقدي بمفهومه الواسع (M2) وبين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في فلسطين في الأجل الطويل."

وكما هو متوقع، تشير نتائج التحليل القياسي الى أن المعروض النقدي بمفهومه الواسع (M2) أثر إيجابياً وكان معنوياً (عند مستوى الدلالة 5%) على النمو الإقتصادي المتمثل بالناتج المحلي الإجمالي الحقيقي RGDP في فلسطين في الأجل الطويل، حيث أن زيادة المعروض النقدي بمفهومه الواسع (M2) بنسبة 10% سوف تؤدي الى زيادة النمو الإقتصادي (الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي RGDP) بنسبة 4.66% في الأجل الطويل، بعد التحكم في المتغيرات الأخرى الداخلة في النموذج. وهذا متفق مع الأدبيات الإقتصادية والمالية التي تؤكد وجود علاقة طردية بين عرض النقد بمفهومه الواسع (M2) والنمو الإقتصادي. حيث أن للسياسة النقدية

تأثير حقيقي على النمو الإقتصادي، إذ أنّ السياسة النقدية من خلال مختلف أدواتها تقوم بالتحكم في المعروض النقدي بمفهومه الواسع، وبالتالي فإن تأثير السياسة النقدية على النمو الإقتصادي يتوقف على مدى فاعليتها بالإعتماد على عناصر موضوعية في ضخ المعروض النقدي بمفهومه الواسع، كمرعاة حجم الإنتاج الحقيقي وكذلك التحكم بمعدلات تضخم منخفضة ومعقولة مما يكون له أثر إيجابي على معدلات النمو من خلال تشجيع الإدخار والإستثمار. وبمعنى آخر فإن زيادة المعروض النقدي بمفهومه الواسع من طرف السلطات النقدية يؤدي لإنخفاض أسعار الفائدة وبالتالي إنخفاض تكلفة إقراض رأس المال (أي انخفاض تكلفة الإستثمار) فيرتفع الإنفاق الإستثماري (أي زيادة الإستثمار) مما يؤدي الى زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي المُمثل لمعدل النمو الإقتصادي. (الغالبى والجبوري،2008)، وهذا يتفق مع دراسة كلاً من (مشعل وأبو دلو، 2014)؛ (Cochrane,1998)؛ (Dahan Abu Atros, and2009)؛ (Simwaka et al., 2012)؛ (Ditimi et al2011)؛ (Babatunde and Shuaibu,2011)؛ (Sulaiman et al, 2009).

نتائج الفرضية الثانية: " يوجد هناك علاقة عكسيّة (سلبية) ذات دلالة احصائية عند مستوى الدلالة ( $\alpha < 0.05$ ) بين التضخم (INF) وبين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في فلسطين في الأجل الطويل".

ومع ذلك، تشير أيضا نتائج التحليل القياسي إلى أن التضخم (INF) يؤثر بشكل سلبي ومعنوي (عند مستوى الدلالة 5%) على النمو الإقتصادي (الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي RGDP) في فلسطين خلال الأجل الطويل. وهذا يعني أنه عند إنخفاض التضخم (INF) بنسبة 10% سوف تؤدي لزيادة النمو الإقتصادي بنسبة 0.03% وهذا كما هو متوقع ومنطقي، حيث أن معدلات التضخم العالية يمكن أن تعيق النمو الإقتصادي من خلال آليات متعددة، والتي يمكن لها أن تؤثر سلباً على تكوين رأس المال والنمو الإقتصادي، وقد تلجأ العديد من الحكومات كخطوة علاجية للمحافظة على إستقرار الأسعار من خلال التحكم في أسعار الفائدة، وذلك يعود لعدم قدرتها على التأثير على إستقرار الأسعار بشكل مباشر، فتعمل على رفع أسعار الفائدة وهذا سوف يؤدي إلى إنخفاض الأسعار وذلك بسبب إرتفاع كلفة إقراض المال وإنخفاض المعروض

النقدي في السوق لعدم توفر الأموال المستخدمة للإستهلاك بين صفوف المواطنين. ببساطة إن ارتفاع أسعار الفائدة يعني ارتفاع تكلفة الإقتراض للمواطنين. بالإضافة إلى ذلك إن ارتفاع أسعار الفائدة يعني ارتفاع العوائد للمدخرين على حساباتهم لذلك يميل هؤلاء إلى تأخير الاستهلاك الحالي لفترة مستقبلية وذلك بسبب تلقيهم عوائد أعلى إذا قاموا بالإحتفاظ بأموالهم. وعلى المدى الطويل هذا يؤدي إلى إستقرار في الوضع الإقتصادي للبلاد وكبح الإرتفاع المفرط في الأسعار وليس من الممكن ملاحظة النتائج بعد فترة قصيرة من الوقت، ذلك لأن رؤية مدى فعالية أسعار الفائدة تستغرق وقتاً. حيث أن إرتفاع معدل التضخم يؤدي بالضرورة إلى رفع معدل الفائدة الإسمي كما يقول فيشر، وهذا بدوره يؤثر سلباً على النمو الإقتصادي.

إن إرتفاع معدل التضخم يخفض من الإدخار حيث يوجّه الحجم الأكبر من الدخل للإستهلاك الآني، وبالتالي يؤدي ذلك لإنخفاض في الإستثمار مما يخفض من معدلات النمو الإقتصادي. وهذا يتوافق مع دراسة كلا من (Sulaiman et al, 2009)، (Babatunde and Shuaibu, 2011)، (Hasanov, 2011)، (Kasidi, 2013).

نتائج الفرضية الثالثة: " يوجد هناك علاقة طردية (إيجابية) ذات دلالة احصائية عند مستوى الدلالة ( $\alpha < 0.05$ ) بين إجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCF) وبين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في فلسطين في الأجل الطويل."

من ناحية أخرى، فقد أظهرت النتائج وجود علاقة إيجابية ومعنوية (عند مستوى الدلالة 10%) لمتغير إجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCF) على النمو الإقتصادي في فلسطين في الأجل الطويل، بمعنى أن زيادة إجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCF) بنسبة 10% سوف تؤدي الي زيادة النمو الإقتصادي بنسبة 1% تقريباً في الأجل الطويل، بعد التحكم بالمتغيرات الأخرى الداخلة بالنموذج. وهذا متسق مع الأدبيات الإقتصادية والمالية التي تؤكد على وجود علاقة إيجابية بين النمو الإقتصادي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCF)، فمن شأن زيادة إجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCF) أن تؤدي لزيادة كلا من الإدخار والإستثمار، مما سيؤدي الي زيادة النمو الإقتصادي. وهذا يتفق مع دراسة (Sulaiman et al, 2009) و (Babatunde and Shuaibu, 2011).

## 8.5 نتائج إختبار نموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model)

كما ذكر سابقاً، من أجل قياس العلاقة قصيرة الأجل، فقد تم استخدام نموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model)، وحيث أن هذا النموذج له ميزتان: الأولى هي قياس العلاقة قصيرة الأجل، والثانية هي أنها تقيس سرعة التعديل لإعادة التوازن في النموذج الديناميكي. وبالتالي فإن نموذج تصحيح الخطأ يصبح كالتالي:

$$\Delta LR GDP_t = \alpha_0 + ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \beta_i \Delta LR GDP_{t-i} + \gamma \Delta LM2_t + \sum_{k=0}^1 \delta_k \Delta LGFCF_{t-k} + t$$

الجدول رقم (6) يعرض نتائج نموذج تصحيح الخطأ، حيث يتم الحصول على نموذج تصحيح الخطأ حسب طريقة ARDL من خلال برنامج (E-Views10) مباشرة.

