التوقعات العقلانية

المدخل الحديث لنظرية الاقتصاد الكلي

المملكة الأردنية الهاشمية
رقم الإيداع لدى المكتبة الوطنية
(2016/8/3959)

الجنابي، نبيل مهدي
التوقعات العقلانية المدخل الحديث لنظرية الاقتصاد الكلي/ نبيل مهدي الجنابي- عمان: دار غيداء للنشر والتوزيع 2016
( ) ص.
ر. ا. : (2016/8 /3959)
الواصفات: / الاقتصاد الكلي/
يتحمل المؤلف كامل المسؤولية القانونية عن محتوى مصنفه ولا يعتبر هذا المصنف عن رأي دائرة المكتبة الوطنية أو أي جهة حكومية آخرى.

Copyright ®
All Rights Reserved

جميع الحقوق محفوظة

ISBN 978-9957-96-295-1

لا يجوز نشر أي جزء من هذا الكتاب، أو تخزين مادته بطريقة الاسترجاع أو نقله على أي وجه أو بأي طريقة إلكترونية كانت أو ميكانيكية أو بالتصوير أو بالتسجيل و خلاف ذلك إلا بموافقة على هذا كتابة مقدماً.

دار غيداء للنشر والتوزيع
تلاع العلي - شارع الملكة رانيا العبدالله
تلفاكس : 5353402 6 962+
ص.ب : 520946 عمّان 11152 الأردن
www.darghaidaa.com
مجمع العساف التجاري - الطابق الأول
خلوي : 95667143 7 962+
E-mail: darghidaa@gmail.com
E-mail: info@darghaidaa.com

التوقعات العقلانية

المدخل الحديث لنظرية الاقتصاد الكلي

تأليف

الاستاذ الدكتور

نبيل مهدي الجنابي

استاذ النظرية الاقتصادية

جامعة القادسية

الطبعة الأولى

2017 م – 1438 هـ

الاهداء

الى روح امي وابي... اسكنهما الله فسيح جناته

ربي ارحمهما كما ربياني صغيرا""

الى زوجتي.... حبا واعتزازا

الى ولدي داني..... قرة عيني

أ.د. نبيل مهدي الجنابي

الفهرس

مقدمة 13

الباب الأول

المفهوم، الفرضيات ونماذج التشكيل

تمهيد.....19
الفصل الأول: الإطار ألمفاهيمي والفكري.....20
أولا: مفهوم التوقعات الاقتصادية.....20
ثانياً: التوقعات في الفكر الاقتصادي.....22
1. المدرسة السويدية.....23
2. النظرية الكينزية.....25
3. الدراسات التي لحقت بـ Keynes.....32
4. وجهة نظر النقوديون.....33
ثالثاً: الفرضيات المفسرة للتوقعات.....35
1. فرضية التوقعات التكيفية.....35
أ. منهج فرضية التوقعات التكيفية.....36
ب. الانتقادات الموجهة لفرضية التوقعات التكيفية.....38
2. فرضية التوقعات العقلانية.....39
أ. تحديد المتغيرات في ظل فرضية التوقعات العقلانية.....43
ب. الانتقادات الموجهة لفرضية التوقعات العقلانية.....48
3. فرضية التعلم.....51
4. التوقعات اللاعقلانية.....53
الفصل الثاني: نماذج التشكيل.....55
أولا: النماذج الساكنة.....56
ثانياً: نماذج التوقعات التكيفية.....58
1. نموذج التأخر الهندسي.....60

2. نموذج Koyck 61
3. نموذج التعديل الجزئي (Nerlove) 62
4. الانتقادات الموجهة لنماذج التوقعات التكيفية 65
ثالثاً: نماذج التوقعات العقلانية 66
1. خصائص النموذج 67
2. نموذج الانحدار الذاتي للمتجه (VAR) 72
أ. المفهوم والصيغة الرياضية 72
ب. الصيغة الهيكلية لنموذج (VAR) 74
ج. الشكل المختزل للنموذج 75
3. الدراسات التطبيقية 76
الفصل الثالث: المستويات النظرية 80
أولا: نظرية التوقعات العقلانية 80
ثانياً: مستويات التوقعات العقلانية 81
1. مستوى التوقعات العقلانية الضعيف 81
2. مستوى التوقعات العقلانية القوي 82
ثالثاً: نماذج مستوى التوقعات العقلانية القوي 84
1. النموذج الأول 84
2. النموذج الثاني 87

الباب الثاني

النظرية والسياسات

تمهيد 95
الفصل الرابع: النموذج الاساسي 96
أولا: التوقعات العقلانية:- نموذجان أساسيان 97
ثانياً:النموذج الرياضي 98
ثالثاً: التوقعات العقلانية والسياسة الاقتصادية 100

الفصل الخامس: منهج التوازن العام الديناميكي 104
أولا: صدمات الطلب 110
ثانياً: صدمات العرض..... 113
1. التوازن في حالة المعلومات التامة..... 120
2. التوازن في حالة المعلومات غير التامة 121
الفصل السادس: الاستهلاك 123
اولا. الاستهلاك تحت ظروف التأكد: فرضية الدخل الدائم..... 123
1. الفرضيات 123
2. سلوك الفرد..... 123
3. الاثار المترتبة..... 124
ثانيا. الاستهلاك تحت ظروف عدم التاكد: فرضية السير العشوائي..... 125
1. الفرضيات 125
2. سلوك الفرد..... 126
3. الاثار المترتبة..... 127
4.الاختبارات التجريبية..... 130
الفصل السابع: التوقعات التضخمية 135
اولا: نتائج (Fisher) 135
ثانيا: التوقعات التكيفية..... 138
ثالثا: التوقعات العقلانية..... 145
الفصل الثامن: منحنى Phillips..... 150
أولا: منحنى Phillips في الأجل القصير..... 150
ثانياً: وجهات النظر المفسرة لمنحنى Phillips..... 152
1. التوقعات الساكنة..... 152
2. التوقعات التكيفية..... 156
3. التوقعات العقلانية..... 161
أ. الانتقادات الموجهة لمنحنى Phillips 161

ب. وجهة نظر التوقعات العقلانية 161
ثالثاً: الانتقال من الأجل القصير إلى الأجل الطويل 162
1. وجهة نظر النقوديون 162
ب. وجهة نظر التوقعات العقلانية 166
ج. النموذج التطبيقي لفرضية Lucas في ظل المعلومات المتوقعة وغير المتوقعة 171
رابعاً: الدراسات التطبيقية 173
الفصل التاسع: مقترح عدم فعالية السياسة 177
أولا: المفهوم والنموذج 177
ثانياً: الدراسات التطبيقية 188
الفصل العاشر: السوق المالية 190
اولا. فرضية السير العشوائي 190
ا. المفهوم 190
2.النموذج الرياضي 192
3. الدراسات السابقة 196
ثانيا: فرضية السوق الكفوءة: المفهوم والفرضيات 203
1. الفرضية التكيفية 207
2. الفرضية العقلانية 208
3.الشروط التي تضمن كفاءة السوق 209
4.مستويات فرضية السوق الكفؤة 210
أ. مستوى الكفاءة الضعيف 210
ب. مستوى الكفاءة شبه القوي 218
ج. مستوى الكفاءة القوي 226
5.الدراسات المتعلقة بالمعلومات الخاصة 227
ثالثا. سوق الاسهم والتصخم المتوقع 230
1.التصخم ونموذج القيمة الحالية 230
أ.فرضية (Fisher) 233

ب.الفرضيات البديلة.....244
-فرضية الضريبة الفعالة.....244
-الفرضية التوكيلية (النائبة).....245
-فرضية السببية العكسية.....246
الفصل الحادي عشر: الدورات الاقتصادية 249
اولا. نظرية دورة الاعمال النقدية.....249
1. فرضية الاجور غير المرنة.....249
2. الصدمات النقدية المتوقعة وغير المتوقعة.....252
ثانيا. نظرية دورة الاعمال الحقيقية 258
1. الصدمات التكنولوجية 259
2. صدمات العرض.....261

الباب الثالث

تطبيقات واختبارات كمية

تمهيد.....267
الفصل الاول: التوقعات التضخمية وسوق الاسهم.....268
اولا. تحديد المتغيرات وتهيئة البيانات.....268
ثانيا. النموذج القياسي 268
ثالثا. تطبيق النموذج.....272
1. العلاقة طويلة الاجل 272
2. العلاقة قصيرة الاجل 278
الفصل الثاني: اختبار منحنى Phillips.....281
أولا: توصيف النموذج المستخدم.....281
ثانياً: تحليل نتائج السببية.....285
ثالثا. تحليل نتائج نموذج (VAR) 288

الفصل الثالث: اختبار مقترح عدم فعالية السياسة النقدية.....320
أولا: توصيف النموذج المستخدم.....320
ثانياً: تحليل نتائج الاختبار.....323
الفصل الرابع: اختبار فرضية السوق الكفؤة.....357
أولا: اختبار فرضية المستوى الضعيف.....357
1. تحديد المتغيرات وتهيئة البيانات.....357
2. النموذج 358
3. تطبيق النموذج.....359
أ. اختبار (K-S) 359
ب. اختبار (Run Test) 361
جـ. اختبار الارتباط الذاتي.....363
ثانياً: اختبار فرضية المستوى شبه القوي 363
1. توصيف النموذج 363
2. تحليل نتائج اختبار السببة 365
3. تحليل نتائج نموذج (VAR).....365
المصادر والمراجع.....415

مقدمة

تُعد نظرية التوقعات العقلانية من أحدث النظريات الاقتصادية التي ظهرت على ساحة الفكر الاقتصادي في محاولة لتحليل النظرية الاقتصادية الكلية وفقاً لمنهج التوازن العام الديناميكي، مستندة على مبادئها التي تركز بالشكل الأساسي على رؤية مستقبلية للحاضر وهو ما أعطاها بعدا حيوياً ومميزاً تجلى في استخدامها لنماذج متطورة تسعى من خلالها إلى تفسير الظواهر الاقتصادية فضلاً عن تحقيق الاستقرار الاقتصادي.

لقد نالت أفكار وطروحات هذه النظرية استقطاب واهتمام الفكر الغربي ومنذ زمن ليس بالقريب، إلا إن الشكوك حولها قائمة حتى بداية الستينات، وتحديداً عام 1961 على يد (Muth) الذي يعود له الفضل في تطويرها من مجرد فكرة إلى مفهوم يأخذ بنظر الاعتبار المؤثرات التي قد تطرأ في المستقبل. ولكن تطور تلك المفاهيم كان بحسب الأطر التي يعمل بها كل تيار من تيارات الفكر الاقتصادي، فالتحليل الكينزي اعتمد على مفهوم التوقعات الساكنة، وبالرغم من إن التوقعات لم يتم تجاهلها في هذا التحليل إلا انه اعتبرها شيء معطى. بينما تعامل منظرو النظرية النقدية مع التوقعات بالاستناد إلى التاريخ الماضي للمتغير الذي يحتاج التوقع بقيمته المستقبلية مفترضين إن المستقبل لا يختلف كثيراً عن الماضي مما يجعل من أمر انعكاس الماضي على القيم المستقبلية واضحاً.

وفي بداية السبعينات من القرن الماضي وتحت ضغوط الأزمات الاقتصادية وآثارها السلبية على الاقتصاد تنامى دور التوقعات العقلانية لتحتل مكانة فريدة بين فروع النظرية الاقتصادية الحديثة، وتزايدت أهميتها بشكل متسارع لعلاج تلك ألازمات التي أصابت الجهاز الاقتصادي، بعد أنْ عجزت الطروحات السابقة عن تفسيرها بل تعدته إلى تحقيق التوازن الاقتصادي، فضلاً عما طرحته هذه النظرية من مفاهيم نالت اهتمام العديد من الاقتصاديين، وقامت من خلالها على انتقاد الأفكار القديمة ولا سيما في مجال تحليل سياسات الاقتصاد الكلي. ومن الجدير بالذكر إن نظرية التوقعات العقلانية تقوم على نفس فروض النظرية الكلاسيكية، وتركز على مبدأ الحرية الاقتصادية ومنع تدخل الدولة في الفعاليات الاقتصادية وإعطاء الأهمية في هذا إلى القطاع الخاص، وقد استندت على جانب العرض بدلاً من جانب الطلب الذي اعتبرته غير فعال في تحقيق الأهداف المرجوة. وتعززت المنهجية المنطقية التي تقوم

عليها افتراضات هذه النظرية سواء في مجال التحليل أو التطبيق على مبدأ هام وهو لكي تكون التعديلات لا تختلف عن الواقعية والنتائج الفعلية ينبغي أنْ لا تكون التوقعات مرتبطة مع الأخطاء المتسلسلة فضلاً عن عدم ارتباطها بجميع المتغيرات التاريخية لان الأفراد يستخدمون كافة المعلومات المتاحة، يضاف إلى ذلك الخبرة العملية والبصيرة التي يملكها أصحاب القرار، فاستخدام المعلومات بالشكل الكفؤ أو الامثل يجعل الأخطاء تنشأ فقط من أشياء ليس بالامكان التنبؤ بها.

ان النظرية الاقتصادية الحديثة نتاجا لتطور النظرية الاقتصادية الكلية بدءاً من النظرية الاقتصادية التقليدية ومرورا بالنظرية العامة لكينز، ووصولا إلى طروحات النقوديين ومنظري التوقعات العقلانية، هي نتاج انصهار أفكار النقوديين مع فرضيات التوقعات العقلانية، واتفق هذان الاتجاهان بموجب هذه النظرية على الأسس العامة وهي أن النقود تبقى حيادية في الأجل الطويل، أي أنها لا تؤثر على المتغيرات الحقيقية وإنما يكون تأثيرها على المتغيرات النقدية فقط، ولكن في الأجل القصير انشطرت هذه النظرية إلى اتجاهين متضادين، فالاتجاه الأول يمثل منظري التوقعات العقلانية المؤيدين لأفكار النقوديين، مكونين ما يطلق عليه بنظرية دورة الأعمال النقدية، والذين يؤمنون بالرأي القائل بأن المسبب للصدمات في الاقتصاد هو النقود وان التقلبات التي تحدث في الأجل القصير هي صدمات نقدية ناتجة عن التغيرات في عرض النقود. أما الاتجاه الثاني فيتمثل ببعض من منظري نظرية التوقعات العقلانية الذين ايدوا بعض الأفكار الكينزية في الأجل القصير، مع العلم انهم اكثر تشددا من الكلاسيكيين الجدد (النقديون) في طروحاتهم الفكرية فيما يتعلق بالأجل الطويل، مكونين ما يطلق عليه بنظرية دورة الأعمال الحقيقية، ويرى هذا الاتجاه ان التقلبات التي تحدث في الأجل القصير هي صدمات حقيقية ناتجة عن التغير في الناتج.

وتكمن أهمية هذا االكتاب في اختياره موضوع ندرة الكتابات العربية فيه، و لم يسبق لأحد الولوج في تفاصيله إلا من حيث الأطر العامة، فضلاً عن كونه ركز على النظرية الاقتصادية الكلية بشكل دقيق لا سيما في جانب تحليل الطروحات التي جاءت بها نظرية التوقعات العقلانية والتي سعت إلى إعادة تحليل الاقتصاد الكلي وفقاً لمبادئ تبعده عن الجمود أو حالة السكون وعدم التغير.

وبناء على ماتقدم يعد هـذا الكتـاب مصـدر مهـم للنظريـة الاقتصـادية الكليـة الحديثـة وللباحثين والمهتمين وطلبة الدراسات العليـا ماجسـتير ودكتـوراه في علـوم الاقتصـاد والنقديـة والمالية.

كما تـأتي أهميـة الكتـاب في جانبـه التطبيقـي الـذي اعتمـد علـى النمـاذج الإحصـائية والقياسية الحديثة واستخدام البرامجيات الاحصائية المتقدمة، والتي تتلائم مـع طبيعـة الموضـوع فضلاً عن تعدد الاختبارات التي شملت أكثر من برنامج احصائي.

الباب الأول

التوقعات: المفهوم، الفرضيات ونماذج التشكيل

الباب الأول

التوقعات: المفهوم، الفرضيات ونماذج التشكيل

(Expectations: Concept, Hypothesis and Formation Models)

تمهيد

بغية التمكن من بيان الدور الحقيقي للتوقعات بشكل عام والتوقعات العقلانية بشكل خاص، في مجال تحليل الاقتصاد الكلي لا بد من عرض الإطار النظري لهذا المفهوم والمبادئ العامة لصياغة وتشكيل وإعداد التوقعات وتطورها من مجرد فكرة إلى فرضية لتصبح الخطوة الأخيرة في مسار طويل ولتنبثق منها ثورة ديناميكية في التحليل الاقتصادي الكلي أطلق عليها نظرية التوقعات العقلانية.

وهذا ما سيتم التعرف عليه من خلال الفصل الأول متضمناً الإطار المفاهيمي والمعرفي لمفهومها وأهميتها في مدارس الفكر الاقتصادي. ثم الانتقال إلى التسلسل المنطقي والتاريخي للفرضيات التي فسرت التوقعات وأهم الانتقادات الموجهة لكل فرضية.

أما الفصل الثاني فقد شمل نماذج تشكيل التوقعات ونبدأ بالنماذج الساكنة ونماذج التوقعات التكيفية وأهم الدراسات التطبيقية المستخدمة لهذا النموذج ومن ثم عرض أهم الانتقادات الموجهة للنماذج التقليدية التي كانت الدافع الأساسي لتطوير النماذج الديناميكية واهم خصائصها ثم الدراسات التطبيقية في هذا المجال.

أما الفصل الثالث تضمن السمات العامة لنظرية التوقعات العقلانية ومبررات ظهورها وتحديد ستراتيجيتها من خلال المستويين الضعيف والقوي وما يعرضان من قواعد أساسية تمهد للدخول في الأسس والمقترحات العملية التي تركز عليها النظرية في التحليل.

الفصل الأول

الإطار المفاهيمي والفكري

أولا : مفهوم التوقعات الاقتصادية

The Economics Expectations Concept

تشير التوقعات في الاقتصاد إلى وجهات نظر أو آراء صناع القرار حول مستقبل المتغيرات الاقتصادية، مثل الأسعار، الدخول، الضرائب وغيرها من المتغيرات الاقتصادية الرئيسية. أذ توجد العديد من العلاقات الاقتصادية تعتمد على الدور الحيوي الذي تمارسه توقعات الأفراد في التأثير على سلوك تلك المتغيرات التي لا يمكن معرفتها بشكل مؤكد في المستقبل لذا يجب أنْ تكون القرارات المصنوعة بشأنها تستند على التوقعات.

تعدّ التوقعات من بين أهم المسائل المركزية في الاقتصاد الكلي كونها أحدثت تطورات هامة تمثلت في نقل التحليل من الحالة الساكنة إلى الحالة الديناميكية، وبهذا تعرض الاقتصاد الكلي إلى تحول درامي في السنوات الأخيرة ولا سيما في المصطلحات المنهجية واكتمل هذا التحول في بداية السبعينات إلى ما يطلق عليه بمنهج التوازن العام الديناميكي.

إنّ الدخول إلى موضوع التوقعات يعني التطلع إلى المستقبل بكل ما يحتويه من عدم اليقين والاحتمالية والترابط الوحيد بين هذه المفاهيم الثلاثة هو إنها جميعاً تبحث عن المستقبل ولكن لكل منها منهجه وأسلوبه الخاص، ورغم إن البعض يداخل بين هذه المفاهيم إلا انه من الواضح إن هناك اختلافات في ما بينها، إذ يمثل عدم اليقين حدث لا يمكن احتساب احتماليته [i]، كونه يمثل ظاهرة ذاتية وليست موضوعية، ويتصف بعدم وجود المعلومات الكاملة عنه. أما الاحتمالية فهي إمكانية وقوع الحدث الذي تتراوح قيمته ما بين الصفر والواحد[1]. إنّ الصعوبة التي تحيط بالتوقعات في المجال الاقتصادي هي أنها ورغم تحديدها للسلوك الحالي لا يمكن أن تلاحظ بشكل مباشر وهذا يجعل من أمر اختيارها صعب جداً. فقد يكون ارتفاع أسعار الأسهم معقوباً بزيادة في الكمية المطلوبة والسبب يبرز من خلال التوقعات، فتوقعات المشترين ساعدت

(1) هاتف احمد محمد نوري، التوقعات في النظرية الاقتصادية مع التركيز على نظرية التوقعات العقلانية، أطروحة دكتوراه غير منشورة، مقدمة إلى مجلس كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة بغداد، 1991، ص 10 .

على ارتفاع السعر إذ إنهم يفكرون ببيع هذه الأسهم بعد شرائها بهدف تحقيق الأرباح. ومن ثم فإذا لم نستطع معرفة وحصر حقيقة توقعات المشترين فإننا لن نكون قادرين على إعطاء التفسير الصحيح، وهذا يشير ضمناً إلى أهمية التوقعات في اتخاذ القرار باعتبارها جزءاً أساسياً ومكملاً له وهذا ما يتفق عليه جميع الاقتصاديون على إن توقعات الأفراد حول المستقبل تؤثر على قراراتهم الحالية[1]. ولجميع المتعاملين في الاقتصاد سواء كانوا قطاع عائلي أو منشآت أو الحكومة أو العالم الخارجي. وكذلك في جميع المجالات سواء كان مجال الاستهلاك، الإنتاج، الادخار، الاستثمار بل حتى في مجال السياسات الحكومية المالية والنقدية. على سبيل المثال أصحاب العمل والموظفون يتفاوضون بعقود الأجر حول ما سيحدث لتكاليف المعيشة ومعدلات الأجر خلال مدة العقد. المستهلكون يقررون مشترياتهم حسب توقعاتهم لدخلهم وفرص العمل والنفقات النقدية في المستقبل، وبالمثل رجال الأعمال يقررون الاستثمار في مصانع جديدة حسب توقعاتهم لمبيعاتهم في المستقبل فضلاً عن تكاليف الإنتاج الأخرى ومعدلات الضريبة المتوقعة[2].

إن الطبيعة الذاتية للتوقعات ما زالت محاطة بالغموض بالنسبة للاقتصاد وظهورها على ساحة التحليل الاقتصادي كان بشكل بطئ ولكن بطريق واضح دون الدخول بأثر رجعي على تاريخ الفكر الاقتصادي. فضلاً عن انه لم يحض بالاهتمام الكامل في الأدبيات الاقتصادية إلا بعد عقد الستينات. إذ إن أغلب الدراسات التي تحدثت عنها تربطها بشكل مباشر أو غير مباشر ببعض المتغيرات الاقتصادية وتعاملوا معها كمفهوم معطى[3](As given). فالتوقعات الاقتصادية من وجهة نظر (Baxter) تمثل مواقف أو قناعات تصل حد الأيمان أو حالات الذهن عن طبيعة الظروف والمتغيرات المستقبلية وغالباً ما تكون محددة بشكل شبه تام للسلوك

([1]) Anderson Paul , Rational Expectation Forecast From Non Rational Model، Studies in the Quantity Theory of Money , Chicago : University of Chicago Press , 1992 , P 16 .

([2]) انظر في ذلك :

- Camus Almond , The Expectation of Macroeconomic Analysis , Journal of monetary Econmics , 1998 , pp 161– 162 .

– د. عبد المنعم السيد علي ، د . نزار سعد الدين العيسى، النقود والمصارف وأسواق المال ، الطبعة الأولى، دار الحامد للنشر والتوزيع، الأردن – عمان، 2004، ص 319 .

([3]) Steven M. Sheffrin , Rational Expectaion , Cambridge University press , Cambridge , London , 1993 , P15 .

الاقتصادي[1].

أما (Paul Samualson)[2] فقد أشار للتوقعات بأنها أدوات تساعد على التنبؤ بالتغيرات التي ستطرأ على الاقتصاد وكما تضئ مصابيح السيارة الطريق أمامها فان التنبؤ الجيد يضئ ساحة الاقتصاد أمامنا ويساعد صانعي القرار على أن يكيفوا أعمالهم وفقاً للأوضاع الاقتصادية.

بناءاً على ما تقدم يمكن القول إن الحياة الاقتصادية تحكمها التوقعات وان النجاح أو الفشل في أي مسار للعمل غالباً ما يعتمد على القدرة والقابلية على توقع الحدث سواء كان لم يحدث بعد أو حدث لكنه غير معروف لحد ألان.

ثانياً: التوقعات في الفكر الاقتصادي

The Expectation in the Economic Thought

استخدام التوقعات في النظرية الاقتصادية لم يكن فكرة حديثة العهد فقد عّرفها (Iflatoon) قبل ألفي سنة بأنها معتقدات حول المستقبل [3]. وأشار لها الفلاسفة الإغريق والبابليون في صياغتهم النظرية في العديد من الظواهر مع نشوء علم الاقتصاد السياسي وبالذات في عمليات البيع والشراء والتجارة التي تبنى في كثير من الأحيان على الإرباح المتوقعة. ومن الإشارات المبكرة كانت لـ(Henry Thornton) في عام 1802 الذي ذكرها ضمناً في تحليل الظواهر الاقتصادية كالإنتاج والمبادلات الداخلية والخارجية والاستثمار[4].

ومع بدايات المدرسة التجارية وتبلور البحث عن الثروة عن طريق التجارة الداخلية والخارجية ظهر مفهوم الأرباح المتوقعة من خلال التجارة وكان عامل التوقعات محفزاً للحركة الاقتصادية ودافعاً لها. أما الطبيعيون ومن خلال تأكيدهم على أن العامل المحرك للاقتصاد

([1]) Hanson Jordi , Dictionary of Economic and commerce , Macdonald and Evans Ltp , 3 Edition، London , 1999, p 470 .

([2]) بول أ . ساموبلسون ويليام د . نورهاوس، الاقتصاد، ترجمة هشام عبد الله، الطبعة الخامسة عشر، الأهلية للنشر والتوزيع، المملكة الأردنية الهاشمية – عمان ، 2001، ص591 .

([3]) Hansen A., The Rational Expectation Revolution in Macroeconomic , Journal of Monetary Economic , Vol. 71 , 1987 , p 5 .

([4]) Cooper R. , Complementarities and Macroeconomic , Mc Graw – Hill , Book Company , INC , New York , 1999 , PP 37 - 38 .

يتلخص في فكرتي المنفعة الشخصية والمنافسة فقد أكدوا بشكل ضمني على التوقعات[1].

ظهرت التوقعات لأول مرة كمتغير مؤثر في العلاقات الاقتصادية مع المدرسة الكلاسيكية وتجلى دورها واضحاً في كتابات (Mill) و (Marshall). كان (Mill) أول الاقتصاديين الكلاسيك اللذين أشاروا للتوقعات بشكل صريح في كتابه مبادئ الاقتصاد السياسي الذي نشره في عام 1848 وأعطى فيه العلاج المناسب للكساد[2]، وبين أنه نتيجة لزيادة المشتريات ونتيجة لانكماش الائتمان ويكمن العلاج في الثقة بالاقتصاد التي تأتي من التوقعات المتفائلة للأفراد عن المستقبل.

أما (Marshall) فقد أكد على ما طرحه (Mill) وذلك في كتابه مبادئ علم الاقتصاد الذي نشره عام 1890 وبيّن أن العامل الرئيسي للكساد يكمن في غياب الثقة فعندما تهتز الثقة حتى الفرد الذي يمتلك القوى البشرية سيفضل عدم استعمالها. وفي كتابه الثاني النقود والتجارة والائتمان الذي نشره في لندن عام 1925 بيّن أنّ توقعات الأرباح وتوقعات التغير في قيمة النقود كليهما سبب في رد فعل معدل الفائدة السوقي للتغيرات في كمية النقود[3].

وبيّن (pigou) في كتابه عن التقلبات في الصناعة الذي نشره عام 1927 أنّ التقلبات تنبعث أساساً من الاضطراب في الائتمان والثقة وكليهما يعتمدان بشكل كامل ومباشر على التوقعات المستقبلية [4]. وفي ما يلي سنتطرق لأهم المدارس الاقتصادية التي تناولت موضوع التوقعات العقلانية:

1 - المدرسة السويدية

اتسمت التوقعات بأهميتها في هذه المدرسة ولا سيما في التحليل النقدي والاقتصادي الذي قام به أصحاب هذا الفكر والذين أعطوا مساهمات كبيرة في علم الاقتصاد الديناميكي والاقتصاد الكلي من خلال تقديمهم للمبادئ الأساسية للتحليل الديناميكي متمثلة في عملية ربط بعض المتغيرات الاقتصادية كما هي قائمة وما متوقع لها في المستقبل ولا سيما بالنسبة إلى

([1]) – د. هاتف احمد محمد نوري، التوقعات في النظرية الاقتصادية.، .....مصدر سابق . ص 32 .

([2]) Hanson J. , Dictionary of Economics ..... OP.Cit , p 72

([3]) Ibid , p 73 .

([4]) د. هاتف احمد نوري . التوقعات في النظرية الاقتصادية .....، .مصدر سابق، ص 37 .

الدخل والادخار والاستثمار[1]. ومن رواد هذه المدرسة (E.Lindal) الذي عرض في تحليله الزمن الخاص بالتوقعات عام 1929. و(G.Myrdal)[*]، وصف الترابط بين القيم المتوقعة أو المرغوبة (ex – ant) والقيم الفعلية (ex – post) لبعض المتغيرات وبالذات ما يخص علاقتهما بالتساوي بين الادخار الكلي والاستثمار الكلي[2]. أما (Ohlin)[**] و(Landbry) استخدما مبدأ النماذج المتسلسلة أو المتتابعة التي تسمح بمتابعة تطور الاقتصاد من وضع لأخر، النموذج الذي عرضاه يسمح بملاحظة وتوضيح انه وبحسب الفترات يمكن إنْ يرتبط الاستثمار أما بالطلب أو بوفرة الادخار[3].

وبين أصحاب هذه المدرسة أن قرارات رجال الأعمال تعتمد بشكل أساسي على التوقعات، إذ يتوقع هؤلاء سعراً معيناً ليسود في المستقبل ويتوقعون حالة الطلب ومعدل الفائدة وكلف الإنتاج في المستقبل وغيرها من الخطط المستقبلية التي على أساسها يضعون مقدار الاستثمار في المستقبل. كما بينوا أن قرارات الاستثمار التي يتخذها الأفراد دوافعها للادخار تختلف عن دوافعها للاستثمار وعلى هذا الأساس ليس هناك ما يدعوا إلى الافتراض بمساواة الاستثمار المرغوب فيه مع الادخار المحقق إلا في حالة التوازن. أما الاستثمار المحقق فهو لا بد أن يساوي الادخار المحقق. ومن هنا يمكن القول: إن التوقعات تهتم بالتطور الديناميكي للعلاقة بين الادخار والاستثمار. كذلك التوقعات تقرر العلاقة بين الطلب الكلي والعرض الكلي فهي لا تتوقف على مستوى الدخل فحسب إنما على مستوى الإنفاق القومي المرغوب فيه من جهة وعلى الإنتاج المرغوب تحقيقه من جهة أخرى، بمعنى أخر تتوقف العلاقة بين الطلب الكلي

---

(1) Pesaran , M.H. The Limits to Rational Expectations . Blak Well , oxford , U.K. 1987 .P32

(*) حاصل على جائزة نوبل للاقتصاد عام 1974 .

(2) انظر في ذلك :

- Heilrn R. L , Macro Dynamiqe Paris Economic. 2section . INC , New York , 1981 , PP 26 - 28

- د.عامر لطفي . مساهمة في شرح وتوضيح النظرية الاقتصادية، دار الرضا للنشر .سلسلة الرضا للمعلومات، سوريا، دمشق، 2002، ص 53 .

(**) حاصل على جائزة نوبل للاقتصاد عام 1977 .

(3) المصدر نفسه ، ص 54 .

والعرض الكلي للسلع والخدمات على الدخل وعلى الاستثمار والادخار المرغوب فيه[1]. كما أضافت هذه المدرسة ما يعرف بفجوة التوقعات التي تحدث في سوق العمل والخدمات وسوق الموارد بين القيمة المتوقعة للطلب الكلي والقيمة المتوقعة للعرض الكلي، فإذا كان الطلب الكلي اكبر من العرض الكلي تحدث فجوة تضخمية بينما تحدث الفجوة الانكماشية عندما يكون العرض الكلي اكبر من الطلب الكلي.

2 - النظرية الكينزية

في الثلاثينيات من القرن الماضي وضع الاقتصادي البريطاني (John M. Keynes) التوقعات في طليعة المناقشات الفكرية مؤكداً على دورها المحوري في العديد من مؤلفاته ومنها كتابه (دراسة في الاحتمالات) أوضح فيه إن الاحتمالات ليس بامكانها أن تمثل العالم الحقيقي، معترضاً على الرأي القائل: إن القيمة المقررة المتوقعة بشكل ذاتي يمكن أن تعرف بشكل محدد لكون الأفراد لا يملكون عن المستقبل الذي يتصف بعدم اليقين ألا معلومات قليلة وبالتالي يصعب حساب الأرباح المتوقعة من خلال نظرية الاحتمالات[2].

وفي كتابه (دراسات في النقود) بيّن إن العامل الرئيسي للتغير في الأسعار هو الخسارة أو الأرباح المتوقعة مشيراً إلى إن محاولة التوقعات عن أحداث المستقبل تكاد تطغي على الحسابات المرتقبة وحتى تكون تلك التوقعات دقيقة تتطلب معلومات أكثر بكثير مما هو متوفر[3].

أما في كتابه الشهير (النظرية العامة في الدخل والاستخدام والفائدة) الذي نشره عام 1936 كان موضوع التوقعات واضحاً في تحليله عند تحديد الاستثمار والإنتاج والعمالة. وأكد أن خبراء الاقتصاد يسترشدون بعوامل ذاتية مثل التقاليد ومتطلبات البيئة وسيكولوجيا السلوك في تشكيل توقعاتهم. وقد ربط التوقعات بفكرة موجات التفاؤل والتشاؤم (Waves of Optimism and Pessimism) وهو بهذا تشابه مع تفسير الاقتصاديين النفسيين والسلوكيين

---

(1) د. ناظم محمد نوري ألشمري، النقود و المصارف ، مديرية دار الكتب للطباعة والنشر، جامعة الموصل، 1988،.ص 256 .

(2) William Hutt and Stonier A. , Economic Theory , 4 th Edition , Longman Group Limited، London , 1979 , p 78 .

(3) Ibid , pp 92 -93 .

للتوقعات الاجتماعية والنفسية التي تتأثر بالعوامل السياسية والاجتماعية بحيث تدعم النشاط الاقتصادي إذا كانت متفائلة وبالعكس تنحدر سلباً عندما تميل إلى التشاؤم، وحتى الكوارث والعوامل البيئية رغم أنها غير اقتصادية إلا أنها تشمل من وجهة نظرهم على قيم أساسية وحالات وأوضاع مختلفة للتفكير والعقل تؤثر على توقعاتهم[1]، عدّ (Keynes) هذا النوع من التوقعات (الاجتماعية والنفسية) تؤثر على الاستهلاك، حيث أن دالة الاستهلاك الكلي تُحدد بثلاثة عوامل هي حجم الدخل وعوامل موضوعية وعوامل ذاتية (شخصية).

في مجال العوامل الموضوعية بيّن احد هذه العوامل هو التغيرات في معدل مبادلة الأموال الحاضرة بالأموال المستقبلية التي تتأثر بشكل مباشر بالتغير المتوقع في قيمة النقود كذلك تغيرات السياسة المالية.على سبيل المثال توقع ارتفاع الضرائب أو توقع انخفاضها سيؤثر مباشرةً على الاستهلاك[2].

بلغت التوقعات أهميتها عند (Keynes) حول القابلية الربحية للاستثمار التي تحفز من خلال روح المخاطرة (Animal Spirits)، (وهو مصطلح يشير إلى تفاؤل المستثمر والرغبة في المشاركة بعملية المخاطرة لمشاريع الاستثمار)، فضلاً عن توقعات المستثمرين بالنسبة للنشاط الاقتصادي من حيث التفاؤل والتشاؤم تمارس دور هام في التأثير على قرارات الاستثمار التي تبنى على أساس المقارنة بين كلفة الحصول على الأموال (سعر الفائدة السائد في السوق) وبين معدل العائد المتوقع من رأس المال المستثمر (الكفاية الحدية لرأس المال) وكليهما يعتمد على التوقعات، إذ إن معدل الفائدة يتحدد بعرض وطلب السيولة النقدية وان الطلب على السيولة يتحدد بدافع المعاملات ودافع الاحتياط ودافع المضاربة وهذا الأخير يعتمد على التوقعات وعليه فأن تشكيل معدل الفائدة لا يخلو من التوقعات[3]. على سبيل المثال إذا توقع الأفراد انخفاض أسعار الأوراق المالية (أي ارتفاع معدل الفائدة) في المستقبل فإنهم سيفضلون الاحتفاظ بالسيولة النقدية وبيع ما لديهم من أوراق مالية. ويحدث العكس تماماً عند توقع ارتفاع أسعار الأوراق المالية في المستقبل.

---

(1) Steven M. Sheffrin , Rational Expectation , ……..…..… , Op.Cit .p 24 .

(2) William Hutt , Theory of the Consumption Function , Journal of Economic , 1975 , p56 .

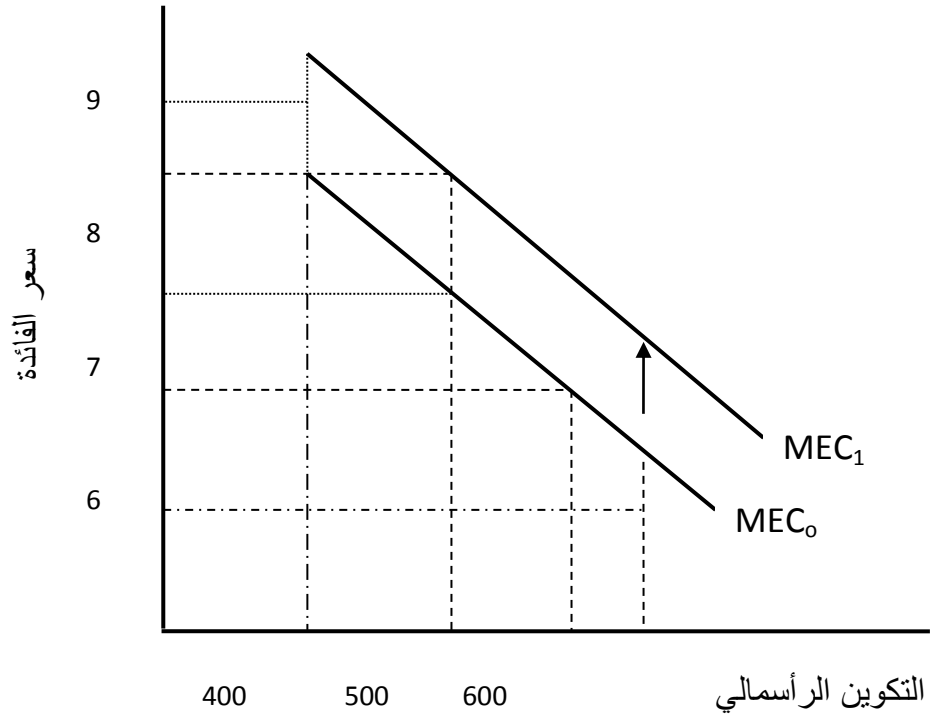
(3) Gagan Phillip , The Monetary Dynamics of Hyperinflation in Milton Freidman , Journal of monetary Economics, 27, 1985 , PP 25 – 27 .