### جدول (6) نتائج تقديرات نموذج تصحيح الخطأ (الأجل القصير)

المعاملات	المتغيرات
0.089286** (0.030759)	التغير في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بفترة تأخر واحدة ( $\Delta LR GDP_{t-1}$ )
0.177218*** (0.020585)	التغير في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بفترتي تأخر ( $\Delta LR GDP_{t-2}$ )
0.422512*** (0.014313)	التغير في المعروض النقدي بمفهومه الواسع ( $\Delta LM2_t$ )
0.264001*** (0.009817)	التغير في إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت ( $\Delta LGFCF_t$ )
0.164944*** (0.015306)	التغير في إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت بفترة تأخر واحدة ( $\Delta LGFCF_{t-1}$ )
-0.485256*** (0.018967)	معامل إبطاء حد تصحيح الخطأ ( $ECM(-1)$ )
0.002041	S.E. of Regression

\*\*\*، \*\*، \* : دال احصائياً عند مستوى الدلالة 1%، 5%، 10% على التوالي. (S.E.)

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

• إنَّ الإشارة السالبة لمعامل تصحيح الخطأ تعني أن هناك إختلالاً في التوازن الموجب، مما يعني ضرورة وجود آلية ما لحدوث تعديلات قصيرة الأجل، وبالتالي يعني ذلك أنَّ قيمة المتغير في الفترة السابقة تكون أعلى من مستوى التوازن.

• وقد أظهرت نتائج ARDL أن معامل إبطاء حد تصحيح الخطأ  $ECM(-1)$  مقبولاً في الدراسة كونه يقع بين السالب واحد والصفري أي أن  $-1 > 0.485 > 0$ ، ويكشف عن سرعة عودة متغير النمو الإقتصادي نحو وضع التوازن في الأجل الطويل، وهي تساوي (0.485) حيث تعني أنَّ الإنحرافات من النمو الإقتصادي طويل الأجل قد صُحِّح بمعدل 48.5% بين فترتين من الزمن.

• في حين تظهر معنوية معامل حد الخطأ (عند مستوى الدلالة أقل من 5%) عن وجود علاقة تكامل مشترك من المتغيرات التفسيرية (المستقلة) نحو النمو الإقتصادي. وأن معلمة تصحيح الخطأ إشارتها سالبة، مما يزيد من صحة ودقة العلاقة التوازنية في الأجل الطويل، وأنَّ آلية تصحيح الخطأ موجودة بالنموذج.

نتائج الفرضية الرابعة: " يوجد هناك علاقة طردية (إيجابية) ذات دلالة احصائية عند مستوى الدلالة ( $\alpha < 0.05$ ) بين المعروض النقدي بمفهومه الواسع (M2) وبين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في فلسطين في الأجل القصير."

كما ويظهر الجدول (6) أعلاه أن التغير في عرض النقود بمفهومه الواسع  $D(M2)$  له تأثيراً معنوياً إيجابياً عند مستوى الدلالة 5% على النمو الإقتصادي، حيث تشير النتائج أعلاه في الأجل القصير إلى أن زيادة عرض النقد بمفهومه الواسع بنسبة 10% سوف تحقق نمواً إقتصادياً بنسبة 4.2% في فلسطين.

نتائج الفرضية الخامسة: " يوجد هناك علاقة طردية (إيجابية) ذات دلالة احصائية عند مستوى الدلالة ( $\alpha < 0.05$ ) بين إجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCF) وبين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في فلسطين في الأجل القصير."

أيضاً تشير النتائج أعلاه أنّ التغير في إجمالي رأس تكوين المال الثابت  $D(GFCF_t)$  له تأثيراً معنوياً موجباً عند مستوى الدلالة 5% على النمو الإقتصادي، حيث تشير النتائج أعلاه في الأجل القصير الى أن زيادة إجمالي رأس تكوين المال الثابت بنسبة 10% سوف تؤدي لزيادة النمو الإقتصادي في فلسطين بحوالي 2.64%. في حين أنّ التغير في إجمالي رأس تكوين المال الثابت عند تأخرها بفترة زمنية واحدة  $D(GFCF_{t-1})$  له تأثيراً معنوياً موجباً أيضاً عند مستوى الدلالة 5% على النمو الإقتصادي، حيث تشير النتائج أعلاه في الأجل القصير الى أن زيادة إجمالي رأس تكوين المال الثابت في الفترة الزمنية السابقة بنسبة 10% سوف تؤدي لزيادة النمو الإقتصادي في فلسطين خلال الفترة الزمنية الحالية بحوالي 1.65%.

نتائج الفرضية السادسة: " يوجد هناك علاقة عكسية (سلبية) ذات دلالة احصائية عند مستوى الدلالة  $(\alpha < 0.05)$  التّضخُّم (INF) وبين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في فلسطين في الأجل القصير."

إنّ التحولات النقدية ليس لها آثار قصيرة الأجل على التضخم، وأن آثار السياسة النقدية على الإقتصاد تجري من خلال سعر الفائدة وتأثير الأخير على الإستهلاك وقرارات الإستثمار. فإن عدم ظهور أي أثر للتغير في التضخُّم في الأجل القصير عند مستوى الدلالة 5% على النمو الإقتصادي في فلسطين خلال سنوات الدراسة ذلك يبرره أنّ التضخم يُعرّف على أنه إرتفاع مستمر في المستوى العام للأسعار ولفترة طويلة وبذلك فإنّ التغيّرات والقفزات في الأسعار على المدى القصير لا تسمى تضخماً ولا تشكل الأثر الذي له أن ينعكس على أداء الإقتصاد بشكل عام.

## 9.5 نتائج إختبار السببية

وقد تم تطبيق إختبار جرينجر للسببية على متغيرات الدراسة، للتحقق من هذه القدرة التفسيرية وإتجاهها بين المتغيرات. وتدل نتائج العلاقات السببية وقيمة F-Statistic المعروضة في جدول (7) أدناه، على عدم قبول فرضية العدم وبمستوى معنوية 5%، وبناءً عليه ينتج أن

التغيرات في المعروض النقدي بمفهومه الواسع تُساعد في تفسير التغيرات في الناتج المحلي الإجمالي، ولها أثر على المتغير التابع مما يعني وجود علاقات سببية بين هذه المتغيرات، إذ يُلاحظ وجود علاقة ذات اتجاه واحد من المتغيرات النقدية الممتثلة بالمعروض النقدي الموسع (M2) على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وليس العكس.

**جدول (7) نتائج اختبار السببية بين متغيرات الدراسة للبيانات السنوية 1997-2016**

النتيجة	الإحتمالية	قيمة F المحسوبة	عدد المشاهدات	الفرضية العدمية $H_0$
رفض الفرضية	0.0166	5.70844	18	النمو في عرض النقد بمفهومه الواسع لا يسبب النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي
قبول الفرضية	0.8474	0.16771	18	النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي لا يسبب النمو في عرض النقد بمفهومه الواسع

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

## الفصل السادس

# النتائج والتوصيات

## الفصل السادس

### النتائج والتوصيات

لقد تم التوصل في هذه الدراسة الى جملة من النتائج وهي:

1- تم التوصل الى إستقرارية كل من متغيرات الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (LRGDP)، المعروض النقدي بمفهومه الواسع (LM2) وإجمالي تكوين رأس المال الثابت (LGFCF) مع وجود قاطع (حد ثابت) عند الفروق الأولى أي متكاملة من الرتبة الأولى  $I(1)$ ، بينما متغير التضخم (INF) في حال وجود قاطع كان مستقر عند المستوى الأصلي أي  $I(0)$ ، ولا يوجد متغيرات متكاملة من الدرجة الثانية  $I(2)$ ، وبالتالي يمكن تطبيق منهجية التكامل المشترك بإستعمال نموذج ARDL.