أمـا الكفايـة الحديـة لـرأس المـال (MEC) ، وهـي عنصـر أساسـي يحـدد الجـدوى مـن الاستثمار، يتم حساب معدلها على أساس العائدات الصافية المتوقعة من الإنفاق علـى الأصـول الرأسمالية الإضافية وهي بذلك فكرة قائمة علـى رؤيـا مسـتقبلية ولا تخلـو هـي الأخـرى مـن التوقعات المتعلقة بأوضاع المستقبل الاقتصادي. وتلك العائدات تعتمد على عوامل عديدة منهـا العمر الإنتاجي للمشروع والتكـاليف والتطـورات الخاصـة بأسـاليب فنيـة في الإنتـاج وأحـوال السوق وخاصة بالنسبة للسلع المنتجة وغيرها من العوامل التي قد يصعب التأكد منها خاصـة إذا كانت الفترة الزمنية طويلة. بناءً على هذا عندما يسود الشعور بالتشاؤم بالنسبة للمسـتقبل لـدى المستثمرين فقد نجد حتى عندما يكون سعر الفائدة مثلاً اقل من معدل الكفاية الحدية للاسـتثمار فهذا التشـاؤم يجعـل المسـتثمرين يحجمـون عـن القيـام بالاسـتثمار والعكـس صـحيح في حالـة التفاؤل[1]. هذه الأوضاع يوضحها الشكل (1).

([1]) د. فـايز بـن إبـراهيم الحبيـب، مبـادئ الاقتصـاد الكلـي، الطبعـة الرابعـة، الوطنيـة للنشـر، السـعودية، الرياض،.2000، ص299 .

شكل (1)

انتقال منحنى الكفاية الحدية لرأس المال وعملية التراكم الرأسمالي



Source: Edward Shapiro. Macroeconomic Analysis ,3dth ,INC , New York ,1974 , P 25.

يكون حجم الاستثمار على المحور الأفقي وسعر الفائدة (i) ومعدل العائد (r)على المحور الرأسي فإذا كان سعر الفائدة يساوي معدل العائد عند المستوى (6) فأن المستثمرين يختاروا الحجم (600) وانخفاض سعر الفائدة إلى المستوى (4) سيعيد رجال الأعمال النظر في توقعاتهم بصورة متفائلة تؤدي إلى انتقال منحنى الكفاية الحدية إلى الأعلى نحو اليمين من ($MEC_1 \leftarrow MEC_\circ$)، هذا بدوره يخلق حافزاً على زيادة الإنفاق الاستثماري بمقدار (100) يصحبه زيادة في حجم الإنتاج والعمالة. إن العلاقة بين سعر الفائدة والاستثمار تسمح بتوقع

اثر أداة هامة للسيطرة على عرض النقد [1]. فإذا زاد عرض النقد يتوقع المستثمرون انخفاض معدلات الفائدة ويرتفع الاستثمار ومن خلال اثر المضاعف يزداد الدخل محققاً زيادة في الناتج الحقيقي وبالعكس. ولكن أتباع الفكر الكينزي بينوا نجاح هذه السياسة لتشجيع الاستثمار فقط في الظروف العادية، مثلاً في ظل ظروف الكساد الاقتصادي فأن أي زيادة في عرض النقد لن تؤدي إلى خفض سعر الفائدة وبالتالي تولد حالة من التشاؤم تعجز معها السياسة النقدية على زيادة الطلب الكلي.

أعطى (Keynes) للتوقعات بعداً حقيقياً في الطلب على النقود، تتلخص فكرته في إن الأفراد الحائزين على النقود إذا ما توقعوا انخفاض أسعار السندات (أي ارتفاع في معدل الفائدة) فأنهم يستنتجون تبعاً لذلك أنهم سيخسرون من امتلاكهم للسندات لهذا سيبيعونها ويحتفظون بموجودهم السائل كاملاً بشكل نقود أو بشكل سندات وليس كلاً من النوعين، وعلى هذا الأساس طور (Keynes) حجته آلاتية (إن الأفراد يرغبون بالاحتفاظ بجزء من ثروتهم على شكل نقود التي هي احد الاصول لكنها لا تحقق أي عائد، وبافتراض أن: $in =$ معدل الفائدة الطبيعي، $i =$ معدل الفائدة الفعلي، $\mathrm{P}_B^n =$ السعر الطبيعي للسند، $\mathrm{P}_B =$ السعر الفعلي للسند. فإذا كان معدل الفائدة الفعلي اكبر من معدل الفائدة الطبيعي $(i > in)$ يترتب على ذلك $\left(\mathrm{P}_B < \mathrm{P}_B^n\right)$ توقعات الأفراد بارتفاع سعر السند الفعلي (P_B) ويترتب عليه توقع مكاسب رأسمالية هذا سيؤدي إلى شراء السندات مع النقود. أما إذا كان معدل الفائدة الفعلي أصغر من معدل الفائدة الطبيعي $(i > in)$ في هذه الحالة سيكون $\left(\mathrm{P}_\mathrm{B} > \mathrm{P}_\mathrm{B}^n\right)$ السعر الفعلي للسند اكبر من السعر الطبيعي له، مما سيجعل الأفراد يتوقعون خسائر رأسمالية مما يجعلهم يبيعون السندات ويحتفظون بالنقود[2].

النتيجة النهائية لهذا التحليل: إن معدلات الفائدة تتناسب عكسياً مع الطلب على النقود وللتوقعات دور مهم في تحديد رغبة الأفراد في التحول من نقود إلى سندات وبالعكس استناداً

([1]) جميس جوار تيني و ر يجاد استروب، الاقتصاد الكلي، الاختيار العام والخاص ، دار المريخ للنشر، المملكة العربية السعودية، 1988، ص 254 .

([2]) د. نبيل مهدي كاظم الجنابي، محاظرات في مادة النظرية النقدية، ألقيت على طلبة الماجستير في كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة القادسية الفصل الدراسي الأول (2006-2007) .

على توقعاتهم حول ارتفاع أو انخفاض معدل الفائدة. وفي عام 1958 حاول (Tobin) إعادة صياغة تفضيل السيولة في مقالته الشهيرة (تفضيل السيولة كسلوك للخطر) مركزاً على دافع المضاربة الكينزي مبيناً أن الفرد قد يتجه أما للاحتفاظ بالنقود أو للاحتفاظ بالسندات وبالتالي فأن التوقعات المختلفة ستقود إلى خلق طلب إجمالي سلس على النقود. وهنا يضيف (Tobin) انه في حالة عدم اليقين فأن الأفراد يحتفظون بالاثنين النقود والسندات لان الفرد (المستثمر) يجب أن يكون لديه توزيع احتمالي للعوائد المتوقعة بالنسبة لكل أصل من الأصول الخطرة. كذلك بيّن أنّ احتفاظ الأفراد بالنقود والسندات يزداد كلما كانت العوائد من السندات غير مضمونة أو تحمل خطر متوقع عالي، فحامل السند سيتوقع عوائد على سنده من مصدرين الأول منهما: أيراد السند نفسه أي دفعات الفائدة التي يتسلمها. والثاني: يتمثل في الأرباح الرأسمالية أي زيادة سعر السند ما بين فترتي الشراء والبيع[1]. فإذا احتفظ المستثمر بكل ثروته على شكل نقود فسيواجه خطر يساوي صفر وكذلك العائد من النقود مقداره صفر، أما إذا احتفظ بجزء من ثروته بشكل سندات فأنه سيواجه خطر لذا سيحتاج إلى تعويض بشكل عائد متوقع عالي، أي يحاول المزج بين ما يكسبه من المنفعة من العوائد العالية وبين ما يفقده من استخدامه خطر اكبر. إما إذا احتفظ بكل ثروته بشكل سندات يتوقع المستثمر أعلى عائد محتمل. وهكذا فأن توقعات الأفراد حول العائد المتوقع هي التي تحدد مدى احتفاظ الأفراد بالسيولة أم بالسندات. وفي دراسة لاحقة لـ (Tobin) و (Bumal)[2] حاولا فيها توسيع دالة الطلب النقدي بدافع المعاملات وفقاً لما يعرف (بالمدخل النظري للمخزون)، الافتراض الرئيسي لهذه الدراسة هو أن جميع المعلومات تكون في حالة اليقين (التأكد) فالوحدات الاقتصادية سواء كانوا أفراد أو منشآت يواجهون مقايضة بين نوعين من الاصول (سندات ونقود)، إذا احتفظوا بالنقود فقط يترتب عليها عمولة سمسرة ومعدل الفائدة يساوي صفر. بينما يمكن الاستثمار بالسندات ويحصلون على معدل فائدة (r) في كل مرة. هذا التفسير للدراسات التي لحقت بـ (Keynes) أرتبط بفرضية التوقعات غير المؤكدة التي مفادها (أن المستويات المتحققة لأسعار الفائدة غير كافية لمواجهة المخاطر، والتي اعتبرت أكثر واقعية من

---

(1) د. هاتف احمد محمد نوري، التوقعات في النظرية الاقتصادية ..... مصدر سابق ، ص 61 .

(2) د. نبيل مهدي كاظم الجنابي، محاظرات في مادة النظرية النقدية ..... مصدر سابق .

الدراسات التي ارتكزت في تفسيرها على فرضية التوقعات المؤكدة التي ارتكز عليها تحليل الطلب على النقود لأغراض المضاربة والتي مفادها إن معظم توقعات الأفراد عند المستويات المنخفضة من أسعار الفائدة تتراوح بين(1- 2٪)[1]. أعطى (Keynes) تفسيراً للدورة الاقتصادية[*] في التوقعات مبيناً إن حدوث التقلبات يعود إلى أن هناك قوى تدفع مستويات التشغيل والإنتاج في اتجاه الصعود تفقد قوتها تدريجياً وفي نقطة معينة تحل محلها قوى أخرى تعمل في اتجاه معاكس وهو الاتجاه النازل وتفقد قوتها تدريجياً لتأتي قوى أخرى تدفع مستويات التشغيل والإنتاج القومي في الاتجاه الصاعد. ولهذه التقلبات درجة من الانتظام من حيث الزمن وديمومة الحركات التصاعدية والتنازلية[2]. وأشار إلى حركة الدورة الاقتصادية نحو الكساد تتزايد وتتسارع بفعل التوقعات، كما بين السبب الرئيس للازمات لا يكمن في ارتفاع معدل الفائدة بفعل زيادة الطلب على النقود ولكن بسب التدهور المفاجئ للكفاية الحدية لرأس المال والسبب بفعل التغير في التوقعات [3]. ولما كانت التوقعات بحد ذاتها تؤثر في القرار الاستثماري وان الاستثمار هو الذي يسبب التقلبات في الدورة الاقتصادية إذن للتوقعات دور مؤثر في خلق الدورة الاقتصادية.

يتضح مما ذكر انفاً انه ليس هناك ما يدعو للشك في أن (Keynes) تعامل مع التوقعات كأداة مثالية لتحقيق شرط التوازن الحالي وفي تفسير العديد من العلاقات وخصوصاً الكفاية الحدية لرأس المال، وقرارات الاستثمار والإرباح التي يتوقع المنظم استلامها. إلا أنه تعامل مع التوقعات كمتغيرات خارجية وكأنها شئ معطى وهي عموماً ثابتة ومؤقتة ولا يمكن أن تصحح أو تبدل أو يعاد في تشكيلها، وبالتالي يصبح الاستهلاك يعتمد كلياً تقريباً على الدخل الحالي

([1]) المصدر نفسه .

(*) التقلبات في مجموع الناتج القومي، والدخل، والعمالة التي تدوم عادةً لمدة تمتد من سنتين إلى عشر سنوات وتتصف بتوسعات أو تقلصات واسعة ومتزامنة في قطاعات اقتصادية عديدة في الاقتصاد الكلي الحديث ، يقال ان الدورات الاقتصادية تحدث حين يرتفع الناتج المحلي الإجمالي الفعلي مقارنة بالناتج المحلي الإجمالي الممكن (توسع) أو يهبط مقارنة بالناتج المحلي الإجمالي الممكن (تقلص او ركود) ، للمزيد انظر - بول أ . ساموبلسون ويليام د . نورهاوس . الاقتصاد . مصدر سابق، ص 769 .

([2]) هوشيار معروف، تحليل الاقتصاد الكلي، الطبعة الأولى ، دار الصفا للنشر والتوزيع، عمان، الأردن، 2005، ص 133 .

([3]) William Hutt and Stonier A. , Economic Theory , ……..…..Op.Cit , p 104 .

والاستثمار يعتمد على معدل الفائدة الحالي والطلب على النقود من أجل المضاربة يعتمد على معدل الفائدة الحالي، مما جعل بناءه مقبولاً ومتناسقاً داخلياً.

هذا من ناحية ومن ناحية ثانية ركز (Keynes) على الطبيعة غير التأكيدية والتي تواجه القطاع الخاص جعلت من غير المجدي وضع نظرية حول إمكانية تصحيح هذه التغيرات في القرارات المستقبلية لهذا القطاع بحكم كون توقعاتهم مبنية على معلومات ناقصة فهي أما تحكمية أو هوائية وإما أن تكون هدفاً لإعادة النظر فيها[1]. مثلاً في سوق الأسهم والسندات نصح الأفراد أن يحزروا ما سيحزروه الأفراد الآخرون حول ما سيحزرونه هم من أجل تحديد سعر السهم وهذا يعني هوائية وتحكمية التوقعات وعدم القابلية والقدرة على ملاحظة ما يفقد بوضوح.

مما دعا للقول إن (Keynes) أعطى دور صغير جداً للمستقبل " أننا جميعاً أموات في الأمد البعيد " كما أن نظريته ساكنة ولا تعطي الفكرة الكاملة والمطلوبة عن ديناميكية التوقعات ولا عن كيفية تشكيل التوقعات.

فحين نقول إن الذي يحفز المنظم على الإنتاج والاستثمار هو ليس الأسعار والكلف والأرباح بل الأسعار المستقبلية والكلف المستقبلية والأرباح المستقبلية فأننا بهذا لم نعط سبباً يذكر ما دمنا لم نتطرق إلى كيفية تحديد هذه التوقعات. عموما ما يجب ذكره هو أن النظرية العامة لم تهمل دور التوقعات ولكنها قامت بتبسيطها بشكل كبير جداً ما يجعلها فرضية توقعية محدودة.

3 - الدراسات التي لحقت بـ Keynes

هناك عدد من الدراسات التي تطرقت إلى مفهوم التوقعات والتي أعطت إلى حد بعيد بعداً ديناميكياً ومنها:

دراسة (Hicks)[2] في كتابه (القيمة ورأس المال) الذي نشره عام 1939 أشار فيه إلى أن التوازن الوقتي محكوماً بالتوقعات، ومحدداً اثر السعر الفعلي على توقعات الأسعار. كما انه ميز بين أثار الأسعار الحالية من جانب وأثار الأسعار الماضية من جانب أخر من خلال ما إذا

---

(1) Evans G. W. , Learning and Expectation Macroeconomic , Journal of monetary Economics. 810 , 2001 , P25 .

(2) Sijben , Pool , M. , Rational Expectation and Monetary Policy , Journal of monetary Economics. December , 81, 1999 , P144 - 145 .

كانت أثار الأسعار الماضية المتاحة (المعطاة) هـي السـائدة فـأن توقعـات الأسـعار لا يمكـن أن تعامل وكأنها بيانات معطاة. كما أضاف أن التوقعات يمكن أن تقدر وتعالج إسـتناداً إلى قواعـد مختلفة بواسطة الخبرة الفعلية المستمدة من التجارب السابقة. ومن إسهاماته التي جاء بهـا مفهـوم مرونة التوقعات التي عرفها (بأنها الارتفاع النسبي في الأسـعار المسـتقبلية المتوقعـة إلى الارتفـاع النسبي في الأسعار الحالية.[1] علماً إن هذه الأسعار الحالية تأخـذ الفـترة ($t+1$)، ويمكـن أن تكون هذه المرونة أحادية إذا كان التغير في الأسعار الحالية سيغير الأسعار المتوقعة بـنفس النسـبة وبنفس الاتجاه.

أما دراسة (Metzler)[2] بعنوان (طبيعة وتوازن دورة المخـزون) الـتي نشـرها في عـام 1941 والتي حدد فيها المبيعات المتوقعة مستحدثاً معامـل أطلـق عليـه اسـم معامـل التوقعـات تكون قيمته اصغر من أو مساوي للصفر، وفسر أن المبيعات المتوقعة تعتمد على المبيعات الماضية من خلال تمثيل وزن يحدده المنظم اعتماداً على التغيرات السابقة فإذا كـان هـذا الـوزن يسـاوي صفر فهذا يعني أن المبيعات المتوقعة تساوي المبيعات في الماضي أمـا إذا كـان الـوزن قيمـة سـالبة فهذا يعني وجود إشارات متعاكسة بين الفترتين أي إذا كانت المبيعات متزايدة في السابق فإنها قد تنخفض في الفترة الحالية وبالعكس أي أن التوقعات تعتمد على تغير اتجاه المبيعات.

4. وجهة نظر النقوديون

أو يطلـق علـيهم مدرسـة (Chicago) وأبـرزهم (Milton Friedman)،(Simonies Henry)،(N. Hake) وغيرهم. يؤمنون بان اقتصادا تنافسيا متحررا من تدخل الحكومة سـيعطي أكثر العمليات كفاءة في الاقتصاد ومؤكدين على أهمية السياسـة النقديـة في اسـتقرار الاقتصـاد الشامل ويستندون على مبدئين مهمين الأول: أن النقود هي المحدد الأول للناتج المحلـي الإجمـالي الاسمي وبذلك يمكن للنقود أن تؤثر على المخرجات والأسعار علـى المـدى القصـير أمـا علـى المدى الطويل فالاقتصاد يميل إلى العمل بمستوى الاستخدام الكامـل للمـوارد فـان تـأثير النقـود يظهر على الأسعار فقط واستبعدوا دور السياسة المالية على المخرجات والأسـعار، أي لا مجـال للضريبة أو الإنفاق الحكومي أن تحدث آثارا على المديين القصير والطويـل. والمبـدأ الثـاني: هـو

---

(1) Ibid p 209 .

(2) A., Metzler ,G., The Economic Analysis and Expectation , University of Chicago Press, Chicago , 1983، pp 18 - 20 .

المرونة النسبية للأسعار والأجور. وقد اقترح (Friedman) في نظريته الطلب على النقود التي تعود جذورها إلى معادلة التبادل لـ (Fisher) والتي تنص على أن ($M v = P y$) أن الطلب على النقود كأي طلب على الأصول الأخرى يعتمد على الموارد المتاحة للمستثمر والتي تمثل عادةً بالثروة الفردية، وعلى العوائد المتوقعة على الأصول الأخرى، ومن المعادلة آلاتية [1]

$$\frac{md}{p} = f\left(yp^{+}\right)\left(rb - rm\right)\left(re - rm\right)\left(p - rm\right)$$

حيث إن ($\frac{md}{p}$):- يمثل الطلب على الأرصدة الحقيقة.

($y\,p$):- (الدخل الدائم ويكون مستقر خلال الدورة الاقتصادية مقارنة مع الدخل الجاريy) ويقصد به القيمة المخصومة بكل الدخل المستقبلي المتوقع، بعبارة أخرى هو القيمة الحالية للدخل المتوقع في المستقبل. وهو بديل عن الثروة الفردية التي تتغير أو تتراكم من خلال التغيرات التي تحصل في الدخل، إي انه يتناسب مع الطلب على النقود بعلاقة طردية.

$(rb - rm)$ العائد المتوقع على النقود.

$(re - rm)$ العائد المتوقع على السندات.

$(p - rm)$ العائد المتوقع على الأسهم.

وجميعها تتناسب عكسياً مع الطلب على النقود.

وبذلك عدّ (Friedman) دالة الطلب على النقود دالة مستقرة ولا تخضع للتغيرات العشوائية وان الأفراد يستجيبون في طلبهم على النقود على توقعاتهم حول دخلهم الدائم فيزداد الطلب عندما يرتفع دخلهم الدائم وعندما يكون ثابت أو ذو معدل نمو متوقع. علماً أن (v) مستقرة ويمكن التوقع بها.

([1]) انظر في ذلك :

- د. نبيل مهدي الجنابي، محاظرات مادة النظرية النقدية ألقيت على طلبة الدراسات العليا، ..... ، مصدر سابق

- د. عبد المنعم السيد علي،د.نزار سعد الدين العيسى . النقود والبنوك والمصارف، .....، مصدر سابق ، ص 257 .

ثالثاً: - الفرضيات المفسرة للتوقعات

تحظى التوقعات بأهمية بالغة كونها تفسر سلوك المتغيرات الاقتصادية في المستقبل، فضلاً عن دورها في تحديد طبيعة العلاقة بين تلك المتغيرات. وبشكل عام يضع وكلاء الاقتصاد توقعاتهم استناداً إلى أحدى الفرضيات آلاتية:

1. فرضية التوقعات التكيفية Adaptive Expectations Hypothesis

وتعني إن الأفراد يشكلون توقعاتهم حول ما سيحدث في المستقبل استناداً إلى ما حدث في الماضي، وان الوحدات الاقتصادية تحاول تعديل توقعاتها في أي مدة زمنية في ضوء الأخطاء التي تحدث في السابق ومحاولة عدم تكرار الوقوع في نفس الخطأ لذا يطلق عليها أحيانا بفرضية تعلم الخطأ (Error Learning Hypothesis) وأحيانا تسمى بفرضية التوقعات المعدلة. وهي بذلك تتصف بالاتي:

- نظرتها إلى الخلف: العاملين بمنطق هذه الفرضية يعتقدون إن ما حدث في الماضي لا يكون مستقل عن الحاضر إضافة إلى إن نواتج اليوم يمكن أن تكون متشابهة بشكل تام مع نواتج أمس. أي أنهم يعترفون بدور الماضي ولا يحسبون كلياً تأثير المستقبل على قراراتهم.
- العمل بنظام الأخطاء: في هذا النظام يكون توقع الظروف غير تام.
- القيمة المستقبلية تحسب على أساس القيمة السابقة وهامش خطأها وبطبيعته فأنه يقل أو يزيد في تقدير تغير المتغيرات بشكل ثابت.

ويعتبر (Irving Fisher) أول من استخدم هذا المبدأ عام 1911 في دراسة العلاقة ما بين معدل الفائدة الحقيقي والاسمي من جانب ومعدل التضخم المتوقع من جانب آخر[1]. وبدأ تحليله من افتراض وجود أجواء تضخمية تحيط بالوحدات الاقتصادية وان هذه الوحدات تتكيف مع ظاهرة التضخم وتعدل سلوكها الاقتصادي لتجاوز الخسائر وتتعلم في ضوء تجاربها التاريخية السابقة لمعرفة المعدلات المستقبلية للتضخم. فإذا كان التضخم مرتفعاً في الماضي فان الوحدات الاقتصادية ستتوقع أن يكون مرتفعاً في المستقبل وتعتمد عليه في تحديد طلبها

(1) Aretha Cooray , The Fisher Effect : A Review of the Literature , Applied Economics Litter , 4 , 1997 , p 43 .

وعرضها للأجور. فإذا كان المعدل المتوقع للتضخم صحيحاً في الواقع فلن يكون هناك أية تعديلات أو تنقيح على الطلب على الأجور أو عرضها ويصبح الاقتصاد عند المعدل الطبيعي للبطالة، أما إذا كان معدل التضخم الفعلي دون المعدل المتوقع فان الطلب على الأجور ومعدل التضخم المتوقع سيتم خفضهما، كذلك سيتم رفع الأجور والمعدل المتوقع إذا ما ظهر في الواقع إن معدل التضخم الفعلي هو أكثر من المتوقع.

وفي عام 1956 جاءت محاولة الاقتصادي (Gagan)[1] لإعطاء تعريف لهذا النوع من التوقعات في ضوء المعلومات المستحدثة، وبيّن أن التوقعات المستقبلية تعدل نسبياً مع الأخطاء الأخيرة المسجلة والى الدرجة التي تكون فيها توقعات الفترة الحالية القائمة تختلف عن التوقعات في الفترة السابقة وذلك بالاعتماد على حد الخطأ ما بين المعدل المتوقع والمعدل الفعلي له خلال الفترة السابقة. وبعدها قام كل من (Parkin) و(Carson)[2] في عام 1972 باختبار ميكانيكية أكثر تعقيداً لتأخذ في الحسبان كل من المعدل الحالي للمتغير ومعدل تغيره وهذا يعني إن الوحدات الاقتصادية ستتناسب مع حجم أخطاؤها للفترتين السابقتين أولا، وان التغير في التوقعات يعتمد على حجم الخطأ الأخير وعلى التغير في الخطأ التقديري الأخير فالوحدات ستستخدم المعلومات عن الأخطاء القديمة من اجل تنقيح توقعاتها الحالية.

وتشير الدراسات إلى أن هذا المبدأ اكتسب قدر من الأهمية في ثمانينات القرن الماضي في عدد من البلدان المتقدمة لنجاحه في تفسير بعض سمات الأزمة الاقتصادية التي مر بها الغرب بعد صدمة أسعار النفط في السبعينات وبالأخص في بريطانيا.[3]

أ- **منهج التوقعات التكيفية Adaptive Expectations Approach**

التوقعات للمتغير الاقتصادي ضمن هذا المنهج تأتي من التوزيع المتأخر لقيم الماضي، الخبير الاقتصادي يخمن التضخم في السنة القادمة من خلال وضع أوزان على ارتفاع التضخم في السنوات السابقة، بحيث إن السنوات الأخيرة تعطي وزن أكبر للتضخم على عكس السنوات

([1]) Gagan , Phillips, The Monetary Dynamics of Hyperinflation ,…….., Opcit. , p 22-23 .

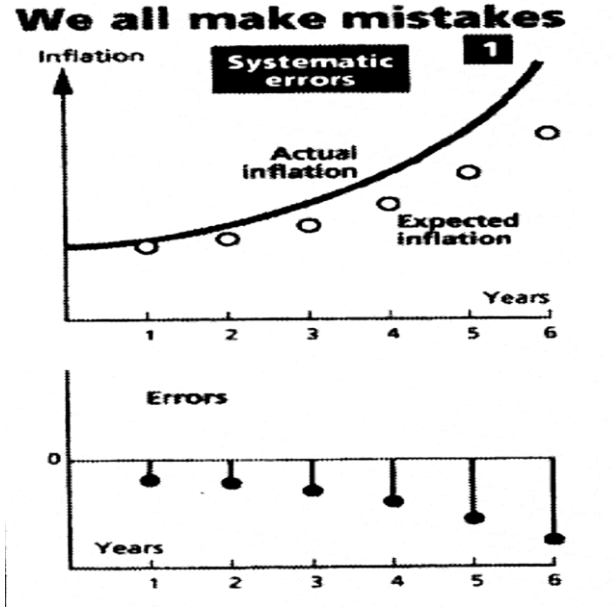
([2]) W. Gibson , Interest Rates and Inflation Expectation Journal of Monetary Economics , Vol. 8 , 1986 , P 92 .

([3]) د. نبيل مهدي كاظم الجنابي، العلاقة بين تقلبات أسعار الأسهم والتضخم والتوقعات في أسواق أسهم ناشئة مختارة، أطروحة دكتوراه، غير منشورة ، مقدمة إلى مجلس كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة القادسية، 2006 ، ص 74 .

القريبة تعطي وزن اصغر[1]. وعلى هذا الأساس فأن فكرة تطبيق هذا المنهج تكون سهلة ومناسبة ولكن تطبيقها على الاقتصاد سوف يعجل (يسرع) التضخم والنتيجة واضحة في الشكل (2).

شكل (2)

التضخم المتوقع في ظل فرضية (AE)



SOURCE ;-Cornell W.B. , Essays on The Relational Between Interest Rate and Inflationary Expectation ,University Microfilms International.Landon. 1980 , P20.

التضخم المتوقع يتبع اثر التضخم الفعلي وأخطاء التنبؤات تتبع نمط واضح وهي الاستمرارية السلبية والزيادة. على سبيل المثال تضخم دفع الكلفة وتضخم سحب الطلب وهما[2]

- صدمات قصيرة الأجل ربما تقود الأفراد إلى أن يفترضوا أن التضخم هو صفة دائمية في الاقتصاد.
- هذه الصدمات تقود المنشآت إلى دفع أسعارها بالارتفاع.
- هذا يندمج مع حلزونية الأجور / الأسعار لبناء تضخم مباشر في الاقتصاد.

([1]) W. Gibson , Interest Rates and Inflation Expectation . …… Op.Cit p 132 .
([2]) Havva , Canibek , Macroeconomic Expectation , International Economic Review , 44 , 1988 , P39

بالاعتماد على هـذه التفسـيرات يضـع الأفـراد توقعـاتهم الحاليـة وتكـون مرتفعـة (أو منخفضة) طبقاً إلى الفجوة بين التضخم الفعلي والتوقعات السابقة.

ولكي نفهم أكثر هذا المبدأ ننظر إلى الصيغة التالية:

$$X^{e}_{t+1} = X^{e}_{t} + \lambda(X_t - X^{e}_{t}) , \qquad 0 \le \lambda \le 1$$

حيث أن:

X^{e}_{t+1} = معدل التضخم المتوقع في الفترة (t+1) والذي يتوقع خلال الفترةt.

X^{e}_{t} = معدل التضخم المتوقع في الفترة (t) والذي يتوقع خلال الفترة t-1 .

X_t = معدل التضخم المتحقق (الفعلي) في الفترة t.

λ = معامل التكيف (التوقع). الذي يقل كلما ابتعدنا عن الماضي، أي أن الأخطاء تميل إلى الانخفاض مع مرور الوقت. فإذا كانت λ =1 فأن القيمة المتوقعة تساوي القيمة الفعلية، أما إذا كانت λ = صفر فأن هذا يعني إن الوحـدات الاقتصـادية لا تقـوم بمراجعـة توقعاتهـا علـى الإطلاق.

وبالنتيجة ارتفاع التضخم في الماضي يؤدي إلى ارتفـاع التضـخم في المسـتقبل والتوقعـات الحالية (الجارية) للتضخم في المستقبل تعكس التوقعات الماضية وحد تعديل الخطأ. أذن معـدل التضخم المتوقع يعكس متوسط الأوزان السابقة وكما هو موضح في المعادلة التالية

$$X^{e}_{t+1} = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^{i} * X_{t-j}$$

التي تركب بدون أية إشـارة إلى معلومـات المسـتقبل بسـبب تجاهـل خـبراء الاقتصـاد إلى المعلومات التي يمكن أن تساعدهم في إتقان تنبؤاتهم، وهذا ما جعل فرضـية التوقعـات التكيفيـة دون مستوى الامثلية.

ب - الانتقادات الموجهة لفرضية التوقعات التكيفية

تعاني فرضية التوقعات التكيفية من بعض الجوانب السلبية منها[1].

---

(1) انظر في ذلك :

-Begg D. The Rational Expectations in Macroeconomic . The Complot press ,UP , Brition , London , 1987 , pp 13-26

1- إن الفرضية بحد ذاتها ذات نظرة خلفية.
2- تسوية التوقعات بموجب هذه الفرضية بطيئة جداً مما يجعل الأفراد يقعون في أخطاء منتظمة تخص تنبؤاتهم ولفترة طويلة.
3- من غير المعقول عدم قيام الوحدات بأي رد فعل من أجل تقويم وتصليح القواعد التي أقاموا أسسهم التنبؤية التي على أساسها توصلوا لنتائج توقعاتهم.
4- لا يزال القصور قائماً في مثل هذا النوع من التوقعات والذي يقول أن المتغير الوحيد الذي يجب أن يؤخذ بنظر الاعتبار هو القيمة الماضية للمتغير والتي تشكل توقعاتهم بظلها من اجل التوازن. كما إن مثل هذا التحليل ألتوازني الجزئي لا ينسجم تماماً مع تقاليد الاقتصاد الكلي والذي يكون فيه للتوازن العام أهمية كبيرة.
5- إن كافة الآليات ذات النظرة الخلفية تسمح للأخطاء التنبؤية بالانتقال عبر القنوات المتلاحقة، فاستخدام المعلومات المتوفرة لا يجعل من السهولة تنظيم هذه المعلومات مع فكرة الامثلية والتي هي الأساس في اغلب تحليلات الاقتصاد.
6- المنتقدين لآراء هذه الفرضية اعتبروا الخبراء الاقتصاديين الفرديين (مستهلكين ومنتجين) المستخدمين للقواعد البسيطة والمعلومات الجزئية لتوجيه قراراتهم كالخاملين وبذلك لا يمكنهم أن يروا الصورة بالشكل الكامل. هذا التشخيص جاء من قبل (Robert Lucas)[1]. الذي شدد على ضرورة أن يبحث الخبراء الاقتصاديين في أفضل النتائج الممكنة وأن يكونوا نشطاء في محاولة لاستباق ما يخفيه المستقبل.

2. فرضية التوقعات العقلانية Rational Expectations Hypothesis

ظهر مفهوم التوقعات العقلانية في الاقتصاد منذ أن تبنى (Adam Smith)[2] وورثته منهج المثالية والسلوك الرشيد للفرد أو المنشات انطلاقاً من مبادئ تتعلق بالعقلانية ألا انه لم يتناولها بالشكل وبالطريقة ذاتها كونها تتعلق بكيفية اختيار واستخدام الموارد النادرة بأفضل

- د.هاتف احمد محمد نوري . التوقعات في النظرية الاقتصادية ..... مصدر سابق، ص 26 .

(1) Robert Lucas . Rational Expectations . Econometric policy Evaluation . Journal of Monetary Economics . Supplement Series . 1976 . P 135 .

(2) Edward Shapiro . Macroeconomic Analysis ,3dth ,INC , New York ,1974 , P54 .

شكل ممكن من اجل تحقيق غاية أو الوصول إلى هدف، بمعنى آخر ركزت على تقليص النفقات للحد الأدنى للوصول إلى أعلى درجة إشباع.

هذه الفكرة نفسها ظهرت عند ماركس ومن تبعه وشومبيتر ومن تبعه. إلا أن شومبيتر بحث عن معايير تتعلق بالخيارات الجماعية وبالتحليل القائم على (الميراث/ الكلف) وهو بذلك يعبر من العقلانية المحدودة إلى العقلانية الجماعية [1].

ولكي تتحقق الغاية منها فأن المجال الوحيد هو المنافسة التامة. ظل هذا المفهوم ضمن التحليل الجزئي للاقتصاد إلى أن جاءت مساهمة (John F. Muth) الأستاذ في جامعة (Indiana) عام 1961 في دراسته (Rational Expectations and The Theory of Price Movement)، والذي يعود له الفضل في صياغة الفرضية بشكلها المعروف التي استعملها في وصف العديد من الدراسات الاقتصادية كالناتج المعتمد جزئياً على توقعات الأفراد للحدث، وأسعار البضائع الزراعية تعتمد على عدد الهكتارات المتوقع زراعتها وعلى السعر المتوقع للناتج بعد الحصاد.

جاءت هذه الفرضية نتيجة الحاجة لتجاوز نقاط الضعف المشار أليها في فرضية التوقعات التكيفية وتقوم على فكرتين أساسية[2]:

الأولى: إن الأفراد لا يعملون بنظام الخطأ مستخدمين كافة المعلومات المتاحة ومتضمنة توقعاتهم الخاطئة السابقة، كما أنهم ليسوا دائماً الأصح في تشكيل توقعاتهم ولكنهم سوف ينظمون انعدام الكفاية لطرق عملهم في تشكيل توقعاتهم إذا كان تحديد الأخطاء على الشكل الصحيح.

الثانية: استخدام المعلومات يجب أن يكون بطريقة مثالية بحيث تكون التوقعات مطابقة لأفضل تخمين عن المستقبل (التوقع الامثل)، باستخدام كل ما متاح من المعلومات لتجنب الوقوع في الأخطاء المكلفة (غالية الثمن).

فإذا كانت هناك محاولة لتحديد التضخم المتوقع في المستقبل استناداً على مبادئ هذه

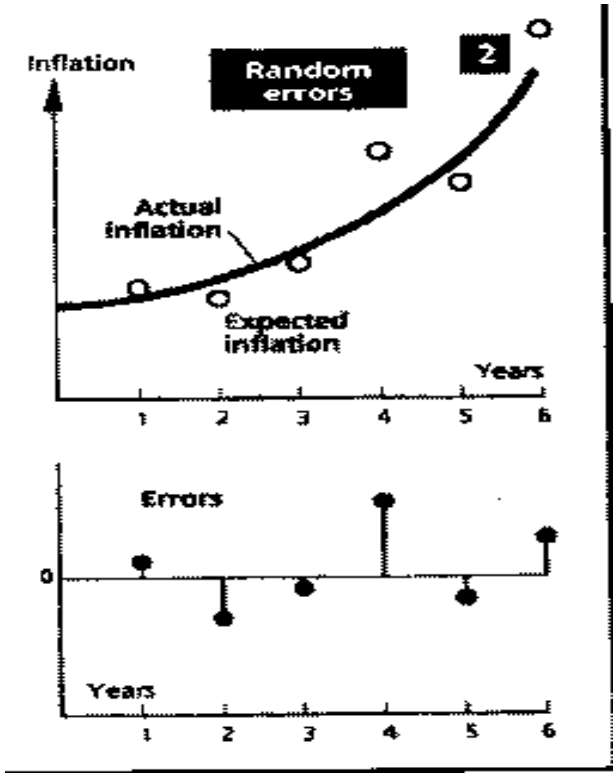
([1]) Grossman ,H. , Rational Expectations and Business Cycles . Real Government Behavior , Study of Economic Theory , 1980 , P 15 .

([2]) L. Svensson , Open – Economy Inflation Targeting , Journal of International Economics , Vol. 50 , No.1 , 2000 , pp 15 -19 .