2- بعد إجراء إختبار التكامل المشترك طبقاً لمنهجية (ARDL) تبين وجود تكامل مشترك بينهما (أي وجود علاقة توازنية) في الأجل الطويل وذلك حسب نتيجة إختبار ( Bounds Test)، وبالتالي يمكن إكمال منهجية ARDL في تقدير نموذج تصحيح الخطأ (نموذج الأجل القصير)

3- تبين من خلال إختبار العلاقة السببية وجود علاقة سببية أحادية الإتجاه من المتغير المستقل المعروض النقدي الواسع بإتجاه الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (RGDP) مما يعني أن التغيرات في المعروض النقدي بمفهومه الواسع تساعد في تفسير التغيرات التي تحدث في النمو الإقتصادي في فلسطين وليس العكس.

4- وجود أثراً معنوياً موجباً عند مستوى الدلالة 5% لعرض النقد بمفهومه الواسع (M2) على النمو الإقتصادي المتمثل بالناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (RGDP) في الأجلين الطويل والقصير في فلسطين خلال سنوات الدراسة.

وبما أن زيادة المعروض النقدي بمفهومه الواسع (M2) كان له أثراً إيجابية في زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (RGDP) وزيادة الإلتعاش الإقتصادي كما خلصت إليه

الدراسة؛ لذلك من الضروري الإبقاء على تدفق عرض النقود من خلال البنوك العاملة في فلسطين، لأنها تشكل أداة مهمة في تحفيز الإقتصاد، خاصة فيما يتعلق بالتسهيلات الائتمانية المقدمة للقطاع الخاص. لكن يجب الحذر من الزيادة المفرطة في عرض النقود بدون ضوابط، ويجب أن تكون الزيادة في عرض النقود مواكبة ومتناسبة للزيادة في حجم إجمالي الناتج المحلي من السلع والخدمات المختلفة، حيث أن نمو عرض النقود بشكل أكبر بكثير من النمو في حجم السلع والخدمات سيكون له آثاراً سلبية، أهمها انخفاض الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وزيادة التضخم؛ مما يؤدي لظهور حالة من الإرتباك وعدم الإستقرار الإقتصادي؛ وهذا بدوره يعمل على هجرة رؤوس الأموال الوطنية للخارج، لذلك ينبغي على الجهات المسؤولة إتخاذ التدابير المناسبة لتجنب الآثار آفة الذكر.

5- وجد أثراً معنوياً سالباً عند مستوى الدلالة 5% للتضخم (INF) على النمو الإقتصادي المتمثل بالناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (RGDP) في الأجل الطويل بينما لم يكن له أثراً في الأجل القصير في فلسطين خلال سنوات الدراسة. ويجب الإنتباه إلى أن انخفاض معدلات النمو الإقتصادي، والتكوين الهش للناتج المحلي الإجمالي الذي لا يصنع قاعدة إنتاجية قوية للسلع والخدمات؛ يؤدي إلى عدم وفاء السلع والخدمات المنتجة داخل الدولة بمتطلبات مواطنيها، وبالتالي يزيد الطلب ويقل العرض فيرتفع التضخم، لذا يستوجب إستخدام آلية لتحديد مدى معين لسعر الفائدة الحقيقي لتحديد أدنى معدل تضخم، مما يؤدي لزيادة الإستثمار مع مراعاة الخصوصية التي تحكم البيئة الإقتصادية الحالية في فلسطين، فهي تبقى الأدوات النقدية التقليدية غير فعالة ومحدودة جداً، من أجل الإقراض بخصم لكي يكون أداة لسياسة نقدية مجدية. كما أن عمليات السوق المفتوحة ليست مجدية كأداة نقدية في البيئة الراهنة فالسندات المالية الحكومية وهي الوسيلة التقليدية في عمليات السوق المفتوحة غير موجودة في الوقت الراهن، وإنّ لسلطة النقد الفلسطينية الحق في أن تطلب الإحتياطي الأجنبي كأداة نقدية ولكنها خاضعة لقيود إتفاقية باريس التي تتطلب أن تكون نسبة الإحتياطي على الودع المصرفية بالشيكال في فلسطين على الأقل بنفس النسب السائدة في الودائع المشابهة في إسرائيل، وبذلك فإن سلطة النقد لا يمكنها رفع نسبة الإحتياطي

المطلوبة بصورة كبيرة فوق تلك السائدة على الودائع المشابهة في إسرائيل والأردن دون المخاطرة بهروب الودائع من النظام المصرفي المحلي (حامد، 2000).

6- وجود أثراً معنوياً موجباً أيضاً عند مستوى الدلالة 5% لإجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCF) على النمو الإقتصادي المتمثل بالنتائج المحلي الإجمالي الحقيقي (RGDP) في الأجلين الطويل والقصير في فلسطين خلال سنوات الدراسة؛ ولذلك ينبغي على الجهات المسؤولة أن تقوم بتشجيع النشاط الإستثماري من خلال تحديد الفرص الجيدة للعمل التجاري وتمويلها وتعبئة المدخرات ومتابعة أداء المديرين، والسماح بتداول المخاطر وتنوعها وتيسير تبادل السلع والخدمات. حيث تؤدي هذه الوظائف إلى رفع كفاءة تخصيص الموارد وتسريع تراكم رأس المال المادي والبشري مما يؤدي بدوره إلى تعزيز النمو الإقتصادي. كذلك يجب على الحكومة أن تقوم بتوجيه السياسات العامة من أجل توفير البيئة الإستثمارية المناسبة وإزالة العقبات التي تحد من تطور فعالية الإستثمار حيث أن توفير سياسة للمناخ الإستثماري المشجع لتدفق رؤوس الأموال من خلال التسهيلات الممنوحة للمستثمرين المحليين والأجانب، وتوجيهه للقطاعات التي لا بد لها ان تدعم الإقتصاد مما ينعكس بأثر إيجابي عليها. إذ أن تحقيق البيئة الإستثمارية الجاذبة للإستثمارات من خلال خطوات متدرجه ومدروسة تعطي للإقتصاد الوطني إمكانية إعداد الذات، وتحقيق فرص عمل جديدة في الإقتصاد تحد من إرتفاع البطالة والحد من ظاهرة التضخم.

## قائمة المصادر والمراجع

### أولاً: المراجع العربية

بشيشي، وليد: التحليل الكمي لأثر السياسة النقدية على النمو الإقتصادي دراسة تطبيقية على الإقتصاد الجزائري خلال الفترة (1990-2012). مجلة مركز دراسات الكوفة، المجلد 1، العدد 33، ص169-ص187، الجزائر، 2014.

بوسالم، أبو بكر وعيسات، فطيمة الزهرة: أثر الوظائف المصرفية الوسيطة على النمو الإقتصادي الجزائري خلال الفترة (1990-2012). مجلة دراسات وأبحاث، العدد 26، السنة التاسعة، الجزائر، 2017.

بوعتروس، عبد الحق ودهان، محمد: أثر التغير في التداول النقدي على الناتج المحلي في الإقتصاد الجزائري. مجلة أبحاث إقتصادية و إدارية، العدد الخامس، قسنطينة، ص1-ص24، الجزائر، 2009.

الجراح، محمد بن عبد الله: مصادر التضخم في المملكة العربية السعودية: دراسة قياسية باستخدام مدخل إختبارات الحدود. مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد 27، العدد 1، ص133-ص153، الرياض، المملكة العربية السعودية، 2011.

حسن، علي وشومان، عبد اللطيف، "تحليل العلاقة النوازنية طويلة الأجل بإستعمال إختبارات جذر الوحدة وأسلوب دمج النماذج المرتبطة ذاتيا ونماذج توزيع الإبطاء (ARDL)"، مجلة العلوم الإقتصادية، مجلد (9)، العدد: 2، ص179-ص194، كلية الإدارة و الإقتصاد، جامعة بغداد، العراق، 2013.

الحمداني، شيرين والبطاينة، عبد الكريم: العلاقة بين التبعية المالية و المنافسة و معدل النمو الإقتصادي في الأردن. مجلة كلية بغداد للعلوم الاقتصادية الجامعة، العدد 30، ص3-ص21، العراق، 2012.

خاطر، طارق ومفتاح، صالح: التأسيس النظري لعلاقة التطور المالي بالنمو الإقتصادي، وأهم مؤشراته في الجزائر خلال الفترة 1990-2013. مجلة أبحاث إقتصادية وإدارية، المجلد 16، العدد 7، ص 141-159، الجزائر، 2014.

خلف، عمار حمد، "قياس تأثير تطور الجهاز المصرفي على النمو الإقتصادي في العراق"، مجلة العلوم الإقتصادية و الإدارية، مجلد (17)، العدد: 64، ص 174-208، العراق، 2011.

دحماني، محمد وناصر، عبد القادر، دراسة قياسية لمحددات الاستثمار الخاص في الجزائر باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة"، الملتقى الدولي لجامعة سطيف 1، مارس، 2013.

درويش، سالم سليمان: تطوّر نمو عرض النقود بالمملكة العربية السعودية خلال الفترة (1999-2009) والآثار الإقتصادية لذلك: دراسة تحليلية. مجلة الجامعة الإسلامية للدراسات الإقتصادية والإدارية، المجلد 21، العدد 1، ص 323-348، غزة، فلسطين، 2013.

دريبي، حيدر عباس: أثر العمق المالي ومعدل سعر الصرف على التضخم بالعراق للمدة (1970-2014). مجلة المثنى للعلوم الإدارية والإقتصادية، المجلد 6، العدد 2، ص 8-24، العراق، 2016.

رشاد، ندوى خزل، " استخدام اختبار كرانجر في تحليل السلاسل الزمنية المستقرة". المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، العدد (19)، ص 267-288، 2011.

زيرمي، نعيمة، " أثر التحرير التجاري على النمو الإقتصادي في الجزائر"، مذكرة مقدمة لنيل شهادة الدكتوراه في العلوم الاقتصادية، جامعة تلمسان، - 2015.2016

سلطة النقد الفلسطينية. " تقارير التضخم الربع سنوية. رام الله، فلسطين. (2000 - 2016).

سلطة النقد الفلسطينية. "التقارير الربع سنوية للتطورات الإقتصادية. رام الله، فلسطين.  
(2017Q2 – 2000Q1).

السيد علي، عبد المنعم، " دور الجهاز المصرفي و البنك المركزي في تنمية الأسواق المالية  
للبلدان العربية"، مركز الدراسات والبحوث الإستراتيجية، أبو ظبي، العدد 16، 2004.

شنيش، محمد رمضان: *دراسة العلاقة بين التضخم و عرض النقود و سعر الصرف في  
الإقتصاد الليبي خلال الفترة (1992 – 2008)*. المجلة الجامعة، المجلد الأول، العدد  
15، ص 237-264، صرمان، ليبيا، 2013.

صندوق النقد العربي، التقرير الإقتصادي العربي الموحد، أبو ظبي، الإمارات العربية المتحدة،  
2016.

عبد الرحيم، ثريا: *تقييم إداء السياسة النقدية في العراق و أثرها في التضخم دراسة تحليلية  
للمدة من (1980 – 2003)*. مجلة العلوم الإقتصادية والإدارية، المجلد 13، العدد 48،  
ص 142-160، بغداد، العراق، 2007.

عودة، سيف الدين. سلطة النقد الفلسطينية: دور القطاع المصرفي في تنمية الإقتصاد  
الفلسطيني. تشرين أول. رام الله، فلسطين، 2011.

عوض، طالب و المحادين، مالك ياسين: *أثر التطور النقدي في النمو الإقتصادي في الأردن.*  
مجلة دراسات للعلوم الإدارية، المجلد 38، العدد 2، ص 506 – 523، الأردن،  
2011.

عوض، عزمي وصفي: *تقديرات عرض النقد في فلسطين*. مجلة الجامعة الإسلامية للدراسات  
الإقتصادية والإدارية، المجلد 20، العدد الأول، ص 37-67، طولكرم، فلسطين،  
2012.

الغالبى، عبد الحسين جليل والجبوري، سوسن كريم: أثر مقاييس عرض النقد على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية في عينة من الدول المتقدمة. مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والإدارية، المجلد 2، العدد 10، ص 7 - ص 35، العراق، 2008.

غدير، هيفاء. "السياسة المالية والنقدية ودورها التنموي في الاقتصاد السوري"، دمشق، الهيئة العامة السورية للكتاب، 2010.

المجلس الاقتصادي الفلسطيني للتنمية والاعمار /بكدار: أثر انخفاض سعر صرف الدولار على الاقتصاد الفلسطيني. رام الله، فلسطين، 2008.

مزيان، محمد توفيق و بن قدور، علي: أثر السياسة النقدية على معدلات النمو الاقتصادي في الجزائر للفترة (1990-2015). مجلة الحكمة للدراسات الاقتصادية، المجلد 4، العدد 7، ص 84 - ص 108، الجزائر، 2016.

مشعل، زكية أحمد و أبو دلو، عماد محمد: أثر عرض النقد في الإنتاج و مستوى الأسعار في الأردن: دراسة قياسية. المجلة الأردنية للعلوم الاقتصادية، المجلد 1، العدد 2، ص 173 - ص 183، الأردن، 2014.

المشهداني، أحمد إسماعيل وآل طعمه، حيدر حسين: دور السياسة النقدية في تحقيق الإستقرار النقدي في الاقتصاد العراقي للمدة (2003-2009). المجلة العراقية للعلوم الاقتصادية، السنة العاشرة، العدد 33، ص 130 - ص 149، العراق، 2012.

معهد أبحاث السياسات الاقتصادية (ماس). السياسة النقدية في ظل غياب عملة وطنية وفي ظل مجلس عملة في الضفة الغربية وقطاع غزة. ورقة نقاش، أسامة حامد، رام الله، فلسطين. أيلول، 2000.

معهد أبحاث السياسات الاقتصادية (ماس). مجلة المراقب الاقتصادية والاجتماعي 1. رام الله، فلسطين. 2010.

مندور، أحمد محمد، " مقدمة في النظرية الإقتصادية الكلية"، الدار الجامعية، مصر، 2004، ص224.

نصر، أماني الحاج محمد وموسى، المهدي موسى: *فعالية السياسة النقدية في السودان في الفترة (1990-2012م)*. مجلة جامعة بخت الرضا العلمية. العدد 15، ص 144- ص161، السودان، 2015.

نوفل، أسامة. "الحسابات القومية الفلسطينية: تحليل المؤشرات"، مركز التخطيط الفلسطيني، فلسطين، 2006.

الهندي، عدنان والحواري، أحمد. "مبادئ في الإقتصاد التحليلي (الجزئي و الكلي)، الطبعة الثانية، عمان. 1982

الهيبي، أحمد حسين وأيوب، أوس فخر الدين: *دور السياسة النقدية والمالية في النمو الإقتصادي*. مجلة جامعة الأنبار للعلوم الإقتصادية والإدارية، المجلد 4، العدد 8، ص16 - ص32، العراق، 2012.

وزارة المالية الفلسطينية. "التقارير السنوية". رام الله، فلسطين. (2002 - 2016).