الفرضية فالنتيجة يوضحها الشكل (3) وتكون فيها الأخطاء العشـوائية غـير مترابطـة بشـكل متسلسل.

شكل (3)

تحديد الأخطاء للتضخم المتوقع في ظل فرضية التوقعات العقلانية



SOURCE ;-Cornell W.B. , Essays on The Relational Between Interest Rate and Inflationary Expectation , Study of University Microfilms International.Landon. 1980 , P 70.

لاحظ (Muth) أن التوقعات تختلف عبر الأفراد ولكن هـذه الاختلافـات سـتكون غـير مهمة بشكل عام ما لم تكن في علاقة تبادلية مع الأخـرى المشـتركة بـين القطاعـات. أن القناعـة الاقتصادية تفترض إن متخذي القرارات يفضلون عادة أن تكون قراراتهم ممتدة عـبر الـزمن إلى زمن أطول أي بمعنى آخر أنهم مهتمين تماماً بالمستقبل ويعملون من اجله. إلا أن الحيـاة العمليـة

تختلف تماماً عن الواقعية، فهناك نقص واضح في المعلومات إضافة إلى كلفتها العالية وهذا يؤثر في رفع كلف المعاملات. كما أن عدم اليقين المحيط بالإحداث القادمة يصعب مع العوامل السابقة ليقيد الأسواق المستقبلية وعملياتها وبضوء ذلك يصبح من الضروري اتخاذ قرارات مناسبة تمتد عبر الفترة الحالية إلى المستقبل. وبما أن القرارات الجارية المتخذة من قبل الوحدات الاقتصادية تعتمد على تقييمهم الجاري للمستقبل فأن هذا الاعتبار لا بد أن يؤثر على الإجماليات الاقتصادية والتي تمثل العمود الفقري للاقتصاد الكلي ولعل ابسط الأمثلة التي تبين الحاجة إلى المستقبل هو موضوع عقود العمل والتي عند وضعها عادةً ما تكون بالشكل الاسمي لها، تقوم الشركات والعمال (والذين لا يكونون متأثرين بالخداع النقدي) بالاهتمام بالأجور الحقيقية فقط وبالتالي سيكون من الضروري بالنسبة للمساومين على الأجور أن يشكلوا توقعاتهم عن معدل التضخم المستقبلي وضمن الفترة التي تتضمنها عقود العمل هذه. وذلك من اجل تقدير القيمة الحقيقية المتوقعة للتسوية الاسمية.

من جانب آخر تبرز أهمية التوقعات المستقبلية للظروف الاقتصادية في مجال الشركات التي تؤسس قرارات الاستخدام للأشهر الحالية على شروط الطلب المتوقع للأشهر القادمة، مع ملاحظة أن هذه التوقعات تتغير من شهر لآخر ومن سنة لأخرى تبعاً لتغير شروط التجارة العامة وتغير حالة الاقتصاد[1]. ولعل من المهم أن نبين إن هذا يعني إن للإفراد وللشركات القدرة التامة أو البصيرة الثاقبة في استجلاء المستقبل ولا يعني تبعاً أن توقعاتهم صحيحة تماماً ودائماً ولكنهم عند الضرورة يقومون بتصحيح سلوكهم التوقعي من اجل استبعاد وقوع الأخطاء النظامية التي تترافق مع الأخطاء التوقعية وهذا يجعل الأخطاء غير مترابطة مع المعلومات المتوفرة والأخطاء نفسها ليس لها ارتباطات متسلسلة.

أن أساس فرضية التوقعات العقلانية هو المتغيرات الاقتصادية التي تولدت عبر العمليات أو المراحل تكون خاضعة للنظام ، وان خبراء الاقتصاد يتعلمون ما هي مراحل تحديد المتغيرات ويستخدمونها للتنويه إلى توقعاتهم لتلك المتغيرات (يتعلم الأفراد عمليات توليد المتغيرات عن طريق استخدام المعلومات المتاحة) وبالنتيجة تكون توقعات المنشأة (بشكل اعم، التوزيع

([1]) Fisher , S. ,M. Long – Term Contract , Rational Expectation and Optimal Money Supply Rule , Journal of Economics , 37 (2) , 1996 , P 48

الاحتمالي الشخصي للنتائج) تميل إلى أن تكون موزعة مع تنبؤات الفرضية (التوزيع الاحتمالي الموضوعي)[1].

وما دام سلوك الوحدات الاقتصادية (الأفراد والمنشآت) يمكن أن يصف تعظيم النواتج (تحديد السلوك الامثل) فأن التوقعات تكون مطابقة للنظام بشكل متبادل (أي هناك تناسق بين التوقعات واتخاذ القرارات يجعل التوقعات مطابقة للقرارات المتخذة)، والسبب الوحيد الذي يجعل القيم الفعلية تختلف عن القيم المتوقعة هو وجود عدم اليقين أو وجود بعض المتغيرات غير القابلة للتنبؤ فإذا اختفى عدم اليقين واختفت المتغيرات غير القابلة للتنبؤ عندها التوقعات تصبح عقلانية لأنها حتماً ستتطابق مع القيم الفعلية وسيكون هناك بصيرة تامة في العواقب المستقبلية.

أ- **تحديد المتغيرات في ظل فرضية التوقعات العقلانية**

إن الجانب المهم لفرضية التوقعات العقلانية هو افتراض طريقة عمل الأفراد وتصوراتهم لاعتقاداتهم حول المستقبل تستجيب للمعلومات الجديدة. على افتراض أن شخص لديه تصور سابق حول توزيع إجمالي مستوى السعر عن طريق النظر إلى مستويات الأسعار الإجمالية في الماضي، يمكنه تحديد الفرق في التوزيع، عندئذ التوقعات السابقة لمستوى السعر متساوية المعدل (المتوسط) [2]، ومع ذلك نفترض أنه لا يعرف المستوى العام للأسعار، فأنه يمكن ملاحظته مباشرةً من بعض الأسعار في الاقتصاد ثم يستخدم المعلومات لتحديث التصور عن الماضي ويشكل التوزيع الجديد المتأخر لمستوى السعر الكلي.

على افتراض أن الأسعار يمكن ملاحظتها على نحو غير متوقع، يمكن أن نضع وزن احتمالي لمستوى الأسعار العام (حسب المنطق اللوغارتيمي، كل الأسعار في الاقتصاد لديها متوسط سابق $E[P]$)، تستند على ملاحظات الماضي وبعض التباين (اوالفرق) ثم تقدر

([1]) انظر في ذلك :

-Robert Lucas . Rational Expectations . Econometric policy Evaluation . ……., Op Cit ,p 154 - 156.

- د. محمد إبراهيم طه السقا، التطبيقات الحديثة لفرضية التوقعات الرشيدة (1990- 1995)، مجلة جامعة حلوان، كلية التجارة وإدارة الأعمال، حلوان، 1996 , ص 4 .

([2]) Blumel ,D., Easley Learning and Rational Expectation of Economic Theory , Journal of Monetary Economics ,vol , 26, 1982 , p 39 .

التوقعات العقلانية (المتأخرة) ويتوقع مستوى السعر المشروط على السعر الملاحظ $[P_i]$ ويعطى بـ[1].

$$E[P|\ P_i] = E[P] + \theta[P_i - E[P]]$$
$$= \theta P_i + (1-\theta)E[P]$$

حيث إن الحد (θ) يعتمد على التباين (الفرق الكامن في توزيعات السعر ، فأن الحدس وراء ذلك هو ببساطة انه إذا لاحظت السعر فوق المتوقع $(P_i > E[P])$ ينبغي بعقلانية بناء احتمال زيادة مستوى السعر النسبي عن التوقعات السابقة ، ومع ذلك علينا أن لا نعيد النظر في التوقعات للمدى الكلي $[|P_i - E[P]|]$ ، لأنه من الممكن هبوط الأسعار الأخرى ويبقى متوسط السعر الفعلي فضلاً عن أنّ هذا الحد يتوقف على مدى ارتباط زيادات الأسعار عبر الأسواق، وكيف تتباين الأسعار لجميع السلع بالنسبة إلى متوسط مستوى السعر. مثلاً إذا كانت أسعار السلع الفردية متباينة (متغيرة) فأن الحد (θ) سوف يميل إلى أن يكون منخفض بسبب الزيادات في الأسعار والفكرة موضحة في الشكل(4).

(1) Fredric , M. , Mish kin , The Economics of Money , Banking and Financial , 7th Edition . Person Addison –Wesley , New York , 2004 , pp 51- 57 .

شكل (4)

تقدير المتغيرات في ظل التوقعات العقلانية

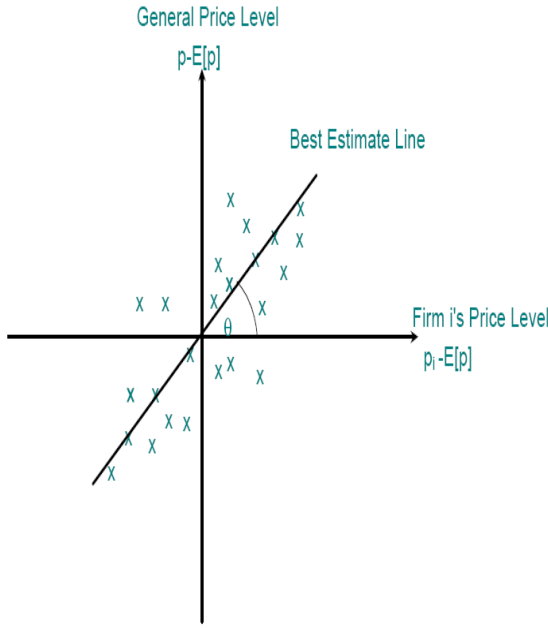


Figure 1: Rational Expectations

in the IS curve then determine the interest rate). The simplified log–linear aggregate demand

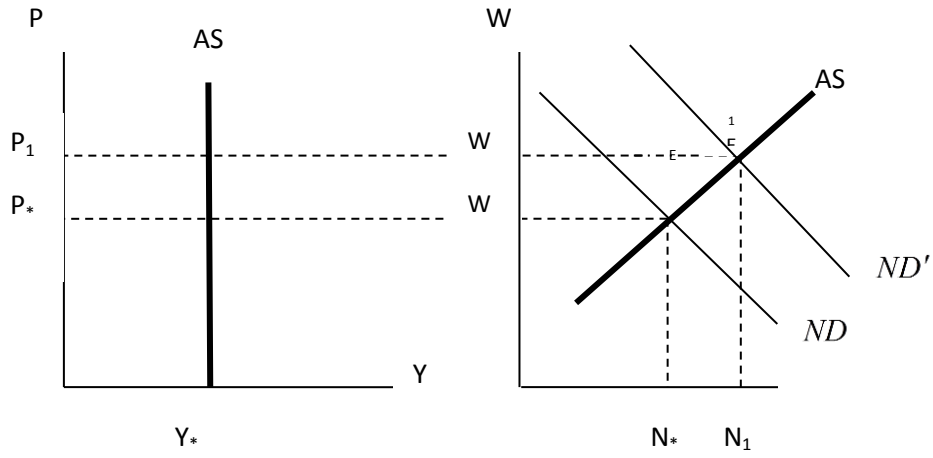
Source- Fredric , M. , Mish kin , The Economics of Money , Banking and Financial , 7thEdition , Person Addison –Wesley , New York , 2004, pp 51

ومن نموذج السوق الحر والموضح في الشكل (5)

شكل (5)

اثر التوقعات العقلانية على المتغيرات الحقيقية

-A - -B -



Scours :- Rudiger, Dornbusch and Stanley , Fischer , Macroeconomics , Six Edition McGraw , Hill , INC , New York , 1994, P242 .

الشكل A يعرض حالة الاستخدام الكامل عند Y_* على المحور الأفقي ومستوى الأسعار على المحور العمودي ومنحى (AS) عديم المرونة. الشكل (B) يعرض عرض العمل والطلب عليه وكلاهما يعتمد على الأجر الحقيقي (W /p) [*]، المنشآت تعمل في حالة منافسة تامة (لا توجد أرباح غير اعتيادية) ولأجل أن توسع المنشآت عملها فهي تدفع بالأجر الحقيقي ليساوي قيمة الإنتاج الحدي، هذه المنشآت تمتلك خزين رأس مال ثابت في الأجل القصير لذلك الناتج الحدي للعمل ينخفض بزيادة العمل ويتوسع في طلب المزيد من الاستخدام (التوظيف) إلى النقطة التي يتساوى فيها العمل مع الأجر الحقيقي.

بافتراض حالة الاستخدام الكامل لمستوى العمالة (N_*) عند مستوى الناتج (Y_*) ذلك المستوى نحصل عليه بإضافة مقدار القوى الأخرى (خزين رأس المال، الأرض، المواد الأولية ، والتكنلوجيا[**]) توازن الناتج في نموذج السوق الحر لا يعتمد على مستوى السعر لذلك منحنى العرض الكلي العمودي يعكس الحالة الكلاسيكية.ارتفاع السعر من P_* إلى P_1 (شكل A) يزيد الأجر الاسمي وبالزيادة نفسها بينما سوق العمل يستمر بالتوازن. وبافتراض أن العمال والمنشآت كلاهما توقعوا مستوى السعر سيكون P^e، كيف يصوغ العمال قراراتهم بشأن عرض العمل، إذا كان السعر الفعلي (P) اكبر من السعر المتوقع (P^e) ($P > P^e$) فأن العمال يضعون أجورهم عند مستوى السعر (P^e) أي سيقبلون بأجر اقل مما يجب أن يكون $\left[\mathrm{E}\left(W_O / \mathrm{P} < W_0 / \mathrm{P}^e\right]\right)$ ينتج عن ذلك انتقال منحنى (ND) إلى الأعلى ويرتفع الأجر من (W_*) إلى (W_1)، وفي نفس الوقت يرتفع مستوى العمالة من (N_*) إلى (N_1). إذن الزيادة في مستوى السعر أدت إلى زيادة في مستوى العمالة والإنتاج وبالنتيجة تزداد القابلية الربحية للمنشآت وتنتج ناتج أكثر وعمل أكثر. لكن هذا الوضع لا يكون متحقق للأبد لان

(*) 1- هو نسبة معدل الأجر (w) إلى مستوى السعر (p) .

2- هو كمية أو مقدار السلع التي يمكن أن تشترى خلال ساعة عمل .

(**)- توصف التكنلوجيا والخزين الرأسمالي بأنها معطاة ولكن ممكن أن تتغير من خلال الوقت وبالنتيجة تتغير حالة الاستخدام الكامل لمستوى الناتج أي زيادتهما ترفع حالة الاستخدام الكامل للناتج . للمزيد انظر :

- Rudiger, Dornbusch and Stanley , Fischer , Macroeconomics ,Six edition McGraw , Hill , INC , New York , 1994 , p 244 .

- د. نبيل مهدي كاظم الجنابي، محاظرات في مادة النظرية الاقتصادية الكلية، ألقيت على طلبة الماجستير في كلية الإدارة والاقتصاد قسم الاقتصاد جامعة القادسية، الفصل الدراسي الثاني (2006-2007) .

العمال بأمكانهم أن يستخدموا كافة المعلومات المتاحة ليعدلوا توقعاتهم عن الأسعار ويطلبون أجور أعلى. أن الأجور و الأسعار متناسبة مع التوقعات الجديدة وسيكون الأجر الحقيقي ثابتاً كما إن معدل البطالة سيبقى نفسه.

ترى فرضية التوقعات العقلانية أن مثل هذه التسوية السريعة قد تكون هي الحالة القائمة في بعض الأحيان ورغم وجود معوقات لهذه التسوية تتمثل في عقود الأجر وعقود شراء السلع المستقبلية كما أن كلف المعلومات قد تؤثر على هذه التسويات، وهكذا فأن الأسس المعتمدة لإقرار ما سيحدث للمتغير تكون مقيدة بمعرفة سبب وجود التوقعات حول تغيرات الأسعار. وبذلك تصبح العلاقات الاقتصادية المرتبطة بالمستقبل هي بذاتها قواعد آلية التوقعات (Mechanis of Expectation) بالنسبة للإفراد، بمعنى أن

- استثمارات القطاع الخاص تعتمد على المقدرة الربحية في المستقبل (شرط السوق)، معدلات الفائدة في المستقبل.
- قرارات الاستهلاك للقطاع الخاص تعتمد على مستويات الدخل في المستقبل (والسياسة المالية في المستقبل)
- الطلب على الرصيد النقدي الحقيقي يعتمد على معدلات الفائدة في المستقبل (والسياسة النقدية في المستقبل).
- قرارات الميزانية الحكومية تعتمد على مستويات الناتج في المستقبل ومعدلات النمو.

فإذا استوعبت الوحدات الاقتصادية كافة المعلومات الجديدة بدقة وتستخدمها بالشكل الصحيح في اتخاذ القرارات سيتم ملاحظة مصدر الأخطاء العامة والأخطاء التوقعية ويتم بعد ذلك تعديلها وتصحيحها مما يعطي أفضل النتائج. هذا يعني أن الاقتصاد سيتجه نحو التوازن ما لم تقع حالة غير قابلة للتجاوز كالصدمات المفاجئة .

ب- الانتقادات الموجهة لفرضية التوقعات العقلانية

فيما يلي نعرض الانتقادات الموجهة لفرضية التوقعات العقلانية وردود الفعل تجاه هذه الانتقادات.

- وجه (Arrow) عام (1978) انتقاده الأتي (يتطلب من خبراء الاقتصاد أن يكونوا

إحصائيين بدرجة عالية ومتمكنين من تحليل مستقبل التوازنات العامة في الاقتصاد)[1]. هذا الانتقاد ينشأ من إساءة فهم فرضية التوقعات العقلانية ، إذ ذكر (Muth) بالامكان أن يستخدم الخبراء نماذج تجيز لهم استخدامها عن طريق علماء الاقتصاد.

وفي الحقيقة فرضية التوقعات العقلانية تجادل المتدربين وخبراء الاقتصاد تقديم نفس التوقعات ولكن لا تجادلهم بالتوصل إلى نفس الاستنتاج عن طريق استخدام الأسلوب نفسه بالضبط ، والحقيقة الأخرى لفرضية التوقعات العقلانية أنها تستخدم في ضوء الملاحظة والتجربة الماضية وما يملكون من بعض تجاربهم الحياتية لتمكنهم من تقديم تنبؤات معقولة. إن خبراء الاقتصاد بحاجة إلى أن يكونوا مؤهلين لهذه الفرضية وآلا لن تكون قادرة على الاستمرار ولن تصمد أمام التمحيص مما دفع النقاد إلى القول إن فكرة العقلانية هي بحد ذاتها غير قابلة للتصديق [2]. مرة أخرى هذا الانتقاد يستند على الفهم الخاطئ بما تقوله الفرضية، فهي لا تفترض آن جميع صانعي القرار هم أذكياء بما فيه الكفاية ومن ناحية أخرى فهي لا تنطبق على كل الأفراد في الاقتصاد، ولهذا ربما ترى إن بعض الخبراء ربما يشكلون توقعات غير عقلانية والبعض قد لا يتنبؤون. كذلك يجب أن نذكر إن الفرضية لا تقتضي من كل خبير وحيد في السوق أن يجمع المعلومات (البيانات) بنفسه ويضع توقعاته لنفسه، ففي كثير من الحالات يدع الأفراد أناس آخرون لتشكيل توقعاتهم، على سبيل المثال توقعات الناس عن التضخم غالباً تستند على توقعات تشكل بعناية من قبل خبراء الاقتصاد في البنك المركزي ومعهد البحوث (ESRI) أو وزارة المالية، وبالطبع هذه التوقعات تستند على المعلومات التامة لذا ستكون عقلانية. وهناك حالة أخرى تسمح للإفراد الآخرين في تشكيل التوقعات بالنسبة لهم، وكما في سوق العمل. هنا الخبراء على استعداد تام على استخدام قواعد تحليل النماذج لهم من المنتجين أو المعنيين وممثلي نقابات العمال الذين يقومون في الواقع بصياغة النموذج وكثيراً ما تستخدم النماذج المالية والخبراء الاستشاريين والاختصاصيين لمساعدتهم[3]. وهكذا التوقعات يمكن أن

([1]) Arrow , K.، The Future and Present in Economic Life , Journal of Money , Credit and Banking , 1987, PP 59- 60 .

([2]) Steven , M. , Sheffrin , Rational Expectation , ……..Op Cit. p 88 .

([3]) Blumel ,D. Easley , Learning and Rational Expectation of Economic Theory , ……..…, Op.Cit.p 67 .

تكون عقلانية دون أن تجعل من المستبعد جداً افتراض أن كل فرد واحد يصوغ توقعاته بمفرده عن الأسواق.

انتقادات الفرضية على أساس العقلانية يقوض أسس الاقتصاد، إن الفكرة في ذلك هي أن يكون الأفراد قادرين على تحقيق أفضل الفرص المتاحة والمفتوحة أمامهم وهو مشترك واحد في الاقتصاد ولهذا يدعي الخبراء غير العقلانيين عندما يقدمون تنبؤاتهم مكافئة لادعاءاتهم، أن توقعات صانعي القرار غير صحيحة.

- من الانتقادات الأخرى للفرضية هي أن المعلومات اللازمة لتكوين التوقعات ليست متاحة دائماً، وعندما تكون كذلك قد تكون مكلفة جداً لاستخدامها[1]. صحيح أن الأفراد لا يمكنهم أن يعرفوا تلقائياً المتغيرات المهمة في عملية توليد أو معرفة حجم المعاملات في تلك العملية. ولكن صحيح أيضا أن فرضية التوقعات العقلانية لا تدعي أنها تمثل ذلك كما أن عملاء الاقتصاد سوف يتعلمون من تجارب الماضي ماهية العملية وسوف تجمع هذه المعرفة المتقدمة مع المعلومات المتاحة (الجارية) لتشكيل توقعاتهم. وهذا هو السبب في كون فرضية التوقعات العقلانية هي أفضل ما ينظر إليها باعتبارها حجة على المدى الطويل وهي تستند على عملية التعلم التي تستغرق وقتاً طويلاً ولكن بعد أن تستتب المعرفة المكتسبة في عملية تحديد متغير سيعرف.

الجانب الأخر المهم في هذا الانتقاد (تكلفة استخدام المعلومات)، على الرغم من هذا الانتقاد لا يأخذ باتجاه فرضية التوقعات العقلانية الذي يشير إلى خبراء الاقتصاد يستخدمون جميع المعلومات المتاحة على نحو يتسم بالكفاءة العقلانية الفردية وسوف يجري تحليل للتكلفة والفائدة على المعلومات مستخدمين فقط صافي المنافع لهم. وهكذا في الحقيقة القيود المفروضة على المعلومات متزامنة مع كفاءة الفرضية. وهناك أيضا صحة هي بالامكان الحصول على المعلومات من خلال الحكومة، تحصل عليها وتجهزهم بها بشكل عام[2]، وهذا يضمن للخبراء الحصول على المعلومات وبالتالي هي لا تزال بالشكل العقلاني.

- ومن الانتقادات الأخرى الموجهة للفرضية هي قابليتها للتطبيق محدودة، كما انه ليس

---

(1) Arrow , K. , The Future and Present in Economic Life . .Op.Cit , p 72 .

(2) Blumel D. Easley Learning and Rational Expectation of Economic Theory ,.Op.Cit , p 93 .

من السهل دائماً تحديد العملية عن طريق متغيرات متولدة أو ربما ليس دائماً تكون صياغة على شكل عقلاني[1]. (Duck و Demery) لخصوا دفاعهم عن هذا الانتقاد انه بالامكان تشكيل التوقعات العقلانية دون أن تعرف على وجه الدقة العملية في الواقع من تقييم الظروف بذكاء، لهذا التوقعات العقلانية يمكن صياغتها عندما تكون المتغيرات المتولدة فريدة من نوعها وغير اعتيادية، لان الخبير الاقتصادي سيكون لديه ما يكفي من المعلومات لجعل عملية التقدير ذكية.

الانتقاد الأخير هو الحجة القائلة بأن الفرضية ليست قابلة على الاختبار[2]. بديهي الرد السريع على هذا الانتقاد انه رغم أن التوقعات العقلانية بطبيعتها لا تحصى وكان هناك محاولات عديدة لدمجها في نماذج الاقتصاد القياسي ولاختبار صلاحيتها في هذه النماذج، وهذا يجعل جميع الوسائل المقترحة لتشكيل التوقعات (سواء كانت التكيفية أو العقلانية) ورغم أن المحاولات ليست مثالية إلا أنها ليست أسؤ مما هي عليه بالنسبة لأي فرضية أخرى.

3. فرضية التعلم Learning Hypothesis

حاول بعض الاقتصاديين اقتراح بعض الصيغ التي من شأنها أن تسند فرضية التوقعات العقلانية وتنقذها من الانتقادات التي وجهت لها. وتأخذ بنظر الاعتبار المعلومات المحدودة وتكلفة استخدامها، تمثلت هذه المحاولة في إدخال فرضية التعلم كمحاولة لإعادة صياغة فرضية التوقعات العقلانية بصورة تتقارب مع الواقع. منهج هذه الفرضية أن وكلاء الاقتصاد يتصرفون مثل سلوك الإحصائيين أو المختصين بالاقتصاد القياسي عندما يتنبؤون المتغيرات الاقتصادية اللازمة لتشكيل توقعاتهم[3]. كما أنها تفترض أن الخبير يبدأ من التقدير الأولي (الابتدائي) للحدود في العمليات العشوائية لأي متغير ويعيد النظر في التقدير مستنداً على إجراءات الاقتصاد القياسي هذا بالتحديد النظام الديناميكي الذي يُعرض في حلول التوقعات العقلانية في الأجل الطويل.

يذكر أصحاب هذه الفرضية أن الخبير الاقتصادي يحتاج إلى نشرات دورية لتعلم المراحل (العمليات) العشوائية للمتغيرات ذات الصلة لكون الاقتصاد يتعرض إلى انتقال (تغير)

---

(1) Robert Lucas , Rational Expectations . Econometric policy Evaluation , .. Op.Cit , p 78 .

(2) Havva Canibek , Macroeconomic Expectation ,…. Op.Cit , p 333 .

(3) Robert , L. , T. , Sargent , Rational Expectation of Government Policy : An Application of Newcomb's Problem , Journal of Money , Credit and Banking , 1997, p 59 .

هيكلي من وقت لأخر، إضافة إلى إن الخبير يعرف التحديد الخاطئ للنموذج مما يجعله في حالة انتقال (تغير) متكرر بطريقة تؤدي إلى إن تكون ديناميكية التعلم بشكل مستمر.

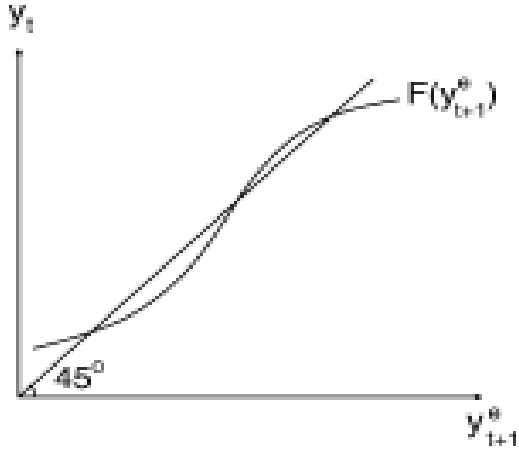
والجدير بالملاحظة إن منهج فرضية التعلم له دور حيوي يظهر في النماذج اللاخطية والتي تأخذ الشكل العام الأتي[1]:

$$y_t = F\left(y^e_{t+1}\right)$$

والذي يمكن توضيحه بالشكل (6)

شكل (6)

التوازن في ظل فرضية التعلم



Source:- J. B. Taylor , Macroeconomic Policy in a World Economy: ISSN 34 , New York , 1993. p 31.

حالة التوازن المتعدد (($\bar{y}=F\left(y^*\right)$) تحدث عند تقاطع المخطط البياني مع خط (45) حيث إن:

y :- تشير إلى الناتج، وانخفاض حالة التوازن تمثل الفشل في التنسيق.

في الحقيقة لا بد من الإشارة إلى أننا لم نجد عن هذه الفرضية الكثير من الدراسات

([1]) J. B. Taylor , Macroeconomic Policy in a World Economy : ISSN 34 , New York , 1993 . p 28

النظرية لاتجاه المهتمين بها بشكل خاص والدراسات الحديثة بشكل عام إلى التركيز على الاتجاه الكمي باستخدام نماذج قياسية للتحليل أكثر من كونها تستخدم الاتجاه ألوصفي.

4. التوقعات اللاعقلانية Irrational Expectations

إذا كان التوقع الفردي غير مساوي للتوقع المثالي فأن التنبؤات تستند إلى أن تكون غير دقيقة جداً دائماً، وفي الحقيقة توجد أسباب لإخفاق التوقعات في أن تكون لا عقلانية ومن أهمها[1]:

- عندما يكون الأفراد مدركين لكل المعلومات المتوفرة ولكن تلك المعلومات تحتاج تقديراتها إلى جهد كبير لجعل توقعاتهم أفضل تقدير محتمل.
- عندما يكون الأفراد غافلين عن بعض المعلومات ذات العلاقة والمتوفرة، ستكون تقديراتهم الفضلى للمستقبل غير دقيقة.

ومن ناحية ثانية يسمى التوقع غير عقلاني إذا تمت صياغته تحت أي من المجموعتين أدناه:

الأولى:- إذا كانت التوقعات حول القيمة المستقبلية لمتغير ما تعتمد على القيم الماضية له فقط.

الثانية:- التوقعات تعتمد على القيم التاريخية للمتغير بالإضافة إلى المشاهدات عن المتغيرات الأخرى.

تشير الدراسات إلى ظهور فكرة السلوك اللاعقلاني عند (Keynes) في القطاع الخاص، حيث تصور ما يلي[2]:

- أن العمال لا يميزون بين الأجور الحقيقية والأجور الاسمية.
- أن المؤسسات العاملة في الأسواق المالية ليست أكثر من مؤسسات تجارية عملاقة تقوم على الرهان.
- أن قرارات الاستثمار غالباً محكومة بالأوهام والنزوات بواسطة عوامل اقتصادية ثابتة.

انتقد أصحاب نظرية التوقعات العقلانية هذه الفكرة، وقدم الاقتصادي George)

([1]) د.نبيل مهدي كاظم الجنابي، العلاقة بين تقلبات أسعار الأسهم و التضخم والتوقعات .، مصدر سابق ، ص 10 .

([2]) د.هاتف احمد محمد نوري، التوقعات في النظرية الاقتصادية...، مصدر سابق ، ص 72 .

(Akeroblof في مقالة بعنوان (The Market For Lemons) ملاحظتين حول هذا الموضوع[1].

الأولى:- أن توقعات البشر أما أن تكون قريبة للعقلانية (أي ليست عقلانية بشكل تام).

الثانية:- أو أن تكون توقعاتهم عقلانية تماماً أو مقاربة للعقلانية التامة.

ولتوضيح هاتين الملاحظتين فقد صاغ مثالين. بافتراض أن احد المزارعين يبيع القمح في السوق وشعر أن هناك انخفاض في الطلب، وقلل المزارعون الآخرين السعر بخمس سنتات. بما أن القمح هو محصول متجانس يعني انه ليس هناك أي ميزة للمشتري لشراء القمح بسعر أعلى، لذلك سيكون من الغباء للمزارع أبقاء (Nickel)(*) فوق المنافسة، ربما المزارع لا يريد تخفيض السعر ولكن ظروف العرض والطلب في السوق تجبره على ذلك عندها يمكن القول أن القرارات تكون عقلانية عندما يكون الناتج متجانس، ولكن ماذا لو كان المنتج غير متجانس (يشمل السيارات، المنازل، وحتى الطلب على العمل في السوق)، في هذه الحالة هناك متغيرات تؤثر في السعر النهائي، نفترض انخفض السعر عندها يحتاج الأفراد إلى كمية من المعلومات الدقيقة والقابلية على الحساب وبالتالي تكلفة هذه الحسابات تفوق فوائدها، لأجل ذلك يحاولون وضع أفضل تخمين وبذلك تكون القرارات قريبة من العقلانية وليست عقلانية بشكل تام عندما الناتج غير متجانس.

([1]) Allen , Beth , Approximate Equilibia In Macroeconomic Rational Expectation Model , Journal of Economic Theory , 26 , 2000 , PP 244-251 .

(*) عملة معدنية أمريكية قيمتها (5) سنتات .

الفصل الثاني

نماذج تشكيل التوقعات

Expectations Formation Models

تعتبر إلية تشكيل التوقعات جزء أساسي ومكمل لعملية صنع القرار وفي جميع القطاعات، سواء كان القطاع العائلي أو المنشآت. إن نماذج تشكيل التوقعات تعتمد على عنصرين الأول: مدخلات المعلومات (information inputs) والثاني: عملية تحويل البيانات إلى توقعات[1] والاقتصاد الكلي يوظف هذه النماذج بوصفها أدوات رئيسية للتحليل الكمي.

وهذه النماذج تشبه المحرار الذي يقيس درجة الحرارة في بعض المواقع، فأن نماذج القياس تقيس اثر التوقعات على الاقتصاد، ونستدل من خلالها على بعض صفات أو مميزات الاقتصاد في ظل التوقعات.

إن نماذج التوقعات الاقتصادية بشكل عام هي تصور منهجي للظواهر الاقتصادية من اجل أبراز العلاقات الأساسية المتبادلة بينها. وهي تساعد على أعطاء تصور عما يحدث في الاقتصاد والتنبؤ بتطويره وتعليل السياسة الاقتصادية.

تتضمن هذه النماذج متغيرات داخلية تتحدد مقاديرها من حل معادلات النموذج، ومتغيرات خارجية تتحدد مقاديرها من خارج النموذج. ومن مواصفات هذه النماذج ان تكون منطقية أو ذات رسوم توضيحية ويمكن أن تكون قصيرة أو طويلة الأجل أو نماذج مغلقة أو مفتوحة[2]. ومن اجل ان لا تكون النماذج الاقتصادية مضللة فأنها يجب ان تكون متوافقة مع سلوك توقعي لا يكون بحد ذاته مشوباً بالأخطاء وهذا ما هو مطلوب فعلاً في النماذج الكمية والمتضمنة على بحوث قياسية معقدة.

ان كافة النماذج القياسية المستعملة للتنبؤ أو صنع السياسة الاقتصادية تعتمد على التقدير المسبق للسلوك التوافقي في هذه النماذج ولأي من المتغيرات، فقد تكون معتمدة على سلوك الماضي فقط لكونها تفترض عدم تغيره خلال الزمن أو قد تعتمد على التطلع إلى أمام.

---

(1) Richard Curtin , Inflation Expectation : Theoretical Model and Empirical , Journal of Monetary Economics , 6 , 1989 , p 492 - 493 .

(2) J. D. Hamilton , Time Series Analysis , Princeton University Press , Princeton , New Jersey , 1994 .p 44 .

لقد ركزت الأدبيات المختلفة على أهمية نماذج تشكيل التوقعات في بناء وتطوير نماذج المستوى العام للأسعار. كما ركزت على تحليلات مشكلة التضخم والتي كانت تمثل المشكلة المستعصية لأكثر البلدان وغيرها من المشاكل التي لا زالت بحاجة إلى التفسير والبحث على أن أي تقارب ما بين النظرية والواقع لا يمكن ان يكون صحيحاً ونافعاً دون ان نأخذ بنظر الاعتبار التوقعات المتعلقة بالموضوع والمتصلة بالمتغيرات الحقيقية والمستندة على كافة المعلومات المتوفرة. وهنا تبرز أهمية آلية تشكيل التوقعات، وإدراك المنظرين بهذه الأهمية دعاهم إلى توسيع عمل النماذج وتحديثها حتى وصلت إلى ما هي عليه ألان.

وبشكل عام تصنف نماذج تشكيل التوقعات إلى صنفين. الأول نماذج النظرة إلى الوراء (النماذج الساكنة والتكيفية) والثاني نماذج النظرة إلى الإمام (الديناميكية أو العقلانية).

وفي جميع الأحوال يستخدم الأفراد عند تشكيل توقعاتهم معلومات محددة (Ω_{it}) يحصلون عليها من معلومات عامة (Ψ) ومعلومات خاصة (Φ).

$$\Omega_{it} = \Psi \cup \Phi_{it} \quad ; \quad i = (1,2,3,.....n)$$

أولا: - النماذج الساكنة Statistic Models

استُخدمت في البحوث والدراسات المبكرة بنطاق واسع وتتصف بأنها:

1- لا تأخذ عنصر الزمن بنظر الاعتبار.
2- تمتد لفترة زمنية قصيرة.
3- تعتمد على البيانات التاريخية.

أول تحليل صريح ساهم به (Emile Cheysson) في عام 1887[1]. والذي وضع سمات نموذج نسيج العنكبوت (Cobweb Model) في أطار صياغته. كما استخدم كل من (Ezekiel) عام 1938 و (Hicks) عام 1939 هذا النوع من النماذج كمدخل للكشف عن التوازن المؤقت الذي بدأته مدرسة ستوكهولم [2]، والذي ينصب على جانب التحليل الجزئي في سوق المنافسة التامة وفيه الطلب في أي وقت يعتمد سلبياً على السعر في ذلك الوقت بينما

([1]) Evans G. Adaptive forecasts and endogenous fluctuation , Federal Reserve bank of Francisco Economic Review , 1993 , p 13 .

([2]) Cooley , T. H. & E. Prescott , An adaptive Regression Model , International Economic Review 14 , 1973 , p 235 .

العرض في أي وقت يعتمد على الأسعار في وقت سابق، والسعر المتوقع في الفترة t يعتمد على (أو يمكن ملاحظته من خلال) السعر في الفترة $(t-1)$.

$$P_t^e = P_{t-1}$$

أي يكون معامل التوقعات يساوي صفر في هذا النموذج لذا فهو نموذج ساكن.

تطورت الدراسات من أجل تحديث هذا النموذج البسيط وجعله يأخذ في الاعتبار الاتجاهات الحديثة ويتكيف مع التغيرات الحاصلة في المستقبل.

في نموذج سوق المنافسة يفترض إن الطلب يعتمد سلباً على أسعار السوق[1].

$$d_t = M_t - M_p P_t + V_{1t} \quad .....(1)$$

بينما العرض يعتمد ايجابياً على السعر المتوقع

$$S_t = r_t + r_p P_t^e + V_{2t} \quad .....(2)$$

حيث (r_p ،M_p $0 <$) و (M_t ،r_t) تدل على معلمات التقاطع (intercepts).