ثانياً: المراجع الأجنبية

Abd Elfatah, S.M., "**CHANGES IN PRICE LEVELS AND THEIR RELATION TO MONY SUPPLY EGYPT.**" *J. Agric. Econom. and Social Sci., Mansoura Univ., Vol (5), No. 4, EGYPT, 2014/ PP. 1245-1256.*

Abou El-Soud, M.S., "**Testing Relationship between Money Supply and GDP in Bahrain.**" *International Journal of Economic, Commerce and Management, Vol (2), No. 5, United Kingdom, 2014/ PP. 1-15.*

Abu-Bader, S. and Abu-Qarn, A., “*Financial Development and Economic Growth: Empirical Evidence from Six MENA Countries.*” **Review of Development Economy**, Vol (12), No. 4, 2008/ PP. 803-817.

Ahmed Elshiekh, M. and Suliman, Z., “*The Long–Run Relationship between Money Supply, Real GDP, and Price Level: Empirical Evidence from Sudan.*” **Journal of Business Studies Quarterly**, Vol (2), NO. 2, Sudan, 2011 / PP. 68-79.

Al-Fawwaz, T.M. and Al-Sawai’e, K.M., “*Output, Money, and Prices: The Case of Jordan.*” **International Business Research**, Vol (5), No. 12, Jordan, 2012/PP. 223-228.

Alshogheathri, M.A., “**Macroeconomic Determinants of the Stock Market Movements: Empirical Evidence from the Saudi Stock market**”. Phd Thesis, Kansas State University. Manhattan, Kansas, 2011.

Amarasekara, C., “*The Impact of Monetary Policy on Economic Growth and Inflation in Sri Lanka. Central Bank of Sri Lanka Staff Studies*”. Vol (38), No. 1 &2, Sri Lanka, 2008.

Babatunde, M.A. and Shuaibu, M.I., “**MONEY SUPPLY, INFLATION AND ECONOMIC GROWTH IN NIGERIA.**” **Asian-African Journal of Economics and Econometrics**, Vol (11), No. 1, Nigeria, 2011/ PP 147-163.

Bagehot, W and Street, L., **“A description of the money market”**, The Poplars, Wimbledon, E. Johnstone; Hartley Withers, eds, London: Henry S. King and Co, April 26, 1873

Banuso, F. B., **“Does Currency in Circulation Promote Economic Performance in Developing Countries? Evidence from Nigeria.”** **International Business Research**, Vol.6, No.10, Nigeria, 2013/PP. 91-100.

Boulila, G. and Trabelsi, M., **“The causality issue in the finance and growth nexus: empirical evidence from Middle East and North African countries.”** **Review of Middle East Economic and Finance**, Vol (2), NO. 2, Tunis, 2004 /PP. 123-138.

Calderon, C. and Liu, L., **“The direction of causality between financial development and economic growth.”** **Journal of Development Economics**, Vol (72), NO.1, 2003/ PP. 321- 334.

Chaitipa, P. et al., **“Money Supply Influencing on Economic Growth-wide Phenomena of AEC Open Region.”** **Procedia Economics and Finance**, VOL (24), International Conference on Applied Economics, ICOAE 2015, 2-4 July 2015, Kazan, Russia / PP.108-115. (www.sciencedirect.com).

Chowdhury, A.R., **“Monetary Policy, Fiscal Policy and Aggregate Economic Activity: Some Further Evidence.”** **Applied Economics**

**Review**, Vol (20), No. 1, 1988/ PP. 63-71.  
(<https://doi.org/10.1080/00036848800000036>).

Cochrane, J., *What Do The VARs Mean?: Measuring the Output Effect of Monetary Policy*, **Journal of Monetary Economics**, Vol 41, No.2, 1998/ PP. 277-300.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A., “*Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root.*” **Econometrica**, Vol (49), 1981. PP. 1057-1072. <http://dx.doi.org/10.2307/1912517>

Ditimi, A.J. et al., “*An Appraisal of Monetary Policy and its Effect on Macro-Economic Stabilization in Nigeria.*” **Journal of Economic theory**, Vol (5), No. 2, Nigeria, 2011/ pp 44-49.

Ebiringa, O.T. et al., “*Behavioral Pattern of Monetary Policy Variables and Effects on Economic Growth: An Econometric Investigation of Nigeria.*” **Journal of Economics and Sustainable Development**, Vol (5), No.1, Nigeria, 2014.

Engle, R. F. and Granger, C. W., “*Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*, **Econometrica**, Vol (55), No.2, (1987),

Fetai, B. and Zeqiri, I., “*The Impact of Monetary Policy and Exchange Rate Regime on Real GDP and Prices in the Republic of Macedonia.*” **Economic and Business Review**, Vol (12), No.4, Macedonia, 2010/PP.263-284.

- Fischer, S. et al., "*Modern hyper and high inflations*". **Journal of Economic Literature**, Vol. (40), No.3, 2002/ PP. 837–880
- Friedman, et al., "**Money and Banking**", A division of opening Books Ltd. 1973.
- Friedman, M., "*A Theoretical Framework for Monetary Analysis*", **Journal of Political Economy**, Vol (78), No. 2, 1970/ PP. 193-38.
- Gerrard, W J & Godfrey, L G, (1998), "**Diagnostic Checks for Single-Equation Error-Correction and Autoregressive Distributed Lag Models**," The Manchester School of Economic & Social Studies, Blackwell Publishing, vol. (66), No.2, March, 1988. Banarjee et al, 1994.
- Granger, C.W. & Newbold, P. "*Spurious Regression in Econometrics*", **Journal of Econometrics**, Vol. 2, 1974/ PP. 111-120.
- Greene, W. H. "**Econometric analysis**", 4th Ed, Upper Saddle River, N J: Prentice Hall. 2000.
- Gries, T. et al., "**Linkages between Financial Deepening, Trade Openness, and Economic Development: Causality Evidence from Sub-Saharan Africa.**" *Review of World Development*, University of Paderborn, Vol (37), No. 12, Germani, 2009/ PP. 1849-1860.
- Gujarati, D. "**Basic Econometrics**". Fourth edition, McGraw-Hill, NY, 2008.

- Hameed, I. and Ume, A., ***“Impact of Monetary Policy on Gross Domestic Product (GDP).”*** **Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business**, Vol (3), No. 1, Karachi, 2011/ PP. 1348-1361.
- Hasanov, F., ***“RELATIONSHIP BETWEEN INFLATION AND ECONOMIC GROWTH IN AZERBAIJANI ECONOMY: IS THERE ANY THRESHOLD EFFECT?”*** **Asian Journal of Business and Management Sciences**, Vol (1), No. 1, Azerbaijan, 2011/ PP. 1-11. (www.ajbms.org).
- Heij, Ch. et al., ***“Econometric Methods with Applications in Business and Economics”***, OXFORD University Press, 2004.
- ISEDU, M., ***“Effects of Monetary Policy on Macroeconomic Performance: The Case of Nigeria.”*** Phd Thesis. University of Greenwich, Nigeria, 2013.
- Johansen, S., ***“Statistical Analysis of Cointegration Vectors”***, **Journal of Economics, Dynamics and Control**, Vol (12), (1988).
- KASIDI, F. and MWAKANEMELA, K., ***“IMPACT OF INFLATION ON ECONOMIC GROWTH: A CASE STUDY OF TANZANIA.”*** **Asian Journal of Empirical Research**, Vol (3), No. 4, Tanzania, 2013/ PP. 363-380.
- Keynes, J. M., ***“The General Theory of Employment, Interest, and Money”***, Macmillan, London. (1936).

Khan, M.S. and Senhadji, A.S., “**Financial Development and Economic Growth: An Overview**”, IMF Working Paper, No.29, Washington, 2000.

Khin, A. et al., “*Monetary Policy and Gross Domestic Product in Malaysia: An Econometric Investigation.*” **Middle-East Journal of Scientific Research**, Vol (4), No. 19, Malaysia, 2014/ PP. 602-609

King, R.G. and Levine, R., “*Finance, entrepreneurship, and growth.*” **Journal of Monetary Economics**. Vol (32), No.3, North-Holland, 1993/ PP. 513-542.