و(V_{1t} ،V_{2t}) متغيرات خارجية، تدل على الصدمات التي تُستحدث على العرض والطلب، وهي متغيرات عشوائية تتوزع بوسط حسابي مقداره صفر وتباين ثابت.

قرارات العرض في الفترة (t) تستند على المعلومات المتاحة خلال الفترة $(t-1)$ ، وببساطة يفترض ممثل الوكلاء أن التوقعات متشابهة وتمتد إلى التوقعات غير المتجانسة.

بافتراض أن الأسواق واضحة والسعر بالامكان الحصول عليه من مساواة معادلتي (S_t، d_t)، الذي يؤدي إلى:

$$P_t = u + \alpha P_t^e + \eta_t \quad .....(3)$$

---

(1) – Ibid , p 236

$$u = (M_t - V_t)/M_p$$
$$\alpha = -r_p / M_p \quad ;<0$$
$$\eta_t = (V_{1t} - V_{2t})/M_p$$

حيث إن (η) معامل التوقعات ويكون $\eta_t \sim (0, \delta_n^2)$ { } أي هو متغير عشوائي يتوزع بوسط حسابي مساوي للصفر وتباين { δ_n^2 }.

المعادلة (3) هي مثال على علاقة التوازن المؤقت التي توضح الدور الحيوي للتوقعات والتي تعرض كيف أن وضوح السوق الحالية تجعل الأسعار تعتمد على الأسعار المتوقعة. معامل التوقعات (η_t) اكبر أو يساوي صفر فإذا كان اكبر من الصفر فأن السعر المتوقع سيكون ممثلاً للمتوسط المرجح للسعرين الماضيين أما إذا كان مساوي للصفر فأن النموذج يصبح مشابه لنموذج (Cobweb) الأصلي.

ثانياً : -نماذج التوقعات التكيفية_(Adaptive Expectations Models)

تفترض إن التغيرات في (y) ترتبط بالتغيرات في المستوى "المتوقع" للمتغير التوضيحي(x). والمعادلة الآتية تمثل الصيغة العامة للنموذج[1]:

$$Y_t = \alpha^* + \beta^* X_t^* + \varepsilon_t$$

حيث (X^*) تمثل المستوى المرغوب فيه أو المستوى المتوقع لـ(X). على سبيل المثال (X^*) يمثل الدخل الدائم في دالة الاستهلاك الكلي لمثال موصوف سابقاً أو السعر المتوقع في نموذج الاقتصاد الكلي.

التوقعات في هذا النموذج تشكل وفق الصيغة التالية:

$$X_t^e - X_{t-1}^* = \theta(X_t - X_{t-1}^*) \quad ,0 < \theta \le 1 \quad \text{.....(1)}$$

([1]) Robert , S., Pindyck , and Daniel , L., Rubinfeld Econometric Model and Economic Forecasts , Fourth Edition , Irwin , McGraw – Hill Companies (ISBN) , 1997 . p 229 .

معامل التوقعات (θ) يفترض تكون قيمته اقل أو مساوي للواحد الصحيح وهو يوضح مدى اقتراب أو ابتعاد التوقعات عن المتحقق. في هذا النموذج التوقعات تتكيف أي أن التوقعات الحالية تشكل بواسطة تكيف التوقعات السابقة في ضوء المتحقق منها وعلى التجربة الحالية.

وبإعادة ترتيب المعادلة (1) نحصل على

$$X_t^* = \theta X_t + (1-\theta) X_{t-1}^* \quad \text{.....(2)}$$

هذا يفترض أن ذلك المستوى المتوقع لـ (X) (الدخل الدائم أو السعر المتوقع) هو متوسط أوزان للمستوى الحالي ومستوى التوقعات السابقة لـ(X) وتكون معدلة من فترة لأخرى عن طريق اخذ المستوى الحالي (الجاري) لـ(X).

المحاولة الأولى لتطبيق هذا النموذج جاءت من قبل (Fisher)[1] في تحديد العلاقة ما بين معدلي الفائدة الاسمي والحقيقي من جانب ومعدل التضخم المتوقع من جانب أخر، ووجد تأثير التباطؤ والأثر غير المباشر يسببان الاضطراب في العلاقة السابقة مما جعله يفسرها كنتيجة للتسوية بين معدل الفائدة النقدي إلى تغيرات القوة الشرائية للنقود. كما استخدم هذا النموذج لبناء التوقعات التضخمية معتمداً على البيانات التاريخية فقط والخاصة بمعدل التضخم ولا توجد حاجة لمعلومات إضافية عن العوامل الاقتصادية الأخرى مثل معدل النمو النقدي واضح إن التضخم لا يؤثر على معدلات الفائدة إلا بشكل قليل لكون إن تغير الأخير يحتاج إلى فترة ارتفاع طويلة في الأسعار، كما إن معدلات التضخم ستؤثر على المتغيرات الحقيقية في الاقتصاد بشكل وقتي فقط.

كما طبق هذا النموذج كل من (Gagan) عام (1956) و (Nerlove) عام (1958)[2] وبينوا إن توقعات المستقبل تعدل نسبياً مع الأخطاء الأخيرة إلى الدرجة التي تكون فيها التوقعات الحالية تختلف عن توقعات الماضي وبالتالي فهي تعتمد على حد الخطأ ما بين المعدل المتوقع للتغير والمعدل الفعلي له خلال الفترة الماضية.

([1]) Cooley , T. H. & E. Prescott , Estimation in the presence of Stochastic Parameter variation , Econometrica 44 , 1988 , pp 45 – 47 .

([2]) Ibid , p 36 .

كـذلك طبـق هـذا النمـوذج كـل مـن(Milton Friedman و Marc Nerlove) في الخمسينات على مستوى السعر ليأخذ الصيغة التالية.

$$P_t^e = P_{t-1}^e + \lambda (P_{t-1} - P_{t-1}^e)$$

في هذا النموذج التوقعات والأسعار تتقارب إلى العمليات العشوائية الثابتة وتستقر وفقـاً للشرط $(1-\lambda(1-\alpha)1<1)$.

نموذج التوقعات التكيفيـة مكـافئ للتوزيـع المتـأخر مـع هبـوط الأوزان المفسـرة بمعـدل ($1-\lambda$) إضافة إلى إن التوقعات التكيفية الأخرى المستخدمة لصياغة النموذج المتـأخر تسـمح باستخدام العناصر الاستقرائية.

1. نموذج التأخر الهندسي (Geometric Lag Model)

يفترض التأخر الهندسي أوزان لمتغيرات توضيحية متخلفة جميعها ايجابيـة وتـنخفض مـع الوقت انخفاضاً هندسياً. والصيغة العامة للنموذج هي[1]:

$$Y_t = \alpha + \beta\left(X_t + WX_{t-1} + W^2X_{t-2} + ...\right) + \varepsilon_t$$

$$= \alpha + \beta\sum_{S=0}^{\infty} W^S X_{t-S} + \varepsilon_t \; ; \quad 0 < W < 1$$

مؤشرات العينـة تقـترن مـع النمـوذج الـذي فيـه ($W=\frac{1}{2}$) وأوزان نمـوذج التخلـف الهندسي تصبح صفر ويكون متناقصاً لذا يصبح اثر المـتغيرات التوضـيحية لا أهميـة لهـا. ومـن المفيد وصف هيكل التأخر للتوزيع المتأخر في صيغة التأخر المتوسط وفي صياغة تستجيب للأجل الطويل عن المتغير المعتمد إلى تغيرات الحدود في واحدة من المـتغيرات التوضـيحية بحيـث (m) هـي اسـتجابة المؤشـر β في الأجـل الطويـل وهـي مجمـوع أوزان التـأخر ($\sum W^2$) أو ($\beta/(1-W)$) مع مقياس (m) التغير في (y) يقترن مع[2]:

([1]) Ibid , p 230 .

([2]) Robert , S., Pindyck , and Daniel , L., Rubinfeld , Econometric Model and Economic Forecasts …….Op. Cit .231.

(*) إن مجموع السلاسل غير محددة كـ ($\sum w^s = 1/1-w$) للبرهنة لتكن $\sum_{S=0}^{\infty} w^s = k$ يضاف بواسطة w،

أ- زيادة وحدة في (X) تبقي الأثر كل الوقت(*)، التأخر المتوسط يبرز كمعدل أوزان التأخر لذلك الوقت، بعبارة أخرى

$$\text{Mean Log} = \frac{\sum_{S=0}^{\infty} s\beta_s}{\sum_{S=0}^{\infty} \beta_s}$$

حيث ($\beta_s = \beta w^s$)

في نموذج التأخر الهندسي يكون التأخر المتوسط هو ($W/(1-W)$)(**)

$$\frac{\sum_{S=0}^{\infty} s\,\beta_s}{\sum_{S=0}^{\infty} \beta_s} = \frac{\beta \sum s w^s}{\beta \sum w^s} = \frac{w/(1-w)^2}{1/(1-w)} = \frac{w}{1-w}$$

فإذا كانت (w) تساوي $= \frac{1}{2}$ يكون التأخر المتوسط مساوي للواحد.

ب- في بعض الأحيان من المفيد حساب متوسط التأخر على أساس القيمة في الفترة (t) تكون مساوية إلى (1 /2)

$$\frac{1}{2} = \frac{\beta(1-w^T)/(1-v}{\beta/(1-w)} \quad \frac{\text{الاستجابة في الفترة}\quad T}{\text{الاستجابة في الأجل الطويل}}$$

$$T = \frac{\log \frac{1}{2}}{\log w}$$

2. نموذج كويك (Koyck Model)

يستند النموذج على فرضية مفادها أن أوزان (معاملات التأخر) المتغيرات المتأخرة تنخفض تدريجياً على شكل متوالية هندسية، وان القيم الأقرب (Recent Values) تمارس

ذلك يعني $\sum_{S=1}^{\infty} w^s = k\,w$ نحصل على ($k = 1/(1-w)$ أو $1 = k(1-w)$.

(**) $\sum s\,w^s = \sum_{s=1}^{\infty} w^s + \sum_{s=2}^{\infty} w^s + \sum_{s=3}^{\infty} w^s + \ldots\ldots = \frac{1}{1-w}\sum_{s=1}^{\infty} w^s = \frac{w}{(1-w)^2}$

تأثيراً اكبر من المتغيرات الأبعد وبشكل متناقص[1]. يشتق هذا النموذج ذو المتغيرات الداخلية من النموذج الأصلي الذي يحتوي على متغير خارجي متخلف زمنياً فقط وفق الصيغة الرياضية التالية.

$$Y_t = a_0 + b_0 X_t + b_1 X_{t-1} + b_2 X_{t-2} + \ldots\ldots\ldots\ldots + \mu_t$$

3 - نموذج التعديل الجزئي لنيرلوف Nerlove Partial Adjustment Model

أو يسمى بنموذج تعديل الخزين (Stock Adjustment Model)، التغير في خزين رأس المال (الاستثمار الصافي) إلى المستوى المتوقع يمثل في حقيقته التغير المتحقق في خزين راس المال المرغوب فيه (y^*) حالياً ومستواه الحقيقي السابق وهذا التغير يمثل حصيلة التقدم التكنولوجي والقرارات الإدارية والمالية التي تقدم عليها المنشأة أو الدولة في مجال الاستثمار. ويأخذ الصيغة الرياضية التالية[2].

$$y_t^* = \alpha' + \beta' X_t + \varepsilon_t'$$

ج - السلاسل الزمنية ونموذج التوقعات التكيفية [3]

The Time Series and Adaptive Expectation Model

يمثل منهج السلاسل الزمنية الامتداد الطبيعي لنموذج التوقعات التكيفية، ويفترض ان التوقعات تشكل بشكل مثالي على أساس نموذج (ARIMA) (Auto Regressive Integrated Moving Average)، وطريقة الإبطاء كثيرة الحدود الموزعة (Polynomial) نفترض أن مراحل توليد y_t تكون قابلة للعكس بشكل تقريبي لنموذج (ARIMA)

---

(1) د.كامل علاوي كاظم ، استخدام التباطؤات الزمنية لتقدير اثر الإنفاق الاستثماري الفعلي في تكوين رأس المال الثابت في القطاعين الزراعي والصناعي في العراق، دراسة قياسية للمدة من 1968- 1988، أطروحة دكتوراه، غير منشورة، مقدمة الى مجلس كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة بغداد، 1992، ص 31 .

(2) انظر في ذلك :

- Kenneth , F. Wallis ، ترجمة الدكتور عادل عبد الغني محبوبة، مقدمة في الاقتصاد القياسي، مديرية دار الكتب للطباعة والنشر، جامعة الموصل، 1982، ص 63 .

- Robert , S., Pindyck , and Daniel , L., Rubinfeld , Econometric Model and Economic Forecasts ……..….Op. Cit. 234.

(3) Hashem Pesaran , Edited by David Greenaway , and Ian Stewart, A guide To Modern Economics , ISBN , New York , , 1996 , pp 20-21 .

$$\varnothing(L)(1-L)^d\, y_t = \theta(L)\varepsilon_t \quad \text{.....(1)}$$

حيث أن $\theta(L)$ و $\varnothing(L)$ هي حدود كثيرة الإبطاء متأخرة

توقعات y_t تعطى من خلال

$$y_t^e = E(y_t \mid \Omega_{t-1}) = \sum_{i=0}^{\infty} w_i\, y_{t-i-1} = w(L)\, y_{t-1} \quad \text{.....(2)}$$

حيث $w(L) = \sum_{i=0}^{\infty} w_i\, L^i$ و أوزان w_i محددة في اتجاه الحدود المقدرة في نموذج ARIMA (معادلة 1).

منهج السلاسل الزمنية له علاقة بالطريقة الاستقرائية لتكوين التوقعات، حيث يمكن تقدير المتغيرات مباشرةً عن طريق التركيب الأول لنموذج (ARIMA) في معادلة (1)، مثلاً

$$y_t^e = y_{t-1} - \lambda(y_{t-1} - y_{t-1}^*) \quad ; \quad \lambda > 0$$

حيث y_t^* تمثل المستوى الطبيعي لـ y_t، والأخير يكون بمواصفات مختلفة عن y_t^* في ظل نموذج التوقعات التكيفية $y_t^* = (1-w)\, y_t + w y_t^e$ مع $\theta = 1 - \lambda w$، عندما نضع $y_t^* = (1-w)\, y_t + w y_{t-1}$ تعطي نموذج التوقعات المرتدة

$$y_t^e = y_{t-1} - \lambda w (y_{t-1} - y_{t-2})$$

استُخدم هذا النموذج عام 1962 من قبل (Meiselman) باستخدام نماذج تعلم الخطأ

$$_t y_{t+s}^e - {}_{t-1} y_{t+s}^e = \gamma_s (y_t - {}_{t-1} y_t^e) \quad \text{.....(3)}$$

حيث ($_t y_{t+s}^e$) هي توقعات لـ y_{t+s} المشكلة في الفترة t ونماذج تعلم الخطأ في الفترة t-1، تختلف هذه الصيغة من نماذج تشكيل التوقعات بالمعامل (γ_s).

وفي عام 1969 عرض (Mincer)[1] العلاقة بين نماذج تعلم الخطأ والتحديد الاستقرائي العام، مشيراً إلى إن المعامل (γ_s) يربط أوزان w_i من خلال علاقة الارتداد، علماً ان ($\gamma_s \equiv 1$)

([1]) Ibid , p 22 .

$$\gamma_s = \sum_{i=0}^{s-1} w_i \, \gamma_{s-1-i} \qquad ; s = 1,2,.....(4)$$

كما أوضح انه بالرغم من أن نماذج تعلم الخطأ تعاني من عيبين رئيسين: ألاول تركيزها على البيانات التاريخية للمتغير (y_t) والثاني افتراضها الأوزان w_i تكون ثابتة، ألا أنها تبقى من النماذج المهمة لتشكيل التوقعات.

د - نموذج المربعات الصغرى التكيفية (ALS) Adaptive Least Squares

صاغ (Kalman)1971[1] تعديلات بسيطة على نموذج (Gagan) الأصلي للطلب على النقود باستخدام نموذج إحصائي محدد ليجعل من النموذج أكثر دقة وعلى الشكل الأتي:

$$y_t \left| y_t .....y_{t-1} \sim N(m_{t-1}, \sigma_{t-1}^2 + \rho\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\varepsilon^2) \right. .....(1)$$

هذا الإطار العام يأخذ نموذج الانحدار الخطي

$$\begin{aligned} y_t &= X_t \beta_t + \varepsilon_t , \quad \varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2) \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \eta_t \quad ; \quad \eta \sim (0_{k\times 1}, Q_t) \end{aligned} \qquad .....(2)$$

حيث إن:

X_t : هو متجه صف ($1\times k$) وهو متغير توضيحي خارجي.

β_t : هو متجه عمود ($k\times 1$) وهي معاملات التفاوت الزمني (معلمة التقاطع).

η_t : هو متجه عمود ($k\times 1$) وهي فترة انتقال الأخطاء وتكون مستقلة عن الأخطاء(ε_t).

Q_t : هي مصفوفة التباين لانتقال الأخطاء (η_t).

في نموذج (LLM) (•)(Local Level Model)[1] المتغير (y_t) هو السير العشوائي

([1]) J. Huston McCulloch , The Kalman Foundation of Adaptive Least Squares , with Application to U. S. inflation , . Journal of Political Economy , 88, 1971 .pp 13 -20 .

(•) الصيغة الأصلية لهذا النموذج $\mu_t = y_t - \varepsilon_t$ توزيع μ_t يعطي y_t

$$\mu_t \left| y_t \sim N(m_t, \sigma^2) \right.$$

لـ(μ_t) زائداً الأخطاء المستقلة.

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \;\; ; \;\; \varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t \, , \;\; \eta_t \sim (0, \sigma_\eta^2)$$

إذا كانت (t =2) توزيع (μ_{t-1}) يعطي (y_{t-1}) متضمناً y_t

$$y_{t-1} = (y_t \, , \;\; .....y_{t-1})$$

كذلك

$$\mu_{t-1} \Big| \, y_{t-1} \sim N(m_{t-1}, \sigma_{t-1}^2)$$

وبدلاً من تقدير(ρ) في معادلة (1) في سلسلة زمنية يجري تقديرها طبقاً للمعادلة آلاتية

$$Iim \, \mathrm{T}_t = \mathrm{T} = \tfrac{1}{2} + \sqrt{1/4 + 1/\rho} \qquad .....(3)$$

حيث T(••): حجم العينة الفعالة

طبق (Kalman) هذا النموذج باستخدام بيانات عن التضخم في أمريكا عام (1971) واستنتج انه إذا كان النموذج محدد بشكل جيد وان قيمة (ρ) تساوي القيمة الحقيقية فأن البواقي لـ μ_t يجب $\mu_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ، مما يجعل الفارق ضئيل للتقديرات النهائية لمعاملات الانحدار في المدى الطويل، وتكون المتغيرات تخضع للنظام إذا كانت (ρ) معروفة، خلافاً لذلك قد يكون التقدير متحيز وقد يختفي هذا التحيز في البيانات الكبيرة، إلا انه في اغلب الأحيان تقديرات البواقي وبالتالي مربع الأخطاء و/ أو الانتقال هي علاقة تبادلية ايجابية بشكل متسلسل مما يولد تقديرات متحيزة.

5.الانتقادات الموجهة لنماذج التوقعات التكيفية

بناءاً على ما تقدم ان نماذج التوقعات التكيفية ما هي ألا التوقعات التي تتعلمها

$m_t = y_t$

$\delta^2 = \delta_\varepsilon^2$

([1])-) Ibid , P 21.

(••) $\mathrm{T}_t \, (1 + \rho T_{t-1})^{-1} T_{t-1} + 1$ والشكل الأولي $T_\circ = 0$.

الوحدات الاقتصادية في التجارب التاريخية السابقة وهي ابسط النماذج وأكثرها شيوعاً، وتبين إن التوقعات يمكن ان تصحح نسبياً بضوء الأخطاء التي ستظهر. ورغم أن تطبيق هذا النوع يسمح بنمذجة التوقعات غير الملاحظة من خلال المشاهدات الماضية للمتغير المعني وبدون الحاجة إلى توصيف وشرح الطريقة التي بواسطتها يتم تحديد المستوى الأولي للتوقعات، إلا إن الاعتماد على القيم الماضية للمتغير والتي تشكل التوقعات بظلها من اجل التوازن هو توازن جزئي ولا ينسجم تماماً مع تقاليد الاقتصاد الكلي والذي يكون فيه للتوازن العام أهمية كبيرة. على هذا الأساس عانت هذه النماذج من جملة من المشاكل لكونها

أ- تعاني من مشكلة التشخيص، والتي قادت بدورها إلى إثارة الشكوك بعد تطور أساليب القياس الاقتصادي وخاصة في نماذج توقعات الأسعار المستقبلية ونماذج الاستثمار حيث الطلب الاستثماري يكون متأثراً ومتفاعلاً مع توقعات رجال الأعمال من الإعفاءات الضريبية ومعدلات الضرائب وكلف عوامل الإنتاج فهي تفترض ان التوقعات تمثل دالة لبعض القيم المتباطئة للمتغير نفسه[1].

ب- تهمل ما يمكن آن تقوم به الحكومة بتبني سياسات معينة أو تتخذ أفعالا سياسة تؤثر حتماً على القيم المعتمدة في تقدير النموذج.

ت- لا تعبر عن واقعية وعقلانية الأفراد لكون توقعاتهم تنحرف عن القيم الفعلية، على سبيل المثال توقعات التضخم للسنة الحالية تعتمد على الأعوام السابقة فإذا كان الاقتصاد يعاني من استمرار معدلات التضخم (ربما بسبب السياسات الحكومية) يجعلها لن تحقق التوازن إلا أنها تتجه نحوه بشكل مقارب. وسرعان ما تبين ان هذه النماذج تؤدي إلى تكهنات لا يعول عليها.

ثالثاً: - نماذج التوقعات العقلانية Rational Expectations Models

أحدثت نماذج التوقعات العقلانية ثورة في الفكر الاقتصادي مشابهة في أهميتها لأحداث الثورة الكينزية على الاقتصاد، تعمل بفرضيات تحدد السلوك الامثل وهي أفضل الطرق المتاحة لنمذجة التوقعات. وقد وضح (Lucas) و (Prescoh) عام 1971 و(Grossman) عام 1972

(1) Robert Lucas . Rational Expectations . Econometric policy Evaluation . ……..….Op.Cit , p 166 .

ان سلوك الأفراد في هذا النموذج يعتمد على الاحتمالات الشخصية اوالذاتية (Subjective Probability)[1] التي توضع استنادا إلى المعلومات المتاحة وهي ذات أهمية محورية في نماذج الاقتصاد الكلي كونها توضح كيف يتوقع الخبراء الإحداث المقبلة، مثلاً المنشآت تأخذ قراراتها بشأن مستوى الأجور في السنة القادمة متأثرة بمستوى التضخم المتوقع وقيمة الأسهم المعتمدة على الإيرادات المتوقعة في المستقبل (الدخل المتوقع في المستقبل) من المخزون. هذا النموذج يفترض إن النتائج المتوقعة لا تختلف منهجيتها عن توازن السلوك العام، كما تفترض إن الأفراد لا يضعون توقعات خاطئة ولا تنحرف توقعاتهم عن بعد النظر التام إلا للأخطاء العشوائية (Random Error) هي أخطاء غير متوقعة تنتج من الجهل بالمعلومات.

بأفترض إن (P) هو سعر التوازن في سوق بسيط يتحدد من خلال العرض والطلب. نموذج التوقعات العقلانية يساوي القيمة التي يتنبأ بها النموذج بالإضافة إلى حد الخطأ العشوائي. إذن: ($P=P^{*}+e$). حيث ان (P^{*}) هو السعر المتوقع الذي ينحرف عن السعر الفعلي فقط إذا كانت هناك صدمة (Shock) معلومات غير متوقع بها. و(e) هي حد الخطأ العشوائي ويفترض ان تساوي صفر وهي مستقلة عن (P^{*}). وهذا لا يعني عدم وجود أخطاء إلا أنها ليست متسلسلة وفي حالة وجودها يصبح ($P \neq P^{*}$).

1. خصائص النموذج

أ- عدم التحيز (Unbiased): التوقعات تقترب من النواتج الفعلية

$$A_t = \alpha_{\circ} + \alpha_1 F_t + \varepsilon_t$$

حيث إن:- A_t تشير إلى النواتج الفعلية للمتغير (وليكن السعر مثلاً) ، F_t سلسلة تنبؤية

($\alpha_{\circ}=0 , \alpha_1=1$) شرط ضروري وليس كافي

$$A_t - F_t = E_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

$$\mu = 0$$

[1] Mohammed Abd-Allah Hassan, Khreisat , Money Supply And Estimation of Reaction Function under Rational And Irrational Expectations Hypothesis , Master Thesies of Arts to Faculty of Economics and Business Administration , at Yarmouk University . 1992, p 24 .

(هو الشرط الكافي)

أ- الكفاءة (Efficiency):- رغم أنها ليست خاصية هامة إلا أنها شرط ضروري لكي يضمن استخدام المعلومات الإضافية والمتاحة التي لها علاقة بالموضوع ليصبح النموذج كفؤاً، والدليل على كفاءة هذه النماذج هو ان الأخطاء في التنبؤات لا ترتبط بأي عنصر في المعلومات المتاحة

$$A_t - F_t = \beta_0 + \beta_1 (A_{t-1} - F_{t-1}) + \varepsilon_t$$

$$\hat{\beta}_0 = \hat{\beta}_1 = 0$$

ج- الاتساق (Consistency):- يمكن أعادة النظر في التوقعات في ظل المعلومات الجديدة، لتكون التنبؤات ناجحة مع افتراض استخدام كافة المعلومات المتاحة عند تشكيل التوقعات بالشكل الأولي.

$$F_t = \gamma_0 + \gamma_1 E_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\hat{\gamma}_0 = 0 \ , \ \hat{\gamma}_1 = 1$$

وإذا لم تظهر هذه الخصائص على النموذج فأن هذا يعني ان المعلومات المتاحة لم تستخدم بكفاءة وبالشكل الامثل وان الأخطاء في التنبؤ ارتبطت مع القيم المتوقعة.

يشترط نجاح نماذج التوقعات العقلانية أن يفهم الوكلاء الطابع المعقد الذي يعيشون فيه ويحسبون باستمرار الآثار المترتبة من مفاجئات المستقبل من اجل الحاضر ورفاهية المستقبل. ومن المفارقات ان نذكر ان الباحثين الاكاديمين في هذا المجال قد وصلوا إلى رأي هو ان نتعلم من علم النفس وعلوم الدماغ في بناء النموذج العقلاني، قد لا يكون هو الأسلوب الصحيح في صنع القرار الفردي ولكن علينا ان نتعلم من هذه العلوم الخبرة الكبيرة في حل المشاكل لمن يجد صعوبة في جمع ومعالجة المعلومات المعقدة التي قد تواجههم[1].

وقد استخدمت هذه النماذج في العديد من المجالات وخاصة المتعلقة بعملية تقييم السياسات فضلاً عن استخدامها بصورة منتظمة في المصارف المركزية متضمنة (FRB / US)

([1]) هذه المناقشات تمت في مؤتمر (St . Louis) عن نماذج التعلم في الاقتصاد، وللباحثين والمهتمين زيارة الموقع الالكتروني : Http ;/ www . ty papal . com /t/ track beak / 42367 / 5513017 .

النموذج المستخدم في المجلس الاحتياطي الفدرالي، وفي النماذج الخاصة المستخدمة لتقييم سياسات البنك المركزي، والنماذج المستخدمة في بنك إنكلترا، بنك كندا، المصرف الاحتياطي في نيوزيلندا وغيرها الكثير[1].

وبناءاً على ما تقدم يمكن توضيح الجانب الفني لنماذج التوقعات العقلانية في النموذج الخطي الأتي[2]

$$y_t = o + 1y_{t-1} + 2x_{t-1} + 3z_{t-1} + u_t$$

حيث إن: y_t تمثل متغير داخلي يراد معرفة قيمته المستقبلية، (x_{t-1}, z_{t-1}) تمثلان المشاهدات الماضية للمتغيرين x_t, z_t بحيث إن y_t دالة بكل من (x, z). و u_t تصبح معروفة في نهاية الفترة (t). القيمة المتوقعة لـ y_t نحصل عليها من إيجاد التوقعات الرياضية[*] لـ y_t لأنه ($y_{t-1}, x_{t-1}, z_{t-1}$) قيمتها المتأخرة تكون معروفة في نهاية الفترة (t-1).

$$E_{t-1}(y_t) = o + 1y_{t-1} + 2x_{t-1} + 3z_{t-1} + E_{t-1}(u)$$

المتغيرات العشوائية يفترض ان تكون موزعة بمتوسط حسابي صفر وتباين ثابت، وأفضل تقدير يمكن ان يكون مشكل من القيمة المتوقعة لـ (u_t) وهو استخدام قيمة الوسط صفر، وهذا يترك لنا صيغة القيمة المتوقعة لـ y وكالاتي

$$E_{t-1}(y_t) = o + 1y_{t-1} + 2x_{t-1} + 3z_{t-1}$$

وهكذا فأن التوقعات العقلانية للمتغير y في الفترة t هو التوقع الرياضي المعزز بالمعلومات المتاحة والتي يجب ان تستخدم بكفاءة لتحديد العملية التي تولد المتغير ثم تستخدم لوضع القيمة المتوقعة لذلك المتغير الذي يسفر عن تنبؤات المستقبل والتي لا تختلف عن مثيلاتها لنواتج محتملة الحدوث إلا عن طريق الأخطاء التي هي بحد ذاتها من المتغيرات المستخدمة في توليد التنبؤات.

ان نموذج التوقعات العقلانية يربط بين عملية بناء التوقعات مع سلوك المتغيرات في المستقبل ويحدد اتجاه تطور تلك المتغيرات الاقتصادية ويجعلها قابلة للتنبؤ وفي ضوء ذلك

---

(1) Robert Lucas . Rational Expectations . Econometric policy Evaluation . ……Op.Cit , p169 .

(2) Robert Lucas . Rational Expectations . Econometric policy Evaluation . ……Op.Cit p 171 .

تستخدم التوقعات كمتغير داخلي في النموذج وستكون التنبؤات الذاتية حـول تقيـيم المـتغيرات الاقتصادية غير منحرفة عما يظهره النموذج مما يجعلها ذات صفة تحليلية ديناميكية.

ولإيجاد التوقع العقلاني، نفترض إن[1]

$$Y_t = a_0 + a_1 E_t Y_{t+1} + u_t \quad \text{.....(1)}$$

لإيجاد قيمة المتغير (Y_t) المستقبلية لابد من معرفة العوامل المحددة، بافتراض u_t ثابـت، يمكن إعادة كتابة المعادلة بالشكل التالي

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 u_t \quad \text{.....(2)}$$

إذا فرضنا أن معادلة (2) صحيحة يمكن كتابة ($E_t Y_{t+1}$)

$$E_t Y_{t+1} = E_t (\phi_\circ + \phi_1 u_{t+1}) = \phi_\circ$$

حيث أن

$$E_t u_{t+1=0}$$

إذن المعادلة (1) تصبح بالشكل التالي

$$\phi_0 + \phi_1 u_t = a_0 + a_1 \phi_0 + u_t \quad \text{.....(3)}$$

في هـذه المعادلـة ϕ_0 يجـب أن يسـاوي إلى $a_0 + a_1 \phi_0$ ، و u_t ϕ_1 يجـب ان يسـاوي u_t . بحيث نجد ان قيم ϕ_0 و ϕ_1 هي $a_0 / 1 - a_1$ و 1 على التوالي

ولإيجاد حل (Y_t) على النحو التالي

$$Y_t = \frac{a_0}{1 - a_1} + u_t \quad \text{.....(4)}$$

هذا الحل لا ينطوي على أي توقع لقيم المستقبل في حد ذاته، وإذا ما أضـيفت مـتغيرات ذاتية (داخلية) متخلفة إلى معادلة (1) تصبح بالشكل التالي

$$Y_t = a_0 + a_1 E_t Y_{t+1} + a_2 Y_{t-1} + u_t \quad \text{.....(5)}$$

(*) يقصد بها التوقعات المشروطة على كافة المعلومات المتاحة لصناع القرار بالنسبة للمتغيرات ذات العلاقة .

([1]) Sanford , Grossman , An Introduction to the Theory of Rational Expectation Under Asymmetric Information , Review of Economic Studies , 48 , 1987 , pp 73-81 .

في هذه المعادلة Y_{t-1} له محدد أخر من Y_t وبأجراء التعديلات على المعادلة تصبح

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 u_t \quad \text{.....(6)}$$

ثم

$$E_t Y_{t+1} = \phi_0 + \phi_1 Y_t$$

$$E_t Y_{t+1} = \phi_0 + \phi_1 (\phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 u_t) \quad \text{.....(7)}$$

بطرح معادلة (6) و(7) من (5) ينتج

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 u_t = a_0 + a_1 \left[\phi_0 + \phi_1 (\phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 u_t)\right] + a_2 Y_{t-1} + u_t \quad \text{.....(8)}$$

هذا يعني ضمناً شروط ϕ_s على النحو التالي

$$\phi_0 = a_0 + a_1 \phi_0 + a_1 \phi_1 \phi_0$$

$$\phi_1 = a_1 \phi_1^2 + a_2$$

$$\phi_2 = a_1 \phi_1 \phi_2 + 1$$

الحلول تكون على النحو التالي

$$\phi_1 = \frac{1 + \sqrt{1 - 4 a_1 a_2}}{2 a_1}$$

أو

$$\phi_1 = \frac{1 - \sqrt{1 - 4 a_1 a_2}}{2 a_1}$$

مما تقدم يتضح ان نموذج التوقعات العقلانية يحاول ان يعرض صورة مبسطة عن الواقع الاقتصادي بهدف تحليل العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية من جهة وتحديد سلوكها في المستقبل من جهة أخرى وهو بذلك يبتعد عن الارتباطات بين السلاسل الزمنية التي كانت معتمدة من قبل النماذج التقليدية ويعتمد على النماذج الحديثة في التقدير خاصة في ظل الجهد المكثف من قبل المختصين لتطوير نماذج جديدة في طرق القياس الاقتصادي كالعلاقة بين التوقعات العقلانية ونماذج المعادلات الآنية ونماذج الامثلية. وأحد أهم الأمثلة على مثل هذه النماذج هو نموذج الانحدار الذاتي للمتجه وكما سنعرضه في الفقرة القادمة.

2 - نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR) Vector Auto Regressive

أ- المفهوم والصيغة الرياضية:

هو نموذج اقتصادي قياسي يستخدم للتغلب على الارتباطات المتعددة بين السلاسل الزمنية، طوره الاقتصادي (Christopher Sims) ويستخدم بصورة عامة في أنظمة التنبؤ للسلاسل الزمنية ذات العلاقات المتبادلة وفي تحليل المعطيات الحركية للتوزيع العشوائي في متغيرات النظام. ويأتي من ثلاثة إشكال هي[1]:

- الشكل المختزل (Reduced Form): كل المتغيرات في النموذج تعبر عن دالة خطية من قيم الماضي الخاصة بها وقيم الماضي لجميع المتغيرات الأخرى في النموذج.
- تكرار(VAR) (Recursive): الأخطاء في كل انحدار تكون غير مرتبطة مع الأخطاء في المعادلات السابقة.
- هيكلية (VAR) (Structural) : تستخدم النظرية الاقتصادية نماذج VAR لتقدير العلاقات الاقتصادية كبديل لتحديد القيود التي لا يمكن تصديقها في النماذج الهيكلية.

يصف هذا النموذج (n) من المتغيرات (تسمى المتغيرات الذاتية) على مدى فترة لنفس العينة (t=1,2,…..T) كما انه دالة خطية لتطوير المتغيرات الماضية والتي جمعت في المتجه y_t . التي يصفها عنصر $y_{i,t}$ في الزمن t لملاحظة المتغير y_i . (n×1)

والصيغة التالية تمثل الشكل العام للنموذج[2]

$$y_t = C + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \ldots\ldots\ldots\ldots A_p y_{t-p} + e_t$$

حيث ان:-

C :- هي متجه ثابت (n×1) (معلمة التقاطع)(intercept)

A_t :- مصفوفة (n×n) لكل ($i=1,\ldots\ldots\ldots p$)

e_t :- متجه الأخطاء (n×1)

ومن شروط هذا النوع من النماذج:

([1]) Walter Enders " Applied Econometric Time Series , 2nd Edition . ISBN 471 , New York , 2000 , PP36-38 .

([2]) Ibid , PP 45 – 53 .

1. $E(e_t)=0$): جميع الأخطاء المتوقعة تساوي صفر.
2. $E(e_t e_t')=\Omega$): مصفوفة التباين المشترك للأخطاء المؤقتة هي (Ω) وهي (مصفوفة محددة ايجابية ($n\times n$).
3. $E(e_t\, e_{t-k}')=0$: عند أي فترة (k) ليس هناك علاقة ارتباط خلال الزمن، ولا يوجد ارتباط متسلسل في الأخطاء، (حيث (k) لا يساوي صفر).

كما يمكن استخدام نموذج VAR لاثنين من المتغيرات ويكون على النحو الأتي:

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{1,1} & A_{1,2} \\ A_{2,1} & A_{2,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

ويمكن أن يكون مكافئ لاثنين من نظام المعادلات وعلى النحو الأتي:

$$y_{1t} = c_1 + A_{1,1}\, y_{1,t-1} + A_{1,2}\, y_{2,t-1} + e_{1t}$$
$$y_{2t} = c_2 + A_{2,1}\, y_{1,t-1} + A_{2,2}\, y_{2,t-1} + e_{2t}$$

نلاحظ انه هناك معادلة واحدة لكل متغير في النموذج، كذلك القيمة الحالية (في الوقت t) لكل متغير تتوقف على التأخر الخاص بها وكذلك على تخلف المتغيرات الأخرى في الـ VAR.

إضافة إلى أن هذا النموذج يمكن ان يكون مكافئ لتخلف واحد فقط أو أكثر، على سبيل المثال

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2\, y_{t-2} + e_t$$

ويمكن كتابته بالصيغة التالية

$$\begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_1 & A_2 \\ I & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ y_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t \\ 0 \end{bmatrix}$$

حيث (I) هي مصفوفة مشخصة

ب- الصيغة الهيكلية لنموذج VAR [1]

$$B_0 y_t = c_0 + B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \ldots\ldots\ldots\ldots + B_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

حيث إن:-

C_0 = هي متجه ثابت ($n \times 1$)

B_i = هي مصفوفة ($n \times n$) لكل ($i = 0, \ldots\ldots\ldots, p$)

ε_t = متجه الأخطاء ($n \times 1$) وهي (صدمات هيكلية تستوفي الشروط (1) – (3) في التعريف أعلاه مع خاصية ان جميع العناصر لمصفوفة التباين المشترك ($E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \sum 0$)، كذلك هذه الصدمات غير مرتبطة. على سبيل المثال الصيغة الهيكلية لمتغيرين في الـ VAR هي:

$$\begin{bmatrix} 1 & B_{0,1,2} \\ B_{0,2,1} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{0,1} \\ c_{0,2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{1,11} & B_{1,12} \\ B_{1,21} & B_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

حيث

$$\sum = E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 \\ o & \sigma_2 \end{bmatrix}$$

كذلك التباين للصدمات الهيكلية يكون

$$\text{var}(\varepsilon_i) = \sigma_i^2 \ (i = 1, 2)$$

أما التباين المشترك فهو $Cov(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = 0$

كتابة المعادلة الأولى بشكل صريح ونقل ($y_{2,t}$) إلى جانب الأيمن لتصبح على النحو الأتي:

([1])) Ibid , PP 59 – 63 .

$$y_{1,t} = c_{0;1} - B_{0;1,2} y_{2,t} + B_{1;1,1} y_{1,t-1} + B_{1;1,2} y_{2,t-2} + \varepsilon_{1,t}$$

نلاحظ إن ($y_{2,t}$) يمكن أن يكون لها أثر مؤقت على ($y_{1,t}$) إذا ($B_{0;1,2}$) ليست صفرية. هذه الحالة تختلف عندما (B_0) هي مصفوفة مشخصة (جميع عناصرها تكون صفر)، عندها ($y_{2,t}$) يمكن أن يكون لها أثر مباشر على ($y_{1,t+1}$) والقيم المستقبلية اللاحقة ولكن ليس على ($y_{1,t}$) بسبب مشكلة تشخيص الحدود، تقديرات طريقة المربعات الصغرى (Ordinary Least Squares) (OLS) للصيغة الهيكلية للـ VAR ستعطي تقديرات غير متسقة، هذه المشكلة يمكن التغلب عليها من خلال إعادة كتابة VAR في الشكل المختزل.

ج - الشكل المختزل للنموذج:[1]

من معكوس B_0

$$y_t = B_0^{-1} c_0 + B_0^{-1} B_1 y_{t-1} + B_0^{-1} B_2 y_{t-2} + \ldots\ldots\ldots\ldots + B_0^{-1} B_p y_{t-p} + B_0^{-1} \varepsilon_t$$

$B_0^{-1} c_0 = c, B_0^{-1} B_i = A_i$ لكل $i = 1, \ldots\ldots, p$ و $B_0^{-1} \varepsilon_t = e_t$

نحصل على الشكل المختزل

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots + A_p y_{t-p} + e_t$$

نلاحظ انه في الشكل المختزل جميع المتغيرات في الجانب الأيمن محددة مسبقاً خلال الفترة (t) لعدم وجود متغيرات داخلية على الجانب الأيمن خلال الوقت (t) ، أي عدم وجود متغيرات تؤثر بشكل مباشر على المتغيرات الأخرى في النموذج، مع ذلك الأخطاء في الشكل المختزل هي من الصدمات الهيكلية ($e_t = B_0^{-1} \varepsilon_t$) لهذا حدوث صدمة هيكلية واحدة تقود إلى حدوث صدمات وتخلق حركة في جميع المتغيرات الداخلية وبالتالي فأن مصفوفة التباين المشترك للشكل المختزل للـ VAR هي:

$$\Omega = E(e_t e_t') = E(B_0^{-1} \varepsilon_t \varepsilon_t')(B_0^{-1})') = B_0^{-1} \sum (B_0^{-1})'$$

([1]) Ibid , PP 67 – 68 .

ممكن أن تكون غير صفرية مما يسمح لغير الصفر الارتباط بين الأخطاء.

والجدير بالذكر ان هذا النموذج يحمل فائدة في مجال التطبيقات الاقتصادية لأنه يجعل النظرية الاقتصادية الثابتة نظرية ديناميكية وتأخذ الزمن بنظر الاعتبار إضافة إلى أمكانية هذا النوع من النماذج إلى التميز بين الاستجابة القصيرة الأجل والاستجابة الطويلة الأجل للمتغير المعتمد لوحدة التغير في قيمة المتغيرات التوضيحية.[1]

3: - الدراسات التطبيقية

أ- دراسة (Salemi) 1974[2]: للمقارنة بين نماذج تشكيل التوقعات (التكيفية والعقلانية) في الطلب على النقود في حالة التضخم، واضح ان التوازن النقدي الحقيقي يتناسب عكسياً مع المعدل المتوقع للتضخم بموجب افتراضات التوقعات التكيفية فكرة غير صائبة، بينما مع نموذج التوقعات العقلانية تكون التوقعات المستقبلية دالة في الطلب على النقود وأن الوحدات الاقتصادية تتبع هدف مستوى الأمد البعيد في التوازن النقدي والذي يمثل بنفسه دالة للأسعار وللدخل ولمعدلات الفائدة.

ب- دراسة (Sekim) 1982[3]: لاستحداث شرط التوازن في سوق الأصول، وتحديد سعر الصرف استناداً على المعدل المتوقع للتضخم والمعدل المتوقع لسعر الصرف، وقارن النتائج بين النموذجين وفق مبدأ مهم هو ان توازن سعر الصرف الحالي يعتمد ليس فقط على العناصر النقدية والحقيقية الحالية وتأثير الأسعار النسبية والمطلقة ولكن أيضا على التوقعات المستقبلية الخاصة بسلوك تلك العناصر في المستقبل مشيراً إلى انه في ظل نموذج التوقعات العقلانية تشترك الأسواق في تولي معرفة قيم الحدود للمراحل العشوائية للمتغيرات، والتنبؤات عن قيم المستقبل للعناصر النقدية أو الحقيقية من خلال اخذ التوقعات الرياضية المشروطة. بينما بموجب نموذج التوقعات التكيفية حتى إذا اشتركت الأسواق في تولي معرفة سعر الصرف يكون مقترناً مع القيمة الحالية المرتبطة بسلوكها في

([1]) N.D.Gujarati ,Basic Econometrics , 4 thed , McGraw Hill INC ,New York , 1995 , p 64 .

([2]) Salemi , M. ,Adaptive Expectation , Rational Expectation and Money Demoned . Germany , Journal of Monetary . 1974 . pp51 – 60 .

([3]) Young Sekim ,B., Expectation . Learning and Exchange Rate Dynamics , Dissertation , for Doctor of Philosophy in The Graduate School of the Ohio State University . 1984 . pp 16-20 .

السابق وهذا يجعل التوقعات دون الحد الامثل بسبب عدم امتلاكهم المعرفة التامة عن الشكل الوظيفي للمراحل العشوائية فضلاً عن قيم العناصر الحقيقية والنقدية تتأثر بأخطاء التنبؤات في الماضي.

ج- دراسة (Granger) 1989 [1]: من خلال المقارنة بين التوقعات وأخطاء النظام في التكوين العشوائي، تمكنت الدراسة من المقارنة بين النموذجين بحسب النموذج التالي

$$P_t = P_{t-1} - (U_{t-1} - U^*) + \varepsilon_t$$

تفترض الدراسة لأغراض التبسيط ان ($U^* = U_{t-1} = U_{t-2} = U_{t-3}$).

باستخدام نموذج التوقعات التكيفية

$$P_t^e = \lambda P_{t-1} + (1-\lambda) P_{t-1}^e$$

$$= \lambda P_{t-1} + (1-\lambda)(\lambda P_{t-2} + (1-\lambda) P_{t-2}^e + \ldots\ldots$$

إذا كانت $\lambda = 0.5$

$$P_t^e = 0.5 P_{t-1} + 0.25 P_{t-2} + 0.125 P_{t-3} + \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

بما ان $P_t = P_{t-1} + \varepsilon$

$$\Rightarrow P_{t-1} = P_{t-2} + \varepsilon_{t-1} \Leftrightarrow P_{t-2} = P_{t-1} - \varepsilon_{t-1} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

$$\Rightarrow P_{t-2} = P_{t-3} + \varepsilon_{t-2} \Leftrightarrow P_{t-3} = P_{t-2} - \varepsilon_{t-2} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (3)$$

استبدال معادلة (2) في (3) ينتج

$$P_{t-3} = P_{t-1} - \varepsilon_{t-1} - \varepsilon_{t-2} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (4)$$

نلاحظ أنه من خلال استخدام نموذج التوقعات التكيفية ان الأخطاء في التوقعات السابقة تبقى تؤثر على التوقعات الحالية (الجارية).

أما باستخدام نموذج التوقعات العقلانية $P_t^e = E\left[P_t \mid I_{t-1}\right]$

([1]) C.W.Granger , Forecasting in Business and Economics , Academic .Press New York , 1989 pp 401-409 .

$$= E\left[P_{t-1} - (U_{t-1} - U^*) + \varepsilon_t \mid I_{t-1}\right]$$
$$= P_{t-1} - (U_{t-1} - U^*) + E\left[\varepsilon \mid I_{t-1}\right]$$
$$= P_{t-1} - (U_{t-1} - U^*)$$

وهكذا فأن الأخطاء في نموذج التوقعات العقلانية يمكن ان تحدث فقط في حالة الأخطاء العشوائية التي لا تخضع للنظام.

د- دارسة (Gali and Mark) 1999[1]: تفترض الدراسة استقلالية معدل التضخم الفعلي عن متوسط الأوزان السابقة وتحاول بيان سلوك النظرة إلى الإمام على التضخم الديناميكي وأهميته في تحليل هيكل الاقتصاد القياسي في ورقة عمل قُدمت للبنك المركزي في الولايات المتحدة وتوضح اثر التضخم المتوقع (π_{t+1}) وفجوة الناتج (Y_t) على سياسات الاستقرار والدورات الاقتصادية باستخدام نموذج التوقعات العقلانية

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma Y_t$$

توصلت الدارسة إلى أن التضخم الفعلي دالة بالتضخم المتوقع وفجوة الناتج بحيث أظهرت النتائج أن قيمة (β=1) وهذا يساند الفرضية، كما تشير إلى التضخم الديناميكي يمارس اثر مهم في تحديد سياسات الاستقرار والدورات الاقتصادية.

هـ- دراسة (Canibek) 2000[2]: تختبر الدراسة إمكانية تحديد الناتج المحتمل في سوق العمل ومقارنة نتائج نموذج التوقعات التكيفية مع نموذج التوقعات العقلانية وكما يأتي:

$$D_t = a - b P_t$$
$$S_t = c + dp_t^e + u_t$$
$$D_t = S_t$$
$$P_t^e = E_t\left[P_t \mid I_t\right]$$
$$P_t^e = P_{t-1}$$

(1) Gali Jordi and Mark Gertler , Inflation Dynamics A structural Econometric Analysis , Journal of Monetary Economics , Vol 44 , 1999 , pp 195 – 203 .

(2) Havva Canibek . Macroeconomic Expectation ……..Op.cit , p 99 .

أ - حل النموذج

- بموجب أسلوب التوقعات العقلانية (1a)..... $E[\mathrm{P}_t \mid I_t] = \frac{a-c}{b+d}$

- بموجب أسلوب التوقعات التكيفية (1b)..... $\mathrm{P}_t^e = \mathrm{P}_{t-1}$

ب - الأخطاء في التنبؤ

- بموجب أسلوب التوقعات العقلانية

$$\mathrm{P}_t - \mathrm{P}_t^e = \frac{1}{b}\left(\frac{(a-c)(b+d)}{b+d}\right) - \frac{(a-c)d}{b+d}u_t - \left(\frac{a-c}{b+d}\right) = -\frac{u_t}{b} \quad \text{.....(2}a\text{)}$$

- بموجب أسلوب التوقعات التكيفية

$$\mathrm{P}_t - \mathrm{P}_t^e = \frac{1}{b}[a-c-(b+d)\mathrm{P}_{t-1} - u_t] \quad \text{.....(2}b\text{)}$$

ج - الأخطاء في توقعات الأسعار

- بموجب أسلوب التوقعات العقلانية (الأخطاء تكون صفر)

$$E[\mathrm{P}_t - \mathrm{P}_t^e \mid I_t] = E\left[-\frac{u_t}{b}\right] = 0 \quad \text{.....(3}a\text{)}$$

- بموجب أسلوب التوقعات التكيفية

$$E[\mathrm{P}_t - \mathrm{P}_t^e] = E\left[\frac{(a-c(b+d)\mathrm{P}_{t-1})}{b} - \frac{u_t}{b}\right] = \frac{a-c-(b+d)\mathrm{P}_{t-1}}{b} \quad \text{.....(3}b\text{)}$$

المقارنة بين ($1a-3a$) مع ($1b-3b$) تكشف مميزات نموذج RE عن AE

- من حيث الأخطاء في تشكيل التوقعات:- في ظل نموذج (AE) ينتقل أثرها على التوقعات الحالية بينما هذه الحالة غير موجودة في نموذج (RE)، على سبيل المثال نموذج (AE) يفترض أن ارتفاع الأسعار في الفترة الأخيرة سيكرر مما يجعل لصدمات العرض السلبية تأثير واضح عليها بينما هذه الصدمات لا تتناسب مع نموذج (RE).
- نموذج (RE) يضمن السلوك الامثل لممثل الخبراء في معالجة مشكلة الامثلية، مما يجعل من النموذج أداة تقييم السياسات الاقتصادية.

الفصل الثالث

مستويات نظرية التوقعات العقلانية

أولا : نظرية التوقعات العقلانية Rational Expectation Theory

هي نظرية في الاقتصاد تستخدم لتشكيل توقعات الإحداث المستقبلية. تقرر إن كافة الأسواق متوازنة، أي إن الأسعار تتوافق مع بعضها دائماً للتخلص من أي فائض أو نقص وان الأفراد يجددون بشكل مستمر نماذج تشكيل توقعاتهم المستندة على المعلومات المتاحة[1]. وهي حصيلة افتراضات تعبر عن سلوك الخبراء ووسيلة تجيز بناء التوقعات من خلال مندوب أو ممثل الوكلاء "التوقعات بالنيابة" (Representative Expectation). اكتمل بناؤها مع بداية السبعينات على يد (Pigu، Robert Wallis ، Thomas Sergeant، Robert Lucas) وغيرهم وكانت هي الخطوة الأخيرة في خط طويل جداً من النظريات الديناميكية حتى أطلق عليها سمة الاقتصاد الكلي الحديث. ولها نفس فروض النظرية الكلاسيكية لذا تسمى أحيانا بالمدرسة النيوكلاسيكية. وتستند على افتراض أن التوازن الكلي في الاقتصاد هو الحالة الطبيعية وان هذا التوازن مرادف لمستوى الاستخدام الكامل. لقد تبلور مفهومها في كل جوانب الاقتصاد الكلي منذ مقالة (Finnkyad and Presco Edward) في سنة 1982[2]. والتي أحدثت ثورة في الاقتصاد الكلي ووضعت مساهمتين مهمة ، الأولى استحدثت منهجية جديدة باستخدام النماذج العقلانية التي تسمح بالاستدلال الكمي للنظرية والثانية نظرية الدورة الاقتصادية لتفسير الصدمات في الإنتاجية والتي تعود بالجزء الأكبر إلى تذبذبات (الحركة التصاعدية والتنازلية) في الناتج.

تزامن ظهور هذه النظرية مع حاجة الاقتصاد إلى سياسات جديدة تنقذ الاقتصاد من ألازمات الاقتصادية التي توالت بعد صدمات الارتفاع في أسعار النفط في عام 1973 خاصة

([1]) د. نبيل مهدي كاظم الجنابي ، العلاقة بين تقلبات أسعار الأسهم والتضخم والتوقعات ..... مصدر سابق، ص 2 .

([2]) Kydland M. and A. Edward ; Introduction to Quantitative Macroeconomic theory . 1982 , p 23 .

بعد فشل النظريات السابقة في إيجاد الحلول الكفيلة بمعالجة تلك ألازمات المتمثلة بالتضخم ألركودي (Stagflation)، انخفاض في معدلات النمو مصحوباً بتضخم شديد ومعدل بطالة متصاعد، وبعد أن اثبت التحليل الكينزي عجزه في التعامل مع المشاكل السابقة ظهرت الحاجة الماسة لبناء فكري جديد يستطيع أن يفسر ما يحدث في الاقتصاد ثم التعامل مع هذه المشاكل من اجل حلها.

ثانياً: - مستويات التوقعات العقلانية

يرى العديد من الاقتصاديين إن التوقعات العقلانية هي الامتداد الطبيعي للنظرية الاقتصادية، وان خبراء الاقتصاد يسعون دائماً لجعل توقعاتهم متطابقة مع معلوماتهم. ويوجد بشكل عام مستويين للتوقعات العقلانية هما[1].

1. مستوى التوقعات العقلانية الضعيف Weak-Form Rational Expectations

يتفق هذا المستوى من التوقعات مع فكرة (John Taylor) وهي إن المعلومات التي يعتمد عليها الخبراء لتشكيل توقعاتهم الاقتصادية ما هي ألا نتيجة لحساب العائد (المنفعة) – التكاليف حول كيفية الحصول على الكثير من المعلومات واستخدامها بشكل مثالي، مع ملاحظة عدم وجود قيود على هذه المعلومات ضمن هذا المستوى من التوقعات [2].

بافتراض إن ($I_{t,i}$) تشير إلى المعلومات المتاحة للخبراء (i) حتى نهاية الفترة (t)، وان ($E_{t,i}\upsilon_{t+k}$) تدل على التوقعات الذاتية (الشخصية) للخبراء (i) في نهاية الفترة (t)، وقيمة المتغير (υ) ستأخذ في الفترة ($t+k$) حيث إن ($k\geq 1$).

لتكن $E\left[\upsilon_{t+k} \mid I_{t,i}\right]$ تركز فقط على التوقعات الموضوعية الصحيحة أو الحقيقية للمدة (υ_{t+k}) المشروطة على ($I_{t,i}$). هذا المستوى من التوقعات خلال المدة (υ_{t+k}) يتبع الشرط التالي

---

(1) Frederic , S. Mish kin , The Economics of Money , Banking and Financial ,..... Op.Cit. , p173 .

(2) Robert , Lucas , Economic Policy: A critique . Carnegie Rochester Conference Series of Public Policy , Journal of Money , Credit and Banking , V0l. 1 , 1976 , pp 91- 113 .

$$E_{t,i}\upsilon_{t+k} = E\left[\upsilon_{t+k} \mid I_{t,i}\right] + \mu_{t,i} \quad \text{.....(1)}$$

حيث إن

$$E_{t,i}\left[\mu_{t.i} \mid I_{t,i}\right] = 0$$

نستنتج من ذلك

$$E_{t,i}\,\upsilon_{t+k} = \upsilon_{t+k} + (E\left[\upsilon_{t+k} \mid I_{t,i}\right] - \upsilon_{t+k} + \mu_{t,i}) = \upsilon_{t+k} + \varepsilon_{t,i} \quad \text{.....(2)}$$

$$E\left[\varepsilon_{t,i} \mid I_{t,i}\right] = 0$$

مثلاً إذا كانت ($E_{t,i}\upsilon_{t+k}$) تمثل توقعات الخبراء (i) في نهاية الفترة (t) بشأن مستقبل الأسعار (υ_{t+k})، سوف يتنافس الخبراء (i) في الفترة ($t+k$) كنتيجة لحساب استراتيجي. الخبراء في معظم الحالات قد لا يكونوا قادرين على تشكيل توقعاتهم الموضوعية بشأن هذا السعر أما لان المعلومات في ($I_{t,i}$) غير مفصلة بشكل كافي لتحديد الأسعار الاستراتيجية أو لان الوكلاء في الفترة (t) لم يحددوا السعر الستراتيجي بعد.

في مثل هذا السلوك للوكلاء وفي حالة عدم اليقين عن الاقتصاد تحصل الصدمات العشوائية، حيث يحكمها التوزيع الاحتمالي الخارجي.

ومن الانتقادات الموجهة إلى المستوى الضعيف للتوقعات العقلانية:

- قابل للتطبيق فقط في حالة ((التوقعات المشروطة)) الصحيحة أو الموضوعية.
- لا يمكن تطبيقه إذا كانت القناعة بالمعلومات ($I_{t,i}$) غير كافية لتسمح للوكلاء (i) تحديد تقييم احتمالي صحيح هادف من اجل قيم ممكنة للمتغير (υ_{t+k}).

2. مستوى التوقعات العقلانية القوي Strong Form Rational Expectations

وضع (John Muth) عام 1961 قيود على مضمون المعلومات في تعريف المستوى القوي للتوقعات وهو قناعة الخبراء بالمعلومات المتوفرة حول تركيبة العالم الذي يعيشون فيه، فضلاً عن الاستخدام الامثل لتلك المعلومات في تشكيل توقعاتهم. لكي تكون التوقعات صحيحة باستثناء الأخطاء التي لا يمكن تجنبها. المعلومات ضمن هذا المستوى تتضمن إلى:

أ. المعادلات الهيكلية وتصنيف المتغيرات في النموذج بما فيها القرار الفعلي في القواعد التي يستخدمها الوكلاء لتوليد الإجراءات و/ أو التوقعات.

ب. القيم الفعلية (الحقيقية) لجميع المتغيرات الخارجية المحددة من خارج النموذج.

ج. التوزيع الاحتمالي الصحيح لجميع الصيغ الخارجية.

د. تنظيم القيم وملاحظة جميع المتغيرات الداخلية من خلال النموذج حتى نهاية الفترة (t).

إن هذا المستوى من التوقعات متعلق بالبصيرة (الحدس) (Intuitive)، وهذا يتطلب من الاقتصاديين تكوين (Construct) نماذج نظرية (theoretical model) إذا أرادوا صياغة نموذج متسق ويطلعنا على الاقتصاد، على فرض أنهم يعرفون القيم السابقة مستخدمين قواعد التصميم الفعلي.

كما أن هذا النوع من التعريف مألوف لخبراء الاقتصاد من تعريف توازن (Nash)(*) بحيث تعطى قواعد التصميم لجميع الخبراء لا لأشخاص منهم. وبالتالي يمكن أن يفسر هذا التعريف بأنه مثالي يصل من خلاله الخبراء إلى المعلومات المطلوبة في صياغة النموذج بشكل مقنع ومعقول عن طريق عمليات التعليل و/ أو التعلم في المجالات العملية.

ركز (Sargent) على نقطة مهمة وهي أن هذه النماذج النظرية للنظام الاقتصادي تحتاج إلى كمية ضخمة (استثنائية) من المعلومات عن الأعمال الحقيقية للاقتصاد وبالتالي في أطار مستوى التوقعات العقلانية القوي يفترض أن خبراء الاقتصاد يتعاملون بقدر اكبر من المعلومات[1]. لكي يصبح مقبولاً أكثر وتصبح توقعات الخبراء عند شكلها المثالي.

وأخيرا فأن المثير للاهتمام هو النظر إلى حالة بعد النظر التام لمستوى التوقعات العقلانية القوي يحصل إذا أمتلك الخبير الاقتصادي هذا المستوى. وعندها سوف لن يكون هناك صدمات خارجية تتصادم مع توقعاته كما أن توقعاته في كل فترة صحيحة وبدون أخطاء.

(*) نسبة إلى عالم الرياضيات (John Nash)، وهو التوازن الذي لا يستطيع أي لاعب ان يحسن مردودا ته بالنظر لاستراتيجية اللاعب الأخر ويطلق عليه أحيانا اسم التوازن اللاتعاوني لان كل طرف يختار استراتيجية دون تواطؤ او تعاون ويختار الاستراتيجية الامثل بالنسبة له دون اعتبار لرفاهية المجتمع او أي طرف أخر . للمزيد انظر : بول أ . ساموبلسون ويليام د . نورهاوس . الاقتصاد . .....مصدر سابق ، ص 783 .

(1) Tomas , Sargeant , Rational Expectation and Economic Policy , Journal of Money , Credit and Banking , Vol. 91 , 1983 , p 81 .

أي أن:

$$E_{t,i}\,\upsilon_{t+k} = \upsilon_{t+k}$$

ومن المهم الإشارة إلى أن افتراضات بعد النظر التام تستفيد غالباً من الدراسات التي تعمل باستخدام نماذج التوازن العام حسب نظرية فالراس (Walrasian general equilibrium model) في هذا النوع من النماذج مسألة القرار للقطاع العائلي أو المنشآت ترتبط فقط بالأسعار وربح السهم وتسعى لتحقيق أقصى قدر ممكن من الفائدة وفي مثل هذا السياق يفترض إن القطاع العائلي والمنشآت يتنبؤن بدقة طبقاً لوضوح السوق.

ثالثاً: تطبيقات مستوى التوقعات العقلانية القوي

1. النموذج الأول[1]: نموذج الاقتصاد الذي يكون فيه الزمن $t \geq 1$

$$y_t = y_t^* + a\,p_t + b\,E_{t-1}p_t \qquad .....(1)$$

$$p_t = m_t + \varepsilon_t \qquad .....(2)$$

$$E_t\,p_{t+1} = E\left[p_{t+1} \middle|\ I_{t+1}\right] \qquad .....(3)$$

حيث إن:

y_t^* :- GDP الحقيقي المحتمل في الفترة (t) بالصيغة اللوغاتيمية

y_t :- GDP الحقيقي الفعلي في الفترة (t) بالصيغة اللوغاتيمية

p_t :- المستوى العام للأسعار في الفترة (t) بالصيغة اللوغاتيمية

$E_t\,p_{t+1}$:- توقعات الخبراء الموضوعية في الفترة ($t+1$) لمستوى الأسعار والمشكلة في الفترة (t).

I_t :- تدل على معلومات معروفة مسبقا ومتاحة للوكلاء في نهاية الفترة (t) بحيث تكون الافتراضات مقنعة ومطابقة للمستوى القوي للتوقعات العقلانية.

---

(1) J. B. Taylor , Monetary Policy Rules, ed (2) Chicago : University of Chicago Press , 1999 b , p 234

ملاحظة:- (يفترض هذا النموذج القدرة على ملاحظة جميع المتغيرات في الماضي مدركاً قيم (y_t و p_t) خلال الزمن.

- تصنيف المتغيرات:- توجد ثلاثة متغيرات في الفترة (t) وهي متغيرات داخلية فقط (y_t ، p_t ، $E_t\ p_{t+1}$) ومتغير واحد فقط محدد مسبقاً هو ($E_{t-1}\ p_t$) لكل ($t>1$)، ومتغيرات خارجية: هي المتغيرات الثابتة $[a,b,\{y_t^* | t=1,2,.....\}$، السياسة النقدية $\{m_t | t=1,2,.....\}$ و ($E_0\ p_1=m_1$).

المتغيرات العشوائية هي الصدمات العشوائية $\{\varepsilon_t | t=1,2,.....\}$ والتي يفترض أن تكون عملياتها مستقلة أي إن ($E[\varepsilon_t | I_{t-1}]=0$) لكل ($t\geq 1$).

يعتبر هذا النموذج غير كامل إذ إن التوقعات المشروطة الصحيحة على الجانب الأيمن من النموذج معادلة (2) بحاجة إلى إن تكون محددة بطريقة تتسق مع المستوى القوي للتوقعات العقلانية. بعبارة أخرى تحتاج إلى أن تكون بديلة إلى توقعات موضوعية ($E_{t-1}\ p_t$) الظاهرة في نموذج معادلة (1).

الطريقة اللاحقة لجعل مستوى السعر(P_t) للفترة (t) محدد منطقياً ويتفق مع التوقعات المشروطة الصحيحة (I_{t-1}) نستخدم مسألة الحد الثابت لـ $f(\chi)=\chi$ مع $\chi=E[p_t |\ I_{t-1}]$ ، لجعل مستوى السعر في معادلة (1) متزامناً مع التوقعات المفترضة. وبذلك يكتمل النموذج ويصبح متفقاً مع المستوى القوي للتوقعات العقلانية.

مما سبق يصبح بالامكان تحديد المستوى القوي للتوقعات العقلانية بأربع خطوات هي:

الأولى:- تحديد أنماط (أنواع) محددة من المعلومات التي يجب أدراجها ضمن معلومات I_{t-1} وفقاً لتعريف المستوى القوي للتوقعات العقلانية. هذه المعلومات تشتمل على[1]:

أ- المعادلات (1،2،3)، بالإضافة إلى تصنيف المتغيرات لهذه المعادلات

ب- القيم الحقيقية لجميع المتغيرات الخارجية المحددة وهي (a,b)، $E_0 p_1=m_1$ و $\{y_t^*:t=1,2,.....\}$ و $\{m_t:t=1,2,.....\}$

ج- التوزيع الاحتمالي الحقيقي للصدمة الخارجية $\{\varepsilon_t:t=1,2,.....\}$

([1]) B. James and Kaushik Mitro , Learnning about Monetary Policy Rules , Journal of Monetary Economic Vol. 23 , 2004 , pp 25-28 .

د- تنظيم القيم الذاتية للمتغيرات الخارجية (y, p) من خلال النموذج حتى نهاية الفترة $t-1$ ، أي $\{p_{t-1}, p_{t-2}, \ldots\ldots\ldots, p_1; y_{t-1}, \ldots\ldots, y_t\}$.

الثانية:- يستعاض عن $E_{t-1}\, p_t$ في نموذج معادلة (1) بوصفه غير محدد التعبير إلى شكل جديد وهو $E[p_t \mid I_{t-1}]$.

الثالثة:- نأخذ (I_{t-1}) التوقعات المشروطة لكل جانب في نموذج المعادلتين (1 و 2) واستخدام معلومات محددة، يفترض أن تكون واردة في I_{t-1} لتبسيط شكل هذه التعبيرات وعلى النحو التالي

$$E[p_t \mid I_{t-1}] = m_t + E[\varepsilon_t \mid I_{t-1}] = m_t + 0; \ldots\ldots\ldots\ldots(3)$$

$$E[y_t \mid I_{t-1}] = y_t^* + (a+b)\, E[p_t \mid I_{t-1}] . \ldots\ldots\ldots\ldots(4)$$

الرابعة:- تحل المعادلتين السابقتين للحصول على

$$E[p_t \mid I_{t-1}] = m_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (5)$$

$$E[y_t \mid I_{t-1}] = y_t^* + [a+b] m_t . \ldots\ldots\ldots\ldots (6)$$

السعر المتوقع في معادلة (5) مع نموذج المعادلتين (1 و2) يعني أن GDP الحقيقي في كل مستوى من y_t وفي كل فترة يعطى من خلال

$$y_t = y_t^* + a\, p_t + b m_t \ldots\ldots\ldots\ldots(7)$$

ومستوى الأسعار p_t في كل فترة يعطى من خلال

$$p_t = m_t + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(8)$$

المعادلتان (7 و8) معاً تعني إن الحكومة يمكن أن تؤثر بشكل منهجي في مستوى GDP الحقيقي (y_t) للفترة (t) حسب اختيارها لسياستها النقدية (m_t) إذا (a) لا تساوي ($-b$) في نموذج معادلة (1)[1].

ماذا يحدث عندما ($a=-b$) ؟. هذا يشير إلى ما يطلق عليه بمنحنى عرض (Lucas)[*]

([1]) B. James and Kaushik Mitro , Learning about Monetary Policy Rules ……..…..Op.Cit، P 322 .

(*) سيتم عرض منحنى عرض (Lucas) بالتفصيل في الفصل الثاني من الدراسة .

(**) سيتم التعرض لمقترح عدم فعالية السياسة النقدية بالتفصيل في الفصل الثاني من الدراسة .

$$y_t = y_t^* + a\left[p_t - E_{t-1}p_t\right] \quad \text{.....(9)}$$

معادلة (9) تؤكد أن GDP الحقيقي الفعلي y_t ينحرف عن GDP المحتمل y_t^* إذا وفقط إذا كانت توقعات الخبراء عن السعر p_t والمشكلة في نهاية الفترة $t-1$ ليست صحيحة.

المعادلتان (8 و 9) مع نموذج معادلة (5) عن (p_t)

$$y_t = y_t^* + a\,\varepsilon_t \quad \text{.....(10)}$$

النتيجة من معادلة (10) والمستوى القوي للتوقعات العقلانية y_t ينحرف عن y_t^* فقط بسبب الأخطاء غير المتوقعة خاصة وان متغيرات السياسة النقدية m_t مستقلة. وبشكل عام فأن الحكومة لن تكون قادرة على السيطرة على y_t من خلال السياسة النقدية. إذن توقعات الخبراء العقلانية عن السعر (p_t) للفترة (t) تكون غير متحيزة، بتعبير أخر $E_{t-1}\,p_t = p_t + \theta_t$ ، حيث (θ_t) متغير عشوائي يمثل الأخطاء العشوائية بوسط حسابي مساوي للصفر. هذا يشير ضمناً إلى عدم فعالية السياسة النقدية(**) في ظل منحنى عرض (Lucas).

2 - النموذج الثاني[1]:

بافتراض إن الاقتصاد يمكن وصفه من خلال ستة معادلات وتصنيف المتغيرات وفقاً لديناميكية السعر – المرن نموذج $IS-LM$ مع GDP الحقيقي لكل فترة ($t \geq 1$).

$$IS \qquad y_t = -ar_t + u_t \;; \quad \text{.....(1)}$$

$$LM \qquad m_t - p_t = by_t - ci_t + \mu_t \;; \quad \text{.....(2)}$$

معدل الفائدة الاسمي والحقيقي

$$i_t = r_t + E_t\,p_{t+1} - p_t \;; \quad \text{.....(3)}$$

منحنى عرض (Lucas)

$$y_t = y^* + \alpha \cdot \left[p_t - E_{t-1}\,p_t\right]; \quad \text{.....(4)}$$

قواعد السياسة النقدية $m_{t+1} = m_t + \phi_{t+1}$; ..... (5)

الشكل القوي للتوقعات العقلانية $E_t\,p_{t+1} = E\left[p_{t+1}\,|\,I_t\right]$, ... (6)

حيث إن:

([1]) J. B. Taylor , Monetary Policy Rules, ed (2) ..... Opcit . 256 .

I_t :- تدل على معلومات محددة مسبقا للفترة (t+1) وتكون متاحة للخبراء في نهاية الفترة (t) (أي مع بداية الفترة الزمنية t+1)، هذه المعلومات يفترض أن تكون متسقة مع المستوى القوي للتوقعات العقلانية.

تصنيف المتغيرات: جميع المتغيرات داخلية وتأخذ صيغة اللوغارتيم الطبيعي لمستوى القيم. وتكون بستة مستويات وهي كما يلي:

y_t :- GDP الحقيقي الفعلي في الفترة (t)

p_t :- المستوى العام للأسعار في الفترة (t)

m_{t+1} : تشير إلى عرض النقد الاسمي للفترة (t+1)

r_t :- تشير إلى معدل الفائدة الحقيقي للفترة (t)

i_t :- يشير إلى معدل الفائدة الاسمي للفترة (t)

$E_t\ p_{t+1}$:- تشير إلى التوقعات الموضوعية أو تطلع توقعات الخبراء إلى الإمام لمستوى السعر في الفترة ($t+1$).

المتغيرات المحددة مسبقاً خلال الفترة t هي (m_t و $E_{t-1}p_t$ لكل $t>1$) والمتغيرات الخارجية هي y^* (والتي تشير إلى GDP الحقيقي المحتمل)، حدود الخطأ العشوائي u_t، μ_t و ϕ_t، والمتغيرات الخارجية الثابتة (a,b,c و α)، وقيمة $m_1=m_0+\phi_1$ لفترة واحدة حيث إن (m_0) متغير خارجي معطى، و قيمة $E_0\ p_1$.

حد الخطأ العشوائي يفترض $E[u_t\,|\,I_{t-1}]=0$ ، $E[\mu_t\,|\,I_{t-1}]=0$ ، $E[\phi_t\,|\,I_{t-1}]=0$ لكل $t\geq 1$.

نجري نفس الخطوات المستخدمة في النموذج الأول ليكتمل النموذج

بافتراض $y^*=0$. الجمع بين المعادلات (1 و4) زائداً (6) نحصل على

$$p_t=\frac{1}{1+c}m_t+\frac{c}{1+c}E[p_{t+1}|I_t]-\beta\left[p_t-E[p_t\,|\,I_{t-1}]\right]+\omega_t, \qquad \text{.....(7)}$$

حيث

$$\beta=\alpha\left[\frac{b+c/a}{1+c}\right]\ ;\ \omega_t=\frac{1}{1+c}\left[\frac{c}{a}u_t-\mu_t\right]. \qquad \text{.....(8)}$$

للحصول على معادلة (7) نبدأ من معادلة (2) ثم نستخدم معادلة (3) بديلاً لـ i_t .

ومعادلة 1 بديلاً لـ r_t، ومعادلة 4 بديلاً لـ y_t، ومعادلة 6 بديلاً لتوقعات الأسعار الفعلية. نفترض إن التوقع حول p_t يأخذ الشكل التالي

$$p_t = q_1 m_t + q_2 \omega_t + q_3 \phi_t \quad , t \geq 1 \quad , \quad \text{.....(9)}$$

حيث المعاملات (q_1 , q_2 , q_3) تكون محددة.