Laurenceson, J. and Chai, J.C.H., **Financial Reform and Economic Development in China**, Cheltenham, UK: Edward Elgar. 2003.

Lewis, W. A., “**Theory of Economic Growth**”, London, Unwin University Books, 1955.

Liang, F. and Huang, W., “**The Relation between Money Supply and the GDP of United States.**” Hong Kong Baptist University, Phd Thesis, Hong Kong, 2011.

Liang, Q. and Teng, J., “*Financial Development and Economic Growth: Evidence from China.*” **Journal of China Economic Review**, Vol (17), Issue: 4, China, 2006/ PP. 395-411.

Lucas, R. E., “*On the Mechanics of Economic Development*”, **Journal of Monetary Economics**, Vol (22), No.1, 1988/ PP.3-42.

MacKinnon, J. G. **“Critical Values for Cointegration Tests**, in: Robert F. Engle and C. W. J. Granger (eds.), *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford: Oxford University Press, 1991/PP. 267-276.

Majid, M., **“Does Financial Development Matter for Economic Growth in Malaysia? An RADL Bound Testing Approach”**, *Journal of Economic Corporation*, Vol. 29, No.1, (2008).

Narayan, Paresh K., (2004), **“Reformulating Critical Values for the Bounds F-statistics Approach to Cointegration: An Application to the Tourism Demand Model for Fiji”**, Department of Economics, Discussion Papers 02/04, University of Monash, 2004.

Nelson, C.R., & Plosser, C.I. **“Trends and random walks in macroeconomic time series. Some evidence and implications”**, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, 1982 /PP. 139-162.

Nurkse, R., **“Problems of Capital Formation in Underdeveloped Countries”**, London, Blackwell, 1962.

Omanukwue, P.N., **“The Quantity Theory of Money: Evidence from Nigeria.”** *Central Bank of Nigeria, Economic and Financial Review*, Vol (48), No. 2, Nigeria, 2010/ pp. 91-105.

Owoye, O. and Onafowora, O., **“The Effects of Monetary Policy on Real Output: Evidence from West Africa Countries.”** *Journal of International Economics*, Vol (47), Issue 2-3, 1994/ PP. 184-191

Palestine Monetary Authority, *“Inflation Report”*. Ramallah, Palestine. 2011.

Pesaran, et al., **“Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long-Run Relationship**, Department of Applied Economics, University of Cambridge, 1999.

Pesaran, M. H. and Shin, Y., **“An Autoregressive Distributed-Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis in Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, Steinar Strom(ed)”**, Cambridge University Press, New York, 1998/ PP. 371-413.

Qwader, A. and Alawneh, A., *“Measuring the Impact of Economic Stability and Remittances of Overseas Workers on Bank Deposits: the Case of Jordan.”* Accounting and Finance Research Journal, Tafila Technical University-College of Business, Vol (6), No. 2, Jordan, 2017/ PP. 45-57, (<http://afr.sciedupress.com>).

Sharma, D. and Ranga, M., *“Impact of Saving Deposits of Commercial Banks on GDP.”* Indian Journal of Applied Research, Vol (4), Issue: 9, Rohtak, India, 2014/ PP. 95-97.

Simwaka, K. et al., *“Money Supply and Inflation in Malawi: An Econometric investigation.”* Journal of Economics and International Finance, Vol (4), No. 2, Malawi, 2012/ PP. 36-48.

Sulaiman, D.M. et al., "*An Empirical Investigation between Money Supply, Government Expenditure, output & Prices: the Pakistan Evidence.*" **European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences**, Issue 17, Karachi, Pakistan, 2009/ PP. 60-68. (<http://www.eurojournals.com>).

### ثالثاً: المواقع الإلكترونية

الأصبح، عماد الدين: " نماذج ARDL في تقدير نماذج الإقتصاد القياسي الخاص بالسلاسل الزمنية". 2016.

(<https://www.youtube.com/watch?v=UriJTW8IrMM&t=2861s>)

البنك الدولي، الموقع الإلكتروني للبنك الدولي (<http://data.worldbank.org/>)، بيانات، 2017.

خلف، عمار حمد: " قياس تأثير تطور الجهاز المصرفي على النمو الإقتصادي في العراق" جامعة بغداد، كلية الإدارة و الإقتصاد، 2009.

(<https://www.iasj.net/iasj?func=fulltext&ald=3329>)

## الملاحق

ملحق (1): البيانات المستخدمة في الدراسة لفلسطين خلال الفترة 1997-2016

التضخم %* (INF %)	إجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCF)	المعروض النقدي بمفهومه الواسع (M2)	الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (RGDP)	السنة (Year)
-3.83	1231.9	2689	3830	1997
-5.37	1306.1	2915	4379	1998
-3.03	1682	3260	4741.6	1999
10.44	1321.8	3445.3	4335.9	2000
2.35	1163.2	3630.0	3932.2	2001
1.49	902.5	3447.9	3441.1	2002
-2.13	1108.9	4335.7	3923.4	2003
-1.12	1111.6	4648.5	4329.2	2004
0.73	1223.0	5019.0	4796.7	2005
5.75	1120.6	4734.0	4609.6	2006
5.2	1160.7	5752.7	4913.4	2007
14.26	1313.5	6651.3	5212.1	2008
0.23	1417.1	6929.9	5663.6	2009
13.44	1824.9	7626.8	6122.3	2010
4.45	2357.7	7858.5	6882.3	2011
1.41	2499.2	8645.0	7314.8	2012
8.21	2972.2	9387.3	7477.0	2013
2.11	2749.8	10234.1	7463.4	2014
-3.64	2994.8	11141.4	7719.3	2015
1.53	3015.0	12282.7	8037.0	2016

المصدر: الأعمدة (2-4) بيانات جهاز الإحصاء الفلسطيني 2017.

\*: بيانات عمود 5 مأخوذة من البنك الدولي، 2017.

قيم الأعمدة: الثاني، الثالث والرابع من جهة اليمين بالمليون دولار أمريكي.

ملحق (2): معامل الإستقرار النقدي لمجموعة من الدول العربية للعام 2015

الدولة	معامل الإستقرار النقدي	معدل النمو في الناتج المحلي الحقيقي %	معدل النمو في المعروض النقدي %	النتيجة
الأردن	3.236	2.5	8.09	توسعيه
فلسطين*	2.59	3.43	8.87	توسعيه
الإمارات	1.60	3.4	5.45	إستقرار
البحرين	0.92	3.2	2.95	إستقرار
تونس	2.31	2.3	5.32	توسعيه
الجزائر	0.04	3.7	0.13	إنكماش
السعودية	0.74	3.5	2.59	إستقرار
السودان	5.85	3.5	20.46	توسعية
العراق	-3.73	2.4	-8.96	إنكماش
عُمان	2.44	4.1	10.02	توسعية
قطر	0.82	4.2	3.44	إستقرار
الكويت	-1.92	-0.9	1.73	إنكماش
لبنان	5.06	1	5.06	توسعية
ليبيا	-2.09	-6.4	13.35	إنكماشية
مصر	4.43	4.2	18.61	توسعية
المغرب	1.53	4.5	6.87	إستقرار
موريتانيا	0.19	1.9	0.37	إنكماشية
اليمن	-0.15	-28.1	4.27	إنكماشية

المصدر: من إعداد الباحثة بالإعتماد على بيانات تقرير صندوق النقد العربي السنوي الموحد لعام 2016.

\*: بيانات سلطة النقد الفلسطينية 2016.