ثم نضع التوقعات المشروطة (I_t) لكل جانب في معادلة (9)، بافتراض I_t متطابقة مع المستوى القوي للتوقعات العقلانية وان الصدمات العشوائية تساوي صفر. للحصول على

$$E\left[p_{t+1} \mid I_t\right] = q_1 E\left[m_{t+1} \mid I_t\right] \quad , t \geq 0 \quad \text{.....(10)}$$

نستخدم معادلة (5) سوياً مع افتراضات (I_t) المتطابقة مع تعريف المستوى القوي للتوقعات العقلانية وبما أن $E[\phi_{t+1} \mid I_t] = 0$ وقيمة (m_t) محددة مسبقاً خلال الفترة (t) في (I_t) ، نستنتج $E\left[m_{t+1} \mid I_t\right] = m_t$ ولهذا

$$E\left[p_{t+1} \mid I_t\right] = q_1 m_t \quad , t \geq 0. \quad \text{.....(11)}$$

وبالنظر إلى معادلة (11) واستخدام معادلة (5) لفترة واحدة واستبدال (m_{t-1}) بـ ($m_t - \phi_t$) يمكن الحصول على

$$E\left[p_t \mid I_{t-1}\right] = q_1 \left[m_t - \phi_t\right] \quad , t \geq 1 \quad \text{.....(12)}$$

الجمع بين المعادلتين (9 و 12) يعطي

$$p_t - E\left[p_t \mid I_{t-1}\right] = \left[q_1 + q_3\right] \phi_t + q_2 \omega_t \quad , t \geq 1 . \quad \text{.....(13)}$$

استخدام المعادلتين (11 و 13) بديلاً عن التوقعات في الأسعار في معادلة (7) وجمع الصيغتين يعطي

$$p_t = \left[\frac{1}{1+c} + \frac{c}{1+c} q_1\right] m_t + \left[1 - \beta q_2\right] \omega_t - \beta \left[q_1 + q_3\right] \phi_t \ , \ t \geq 1 \quad \text{.....(14)}$$

نلاحظ أن المعادلتين (9 و 14) تعبران عن p_t هي معادلات خطية متطابقة بحيث تكون المعاملات الثلاثة في معادلة (9) تساوي المعاملات الثلاثة في معادلة (14). حلهما يعطي قيم q

$$q_1 = 1 ; \quad \text{.....(15)}$$

$$q_2 = \frac{1}{1+\beta} \ ; \text{.....(16)}$$

$$q_3 = -\frac{\beta}{1+\beta} \ ; \quad \text{.....(17)}$$

يترتب على ذلك أن الحلول الممكنة لـ p_t تتسق (تتطابق) مع المستوى القوي للتوقعات العقلانية لتصبح على النحو التالي

$$p_t = m_t + \frac{1}{1+\beta}\,\omega_t - \frac{\beta}{1+\beta}\phi_t \ . \quad \text{..... (18)}$$

هذه الصيغة تحل محل p_t في معادلة (6) مع اخذ التوقعات المشروطة I_t لكل جانب من معادلة 18 يعطي الصيغة التالية

$$E\left[p_{t+1}|I_t\right] = E\left[m_{t+1}|I_t\right] = m_t \ , \ t \geq 1 \ . \text{.....(19)}$$

المساواة الأخيرة في المعادلة (19) تتبع المعلومات I_t المتاحة للخبراء عن m_t في نهاية الفترة t. وبجمع معادلة (4) ($y^* = 0$) مع المعادلتين (17 و 18) وحلهما، يعطي GDP الحقيقي متسق مع المستوى القوي للتوقعات العقلانية والذي يعطى من خلال

$$y_t = \alpha\left[\left(\frac{1}{1+\beta}\right)\phi_t + \left(\frac{1}{1+\beta}\right)\omega_t\right]. \quad \text{.....(20)}$$

نتذكر أن $GDP\ y^*$ يساوي صفر من خلال الافتراضات في هذين النموذجين التوضيحين، ومن معادلة (20) يتضح أن أي انحراف لـ $GDP\ y_t$ الحقيقي الفعلي عن $GDP\ y^*$ الحقيقي المحتمل يساوي صفر وان حدث فيكون بسبب الصدمات العشوائية ϕ_t لعرض النقد فضلاً عن الأخطاء العشوائية μ_t ، u_t للمنحنيات $IS\ , LM$.

إذن في إطار المستوى القوي للتوقعات العقلانية وافتراضات المعدل الطبيعي لشكل العرض الكلي في معادلة 4 (والذي يأخذ شكل منحنى عرض (Lucas)) ليس لدى الحكومة القدرة على حركة GDP الحقيقي الفعلي عن طريق GDP الحقيقي المحتمل في ظل توقعات الوكلاء غير المتحيزة عن p_t طالما أن $E_{t-1}p_t = p_t + \varepsilon_t$.

ويمكن توضيح اثر نمذجة التوقعات على الخصائص الإحصائية لمتغيرات الاقتصاد الكلي الرئيسية من خلال نموذجين. الأول يوضح الأثر باستخدام نموذج التوقعات التكيفية والثاني

باستخدام نموذج التوقعات العقلانية. وفيما يلي نموذج اقتصادي بسيط[1]

$$y_t = a + b.E_{t-1}y_t + \varepsilon_t \quad , t \geq 1 . \quad \text{.....(1)}$$

المتغير الداخلي الوحيد هو $GDP\ y_t$ الحقيقي والذي يفترض ملاحظته في نهاية الفترة t، المعاملات (a, b) ثوابت معطاة يفترض أن تكون خارجية محددة بـ $0<a \ \ and \ \ 0<b<1$. و ε_t تعبر عن الصدمة العشوائية المستقلة ويفترض تكون متغير خارجي ومحددة بـ

$$E\left[\varepsilon_t \mid I_{t-1}\right] = 0 \quad , t \geq 1. \quad \text{.....(2)}$$

$E_{t-1}y_t$ هي متغير محدد مسبقاً من التوقعات الموضوعية للخبراء عن y_t والمستندة على المعلومات المتاحة I_{t-1} ويفترض أن تكون هذه المعلومات متطابقة مع المستوى القوي للتوقعات العقلانية.

النموذج الأول[2]: وفيه التوقعات الشخصية تأخذ نموذج التوقعات التكيفية.

$$E_{t-1}\, y_t = y_{t-1} . \quad \text{.....(3)}$$

وباستبدال معادلة (3) محل معادلة (1) ونأخذ التوقعات المشروطة لكل جانب للحصول على

$$E\left[y_t \mid I_{t-1}\right] = E\left[a + by_{t-1} + \varepsilon_t \mid I_{t-1}\right] \quad \text{.....(4)}$$

$$= a + b\, y_{t-1} \quad , \quad \text{.....(5)}$$

بدمج المعادلتين (3 و5)، تبدو إن الأخطاء في توقعات الخبراء المشكلة في الفترة t هي:

$$\left(E\left[y_t \mid I_{t-1}\right] - E_{t-1}\, y_t\right) = a + [b-1]y_{t-1} . \quad \text{.....(6)}$$

هذا يعني ضمناً إدخال الأخطاء المنهجية المرتبطة مع المعلومات الواردة في I_{t-1}، مما يدل على وجود أخطاء في التوقعات أو الخبراء لم يستغل تلك المعلومات بالشكل الامثل في تشكيل توقعاته. نستبدل معادلة (3) محل معادلة (1) للحصول على

$$y_t = a + b.y_{t-1} + \varepsilon_t \ , \ t \geq 1 . \quad \text{.....(7)}$$

بالتالي نموذج التوقعات التكيفية المعطى في معادلة (3) يشير إلى أن التوقعات الموضوعية

([1])Pesaran Patton H. , Expectation Formation and Macroeconomic Modeling , Journal of American Statistical Association , 55 , 2001, p 81.

([2])) Ibid , PP 82-84

للخبراء عن y_t في الفترة t-1، ونتائج حل معادلة (7) تدل على أن مسار y_t GDP مرتبط ايجابياً مع قيمة y_t ، بعبارة أخرى القيم المتعاقبة لـ y_{t-1} تبقي أثرها على قيم y_t .

النموذج الثاني[1]: يفترض بدلاً من ذلك، إن توقعات الخبراء للـ y_t في الفترة (t-1) تشكل طبقاً للمستوى القوي للتوقعات العقلانية.

$$E_{t-1}\, y_t = E\left[y_t \mid I_{t-1}\right]. \quad \text{.....(8)}$$

في هذه مراحل توليد y_t في معادلة 1 تأخذ الشكل التالي

$$y_t = a + b.E\left[y_t \mid I_{t-1}\right] + \varepsilon_t \ , \ t \geq 1. \quad \text{.....(9)}$$

نأخذ التوقعات المشروطة لكل جانب من معادلة (9)، وبأ فتراض أن المعلومات المتاحة I_{t-1} متطابقة مع الشكل القوي للتوقعات العقلانية.

$$E\left[y_t \mid I_{t-1}\right] = a/\left[1-b\right]. \quad \text{.....(10)}$$

نستبدل معادلة (10) محل معادلة (9)

$$y_t = a + b.a/\left[1-b\right] + \varepsilon_t \quad , t \geq 1. \quad \text{.....(11)}$$

بالتالي إذا التوقعات الموضوعية للخبراء عن y_t في الفترة t-1 معطاة من خلال الشكل القوي للتوقعات العقلانية (معادلة 10)، فأن القيم المتوالية للـ y_t GDP الحقيقي تعرض على شكل سلسلة مستقلة. مما يدل على أن العلاقة مستقلة تماماً بين y_t و y_{t-1} .

كما يمكن استخدام معادلة (9) لتوضيح كيفية استخدام صيغة المستوى القوي للتوقعات العقلانية في سلسلة من مسائل الحد الثابت لأي اقتصاد والتي تأخذ الشكل[2] . $\chi = f_t(\chi)$. بحيث الجانب الأيمن لمعادلة (9) يمكن أن يعبر عن الدالة $M(\chi)$ ، لـ χ حيث إن $\chi = E\left[y_t \mid I_{t-1}\right]$ ، نأخذ التوقعات المشروطة I_{t-1} لكل جانب من معادلة (9) للحصول على شكل العلاقة.

$$\chi = E\left[M(\chi)\, I_{t-1}\right]$$
$$\equiv f_t(\chi), \ t \geq 0 \quad \text{.....(12)}$$

([1]) Ibid , p 97.

([2]) Frederic , S. Mish kin , The Economics of Money , Banking and Financial , ……Op.Cit , p 259 .

الباب الثاني

النظرية والسياسات

الباب الثاني

النظرية والسياسات

تمهيد

يستعرض هذا الجزء الإطار التحليلي لنظرية التوقعات العقلانية مركزاً على البناء الفكري لأهم طروحاتها في التحليل الاقتصادي الكلي التي حظيت باهتمام العديد من خبراء الاقتصاد في هذا المجال، كونها تكشف عن أهميتها وفلسفتها في التحليل لتشكل بذلك أحد الركائز الأساسية في البناء النظري النيوكلاسيكي فضلاً عن مضامينها التي تركت آثاراً واضحة في النشاط الاقتصادي وما رافقه من جدل واضح. عليه جرى تقسيمه الى الفصول الاتية:

الفصل الرابع

النموذج الاساسي

التوقعات العقلانية، هي نظرية في الاقتصاد الكلي تستخدم لتشكيل توقعات الأحداث المستقبلية، ونماذج التوقعات ذات أهمية مركزية في النماذج الاقتصادية، وأول مبادئ النظرية، يقرر إن كافة الأسواق متوازنة. ويعني ذلك، أن الأسعار تتوافق مع بعضها دائماً، للتخلص من أي فائض أو نقص. ومع أن اغلب الاقتصاديين يوافقون على أن الأسواق – في النهاية – تصبح متوازنة، لكن الكنزيين والنقوديين يسمحون بفترة انتقال أطول. ويشير الكينزيون إلى وجود فترات تكيف في انتقال السياسة النقدية. [1]

وثانيها، تؤكد النظرية، أن الأفراد يدرسون المعلومات المتاحة كافة عند اتخاذ قراراتهم الاقتصادية، ويجددون باستمرار نماذجهم أو توقعاتهم الاقتصادية.

وطورت نظرية التوقعات العقلانية (RE) لمعالجة النقد الموجه لمبدأ التوقعات التكييفية (Adaptive Expectations Principle)، المستخدم أصلا من قبل (Irving Fisher) عام 1911، وشاع وأعطي تسميته الحالية (AEP) في أثناء الخمسينات في دراسة عن التضخم الجامح. [2]

ويفترض (AEP) بان القيم المستقبلية، تحسب على أساس القيم السابقة وهامش خطأها. وبطبيعته فانه يقلل أو يزيد في تقدير تغير متغيرات بشكل ثابت، ولهذا دعيت فرضية تعلم الخطأ(Error Learing Hypothesis) على سبيل المثال للتنبؤ بسعر سهم شركة(IBM) في عام 2006، أي: Pe (2006)

يشكل الأفراد توقعاتهم على ضوء المعدل المرجح لأسعار اسهم (IBM) للأعوام 2003, 2004 ,2005، أي:

$$P^e (2006) = 0.70 \times P (2005) + 0.20 \times P (2004) + 0.10 P (2003).$$

---

[1] لمزيد من التفاصيل، راجع :

- Edward Shapiro, Macroeconomic Analysis, 3rd ed (New york: Harcourt Prace Jovanovioh, Inc, 1974), PP 440-443.

[2] Blume L., D. Easley, "Learning to be Rational, Journal of Economic Theory, Vol.26, 1982, P. 344.

ويتضح مما تقدم بان الأفراد عندما يتصرفون بطريقة التكيف، فهم ينظرون إلى سلوك المتغيرات في الماضي، ويعدلون تدريجياً في وجهة نظرهم. فإذا ارتفعت أسعار الأسهم بمعدل (6%) خلال الزمن (t-1)، ثم ارتفعت بمعدل (10%) في الزمن (t)، فسوف يتوقعون ارتفاع الأسعار بمعدل (7%) في الزمن (t+1)، وذلك في ظل نموذج التكييف. وهذا ما يؤكد بشدة أهمية البيانات السابقة في (AEP). [1]

غير ان العقد السابع من القرن الماضي شهد تضاؤل أهمية هذا المبدأ، بعد أن تم تطوير نموذج التوقعات العقلانية.

وتعالج (RE) النقد الموجه لـ (AEP) على افتراض أن الأفراد يأخذون كل المعلومات المتاحة بالحسبان في تشكيل التوقعات، بمعنى آخر إذا كان لدى الأفراد توقعات عقلانية، لا يقعون في أخطاء متكررة، وقد ينخدعون أو يفاجؤون مرة، ولكنهم سيعملون على منع تكرار الأخطاء. [2]

أولا - التوقعات العقلانية: - نموذجان أساسيان

يقسم نموذج التوقعات العقلانية الى مستويين، هما[3]:

1- مستوى التوقعات العقلانية الضعيف: Weak- Form Rational Expectations

في هذا المستوى يحاول الافراد استخدام المعلومات التي لديهم مهما كان مدى توافرها بشكل مثالياً في تشكيل توقعاتهم. مع ملاحظة، أن في هذا المستوى لا قيود تأتي على المعلومات.

- مستوى التوقعات العقلانية القوي: Strong- Form Rational Expectations

يصل الأفراد في هذا المستوى إلى كل المعلومات المتوفرة حول تركيبة العالم الذي يعيشون فيه مع ملاحظة، أن في هذا المستوى يحصل تقييد قوي على المعلومات. فضلاً عن الاستخدام

---

[1] Douglas A. Ruby, Macroeconomic Theory, 5th Edition, Graw- Hill, Inc, New York 2000, P93

[2] Brealey Myers, Motthew Will, Principles of Corporate Finance, 6th Edition, Irwin / Mc Graw- Hill Companies, Inc, New York, 2000, Chapter:13, P.271.

[3] Frederic S. Mishkin, The Economics of Money, Banking and Financial, 7th Edition. Person Addison- Wesley, New York, 2004, PP. 173-177.

الأمثل لهذه المعلومات في تشكيل توقعاتهم. وهكذا فان توقعاتهم ستكون صحيحة باستثناء الأخطاء التي لا يمكن تجنبها وتلك هي الأخطاء غير المنتظمة، أي:

$$Pe = Px + Ut$$

ثانياً - النموذج الرياضي للتوقعات العقلانية

يمكن تلخيص النموذج الرياضي للتوقعات العقلانية باستخدام أربع معادلات تعريفية للنشاط الاقتصادي: [1] (12)

1. معادلة الطلب الكلي

$$AD = (C + I + G + N_x) = P_t Y_t^R \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (1)$$

أو

$$M_t V = P_t Y_t^R \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (2)$$

إذ أن $M_t V$: الإنفاق الكلي معرف من خلال ناتج العرض النقدي (M_t) وسرعة تداول النقود (V)، $P_t Y_t^R$: العرض الكلي. وبترتيب المعادلة (2) نحصل على:

$$P_t = (V / Y_t^R) M_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (3)$$

2. معادلة قاعدة العرض النقدي

تقترح بان العرض النقدي منسوبا إلى مستوى النشاط الاقتصادي (Y^R)، وبإضافة حد الخطأ العشوائي للسماح للنظام بتقبل صدمات نقدية غير متوقعة، أي:

$$M_t = \theta Y_{t-1}^R + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (4)$$

وبمرور الوقت تتجه هذه الصدمات نحو الإلغاء أي:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (5)$$

3. معادلة العرض الكلي لـ (Lucas)

[1] Douglas A. Ruby, Macroeconomic…., Op. at. PP.112-120

هذه المعادلة مشتقة من معادلات العرض الفردي للوحدات الاقتصادية المختلفة ومستنده إلى أسعار فعلية وأسعار متوقعة.

$$Y_t^i = Y_t^* + \beta(P_t^i - E[P_t^i]) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (6)$$

حيث أن $E[P_t^i] = f(P_t)$ المستوى العام للأسعار دالة في الأسعار النسبية ومعادلة (6) تقترح بان الناتج الفعلي سيتجاوز المستوى الطبيعي للناتج، عندما يتجاوز المستوى الفعلي، مستوى السعر المتوقع، بسبب بعض الصدمات غير المتوقعة على الاقتصاد أو النظام النقدي.

4. معادلة التوقعات العقلانية للسعر

لدينا معادلة رابعة تعرف بالتوقعات العقلانية للسعر، ذلك أن التوقعات حول المستوى العام للأسعار مستندة على كل المعلومات المتاحة في الفترة (I_{t-1}) أي:

$$E[P_t^i] = E[P_t / I_{t-1}] \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (7)$$

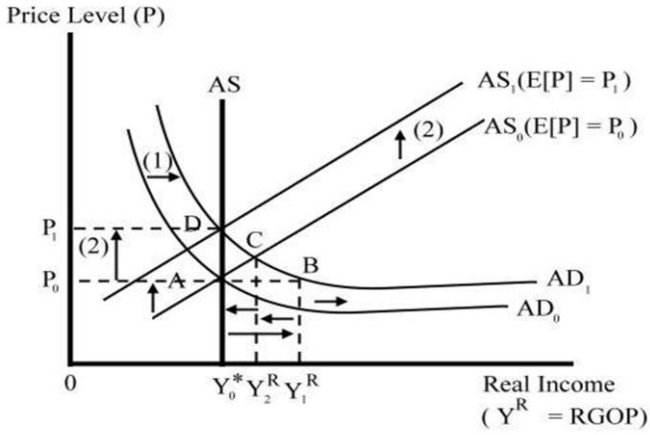
أحيانا هذه المعلومات المتاحة معرفة بمجموعة المعلومات التي قد تتضمن معدل النمو في العرض النقدي، تغييرات السياسة المالية، صدمات سعر العامل (Factor Price Shocks)، وتوقعات تضخمية حالية عند الآخرين.

ويعكس شكل (7) نموذج التوقعات العقلانية:

- بافتراض زيادة غير متوقعة في العرض النقدي، معرفة عن طريق تعبير صدمة إيجابية ($\varepsilon_t > 0$)، فان الطلب الكلي سينتقل من (A) إلى (B).
- هذه الزيادة في جانب الطلب ستسلط ضغط متصاعد على المستوى العام للأسعار، والتغيير في الطلب يؤدي إلى حركة على طول جدول العرض الكلي الصاعد (A) إلى (B)في حين ترتفع الأسعار وتهبط القوة الشرائية من (B) إلى (C).
- الزيادة في مستوى السعر، والمعبر عنه كزيادة في السعر النسبي لمنتجات وخدمات الوحدات الاقتصادية المختلفة، ستحاول تعديل توقعات أسعارها وفقاً لما معروض من قبل، فيحدث تغير داخلي في العرض الكلي (AS_0) إلى (AS_1) ومن ثم انخفاض الناتج وارتفاع الأسعار مع قوة شرائية منخفضة بشكل اكبر (C إلى D)

شكل (7)

التوقعات العقلانية: العرض والطلب



- Douglas A. Ruby, Macroeconomic Theory, 5th Edition, Graw- Hill, Inc, New York 2000, P. 123.

ثالثاً: - التوقعات العقلانية والسياسة الاقتصادية [1]

في حالة توقع الأفراد والشركات لأداء السياسة الاقتصادية الكلية، فان هذه السياسة لن يكون لها تأثير في المتغيرات الحقيقية كالناتج والتوظف. فقط في حالة تنفيذ سياسة غير متوقعة، فان الأفراد لا يستطيعون توقعها مقدماً، ويمكن أن تؤثر في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والتوظف.

بافتراض توقع الأفراد لمستوى السعر(Pe× p) يعتمد جزئياً على توقعهم عن الكيفية التي يمكن للحكومة بها أن تغير العرض النقدي، الإنفاق الحكومي، والضرائب.

وبافتراض أن الأفراد أيضا يمكن أن يتوقعوا سياسة حكومية مع الكثير من الدقة.

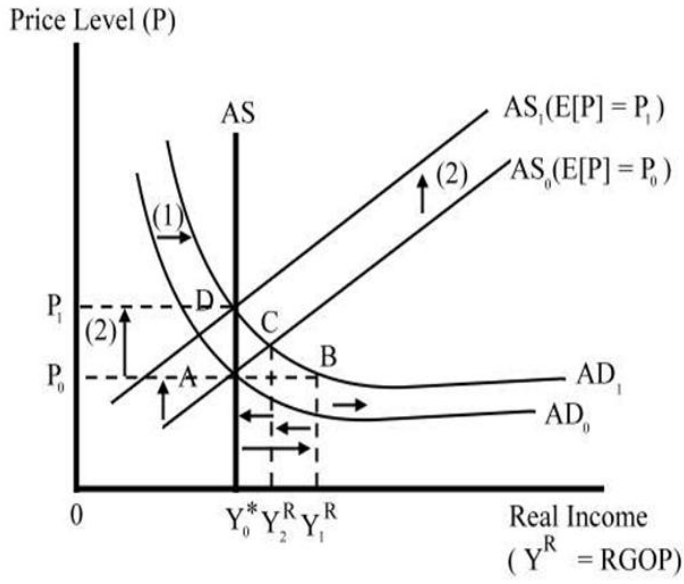
[1] Frederic S. Mishkin, The Economics of Money…., Opcit, P. 189.

أن السياسة التوسعية (Expansionary Policy) تسبب زيادة في الطب الكلي، فإذا توقع الأفراد تلك السياسة بشكل صحيح، ثم يتوقعون تماماً التغيير في مستوى السعر المرغوب، فالنتيجة كما يوضحها شكل رقم (8):

أما في حالة أن الأفراد لا يتوقعون أداء سياسة الحكومة بشكل صحيح، ومن ثم هم لا يتوقعون التغيير في مستوى السعر المقنع مع تغير السياسة بشكل صحيح، ففي هذه الحالة، بينما يرتفع مستوى السعر، ويزداد الناتج على طول منحنى العرض الكلي. كما يوضحه شكل (9):

شكل (8)

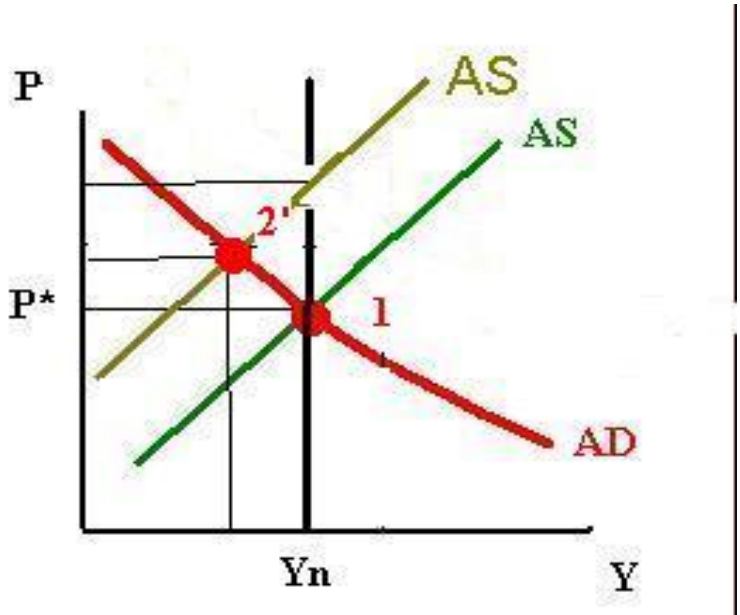
سياسة اقتصادية متوقعة



Edition, p124 -Douglas A. Ruby , " Macroeconomics Theory , 5th

شكل (9)

سياسة اقتصادية غير متوقعة



Source: Rudiger, Dornbusch and Stanley, "Macroeconomics", 6th ed., McGraw-Hill, New York 1994, P249

يتضح مما تقدم أن التوقعات ستكون مماثلة للتوقعات المثالية (افضل تقدير مستقبلي غير متحيز) وباستخدام المعلومات المتوفرة كافة.

وبالرغم من أن التوقع العقلاني مساوياً للتوقع المثالي الذي يستخدم كافة المعلومات المتاحة، فأن التنبؤ يستند إلى انه لا يكون دقيقاً جداً دائماً.

وهناك سببان لاخفاق التوقعات في أن تكون عقلانية: [1]

الأول، عندما يكون الأفراد مدركين لكل المعلومات المتوفرة، ولكن تلك المعلومات تحتاج تقديراتها لجهد كثير، لجعل توقعهم افضل تقدير محتمل.

[1] Frederic S. Mishkin, The Economics of Money…., Op Cit, P. 181.

والسبب الثاني، عندما يكون الأفراد غافلين عن بعض المعلومات ذات العلاقة والمتوفرة، لذا لن تكون تقديراتهم الفضلى للمستقبل دقيقة.

والنموذج الأساس لنظرية التوقعات العقلانية هو:

$X_e = X_{of}$

الفصل الخامس

منهج التوازن العام الديناميكي

قدم المؤسس الفكري لنظرية التوقعات القعلانية (Robert Lucas)(*) تفسير لجميع ظواهر الاقتصاد الكلي من خلال ما يسمى بالمنهج التوازني للتوقعات العقلانية (Rational Expectation Equilibrium Approach)، هذا المنهج يستند بالدرجة الأساس على منحنى العرض الكلي (منحنى عرض Lucas) والمبين اشتقاقه على النحو التالي[1] [2].

من دالة العرض الكلي التي يفترض تعطى من خلال

$$y_t = \bar{y} + \pi (p_t - p_t^e) + \zeta_t \quad \text{.....(1)}$$

حيث إن:-

y_t = تشير إلى الناتج في الفترة t

$\bar{y}$ = الناتج في الأجل الطويل (المتوقع)

π = معدل التضخم

p_t = مستوى السعر الحالي

p_t^e = السعر المتوقع في الفترة t استناداً إلى المعلومات المتاحة في الفترة (t-1).

ζ_t = الصدمات غير المتوقعة ، و ($\pi > 0$).

بحيث جميع المتغيرات في النموذج تأخذ الصيغة اللوغارتيمية.

ودالة الطلب الكلي (2)..... $m_t + v_t = p_t + y_t$

حيث إن:-

m_t = تمثل المعروض النقدي

$$m_t = \overline{m} + \rho' w_{t-1} + u_t \quad \text{.....(3)}$$

---

[1] Robert Lucas , Some International Evidence on Output – Inflation , Trade Off , American Economic Review 63 , (1973) , pp 26-33 .

(*) أستاذ الاقتصاد الأمريكي، بجامعة كولومبيا، من مفكري التوقعات، درس التاريخ بالأصل، حاصل على جائزة نوبل للاقتصاد عام 1995 .

و v_t = سرعة تداول النقود التي تحدد من خلال

$$v_t = \mu + \gamma' w_{t-1} + \xi_t \quad \text{.....(4)}$$

حيث إن:

w_{t-1} = متجـــــه المـــــتغيرات الخارجيـــــة ذو بعـــــد $(n \times 1)$ مـــــع $E[w_t] = 0$, $E[w_t\, w_t'] = \Omega$ ، و (μ, ξ) الصدمات العشوائية.

والشكل المختزل يمكن الحصول عليه كالأتي:

$$\begin{aligned} p_t &= (1+\pi)^{-1}(m_t - \bar{y} + v_t + \pi\, p_t^e) \\ &= (1+\pi)^{-1}(\bar{m} + \mu - \bar{y}) + \pi(1+\pi)^{-1}\, p_t^e + (1+\pi)^{-1}(\rho + \gamma)' w_{t-1} \\ &\quad + (1+\pi)^{-1}(\mu_t + \xi_t + \zeta_t) \\ &= \varphi + \alpha\, p_t^e + \delta' w_{t-1} + \eta_t \end{aligned} \quad \text{.....(5)}$$

علماً إن ($0 < \alpha = \pi(1+\pi)^{-1} < 1$)

وباستخدام افتراضات التوقعات العقلانية والتي تشترط إلى ($p_t^e = E[p_t | \Omega_{t-1}]$) مع معادلة (5) نحصل على:

$$E[p_t | \Omega_{t-1}] = (1-\alpha)^{-1}(\varphi + \delta' + w_{t-1}) \quad \text{.....(6)}$$

مع نموذج التوقعات العقلانية يكون ($p_t - E[p_t | \Omega_{t-1}] = \varepsilon_t$)، حيث (ε_t) هي الأخطاء العشوائية.

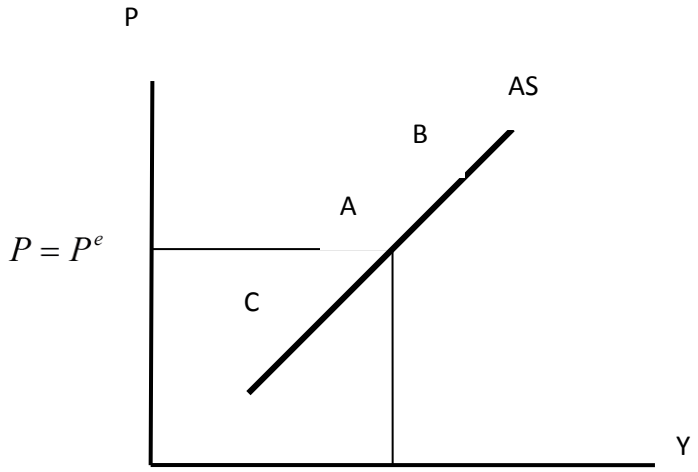
بالتالي بالامكان الحصول على توازن التوقعات العقلانية من معادلة (6)

$$\begin{aligned} p_t &= (1-\alpha)^{-1}\varphi + (1-\alpha)^{-1}\delta' w_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{.....(7)} \\ &= \bar{a} + \bar{b}' w_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

نستنتج أن تطبيق منحنى عرض (Lucas) يعرض المنهج التوازني للتوقعات العقلانية والمعطى في معادلة رقم (7)، والمعروض في شكل (10).

شكل (10)

منحنى عرض (Lucas)



Source :- Rudiger, Dornbusch and Stanley , Fischer , Macroeconomics ,Six edition McGraw , Hill , , INC , New York ,1994, P246 .

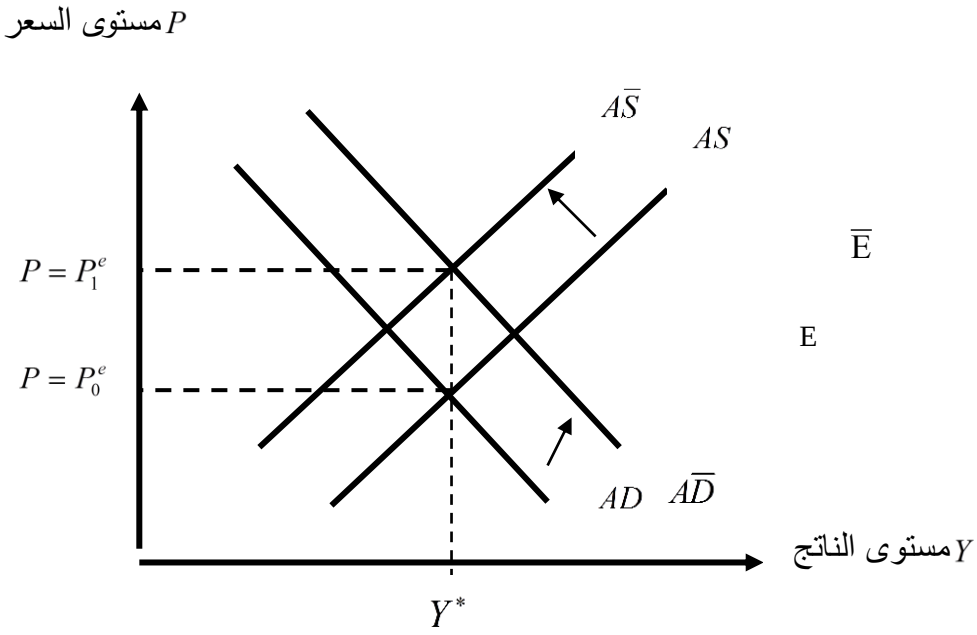
يعرض الشكل منحنى (AS) يمثل معادلة (1)، فإذا كان مستوى السعر الفعلي مساوي إلى مستوى السعر المتوقع ($P = P^e$) فأن مقدار الناتج المعروض سيكون (Y^*). ارتفاع السعر يعني انخفاض الأجر الحقيقي مما يشجع المنشآت على أن تعرض المزيد من الناتج (النقطة B) وبالعكس مع انخفاض السعر (النقطة C).

هذا المنهج المستند على منحنى عرض (Lucas) يميز بين الصدمات المتوقعة وغير المتوقعة بافتراض أن الاقتصاد يتوقع الآثار المترتبة على السياسة في المستقبل ولا يستقرء سلوك الماضي في المستقبل، بعبارة أخرى أن منهج توازن التوقعات العقلانية يحدث عندما تكون توقعات الأفراد بشأن معدل التضخم المشروط على جميع المعلومات الحالية متزامنة مع المعدل الفعلي للتضخم الذي تنطوي عليه تلك المعلومات.

في ظل وضوح السوق تكون الصدمات النقدية المتوقعة غير مـؤثرة علـى التـوازن، فـإذا كانـت هناك زيادة متوقعة في عرض النقد فأن هذه الزيادة ستسبب انتقـال منحنـى الطلـب الكلـي إلى الأعلـى ولكن يبقى مستوى الناتج التوازني (Y^*) بدون تغير وهذا ما يعرضه الشكل (11).

شكل (11)

أثار الصدمات النقدية المتوقعة

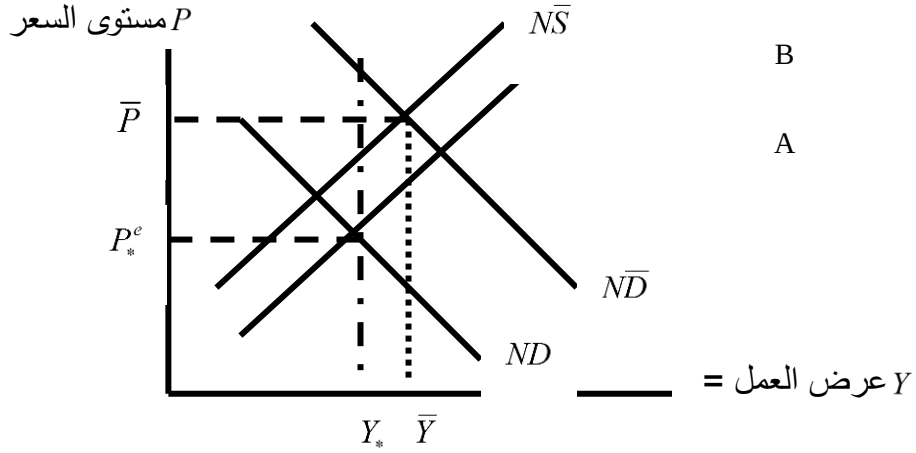


Source :- Rudiger, Dornbusch and Stanley , Fischer , Macroeconomics ,Six edition McGraw , Hill , INC , New York , 1994 , P249 .

أما التغيرات غير المتوقعـة في مسـتوى الأسـعار فتـؤدي إلى تغـيرات النـاتج لأن العمـال يلاحظون تغيرات الأسعار ببطء، وبافتراض أن مستوى الأسعار ازداد ولم يشعر العمال بـذلك، هذا يقترن مع عدم ملاحظتهم بانخفاض أجورهم الحقيقية، فإذا اعتقدوا ارتفـاع الأجـر الحقيقـي يختاروا عرض العمل أكثر وعندما تتساوى الأسعار المتوقعة مع الفعلية فـأن العمـل يكـون عنـد المستوى الطبيعي للناتج وهذا يتوافق مع النقطة (A) على منحنى (NS) في الشكل (12).

شكل (12)

أثار الصدمات النقدية غير المتوقعة



Source :- Basdevant , Oliver , Learning Process and Rational Expectation An analysis Using Macroeconomic Model , Journal of Monetary Economic , 59, 2003 , p 57

الزيادة الحاصلة في الأسعار ستجعل المنشآت ترغب بالانتقال نحو اليمين على طول منحنى طلب العمل، العمال لا يستطيعون ملاحظة التغير في مستوى الأسعار كونهم لا يدركون هبوط الأجر الحقيقي، ينتقل منحنى (NS) إلى الأعلى وهذا يتطابق مع النقطة (B) على منحنى ($N\bar{S}$).

ومن الواضح إن هذا النموذج يخدع العمال بالرغم من زيادة أجورهم الاسمية إلا إن أجورهم الحقيقية تختلف عن توقعاتهم وفيه كذلك الناتج يختلف عن المعدل الطبيعي، ولكن مع مرور الوقت ستلاحظ المنشآت ارتفاع الأجر الحقيقي وتبدأ بالسعي للانتقال إلى اليسار على طول منحنى الطلب، العمال لا يمكنهم الكشف عن هذا التراجع لأي مستوى من السعر ويعتقدون إن أجورهم الحقيقية هي اقل مما هي عليه فتقل رغبتهم بعرض العمل ويبدأ منحنى (NS) بالانتقال إلى اليسار ويهبط الناتج إلى المعدل الطبيعي.

مما تقدم نستنتج أن التغيرات في مستوى الأسعار تسبب انتقال منحنى (NS) وينتقل إلى الأعلى كلما ارتفع السعر فوق المستوى المتوقع له وبالعكس كما إن هذه التغيرات تؤثر فقط في

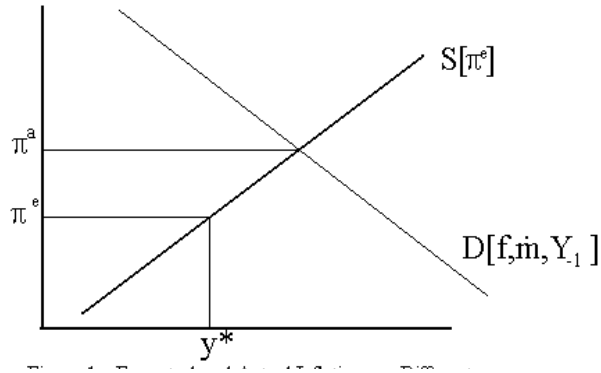
الأجل القصير وتنعكس على الأسعار أما الناتج فسيكون محايد في الأجل الطويل حول التغيرات في عرض النقد واستخدام المعلومات الجديدة لإعادة احتساب الأسعار والأجور التوازنية بشكل مماثل لحالة الاستخدام التام، والافتراض المركزي يقود إلى هذه النتائج في ظل التوقعات العقلانية ووضوح السوق.