ملحق (3): نتائج التقدير لإختيار صيغة النموذج الملائم

المؤشرات الإحصائية							الصيغة
H-Q	SC	AIC	S.E	F	$\bar{R}^2$	$R^2$	
14.31	14.47	14.27	277.4	180.7	0.97	0.97	RGDP=F(M2,GFCF,INF)
-4.67	-4.51	-4.71	0.021	191.7	0.97	0.97	LRGDP=F(LM2,LGFCF,INF)
-3.85	-3.69	-3.89	0.032	81.28	0.93	0.94	LRGDP=F(M2,GFCF,INF)
6.043	6.208	6.009	4.453	13.93	0.68	0.74	RGDP <sub>TH</sub> =F(M2 <sub>TH</sub> ,GFCF <sub>TH</sub> ,INF <sub>TH</sub> )

المصدر: من اعداد الباحثة نفسها باستخدام برنامج E-Views 10

ملحق (4): نتائج إختبارات جذر الوحدة ديكي - فولر (ADF) للسلاسل الزمنية في المستوى

ملحق (1/4 أ): نتائج إختبار ADF للسلسلة LR GDP بحد ثابت (قاطع)

Null Hypothesis: LR GDP has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)			
		t-Statistic	Prob.*
		Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.7739648 0.98980
Test critical values:	1% level	-3.920349	
	5% level	-3.065585	
	10% level	-2.673459	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

ملحق (1/4 ب): نتائج إختبار ADF للسلسلة LR GDP بحد ثابت (قاطع) وإتجاه عام

Null Hypothesis: LR GDP has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 7 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)			
		t-Statistic	Prob.*
		Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.729257 0.6740
Test critical values:	1% level	-4.992279	
	5% level	-3.875302	
	10% level	-3.388330	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

ملحق (4 / 2 / أ): نتائج إختبار ADF للسلسلة LM2 بحد ثابت (قاطع)

Null Hypothesis: LM2 has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic 1.078315 0.9951			
Test critical values:	1% level	-3.920350	
	5% level	-3.065585	
	10% level	-2.673459	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

ملحق (4 / 2 / ب): نتائج إختبار ADF للسلسلة LM2 بحد ثابت وإتجاه عام

Null Hypothesis: LM2 has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic -3.510060 0.0704			
Test critical values:	1% level	-4.616209	
	5% level	-3.710482	
	10% level	-3.297799	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

ملحق (4 / 3 / أ): نتائج إختبار ADF للسلسلة LGFCF بحد ثابت (قاطع)

Null Hypothesis: LGFCF has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 8 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic -2.649317 0.1129			
Test critical values:	1% level	-4.200056	
	5% level	-3.175352	
	10% level	-2.728985	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

ملحق (3/4 / ب): نتائج إختبار ADF للسلسلة LGFCF بحد ثابت (قاطع) وإتجاه عام

Null Hypothesis: LGFCF has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic -3.725049 0.0487			
Test critical values:	1% level	-4.616209	
	5% level	-3.710482	
	10% level	-3.297799	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

المصدر: من إعداد الباحثة بإستخدام 10 E-Views

ملحق (4/4 / أ): نتائج إختبار ADF للسلسلة INF بحد ثابت (قاطع)

Null Hypothesis: INF has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic -3.756652 0.0117			
Test critical values:	1% level	-3.831511	
	5% level	-3.029970	
	10% level	-2.655194	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

المصدر: من إعداد الباحثة بإستخدام 10 E-Views

ملحق (4/4 / ب): نتائج إختبار ADF للسلسلة INF بحد ثابت (قاطع) وإتجاه عام

Null Hypothesis: INF has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic -3.715222 0.0464			
Test critical values:	1% level	-4.532598	
	5% level	-3.673616	
	10% level	-3.277364	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

المصدر: من إعداد الباحثة بإستخدام 10 E-Views

ملحق (5): نتائج إختبارات جذر الوحدة ديكي - فولر (ADF) للسلاسل الزمنية في الفروق الأولى

ملحق (1/5 أ): نتائج إختبار ADF سلسلة الفروق الأولى للنتائج المحلي الإجمالي الحقيقي D(LRGDP) بحد ثابت (قاطع)

Null Hypothesis: D(LRGDP) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 4(Automatic - based on SIC, maxlag=6)			
		t-Statistic	Prob.*
		Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.028368 0.0096
Test critical values:	1% level	-4.004425	
	5% level	-3.098896	
	10% level	-2.690439	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

ملحق (1/5 ب): نتائج إختبار ADF سلسلة الفروق الأولى للنتائج المحلي الإجمالي الحقيقي D(LRGDP) بحد ثابت (قاطع) وإتجاه عام

Null Hypothesis: D(LRGDP) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 6(Automatic - based on SIC, maxlag=6)			
		t-Statistic	Prob.*
		Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.606306 0.9979
Test critical values:	1% level	-4.992279	
	5% level	-3.875302	
	10% level	-3.388330	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

ملحق (أ/2/5): نتائج إختبار ADF ل D(LM2) بعد ثابت (قاطع)

Null Hypothesis: D(LM2) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic -5.163408 0.0009			
Test critical values:	1% level	-3.920350	
	5% level	-3.065585	
	10% level	-2.673459	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

ملحق (ب/2/5): نتائج إختبار ADF ل D(LM2) بعد ثابت (قاطع) وإتجاه عام

Null Hypothesis: D(LM2) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic -5.387071 0.0029			
Test critical values:	1% level	-4.667883	
	5% level	-3.733200	
	10% level	-3.310349	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

ملحق (أ/3/5): نتائج إختبار ADF ل D(LGFCF) بعد ثابت (قاطع)

Null Hypothesis: D(LGFCF) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic -3.842797 0.0103			
Test critical values:	1% level	-3.857386	
	5% level	-3.040391	
	10% level	-2.660551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

ملحق (ب/3/5): نتائج إختبار ADF ل D(LGFCF) بعد ثابت (قاطع) وإتجاه عام

Null Hypothesis: D(LGFCF) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic -4.028242 0.0273			
Test critical values:	1% level	-4.571559	
	5% level	-3.690814	
	10% level	-3.286909	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

المصدر: من إعداد الباحثة بإستخدام E-Views 10

ملحق (أ/4/5): نتائج إختبار ADF ل D(INF) بعد ثابت (قاطع)

Null Hypothesis: D(INF) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic -7.357855 0.0000			
Test critical values:	1% level	-3.857386	
	5% level	-3.040391	
	10% level	-2.660551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

المصدر: من إعداد الباحثة بإستخدام E-Views 10

ملحق (ب/4/5): نتائج إختبار ADF ل D(INF) بعد ثابت (قاطع) وإتجاه عام

Null Hypothesis: D(INF) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic -7.512744 0.0001			
Test critical values:	1% level	-4.571559	
	5% level	-3.690814	
	10% level	-3.286909	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