أما في ظل عدم وضوح السوق فأن توقعات الأفراد العقلانية تحصل على معدل التضخم مستخدمة المنطق التالي[1]:

أولا: اختيار معدل تضخم متوقع وليكن (P_i^e)، وما دامت تكاليف العوامل الأخرى ليست متزايدة فأن معدل التضخم المتوقع هذا سيولد منحنى عرض يمر خلال النقطة (Y^* ، P_i^e) وهكذا فأن مستوى منحنى العرض يتحدد من خلال معدل التضخم المتوقع، وكما يعرضه الشكل (13).

شكل (13)

تحديد التضخم الفعلي والتضخم المتوقع



Source : John Boschen and Herschel Grossman , Test of Equilibrium Macroeconomic With Contemporaneous Money Data , Journal of Monetary Economic , 2001 , p 53

ثانياً: استخدام الحكومة التنبؤات للنفقات ومعدل نمو عرض النقد إلى جانب معلومات

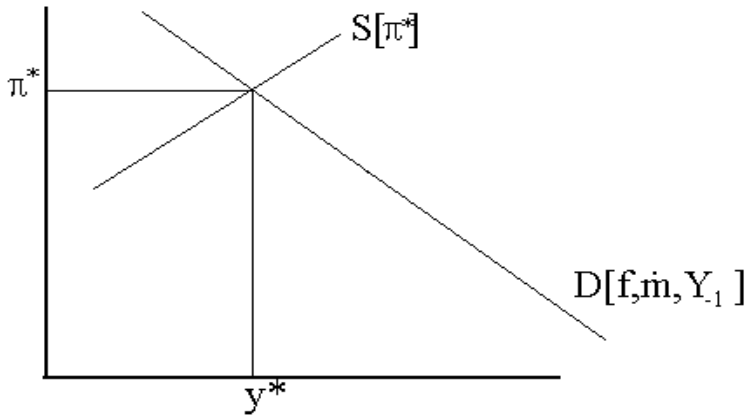
[1] John Boschen and Herschel Grossman , Test of Equilibrium Macroeconomic With Contemporaneous Money Data , , Journal of Monetary Economic , 2001 , p 53 .

عن مستوى الناتج خلال الفترة الماضية من أجل تركيب منحنى الطلب الكلي للفترة الحالية.

ويحسب معدل التضخم الفعلي السائد إذا كان معدل التضخم المتوقع (P_i^e) فأن المعدل الفعلي للتضخم هو الذي نحصل عليه من تقاطع منحنى العرض الكلي والطلب الكلي وكما هو في الشكل (14).

شكل (14)

تساوي معدل التضخم الفعلي والمتوقع



Source :- John Boschen and Herschel Grossman , Test of Equilibrium Macroeconomic With Contemporaneous Money Data , , Journal of Monetary Economic , 2001 , p 55

ولكي يحدد اثر التغير في معدل التضخم المتوقع على الطلب الكلي ينبغي فهم صدمات العرض والطلب في ظل التوقعات العقلانية.

أولا: صدمات الطلب: Demand Shock

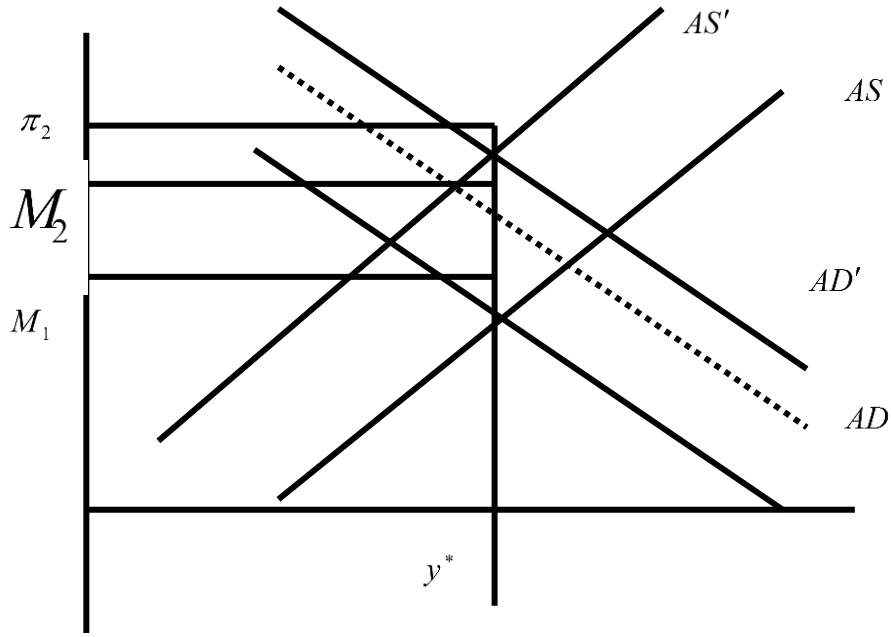
هناك صدمتان مؤثرتان على الطلب الكلي، تلك الناجمة عن التغيرات في الجزء المستقل من الطلب الكلي وتلك التي تسببها التغيرات في عرض النقد. هذه الصدمات بدورها تنقسم إلى نوعيين، صدمات متوقعة وغير متوقعة.

الصدمات غير المتوقعة تحدث عندما لا يعرف احد عنها، مثلاً إذا أصبح المستهلك متفائل لسبب ما ويقلل من الميل الحدي للادخار منحنى الطلب الكلي سوف ينتقل إلى اليمين، ولكن الأمر قد يستغرق بعض الوقت ليدرك المحللون ما يحدث. وهكذا في الأجل القصير لن

يكون هناك أي تغير في المعدل المتوقع للتضخم، ونماذج العرض والطلب الكلي مع التوقعات التكيفية ستعطي تنبؤات دقيقة حول أثار التغير. على المدى القصير اثر أي تغيرات غير متوقعة سواء في العرض أو في الطلب هي نفسها في إطار التوقعات التكيفية أو العقلانية، ولهذا السبب سنركز على التغيرات المتوقعة.

شكل (15)

اثر الزيادة في النمو الاسمي للنقود



Source :- Basdevant , Oliver , Learning Process and Rational Expectation An analysis Using Macroeconomic Model , Journal of Monetary Economic , 59, 2003 , p 57

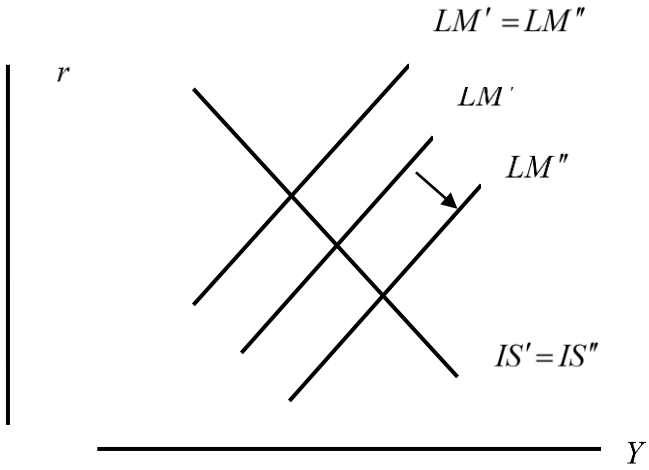
بافتراض أن هناك زيادة في النمو الاسمي للنقد (عند أي معدل ثابت للتضخم)، السبب الحقيقي لزيادة الأرصدة النقدية هو تخفيض معدل الفائدة لزيادة الطلب على الاستثمار ينتقل منحنى الطلب إلى اليمين. ومن المفترض أن معدل النمو النقدي يرتفع من (M_1) إلى معدل جديد أعلى (M_2)، هذا الأثر على معدل الفائدة يتضح من خلال أثر الرصيد النقدي الحقيقي المعروض في الشكل (12) هذا الخط يمر من خلال النقطة (M_2 ,Y_*) وهذا ليس

منحنى الطلب الصحيح نظراً لأنه لا يشمل تأثير التغير في معدل التضخم المتوقع الذي سيحدث عند زيادة عرض النقد، إذ إنّ من المتوقع ارتفاع معدل التضخم عند زيادة عرض النقد. منحنى الطلب الصحيح يجب إن يكمن في اليمين لان الزيادة المتوقعة في معدل التضخم ستؤدي إلى خفض الطلب على الأرصدة النقدية وتنخفض معدلات الفائدة أكثر. منحنى العرض يجب أن ينتقل إلى المستوى حيث المعدل الفعلي للتضخم يساوي المعدل المتوقع للتضخم، وسوف يتقاطع مع منحنى الطلب الكلي (AD') عند مستوى الناتج المحتمل.

وباستخدام تحليل ($IS-LM$)[1]، كما يوضحه الشكل (16) نجد:

شكل (16)

التغيرات في منحنيات $IS-LM$



Source:- Ray,C.,Fair, Testing The Rational Expectation Hypothesis in Macroeconomic Model , oxford Economic Papers , Press , 1993 . p 172

إن سعر الفائدة الحقيقي هو الخط على طول المحور العمودي وهو لا يشبه المعدل الاسمي، الزيادة في معدل النمو الاسمي لعرض النقد تزيد الأرصدة الحقيقية إذا كان معدل

[1] Ray,C.,Fair, Testing The Rational Expectation Hypothesis in Macroeconomic , oxford Economic Papers , Press , 1993 . p168 .

التضخم ثابت هذا يخفض معدل الفائدة ويدفع منحنى (LM) إلى الأسفل إلى (LM') ومن ثم الزيادة المتوقعة في معدل التضخم تقلل الطلب على النقد وتدفع منحنى (LM) إلى الأسفل مرة أخرى إلى (LM'')، المنحنيات ($IS'=IS''$) هي نفسها (طالما سعر الفائدة الحقيقي هو قياس طول المحور)، إذ لا يوجد أي تغير في الإنفاق الحكومي.

تقاطع منحنى LM'' مع منحنى ($IS'=IS''$) متوافق مع النقطة الموجودة على منحنى (AD) المتقطع في الشكل (12) أفقيا من خلال نقطة التوازن.

والزيادة في المعدل الفعلي للتضخم تنقل منحنى (LM) وتعيده إلى الوضع الأصلي، كذلك (IS و LM) يمكن أن تتقاطع عند (Y_*).

هذا يعني إن الزيادة في عرض النقد لا يكون لها أي تأثير على معدل الفائدة الحقيقي، وبطبيعة الحال فأن معدل التضخم المتوقع قد ازداد وحتى معدل الفائدة الاسمي ينتهي بالارتفاع. المستثمرون يطالبون بأعلى معدلات العائد على الأوراق المالية التي يشترونها لتعويضهم عن التضخم. بمعنى آخر في ظل التوقعات العقلانية زيادة معدل النمو في عرض النقد ستسبب ارتفاع معدلات الفائدة.

ومن الجدير بالذكر إن بنك كندا حالياً يستخدم السياسة التالية ((إذا كنت ترغب في انخفاض أسعار الفائدة عليك أن تخفض معدل نمو عرض النقد، وهذا سيقلل من معدل التضخم ويجعل المستثمرون يتوقعون سيادة التوقعات فيقل معدل الفائدة الاسمي على الأوراق المالية))[1]

ثانياً: صدمات العرض Supply Shock:

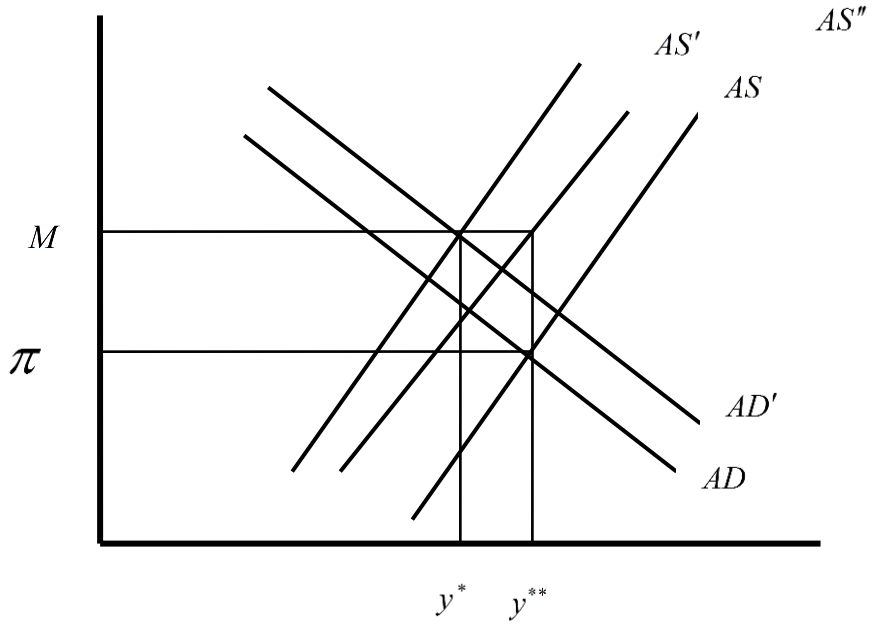
هناك نوعان من الصدمات الهامة هما، تغيرات الإنتاجية والتغيرات في تكاليف العوامل الأخرى. الزيادة في الإنتاجية ليست ضرورية في إطار التوقعات التكيفية، مع توقعات الأسعار الثابتة ارتفاع الإنتاجية يقود إلى زيادة البطالة وانخفاض الأجور الحقيقية (في الأجل القصير). أما إذا كانت التوقعات عقلانية وكانت المعلومات دقيقة وصحيحة فالعمال سيرون ارتفاع الإنتاجية تنقل منحنى العرض إلى الاعلى عند أي مستوى معين من المعدل المتوقع للتضخم

(1) Walsh , C., The New Output – Inflation Tradeoff , Economic Letter , Federal Reserve Bank of canada , Feb. 6 , 1998 , p 23 .

(يجب أن يمر من خلال نقطة تحدد من خلال المستوى الثابت للتضخم المتوقع والمستوى الجديد من الناتج المحتمل) الأفراد سوف يتوقعون أنه سيتسبب في انخفاض معدل التضخم، المعدل المتوقع سينخفض وهذا ما سيدفع منحنى العرض الكلي إلى اليسار وكما يوضحه الشكل (17).

شكل (17)

تأثير صدمة العرض على منحنى العرض الكلي



Source :- John Boschen and Herschel Grossman , Test of Equilibrium Macroeconomic With Contemporaneous Money Data , , Journal of Monetary Economic , 2001 , p 80

منحنى العرض (AS') هو المنحنى السائد بعد زيادة الإنتاجية ولكن قبل التعديل في التوقعات علماً انه يمر خلال النقطة (m, y^*) حيث إن (m) هي المعدل المتوقع للتضخم (حالة التوازن) بينما (y^*) هي المستوى الجديد للناتج المحتمل. منحنى العرض الكلي

سينتقل مرة أخرى إلى (AS'') استجابةً لانخفاض التوقعات بشأن التضخم، وهذه التوقعات نفسها تنقل منحنى الطلب الكلي من (AD) إلى (AD').

النوع الثاني من الصدمة الزيادة في تكاليف العوامل الأخرى وهي أكثر صعوبة في التحليل، ولكن يتوفر بعض التبسيط من خلال معنى شرط التوقعات العقلانية.

في الشكل (18) الزيادة في تكاليف العوامل الأخرى ستدفع منحنى (AS) إلى الأعلى(AS')، معدل التضخم المتوقع يبقى ثابت، في حالة التوقعات بارتفاع تكاليف العوامل الأخرى سيتوقع الأفراد ارتفاع مستوى الأسعار وهذا يؤدي إلى رفع معدل التضخم المتوقع وهذا سيدفع العرض إلى اليسار كذلك ينقل منحنى الطلب الكلي إلى اليمين إذ سينخفض الطلب على النقود.

شكل (18)

الزيادة في تكاليف العوامل الأخرى

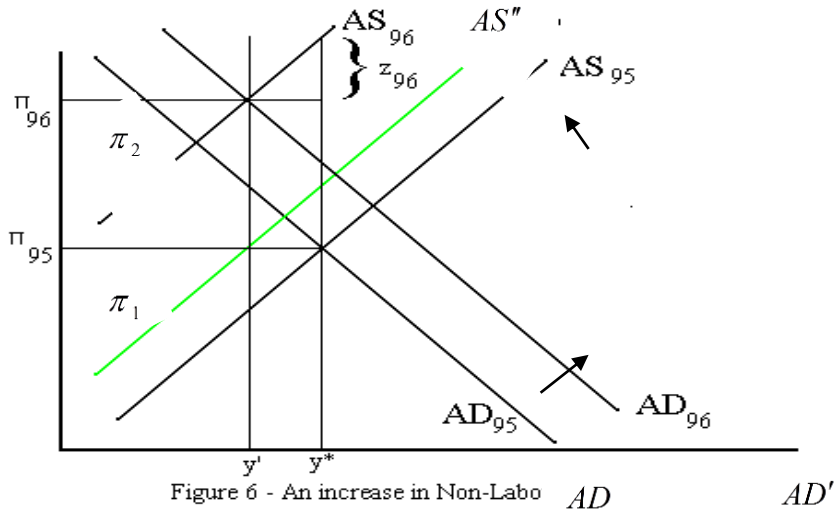


Figure 6 - An increase in Non-Labo

Source :- John Boschen and Herschel Grossman , Test of Equilibrium Macroeconomic With Contemporaneous Money Data , , Journal of Monetary Economic , 2001 , p 80

بناءاً على ما تقدم فأن الوضع المناسب لمنحنيات العرض والطلب يتحدد من خلال شرط التوقعات العقلانية وهو تطابق معدلات التضخم الفعلية والمتوقعة.

معدل التضخم الفعلي معطى من خلال تقاطع منحنيات العرض والطلب التي يتم اختيارها، والمعدل المتوقع للتضخم يتم احتسابه من خلال النظر إلى المسافة العمودية من المحور الأفقي إلى منحنى العرض ويقاس على مستوى الناتج (y_*)، هذه المسافة يجب أن تكون مساوية إلى المسافة الأفقية من تقاطع منحنيات العرض والطلب إلى المحور العمودي. وبما أن تكاليف العوامل الأخرى تتزايد في الفترة اللاحقة تنقص من هذه المسافة حجم الزيادة في تكاليف العوامل الأخرى بمقدار (z)

أذن الزيادة في تكاليف العوامل الأخرى ستؤدي إلى خفض المستوى التوازني للناتج. وبالتالي منحنى (LM)(•) في الفترة اللاحقة سوف ينتقل إلى اليسار بالنسبة إلى التي كانت في الفترة السابقة. معدل الفائدة الحقيقي يرتفع نتيجة لذلك والزيادة في معدل التضخم المتوقع ستدفع معدل الفائدة الاسمي أكثر من ذلك.

ومن الجدير بالذكر أن (Lucas)[1] ركز على منهج التوازن العام في ظل عدم وضوح السوق مع التوقعات العقلانية بوصفها نماذج تقنية في التميز بين الأخطاء والصدمات العشوائية.

نبدأ من جانب العرض، فإذا كانت

$$y_t(z)=\gamma(p_t(z)-p_t) \qquad \text{.....(1)}$$

حيث إن:

$p_t(z)$: تمثل تغيرات أسعار المنتجين

p_t : مستوى الأسعار الكلية

y_t : مستوى الناتج

من معادلة (1) يتضح أن الناتج يعطى من خلال انحدار جدول العرض وبالتالي ($y(z)$) تفسر انحراف القيمة المتوقعة عن الفعلية حتى انه عندما ($y(z)=0$) فأن القيمتين متساويتان. فإذا كانت المعلومات عن ($p(z)$) غير تامة فإنها ستكون معروفة خلال الوقت

(•) راجع الشكل (13)، ص 74 .

([1]) R. Lucas , Expectation and Equilibrium approach , Journal of Economic Theory , 4, 1978 , p 109-221.

ولكن مستوى الأسعار (p) لا يكون معروف من جانب العرض فيستند على التوقع المعتمد على المعلومات فإذا كانت $[E(p_t|I_t(z)]$ تدل على توقعات الأسعار الكلية (p_t) في ضوء المعلومات المتاحة يصبح لدينا منحنى العرض في ظل معلومات غير الكاملة

$$y_t(z)=\gamma(p_t(z)-E(p_t|I_t(z) \quad .....(2)$$

الافتراض المنطقي لنظرية التوقعات العقلانية هو يجب أن يكون $p_t = E(p_t|I_{t-1})+\varepsilon_t$ ، ولما كانت الأخطاء في التنبؤ بمتوسط حسابي مساوي للصفر وتباين ثابت فان السعر($p(z)$) يختلف بشكل عشوائي فقط عن مستوى السعر الكلي (p_t)، بعبارة أخرى ($p_t(z)=p_t+z_t$).

ومع ذلك فانه وبسبب المعلومات غير التامة سيلاحظ الخبير الاقتصادي فجوة بين ($p(z)$) وتوقعاته عن مستوى السعر الكلي، كذلك يلاحظ أن الأخطاء قد تكون مركبة فهناك أخطاء في التنبؤ (ε) وهناك صدمة أسعار نسبية والتي ستؤثر حتماً على الناتج، ولكي يتمكن من التميز بينهما فأن الأولى تظهر فقط عندما يعتمد ببانات تاريخية وعداها هي صدمات غير متوقعة كالصدمات النقدية

$$(p_t - p_{t-1})=\frac{1}{\gamma\theta}y_t+(E(p_t|I_{t-1})-p_{t-1}) \quad .....(3)$$

ومن جانب الطلب، بافتراض ($y^d(z)$) تعتمد على عرض النقد الاسمي ومستوى الأسعار

$$y^d=m(z)-p(z) \quad .....(4)$$

فعرض النقد في النموذج مساوي لعرض النقد الكلي مضافاً له الأخطاء العشوائية

$$m(z)=m+\eta(z) \quad .....(5)$$

بافتراض أن عرض النقد ينشأ طبقاً إلى

$$m_t=m_{t-1}+\mu+\zeta_t \quad .....(6)$$

حيث إن:

μ : تمثل الصدمات المتوقعة لعرض النقد (النمو المتوقع لعرض النقد)

ζ : تمثل الصدمات غير المتوقعة لعرض النقد (النمو غير المتوقع لعرض النقد)

ثم التوازن يقتضي المساواة بين العرض والطلب

$$\gamma\theta(p_t(z)-E(p_t|I_{t-1})=m_t(z)-p_t(z) \quad .....(7)$$

طبقاً للتوقعات العقلانية ينبغي استخدام نماذج تنبؤات لـ (p_t) ليعطي أفضل التوقعات الممكنة

$$\gamma\theta(p_t-E(p_t|I_{t-1})=m_t-p_t \quad .....(8)$$

الجانب الأيسر لمعادلة (8) يتوقف على مدى التنبؤات التي يقدمها الخبير عن مستوى الأسعار على نطاق الاقتصاد، ولما كانت الأخطاء المتوقعة تساوي صفر من هذا يمكن أن نستنتج $E(p_t|I_{t-1})=E(m_t|I_{t-1})$ أي أن التنبؤات عن مستوى الأسعار الكلية في الفترة القادمة مساوية للتنبؤات عن عرض النقد للفترة القادمة، ويتم استبدال ($E(p_t|I_{t-1})$) بـ ($m_{t-1}+\mu$) وإعادة ترتيب المعادلة للحصول على

$$p_t(z)=m_{t-1}+\mu+\frac{\zeta_t+\eta_t(z)}{1+\theta\gamma} \quad .....(9)$$

$$p_t=m_{t-1}+\mu+\frac{\zeta_t}{1+\theta\gamma} \quad .....(10)$$

وباستخدام التوقعات عن الأسعار وشرط التوازن يتم التوصل إلى الصدمات المتوقعة (ε_t) لكل من مستوى الأسعار الكلي وصدمات الأسعار النسبية

$$\varepsilon_t=\frac{\zeta_t}{1+\theta\gamma} \quad , z_t=\frac{\eta_t(z)}{1+\theta\gamma} \quad .....(11)$$

من المعادلتين (9) و (10) وبالاعتماد على نموذج التوقعات العقلانية بالامكان الحصول على منحنى عرض محدد على النحو التالي:

$$y_t(z)=\frac{\gamma\theta}{1+\gamma\theta}\left[\zeta_t+\eta_t(z)\right]$$

$$y_t=\frac{\gamma\theta}{1+\gamma\theta}\zeta_t \qquad \text{.....(12)}$$

المعادلة (12) التي تعطي الناتج المتوازن في الاقتصاد ككل تفسر بالاتي:

- إن عرض النقد المتوقع لا يؤثر في الناتج بتعبير أخر أن (y_t) مستقل عن (μ)، والشيء المهم المؤثر هو الصدمات في عرض النقد، وسيلاحظ الخبير زيادة في ($p(z)$) لكنه غير متأكد من كونها صدمة أسعار نسبية أو صدمة تضخم على الرغم من أنه قد ينخدع جزئياً بزيادة الناتج استجابة إلى صدمات الأسعار الكلية، ومع ذلك لا يستجيب لصدمات النقد غير المتوقعة لهذا لا يمكن أن تستغل بشكل منهجي من قبل السلطات
- عرض النقد غير المتوقع يمكن أن يؤثر على القيمة الحالية لـ (y_t) وليس على المستوى المتوسط للناتج لذلك السياسة النقدية لا يمكن أن تؤثر على المعدل الطبيعي للناتج.

كما ميز (Lucas) بين التوازن في حالة وضوح وعدم وضوح السوق من خلال نموذج بسيط يمكن توضيحه على النحو الأتي[1]: أشار (Lucas) إلى وجود علاقة ايجابية بين الناتج والتضخم يمكن أن تنشأ في الاقتصاد عندما تكون أسواق السلع والعمل واضحة، الشركات المتنافسة يفترض أن تكون قادرة على ملاحظة التغيرات في الأسعار الاسمية للسلع الخاصة بها ولا يمكنها معرفة ما إذا كان التغير يرجع إلى تغيرات في الأذواق أو تغيرات في الطلب الكلي بسبب الزيادة في عرض النقد، هذا الأخير ينطوي على مجمل التضخم، بحيث أن السعر الحقيقي للسلع لا يتغير.

الصيغة الخطية اللوغارتيمية لمنحنى الطلب تعطى من خلال

$$y=m-p.$$

في هذا النموذج يفترض أن تكون (m) هي متغير عشوائي خارجي مستمد من التوزيع

([1]) Shiller R. , Rational Expectation and Dynamic Structure of Macroeconomic Model , Journal of Economic , Jan. 1998 , pp 13- 23 .

الطبيعي مع القيمة المتوقعة لـ ($E[m]$) والتباين ايجابي، وهي المصدر الوحيد لعدم التأكد في النموذج.

إذا كان هناك (N) من السلع في الاقتصاد فأن منحنى الطلب للسلع الفردية (i) يعطى من خلال

$$\chi_i^d = \frac{y}{N} + z_i - \eta(p_i - p).$$

هذا الطلب على السلع يعتمد ايجابياً على الدخل الكلي وسلبياً مع السعر الحقيقي للسلع (إذا كان ارتفاع أسعار السلع متناسب مع متوسط السعر (average price) فأن الطلب لا يتغير).

الحد (η) يمثل مرونة الطلب السعرية. و(z_i) تمثل الأذواق وهي صدمة ربما تسبب انتقال منحى الطلب ويفترض تكون مستمدة من التوزيع الطبيعي بوسط حسابي مساوي للصفر وتباين ايجابي، علاوة على ذلك أنها تكون مستمرة (ثابتة) لذا فهي ليست من مصادر عدم الثقة لهذا سنركز على العناصر النقدية فقط.

أما منحنى العرض فيفترض أن يكون معطى من خلال $\chi_i^s = \alpha + \beta(p_i - p)$ ، حيث إن β يمثل مرونة العرض السعرية.

1. التوازن في حالة المعلومات التامة[1]:

بافتراض إن المنشآت تملك معلومات تامة لمستوى السعر الكلي فالتوازن في السوق لجميع السلع (i) يكون معطى من خلال:

$$\alpha + \beta(p_i - p) = \frac{y}{N} + z_i - \eta(p_i - p) \qquad \text{.....(1)}$$

حل (p_i) للحصول على

$$p_i = \frac{1}{\beta + \eta}\left(\frac{y}{N} + z_i - \alpha\right) + p \qquad \text{.....(2)}$$

مؤشر الأسعار الكلية يعطى من خلال

$$p = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} p_i \qquad \text{.....(3)}$$

([1]) Ibid , PP 26-27

إذا كانت ($\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} z_i = 0$) يترتب على ذلك

$$p = \frac{1}{\beta + \eta}\left(\frac{y}{N} - \alpha\right) + p \quad \text{.....(4)}$$

وكذلك

$$y = \bar{y} = \alpha N \quad \text{.....(5)}$$

وهكذا التوازن وفقاً لوضوح السوق فيه العرض الكلي ثابت ومستقل عن العرض النقدي. ووضع العرض الكلي مساوي إلى الطلب الكلي يعني ذلك إن متوسط مستوى السعر يحدد بواسطة العرض النقدي.

$$p = m - \bar{y} \quad \text{.....(6)}$$

2. التوازن في حالة المعلومات غير التامة[1]:

بافتراض أن المنشآت في أي لحظة زمنية لا تتمكن من مراقبة أسعار السلع الخاصة بها ولا تستطيع تحديد التقلب في الطلب ناجم عن الطلب الحقيقي للصدمة (z_i) أو من تذبذب الطلب الكلي (y)، منحنى عرض المنشآت يعطى من خلال

$$\chi_i^s = \alpha + \beta(p_i - E[p|p_i]) \quad \text{.....(1)}$$

الصيغة المتوقعة لمؤشر السعر الكلي المشروط على المعلومات المتاحة التي تملكها المنشآت هو النظر إلى مستوى الأسعار في الماضي

$$E[p|p_i] = E[p] + \theta(p_i - E[p]) \text{.....(2)}$$

استبدال السعر المتوقع في دالة العرض الكلي للحصول على

$$\chi_i^s = \alpha + \beta(p_i - E[p] - \theta(p_i - E[p]) \text{.....(3)}$$
$$\chi_i^s = \alpha + \beta(1-\theta)(p_i - E[p] \text{.....(4)}$$

([1]) Ibid , PP 28-31.

التوازن في السوق بالنسبة لجميع السلع ينبغي أن يكون

$$\frac{y}{N}+z_i-\eta(p_i-p)=\alpha+\beta(1-\theta)(p_i-E[p]) \quad \text{.....(5)}$$

دالة العرض الكلي قصير الأجل (أو دالة العرض المفاجئ لـ (Lucas))

$$y=\alpha N+\beta(1-\theta)N(p-E[p]) \quad \text{.....(6)}$$

لأغراض التبسيط لتكن ($b=\beta(1-\theta)N$)، ومن معادلة (5) الموجودة في الفقرة (1) يمكن إعادة كتابة المعادلة لتصبح على الشكل التالي:

$$y=\bar{y}+b(p-E[p]) \quad \text{.....(AS)}$$

نجد التوازن بوضع الطلب الكلي (AD) مساوي للعرض الكلي (AS)

$$m-p=\bar{y}+b(p-E[p]) \quad \text{.....(7)}$$

نضع التوقعات المشروطة على كل جانب للحصول على

$$E[m]-E[p]=\bar{y} \quad \text{.....(8)}$$

$$E[p]=E[m]-\bar{y} \quad \text{.....(9)}$$

استبدال $E[p]$ في معادلة (7) عما يساويها في معادلة (9) للحصول على:

$$m-p=\bar{y}+b(p-E[m]-\bar{y}) \quad \text{.....(10)}$$

حل (p) يعطي

$$p=E[m]+\frac{1}{1+b}(m-E[m])-\bar{y} \quad \text{.....(11)}$$

نستبدل (p) في معادلة الطلب الكلي (AD)

$$y=m-p$$

$$y=\bar{y}+(m-E[m])-\frac{1}{1+b}(m-E[m]$$

$$y=\bar{y}+\frac{b}{1+b}(m-E[m]) \quad \text{.....(12)}$$

معادلة (12) تبين إن الانحرافات في الناتج عن مستوى الاستخدام الكامل تعتمد فقط على الحركات غير المتوقعة في عرض النقد، والحركات المتوقعة لا تؤثر ألا على مستوى الأسعار.

الفصل السادس

الاستهلاك Consumption[120]

اولا. الاستهلاك تحت ظروف التأكد: فرضية الدخل الدائم

Consumption under Certainty: Permanent-Income Hypothesis

1. الافتراضات:

تسعى قرارات الفرد الاستهلاكيه، بما يحقق له المنفعة مدى الحياة ، ونبدا بالحالة المبسطة، نفترض فرد يعيش خلال الفترة (T) تكون دالة المنفعة:

$$U = \sum_{t=1}^{T} [u(C_t)], \qquad u'(\cdot) > 0, \qquad u''(\cdot) < 0 \qquad \ldots\ldots (6.1)$$

حيث تشير u(•) الى دالة المنفعة و Ct الاستهلاك خلال الفترة الزمنية t. والثروة الاولية للفرد هي A0 ودخول العمل هي $Y_1, Y_2, \ldots, Y_n$ في الفترة T من حياته. ويمكن للفرد ان يدخر او يقترض على ضوء معدل فائدة مستقل وللتبسيط نفترض معدل الفائدة يساوي صفر(*)، وبذلك يكون قيد ميزانية الفرد:

$$\sum_{t=1}^{T} C_t \leq A_0 + \sum_{t=1}^{T} Y_t \qquad \ldots\ldots\ldots (6.2)$$

2. سلوك الفرد:

المنفعة الحدية للاستهلاك (MPC) تكون دائما موجبه، ويلبي الفرد اشباعه بمساواتها مع قبد ميزانيته. وعليه يكون معامل Lagrangian لتعظيم منفعته هو:

$$\mathcal{L} = \sum_{t=1}^{T} [u(C_t)] + \lambda\left(A_0 + \sum_{t=1}^{T} [Y]_t - \sum_{t=1}^{T} [C]_t\right) \ldots (6.3)$$

شرط الدرجة الاولى (المشتقة الاولى) لـ C_t يكون:

$$u'(C_t) = \lambda \quad \ldots\ldots\ldots (6.4)$$

والمعادلة (6.4) تعني ان المنفعة الحدية للاستهلاك ثابتة، وان مستوى الاستهلاك يتحدد بالمنفعة الحدية، وهذا يعني ان الاستهلاك يجب ان يبقى ثابت اي:

$$C_1 = C_2 = \cdots C_T$$

وبتعويض هذه الحقيقة في عوائد قيد الميزانية budget constraint yields:

$$C_t = 1/T(A_0 + \sum_(T = 1)^T Y_(T)) \quad \ldots..(6.5)$$

الحد المحصور بين قوسين في المعادلة (6.5) هو مجموع موارد الفرد لطول فترة حياته، وبالتالي هي تنص على ان الفرد يقسم موارده على قدم المساواة بين كل فترة من فترات الحياة.

3. الأثار المترتبة

يتضمن هذا التحليل ان الاستهلاك الفردي في فترة معطاة لا يتحدد بالدخل لهذه الفترة فقط، بل بالدخل على طول فترة حياته بالكامل. وعلى ضوء المصطلحات التي استخدمها فريدمان (1957) ، الجانب الايمن من المعادلة (6.5) هو الدخل الدائم، والفرق بين الدخل الجاري (الحالي) والدائم هو الدخل العابر(الانتقالي). ولنرى اهمية التمييز بين كل من الدخل الدائم والعابر من خلال النظر الى المكاسب غير المتوقعة من الكمية في الفترة الاولى من الحياة، وعلى الرغم ان هذه المكاسب ترفع الدخل الجاري بالكمية والدخل الدائم بالكمية فقط وهذا في الامد الطويل . وعليه فان التاثير الضمني غير المتوقع على الاستهلاك الجاري صغير.

احد الاثار هو الاقتطاع الضريبي المؤقت قد يكون له تاثير صغير على الاستهلاك.

ويعني هذا التحليل على انه بالرغم ان النمط الزمني للدخل غير مهم بالنسبة للاستهلاك، فانه بالاهمية بمكان للادخار. الادخار الفردي في الفترة ت هو الفرق بين الدخل والاستهلاك:

$$S_t = Y_t - C_t$$

$$= \left(Y_t - \frac{1}{T}\sum_{T=1}^{T} [\![Y_T\ )]\!] - \frac{1}{T}A_0 \right. \quad \ldots (6.6)$$

حيث يلاحظ من المعادلة انه تم تعويض الاستهلاك بما يقابله في المعادلة (6.5). ومنها نستنتج الاتي:

يصبح الادخار مرتفع، حين يرتفع الدخل نسبيا عن المعدل - ويحدث ذلك عندما يكون الدخل العابر مرتفع. وبالمثل يكون الادخار سالبا، عندما الدخل الجاري اقل من الدخل الدائم. وهذه الفكرة الاساس لفرضية الدخل الدائم لموديلياني وبرومبرغ عام 1954 وفريدمان عام 1957. والفرضية الانفة الذكر تركز على الادخار.. والادخار هو استهلاك في المستقبل.لان الفرد لا يحتفظ من اجل الادخار فقط وانما هو يقوم بالادخار من اجل الاستهلاك في المستقبل. ولان الادخار يمكن ان يستخدم لاغراض الاستهلاك والادخار التقليدي في وقت لاحق في الحياة في المستقبل او حتى استخدامها بعد نهاية العمر، طالما ان الفرد لا يعطى قيمة للادخار في حد ذاته.

ثانيا. الاستهلاك تحت ظروف عدم التأكد: فرضية السير العشوائي

Consumption under Uncertainty: The Random-Walk Hypothesis

1.الافتراضات

في هذه الفقرة ندخل ظروف عدم التأكد،ونفترض ان:

- دخل العمل للافراد تحت هذه الظروف لكل الفترة وهي Yt 's
- كل من معدل الفائدة والخصم مساوي للصفر.
- دالة المنفعة الانية هي مشتقة من الدرجة الثانية ، ويعظم الفرد منفعته :

$$\epsilon(U) = \epsilon\left[\sum_{t=1}^{T}\left(C_t - \frac{\alpha}{2}C_t^2\right)\right], \alpha > 0 \ \ldots\ldots (6.7)$$

- ثروة الافراد توجه دائما الى الاستهلاك، عندما تكون المنفعة الحدية موجبه، والفرد يفترض ان يسدد ديونه المترتبة عليه نتيجة التأمين على الحياة.