المصدر: من إعداد الباحثة بإستخدام E-Views 10

ملحق (6): نتائج الإختبارات التشخيصية لنموذج ARDL المستخدم في الدراسة

ملحق (1/6): يمثل عدد فترات الإبطاء المثلى لمتغيرات الدراسة حسب ( , LM2, LRGDP

ARDL(LGFCF, INF

Model Selection Criteria Table						
Dependent Variable: LRGDP						
Date: 12/02/17 Time: 23:38						
Sample: 1997 2016						
Included observations: 17						
Model	LogL	AIC*	BIC	HQ	Adj. R-sq	Specification
12	84.882227	-8.809674	-8.319548	-8.760954	0.999543	ARDL(3, 1, 2, 0)
10	86.175232	-8.726498	-8.138347	-8.668035	0.999451	ARDL(3, 1, 2, 2)
3	84.917962	-8.696231	-8.157093	-8.642639	0.999469	ARDL(3, 2, 2, 0)
11	84.893253	-8.693324	-8.154186	-8.639732	0.999468	ARDL(3, 1, 2, 1)
1	86.175916	-8.608931	-7.971768	-8.545596	0.999313	ARDL(3, 2, 2, 2)
2	85.094707	-8.599377	-8.011227	-8.540914	0.999376	ARDL(3, 2, 2, 1)
64	80.381593	-8.280187	-7.790062	-8.231468	0.999224	ARDL(1, 1, 2, 2)
28	81.846320	-8.217214	-7.629063	-8.158751	0.999086	ARDL(2, 2, 2, 2)
37	80.592328	-8.187333	-7.648195	-8.133741	0.999117	ARDL(2, 1, 2, 2)
55	80.450258	-8.170619	-7.631481	-8.117027	0.999102	ARDL(1, 2, 2, 2)
39	73.543548	-7.593359	-7.152246	-7.549511	0.998482	ARDL(2, 1, 2, 0)
30	74.124976	-7.544115	-7.053989	-7.495395	0.998380	ARDL(2, 2, 2, 0)
21	73.040502	-7.534177	-7.093064	-7.490329	0.998390	ARDL(3, 0, 2, 0)
65	72.651106	-7.488365	-7.047253	-7.444518	0.998314	ARDL(1, 1, 2, 1)
38	73.636893	-7.486693	-6.996568	-7.437974	0.998285	ARDL(2, 1, 2, 1)
29	74.334609	-7.451130	-6.911992	-7.397539	0.998156	ARDL(2, 2, 2, 1)
8	73.331751	-7.450794	-6.960669	-7.402075	0.998222	ARDL(3, 2, 0, 1)
20	73.081522	-7.421356	-6.931230	-7.372636	0.998169	ARDL(3, 0, 2, 1)
66	70.933806	-7.403977	-7.011877	-7.365002	0.998166	ARDL(1, 1, 2, 0)
56	72.770064	-7.384713	-6.894588	-7.335994	0.998100	ARDL(1, 2, 2, 1)

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

ملحق (2/6): نتائج اختبار الإرتباط التسلسلي (الذاتي) للأخطاء Serial Correlation Test

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
Null hypothesis: No serial correlation at up to 1 lag			
F-statistic	0.240646	Prob. F(1,6)	0.6412
Obs*R-squared	0.655539	Prob. Chi-Square(1)	0.4181

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

ملحق (3/6): نتائج إختبار تبين الأخطاء Heteroskedasticity Test

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
Null hypothesis: Homoskedasticity			
F-statistic	3.466212	Prob. F(9,7)	0.0577
Obs*R-squared	13.88448	Prob. Chi-Square(9)	0.1265
Scaled explained SS	2.059726	Prob. Chi-Square(9)	0.9905

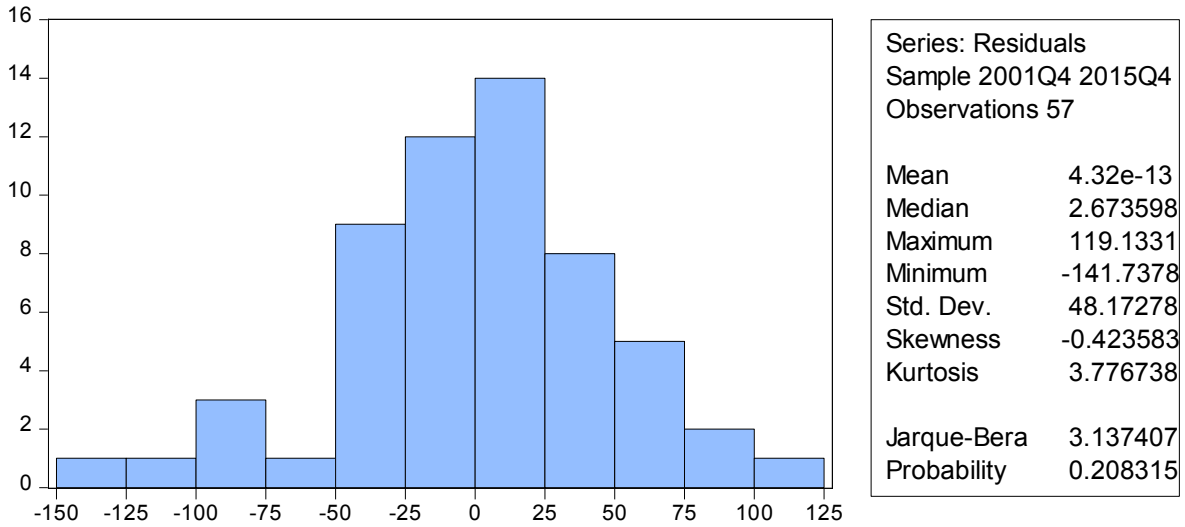
المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

ملحق (4/6): نتائج أختبار الارتباط التسلسلي (الذاتي) للأخطاء Serial Correlation Test

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
Null hypothesis: No serial correlation at up to 1 lag			
F-statistic	0.240646	Prob. F(1,6)	0.6412
Obs*R-squared	0.655539	Prob. Chi-Square(1)	0.4181

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

ملحق (5/6) شكل (11): نتائج إختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء



المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

**ملحق (6/6): نتائج إختبار تبين الأخطاء Heteroskedasticity Test**

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
Null hypothesis: Homoskedasticity			
F-statistic	3.466212	Prob. F(9,7)	0.0577
Obs*R-squared	13.88448	Prob. Chi-Square(9)	0.1265
Scaled explained SS	2.059726	Prob. Chi-Square(9)	0.9905

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

**ملحق (7/6): نتائج إختبار كرانجر للسببية (Granger Causality Test Results)**

Sample: 1997– 2016			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LM2 does not Granger Cause LRGDP	18	5.70844	0.0166
LRGDP does not Granger Cause LM2	18	0.16771	0.8474

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام E-Views 10

**An-Najah National University  
Faculty of Graduate Studies**

# **Impact of Money Supply on the Palestinian economy**

**By  
Bayan Assaf**

**Supervisor  
Dr. Shaker khalel  
DR. Mohanad Ismael**

**This Thesis is Submitted in Partial Fulfillment of the  
Requirements for the Degree of Master of Economic Policy  
Management, Faculty of Graduate Studies, An-Najah National  
University, Nablus, Palestine.**

**2018**

# **Impact of Money Supply on the Palestinian economy**

**By**

**Bayan Assaf**

**Supervisor**

**Dr. Shaker khalel**

**DR. Mohanad Ismael**

## **Abstract**

The main goal of this study was to investigate the relationship of money supply (M2) and economic growth in Palestine, Taking into consideration the privacy of the Palestinian reality, by using annual data for the time series of the study variables from (1997 – 2016). The ARDL modeling approach with appropriate lags was used to measure both the long run and short run effects of money supply as a fundamental variable representing monetary policy, as well as gross fixed capital formation and inflation as adjusted explanatory variables on the economic growth represented in real GDP. In addition, Granger-Causality Test was used to provide empirical evidence of the causal relationships between money supply and the real GDP. The main findings of this study agreed with the economic theory that stating; Granger-Causality Test indicates the existence of a causal relationship which runs from money supply (M2) variable to Real Gross Domestic Product (RGDP). The dynamic model (ARDL) results indicate that there are positive effects of both money supply (M2) and gross fixed capital formation (GFCF) variables on (RGDP) in Palestine in the short and long terms. On the other hand, Inflation indicate a negative effect in the long run.

The study recommended that the increase in available money supply tools should be based on a balanced monetary policy, balanced and deliberate, and be compatible with the increase in the GDP of different goods and services to curb inflation levels. Also, the government should run public policies in order to provide an attractive investment environment that attracts domestic and foreign investment through gradual and deliberate steps that give the national economy the possibility of self-preparation and the creation of new jobs that support the economy.