- قيد الميزانية للفرد يكون:

$$\sum_{t=1}^{T} C_t \leq A_0 + \sum_{t=1}^{T} Y_t \quad \text{..... (6.8)}$$

2.سلوك الفرد

وحسب فرضية السير العشوائي، نفترض ان الفرد اختار الاستهلاك في الفترة الاولى بشكل امثل على وجه الخصوص في ظل المعلومات المتاحة ولكل فترة مستقبلية محددة وعلى ضوء المعلومات انذاك. الان نفترض حدوث انخفاض من C_1 الى dC من القيمة التي اختارها الفرد، مساوي لزيادة في الاستهلاك في زمن لاحق في المستقبل، فاذا كان الفرد امثليا Optimizing، فتغيير حدي في هذا النوع ليس له تاثير على المنفعة المتوقعة. وتكون المنفعة الحدية في الفترة الاولى هي: $1 - \alpha C_1$ والتغير في كلفة المنفعة: $(1 - \alpha C_1)dC$ المنفعة الحدية للفترة t هي: $1 - \alpha C_t$ التغيير لمصلحة المنفعة المتوقعة يصبح:

$$\in_t [1 - \alpha C_t] dC$$

حيث ان $\in [\cdot]$ شرط التوقعات لمجموعة المعلومات المتاحة في الفترة الاولى، هذه في حالة ان الفرد سلوكه امثل:

$$1 - \alpha C_1 = \in_1 [1 - \alpha C_t], \quad t=2, 3, ..., T \quad \text{.... (6.9)}$$

وبما ان:

$$\in_1 [1 - \alpha C_t] = 1 - \alpha \in_1 [C_t]$$

وهذا يعني ضمنيا ان:

$$C_1 = \in_1 [C_t], \qquad t = 2, 3, \dots, \qquad T. \quad \dots \quad (6.10)$$

و يعرف الفرد ان الاستهلاك خلال فترة حياته سوف يلبيه قيد الميزانية، (6.2) مع المساواة. التوقعات في كل من جانبي قيد الميزانية يجب ان يكونا متساويين:

$$\sum_{t=1}^{T} \epsilon_1 [C_t] = A_0 + \sum_{t=1}^{T} \epsilon_1 [Y_t] \quad \text{.... (6.11)}$$

معادلة (6.10) تتضمن ان الجانب الايسر من معادلة (6.11) هو TC_1. وتعويض ذلك في معادلة (6.11) وبالقسمة على عوائد T نحصل على:

$$C_1 = \frac{1}{T}\left(A_0 + \sum_{t=1}^{T} E_1 [Y_t]\right) \quad \text{.....(6.12)}$$

$\frac{1}{T}$ واستهلاك الفرد من موارده المتوقعة خلال حياته.

3.الاثار المترتبة

المعادلة (6.12) تعني ضمنيا ان التوقعات في الفترة الاولى C_2 و C_1 متساوية، وبشكل عام ولنفس الاسباب المذكور في التحليل السابق لكل فترة، فان الاستهلاك المتوقع في الفترة القادمة مساوي للاستهلاك الحالي. وهذا يبين ان التغييرات في الاستهلاك لايمكن التنبوء بها – فرضية السير العشوائي -. وبالاستناد الى التوقعات يمكن ان نعرف الاستهلاك:

$$C_t = \epsilon_{t-1} [C_t] + e_t \quad \text{.... (6.13)}$$

حيث ان e_t المتغير الذي توقعاته اعتبارا من الفترة t-1 تساوي الصفر الصحيح.

وهكذا بما ان : $\epsilon_{t-1} [C_t] = C_{t-1}$ نحصل على المعادلة الاساسية لفرضية السير العشوائي:

$$C_t = C_{t-1} + e_t \quad \text{.....(6.14)}$$

والمعادلة (6.14) هي النتيجة التي توصل لها (Hall,1978) احد منظري التوقعات العقلانية بان الاستهلاك في فرضية الدخل الدائم يتبع السير العشوائي. والتحليل الاولي لها يؤشر النتيجة المباشرة الاتية:

اذا كان توقع الفرد للاستهلاك ان يتغير، يمكنه ان يقوم بعمل افضل لتنعيم الاستهلاك (Smoothing Consumption). لنفترض على سبيل المثال، ان الاستهلاك المتوقع

يتجه للزيادة.هذا يعني ان المنفعة الحدية للاستهلاك الحالي اكبر من المنفعة الحدية للاستهلاك المستقبلي وعليه فان افضل ما يقوم به المستهلك هو رفع استهلاكه الحالي. ويستمر المستهلك بتعديل استهلاكه الحالي الى النقطة التي لا يتوقع ان تغير من الاستهلاك. بالاضافة الى ان تحليلنا هذا يسمح بايجاد العوامل المحددة للتغير في الاستهلاك. وبالنظر الى طابع التغيير الملموس من الفترة الاولى الى الفترة الثانية وبالاستناد الى المعادلة المستخدمة (6.14) يعني ضمنيا ان الاستهلاك في الفترة الثانية C_2 يساوي $1/((T-1))$ من الموارد المتبقية المتوقعة خلال دورة حياة الفرد اي:

$$C_2 = \frac{1}{T-1}\left(A_1 + \sum_{t=2}^{T} \epsilon_2 [Y_t]\right) \quad ...(6.17)$$

$$= \frac{1}{T-1}\left(A_0 + Y_1 - C_1 + \sum_{t=2}^{T} \epsilon_2 [Y_t]\right),$$

حيث ان الخطوة الثانية من المعادلة اعلاه تستخدم الحقيقة الاتية: $A_0 + Y_1 - C_1$

ويمكن اعادة كتابة التوقعات للفترة الثانية للدخل على مدى الفترة المتبقية للحياة:

$$\sum_{t=2}^{T} \epsilon_2 [Y_t],$$

$$\sum_{t=2}^{T} \epsilon_1 [Y_t]$$

كتوقعات لهذه الكمية ابتداء من الفترة الاولى:

وفضلا عن المعلومات المستفادة بين الفترتين 1 و 2:

$$\sum_{t=2}^{T} \epsilon_2 [Y_t] - \sum_{t=2}^{T} \epsilon_1 [Y_t]$$

وهكذا يمكننا اعادة كتابة معادلة (6.17) على النحو الاتي:

$$C_2 = \frac{1}{T-1}\left[A_0 + Y_1 - C_1 + \sum_{t=2}^{T} \epsilon_1 [Y_t] + \left(\sum_{t=2}^{T} \epsilon_2 [Y_t] - \sum_{t=2}^{T} \epsilon_1 [Y_t]\right)\right] \quad ..(6.18)$$

من معادلة (6.14): $A_0 + Y_1 + \sum_{t=2}^{T} \epsilon_1 [Y_t]$ يساوي TC_1، فان معادلة(6.18) تصبح:

$$C_2 = \frac{1}{T-1}\left[TC_1 - C_1 + \left(\sum_{t=2}^{T} \epsilon_2 [Y_t] - \sum_{t=2}^{T} \epsilon_1 [Y_t]\right)\right] \quad ...(6.19)$$

$$= C_1 + \frac{1}{T-1}\left(\sum_{t=2}^{T} \epsilon_2 [Y_t] - \sum_{t=2}^{T} \epsilon_1 [Y_t]\right)$$

المعادلة (6.19) تنص على ان التغيير في الاستهلاك بين الفترة الاولى والثانية يساوي التغيير

في تقدير الفرد لموارد حياته مقسوما على عدد من فترات الحياة المتبقية.

واخيرا، لاحظ ان سلوك الفرد يعرض التكافؤ اليقيني Cerainty Equivalence: كما في المعادلة (6.14) تبين استهلاك الفرد لكمية معينة، اذا كان دخله المستقبلي يعادل امكانياته، وهذا يعني عدم اليقين حول الدخل المستقبلي ليس له تاثير على الاستهلاك.

ولرؤية البديهية لهذا السلوك التكافئي اليقيني Certainty-equivalence behavior والنظر الى معادلة Euler المتعلقة بالاستهلاك في الفترتين 1 و 2. مع الدالة العامة للمنفعة الفورية (الانية) وهذا الشرط هو: $u'(C_1) = \epsilon_1 [u'(C_2)]$ .....(6.20)

عندما تكون المنفعة من الدرجة الثانية، والمنفعة الحدية دالة خطية. وهكذا فان المنفعة الحدية المتوقعة للاستهلاك هي نفس المنفعة الحدية للاستهلاك المتوقع، اي ان:

$$\epsilon_1 [1 - aC_2] = 1 - a\,\epsilon_1 [C_2]$$

للمنفعة التربيعية (معادلة (6.20)) بما يكافئ:

$$u'(C_1) = u'(\epsilon_1 [C_2]) \quad \ldots . (6.21)$$

وهذا يعني ضمنيا: $C_1 = \epsilon_1 [C_2]$

ويبين هذا التحليل ان المنفعة التربيعية هي مصدر السلوك التكافئ اليقيني، واذا لم تكن من الدرجة الثانية، فان المنفعة الحدية ليست خطية وبالتالي فان المعادلة (6.21) لا تتبع السير العشوائي وشرط معادلة Euler . وبالرغم من هذه النتيجة المحددة: ان التغيير في الاستهلاك له وسط حسابي مساوي للصفر و لا يمكن التنبؤ به (معادلة 6.18) يعتمد على افتراضين: الاول، ان المنفعة من الدرجة الثانية والاخر هو تساوي كل من معدل الفائدة ومعدل الخصم.

4. الاختبارات التجريبية

فرضية السير العشوائي لـ Hall حول الاستهلاك كانت مخالفة للاراء الموجودة، ووجهة النظر التقليدية للاستهلاك عبر دورة الاعمال تنطوي على انه عندما يتراجع الناتج، ينخفض الاستهلاك، لكن من غير المتوقع ان يتم تعويض النفص الحاصل فية، وبالتالي فان هذا يعني ان هناك تحركات الاستهلك يمكن التنبؤ بها. في حين بالمقابل،التعديل الذي قام به Hall لفرضية الدخل الدائم، انه في حالة هبوط الناتج بشكل غير متوقع، وانخفاض الاستهلاك بمقدار الانخفاض في الدخل الدائم، ونتيجة لذلك لا يتوقع ذلك تعويضه. هذا الاختلاف في التوقعات بين الرايين واضح وقد كرس العديد من الباحثين لاختبار ما اذا كانت تغييرات متوقعة في الدخل تنتج تغييرات متوقعة في الاستهلاك. الفرضية القائلة ان الاستهلاك يستجيب للتحركات المتوقعة للدخل، تشير الى الحساسية الزائدة للاستهلاك (excess sensitivity of consumption (Flavin,1981) . واختبرت فرضية السير العشوائي باختبارين احدهما بيانات تجمعية والاخر بيانات الاسرة Houshold .

-اختبار Campbell – Mankiw (بيانات كلية Aggregate Data)

تعتقد فرضية السير العشوائي ان التغيير في الاستهلاك لا يمكن التنبؤ به وبالتالي فانه لايمكن الاعتماد عن المعلومات المتوفرة في الفترة t-1 للتنبؤ بالتغييرات في الاستهلاك من t-1 الى t .

احدى الطرق لاختبار فرضية Hall ، هو من خلال تحليل انحدار regress للتغييرات

في الاستهلاك على متغيرات متباطى زمنيا t-1 . فاذا كانت فرضية السير العشوائي صحيحة، فينبغي ان تكون معاملات coefficients المتغيرات لا تختلف منهجيا عن الصفر الصحيح. وهذه الطريقة هي نفسها استخدمها Hall في عمله الاصلي. ولم يتمكن من رفض فرضية ان القيم المتباطئة للدخل اوالاستهلاك لا يمكن الاستناد عليها للتنبؤ بالتغير في الاستهلاك. وذكر انه لم يجد مع ذلك ان التباطؤ الزمني لتحركات سعر الاسهم لديها قوة تنبؤية ذات دلالة احصائية يمكن الاستناد اليها للتغير في الاستهلاك في المستقبل. ومن عيوب هذه الطريقة ان نتائجها يصعب تفسيرها. على سبيل المثال، نتيجة Hall عن ان الدخل المتباطئ زمنيا لايملك قوة تنبؤية كافية للاستهلاك بسبب ان التغيرات المتوقعة في الدخل لا تنتج تغييرات متوقعة في الاستهلاك، وانما بسبب القيم المتباطئه زمنيا للدخل ذات فائدة قليلة لاستخدامها في التنبؤ بتحركات الدخل. وبالمقابل، فانه من الصعب قياس اهمية رفض فرضية السير العشوائي التنبوئية باستخدام سعر السهم.

ولذلك استخدم كل من Campbell and Mankiw (1989) طريقة المتغير الاداتي instrumental-variables approach لاختبار فرضية Hall ضد بديل محدد. وافترضا البديل هو ان بعض المستهلكين ينفقون جزء من دخلهم الحالي، والمتبقي يتصرفون به وفق نظرية Hall . ويعني ذلك ضمنيا ان التغيير في الاستهلاك من الفترة t-1 الى الفترة t يساوي التغيير في الدخل بين الفترتين t-1 و t للمجموعة الاولى من المستهلكين، ويساوي التغير في في الدخل الدائم المقدر بين الفترتين اعلاه للمجموعة الثانية.

اذا λ تعني ذلك الجزء من الاستهلاك للمجموعة الاولى من المستهلكين، فان التغير في الاستهلاك الكلي هو:

$$C_t - C_{t-1} = \lambda(Y_t - Y_{t-1}) + (1-\lambda)e_t \equiv \lambda Z_t + v_t \quad \dots (6.22)$$

حيث ان: e_t التغيير في الدخل الدائم المقدر للمستهلكين من t-1 الى t ، Z_t و v_t مرتبطتان دائما تقريبا ، مرات عندما يزداد الدخل بشكل اكبر من الاعتيادي، ومرات عندما تتلقى الاسر اخبار ايجابية عن دخولهم الاجمالية في حياتهم. لكن يعني هذا ان متغيرات الجانب الايمن من المعادلة (6.22) تربط ايجابيا مع حد الخطأ. وهذا وفق طريقة المربعات الصغرى (OLS) يقود ان يكون تقدير λ متحيز للاعلى biased upward .

ولحل مشكلة الارتباط بين متغير الجانب الايمن للمعادلة المذكورة اعلاه وحد الخطأ نستخدم طريقة المتغيرات الاداتية instrumental variables (IV) بدلا من OLS . والمشكلة الاعتيادية لهذه الطريقة IV، هي صعوبة ايجاد متغير صحيح يبعث الثقة بعدم ارتباطه مع البواقي Residual. ولكن في حالات تكون البواقي بعكس معلومات جديدة بين t-1 و t . وتخبرنا النظرية على ان هناك العديد من المتغيرات الاداتية مرشحة: اي متغير ليس له ارتباط مع البواقي في الفترة t-1 .

واختارا Campbell – Mankiw لقياس الاستهلاك: المشتريات الحقيقية للمستهلك الفردي من السلع غير المعمرة Nondurables والخدمات، اما بالنسبة للدخل فكان متغير الدخل الحقيقي المتاح (قابل للتصرف) للفرد، والبيانات ربع سنوية للمدة (1953-1986). ووجدا ان التغيرات المتباطئه زمنيا في الدخل كانت في الغالب ليس لها قوة تنبؤية للتغييرات المستقبلية. وهذا يشير الى فشل Hall في ايجاد قوة تنبؤئية لتحركات الدخل المتباطئه زمنيا عن الاستهلاك، وهذا ليس دليل قوي ضد وجهة النظر التقليدية في الاستهلاك. وكقاعدة اساس، لذلك استخدما قيم متباطئه زمنيا Lagged values للتغير في الاستهلاك كمتغيرات اداتية. وعندما استخدم ثلاث تباطؤات، قدرت قيمة λ بـ (0.42) مع خطأ معياري standard error بلغ (0.16)، وباستخدام خمسة تباطؤات كانت λ بقيمة (0.52) وخطأ معياري (0.13)، التوصيفات الاخرى اسفرت عن نتائج مماثلة.

تقديرات Campbell – Mankiw تقدم دعم كمي وبمعنوية احصائية لتنبؤات فرضية السير العشوائي: يبدو ان الزيادة بالاستهلاك بحوالي خمسين سنت، استجابة للزيادة المتوقعة في الدخل بمقدار دولار واحد. وفرضية العدم (الصفرية) لعدم التأثير رفضت بقوة. بالمقابل تقدير λ كانت بعيده وادنى من الواحد الصحيح . وفضلا عن ماتقدم ان النتائج هذه توصي ايضا بان فرضية الدخل الدائم مهمة لفهم الاستهلاك.

-اختبار Shea (بيانات الاسرة Household Data)

اختبار فرضية السير العشوائي باستخدام بيانات كلية لها عيوب عديده، الاكثرها وضوحا، عدد المشاهدات يكون صغيرة، فضلا عن انه من الصعب، ايجاد متغيرات مع قوة تنبؤية كبيرة للتغييرات في الدخل. لذلك من الصعوبة بمكان اختبار التوقع الرئيس للفرضية وهو

ان التغييرات المتوقعة في الدخل لا ترتبط التغييرات المتوقعة في الاستهلاك. واخيرا ان النظرية تتعلق باستهلاك الافراد وهناك حاجة لافتراضات اضافية لتوقعات النموذج لتطبيقه على البيانات الكلية. دخول او خروج اسر من عدد السكان، على سبيل المثال، سبب في فشل توقعات النظرية على المستوى الكلي، حتى اذا احتفظوا بكل اسرة على حدة.

بسبب هذه الاعتبارات، اختبر العديد من الباحثين سلوك الاستهلاك باستخدام بيانات فردية عن الاسرة. تناول (Shea, 1995) بعناية خاصة لتشخيص التغييرات التي يمكن التنبؤ بها في الدخل. وركز على الاسر في PSID (Panel Study of Income Dynamics) من لهم عقود نقابية طويلة الاجل، تزايد الاجور وتكاليف المعيشة تسبب نمو الدخل، عوامل مهمة لزيادة القابلية على التنبؤ.

بنى Shea عينة من 647 مشاهدة، وحيث عقد الاتحادات العمالية يوفر معلومات واضحة عن العوائد المستقبلية للاسر. ثم اجرى انحدار regression لنمو الاجر الحقيقي الفعلي على تقدير عدد من المتغيرات استمدت من عقد الاتحاد، انتج معامل للمحسوبه بلغ 0.86 مع خطأ معياري 0.20. وعليه فان العقد لدية قدرة تنبؤية للتغيرات في العوائد.

بعد ذلك اجرى Shea انحدار لنمو الاستهلاك على المتغيرات التي حسبت النمو المتوقع للاجر: تتنبأ فرضية الدخل الدائم قيمة المعامل يجب ان يكون صفر صحيح. المعلمة المقدرة كانت 0.89 في الواقع مع خطأ معياري 0.46 . وهنا ايضا وجد Shea ادلة كمية وبمعنوية احصائية محددوة لا تدعم او تنحرف عن طروحات فرضية السير العشوائي.

وبالعودة الى تحليلنا السابق – راجع معادلة (6.1) و (6.2) – افترضنا ان يمكن الاسر ان تقترض بدون حدود، طالما انها تسدد ديونها في نهاية المطاف. سبب واحد يجعل الاستهلاك لا يتبع السير العشوائي follow a random walk ، وهذا الافتراض قد يفشل، قد يواجه الاسر قيود السيولة liquidity constraints . اذ ان الاسرة غير قادرة على الاقتراض ودخلها الحالي اقل من دخلها الدائم، والدخلها الحالي للاسرة هو المحدد لهذا الاستهلاك.

واذا كانت الاسر غير قادرة على الاقتراض ودخلهم الحالي اقل من دخلهم الدائم، ففي هذه الحالة ، في ان التغييرات المتوقعة في الدخل، تنتج عنها تغيرات متوقعة في الاستهلاك وهذا يتعارض مع فرضية السير العشوائي.

اختبر Shea قيود السيولة بطريقتين: الاولى، باتباع Zeldes(1989) واخرون، قسم

الاسر وفقا لما لديها من اصول سائلة، ويمكن للاسر التي لديها تلك ان تستهلك بشكل سلس اعتمادا على تشغيل مالديها من اصول بدلا من الاقتراض. وبالتالي اذا كانت قيود السيولة هي السبب في تغييرات الاجور التي يمكن التنبؤ بها تؤثر على نمو الاستهلاك. فان توقع فرضية الدخل الدائم يفشل فقط بين الاسر التي ليس لديها اصول. كما وجد Shea مهما كان تقدير اثر معدل النمو المتوقع للاجر على الاستهلاك جوهريا، فهو نفسه في المجموعتين.

و الثانية، باتباع Altonji and Siow (1987) جزّء split عينة الثروة الواطئة وفقا فيما اذا كان التغير المتوقع في الاجر الحقيقي ايجابي او سلبي. فالافراد الذين يواجهون انخفاضات متوقعة في الدخل يحتاجون للادخار بدلا من الاقتراض لتسهيل استهلاكهم.وبالتالي اذا كانت قيود السيولة مهمة، فان زيادة الاجر المتوقع يترتب عليه نقصان في الاستهلاك المتوقع.

وجد Shea نتيجة معاكسه لذلك، فالاسر مع نمو ايجابي للدخل المتوقع، تقدير اثر التغيير المتوقع للاجر الحقيقي على نمو الاستهلاك كان 0.06 وخطأ معياري 0.79. اما للاسر مع نمو سالب للدخل المتوقع، كان الاثر المقدر 2.24 وخطأ معياري 0.95.وبالتالي ليس هناك دليل على ان قيود السيولة،هي مصدر لنتائج Shea.

حصل العديد من الباحثيين على نتائج مماثلة لما توصل اليه Campbell-Mankiw's و Shea's على سبيل المثال Parker (1999)، Souleles (1999)، Shapiro-Slemrod (2003) و Johnson,Parker,Souleles (2006) للتحقق من السياسة الحكومية المستقبلية التي تسبب تحركات الدخل المتوقع. ركز Parker على حقيقة ان العمال لا يدفعون ضرائب الضمان الاجتماعي مرة واحدة من الدخل (الاجور والرواتب) في العام يتجاوز مستوى معين.

اختبر Souleles استرداد الضريبة على الدخل income-tax refunds، و يؤكد كل من Shapiro، Slemrod، Johnson،Parker،Souleles على ضرورة النظر الى التوزيع في التخفيضات الضريبية tax rebates في عام 2001.

و وجد كل الباحثيين المذكورين اعلاه ان التغييرات المتوقعة في الدخل نتيجة للسياسات المرتبطة مع التغييرات المتوقعة الجوهرية في الاستهلاك.

الفصل السابع

التوقعات التضخمية

inflationary expectations

أولاً: - نتـائج (Fisher)

يعـد (Iriving Fisher) أول من بحث العلاقة بين معدلات الفائدة والتضـخم فـي كتـابه المنشور عام 1930، بعنوان (The Theory of Interest)، والمسلمة الأساسية في نظريته، إن معـدل الفائـدة الاسمـي (Nominal Interest rate) في أي مدة، مسـاوٍ لمـا مجموعـه، معـدل الفائـدة الحقيقـي (real interest rate)، ومعدل التضخم المتوقع (Expected Inflation Rate).[1]

وادعى (Fisher) وجود علاقة إيجابية متجانسـة (Posative homogeneous) (1:1) بـين معدل الفائدة الاسمي ومعدل التضخم المتوقع في العالم المثالي، ومعدل الفائدة الحقيقـي والمحـدد كليا بعوامل حقيقية في الاقتصاد (مثل، إنتاجية رأس المال ومعدل التفضيل الزمني للفرد)،يكـون غير مرتبط (مستقل) بمعدل التضـخم المتوقـع وهـو مـا يـدعى بـأثر (Fisher).[2] وافـترض أن التوقعات التضخمية شكلت علـى أسـاس تـأخر مـوزع (Distributed Lag).[3] أي أن التـأخر الموزع هو متغير نائب (Proxy Variable) للتوقعات التضخمية.

ويمكن التعبير رياضياً عن معادلة (Fisher) على النحو الآتي:

$$r_e = i - \pi^e \quad \text{.....(1-7)}$$

إذ أن:

r_e: معدل الفائدة الحقيقي (المتوقع)

---

[1] R. Dorn busch, S. Fischer, Macroeconomic..., op. Cit, P. 492.

[2] Jens Weidman, "New hope the Fisher effect ? A Reexamination using Threshold coitegration," Discussion paper: B- 385, university of Bonn, January 1997, P. 15.

[3] Abdulnasser Hatemi, Manucheler Irandoust, "A structural Time-series to Test the fisher Effect,"warking paper, Department of Economics, university of Skovde, Sweden, 2004, P. 26.

i: معدل الفائدة الاسمي

π^e : معدل التضخم المتوقع

وحسب فروض النظرية الكلاسيكية التي ينتمي إليها (Fisher)، فان الاقتصاد يعود إلى حالة التوظف الكامل في الأجل الطويل، ومن ثم يعود معدل الفائدة الحقيقي إلى مستوى الاستخدام الكامل (r^*)، والتضخم الفعلي والمتوقع يتماثلان.

وبالتعبير رياضياً عن هاتين الحقيقيتين أي:

$$r^e = r^* \quad \text{.....(2-7)}$$

$$\pi^e = \pi \quad \text{.....(3-7)}$$

وبتعويض معادلة (2) و (3) في معادلة (1)، نحصل على العلاقة طويلة الأجل لمعادلة (Fisher)، أي:

$$i = r^* + \pi \quad \text{.....(4-7)}$$

ففي الأجل الطويل إذ تتم كل التكييفات في الاقتصاد، فان الارتفاع في معدل التضخم ينعكس كلياً في معدلات الفائدة الاسمية [*].

اختبر (Fisher) المعادلة في أعلاه ولبيانات سنوية للمدة (1890-1927) للولايات المتحدة و (1820-1924) لبريطانيا. [1]

والنتائج التي حصل عليها، إن التوقعات التضخمية لم تعكس بشكل آني (وجود فترة تباطؤ) في أسعار الفائدة الاسمية في الولايات المتحدة الأمريكية، مع ارتباط عالٍ جداً (0.96) بين معدلات الفائدة طويلة الأجل والتغيرات في المستوى العام للأسعار، ومع تباطؤ زمني لمدة

(*) راجع شكل (19)

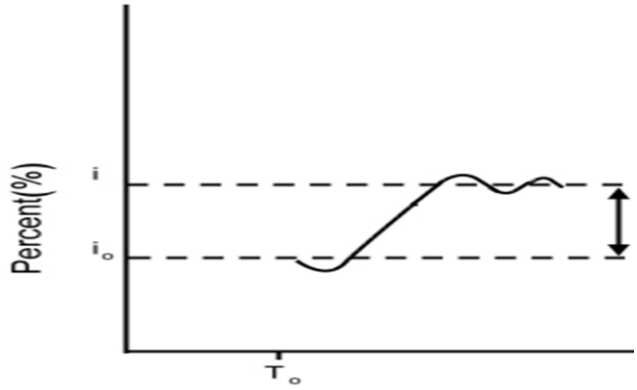
[1] Arusha Cooray, "The Fisher Effect :A Review of the Literature," Applied Economics Litters, 4, 1997, P. 258.

(20) سنة عند الأخير. في حين حدث معامل الارتباط لبريطانيا (0.98) عند تباطؤ زمني لمدى (28) سنة للمستوى العام للأسعار [(2)(1)].

واستخدم (Fisher) في تشكيل التوقعات التضخمية، التأخر الموزع البسيط، أي:

شكل (19)

أثـــر (Fisher)



Source:

- R. Dornbusch, S. Fischer, Macroeconnomics,6th Ed., International Edition McGraw- Hill, Inc, New York, 1994,P. 493

$$i_t = \alpha + \beta_1\pi_t + \beta_2\pi_{t-1} + \beta_3\pi_{t-2} + ... + \beta_n\pi_{t-n} + u_t \quad \text{.....(5-7)}$$

أو

[1] Ibid, P. 259.

$$i_t = \alpha \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j \pi_{t-j} + u_t \quad \text{.....(6-7)}$$

ويمكن تعريف الأوزان الحسابية للتأخر الموزع كالآتي

$$W_j = \frac{\beta_j}{\beta} \quad \text{.....(3)}$$

وعليه يكتب نموذج التأخر الموزع كآلاتي:

$$i_t = \alpha + \beta \sum_{j=0}^{\infty} W_j \pi_{t-j} + u_t \quad \text{.....(7-7)}$$

وبالتعريف (معادلة Fisher) يكون مجموع الأوزان مساوياً للعدد الواحد الصحيح، لذلك:

$$W_j \geq 0$$

أو

$$\sum_{j=0}^{\infty} W_{j-1} = 1$$

يتضح مما تقدم، إن (Fisher) أول من استخدم آلية التأخر الموزع في تشكيل التوقعات التضخمية، والمواصفات التي تتضمن المتغيرات المتأخرة زمنياً.

واختلفت أوزان التأخر الموزع بشكل هندسي، كما هي مقترحة أصلا من قبل (Fisher) –التأخر الموزع الحسابي – في الدراسات اللاحقة، التي طورت نماذج تشكيل التوقعات التضخمية.

ثانياً: - التوقعات التكييفية (Adaptive Expectations)

التوقعات التكييفية، تعني إن افضل توقعات للأفراد عما سيحدث في المستقبل، تستند إلى الأحداث الماضية (السابقة).

على سبيل المثال، إذا كان التضخم مرتفعاً في الماضي، فالأفراد يتوقعون بأنه سيكون عالياً في المستقبل.

وفي نظرية التضخم ؛ تضخم سحب الطلب (Demand-Pull)، وتضخم دفع الكلفة (Cost - Push)، وهما من الصدمات قصيرة الأجل (Short-run Shocks)، تتابع أو استمرارية هذه الصدمات، قد يقود أفراداً إلى الافتراض، بان التضخم ميزة (خاصية) دائمة في الاقتصاد – وبالأخص إذا كانت الصدمات كبيرة – في تلك الحالة، يقوم الأفراد بتعديل سلوكهم الاقتصادي وفقاً لذلك، مستندين إلى توقعاتهم لمعدلات التضخم المتصاعدة مستقبلاً. [1]

على سبيل المثال قد يبدأ الأفراد برفع الطلب (الاسمي) أو زيادة الدفع، وبالمثل تقوم المشاريع الرائدة (القائدة) بدفع أسعارها إلى الأعلى، وبالأخص إذا كانت لدى هذه المشاريع، توقعات مماثلة عن التضخم الأمر الذي يشجع دورة أخرى من زيادة الدفع (Pay-Raises)، وتدمج هذه الزيادة مع ما يدعى لولب السعر/ الأجر (Price/Wage Spiral)، لبناء بعض التضخم المباشر في الاقتصاد. ومن ثم فان مجموع لولب (سعر / اجر) مع التوقعات التضخمية تعكس التجربة السابقة (الماضية) مع التضخم التي تعطي وضع التضخم في الاقتصاد القومي. [2]

اكتسب مبدأ التوقعات التكييفية بعض الشعبية في الثمانينات في عدد من البلدان المتقدمة، لنجاحه في تفسير بعض سمات الأزمة الاقتصادية التي مر بها الغرب بعد صدمة النفط، وبالأخص في بريطانيا. [3] والحقيقة، إن البلدان المتقدمة وبالأخص الولايات المتحدة وبريطانيا، أخذت منذ التسعينات بتحقيق معدلات تضخم منخفضة ومستقرة.

التوقعات التضخمية في ظل (AEP) يمكن أن تعرف رياضياً بالمعادلة الآتية: [4]

$$P^e = P^e_{t-1} + \lambda\left(P - P^e_{t-1}\right) \quad \text{.....(8-7)}$$

إذ أن:

P^e: معدل التضخم للسنة القادمة (t+1) الذي يتوقع حالياً.

P^e_{t-1}: معدل التضخم السنوي المتوقع للسنة السابقة.

P: معدل التضخم الفعلي.

---

[1] Douglas A., Ruby, Macroeconomic Theory, …Op. Cit, P. 321.

[2] Ibid, P. 322

[3] G. T. Wood ward, "Evidence of the Fisher Effect from UK indexed Bonds," Review of Economics and statistics, Vol. 74, 1992, P. 318.

[4] Douglas A., Macroeconomic … Op. Cit, P. 331.

λ : معامل التعديل الجزئي $0 \le \lambda \le 1$

و(λ) بدلاً من أن تعكس التغيير في التضخم المتوقع، تعكس التغـيير البطـيء في قـدرة الأفراد للتصرف بناءً على التغييرات في توقعاتهم. [1]

و (AEP) يشير ضمنياً إلى أن التوقعات التضخمية الجارية: [2]

$$P^e = (1-\lambda)\sum_j^{\infty}\left(\lambda^j \overset{*}{P}_{t-j}\right) \quad \text{.....(9-7)}$$

إذ أن:

Pt-j: التضخم الحقيقي في السنة (j) في الماضي (السابق).

لذلك التضخم المتوقع الجاري (الحالي) يعكس متوسط الأوزان السابقة للتضخم وتعـني $(1-\lambda)$ إن (λ) بين الواحد الصحيح والصفر أي إنها تصغر اكثر فاكثر كلما نتحـرك ابعـد في الماضي.[*]

ومعادلة (2) تعني اقتصادياً: إن التوقعات الحالية للتضخم المسـتقبلي، تعكـس التوقعـات الماضية وحد " تعديل الخطأ "، وفي التوقعات العالية للتضخم، الارتفاع (أو الانخفـاض) طبقـاً إلى الفجوة (Gap) بين التضخم الفعلي والتوقعات السابقة.

ونقد نظرية (RE) شجع على عودة (AEP) خاصة نهاية فترة الثمانينات.

1. دراسة (Cagan) الرائدة:

يعـدّ (Cagan) رائـد فرضـية (AE)، وشـاع اسـتخدام تسـمية التوقعـات التكيفيـة أثنـاء الخمسينات من القرن الماضي في دراسته التي نشرها عام 1956 عن التضخم الجامح.

ادعى (Cagan)، إن معدل التضخم المتوقع هو المحدد الأساس للتبـاين (الاخـتلاف) في الطلـب علـى الأرصـدة الحقيقـية (Real Money Balances) أثنـاء التضـخم الجـامح، وقـدم فـي دراسته، دالة الطلب النقدي الآتية: [3]

---

[1] Frederic S. Mishkin, The Economics of Money … Op. Cit, P. 162.

[2] Douglas A., Macroeconomic … Op. Cit, P. 333.

[3] Cornell W. Bradedre, " Essays on the relationship Between Interest Rates and Inflationary Expectations, University Microfilms International, Landon, 1981, PP. 11-16.

$$Log\left(\frac{m}{P_d}\right) = a\pi_t + u_t \quad \text{..... (10-7)}$$

ولعلاقة الطلب النقدي، أضاف (Cagan)، دالة التوقعات التكييفية الشهيرة، التي يمكن كتابتها على النحو الآتي:

$$\pi_t = \beta \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i Log \frac{P_{t-i}}{P_{t-i-1}} \quad \text{..... (11-7)}$$

وبجمع معادلة الطلب النقدي معادلة (10)، والمعادلة (11)، نحصل على النموذج الكامل للعملية التضخمية (Inflationary Process).

وباستخدام عامل التأخر (Lag Operator) الآتي:

$$L^n\left(X_t\right) = X_{t-n} \quad \text{..... (12-7)}$$

في معادلة (11) نحصل:

$$\pi_t = \beta \sum_{i=0}^{\infty} \left(\lambda L\right)^i P_t = \frac{\beta}{1-rL} \beta_t \quad \text{..... (13-7)}$$

وبأخذ التفاضل (المشتقة الأولى) لمعادلة (10):

(1) $$\dot{m}_t = Log \frac{m_t}{m_{t-1}}$$

..... (14-7)

وبالتعويض عن ما يقابلها في أدناه لكل من $(\dot{m}_t)$ و $(\dot{P}_t)$ في معادلة (5):

$$\dot{m}_t = Log \frac{m_t}{m_{t-1}} \quad \text{..... (15-7)}$$

$$\dot{P}_t = Log \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad \text{..... (16-7)}$$

وأخيرا وبالتعويض عن (π) معادلة (13) في معادلة (16) نحصل على نموذج (Cagan) في تشكيل التوقعات التضخمية:

$$\dot{P}_t = \frac{\frac{1-\lambda L}{1+a\beta}}{1-\frac{\lambda+a\beta}{1+a\beta}L}\dot{m}_t + \frac{\frac{1-\lambda L}{1-a\beta}(1-L)}{1-\frac{\lambda+a\beta}{1+a\beta}L}u_t \quad \ldots\ldots (17-7)$$

ومع إن النموذج في معادلة (8) معقد، فهو سهل في التطبيق. ويمكن تفسير المعادلة (8) اقتصادياً على النحو الآتي:

يتحدد معدل التضخم المتوقع على المعدل الحالي والقيم السابقة للتوسع النقدي (Monetary Expansion) والصدمات (Shocks) في النظام الاقتصادي. والإحداث المتأخرة (Lag Accurs) هي بسبب إن التغييرات في معدل النمو النقدي يؤثر في الأسعار من خلال الطلب على النقود، الذي يعتمد بالتناوب (Turn Dependent) على الأسعار التاريخية السابقة. [1]

2. الدراسات التطبيقية:

الدراسات التطبيقية التي اختبرت نتائج (Fisher) باستخدام نموذج التوقعات التكييفية للتضخم اختلفت في أوزانها المتأخرة بشكل هندسي، عن الآلية التي تبناها (Fisher) – آلية التأخر الزمني الحسابي – كدراسة (Sergent,1969)، (Gibson,1970)، (Yohe and Karnosky, 1969)، (Lahiri, 1976)

استخدم (Sergent)[2] و(Gibson)[3] الأوزان المتناقصة الهندسية (Geometric Lag) على النحو الآتي:

---

[1] Ibid, P. 17.

[2] T. Sargent, " Commodity Price Expectations and Interest Rate"; in: W. Gibson, G. Kaufman, Monetary economics : readings on Current Issues, Mc Graw Hill Book Co., New Yaurk. 1971.

[3] W. Gibson, " price–Expectations Effects on Interest Rates", Journal of finance, Vol. 25,1970, PP.19-34.

$$i = a + \beta_1 P_t + \beta_2 \lambda P_{t-1} + \beta_1 \lambda^2 P_{t-2} + ... + u_t \quad \text{..... (1)}$$

$$i_{t-1} = a + \beta_1 P_t + \beta_1 \lambda P_{t-1} + \beta_1 \lambda^2 P_{t-2} + ... + u_t \quad \text{..... (2)}$$

$$\lambda i_{t-1} = a\lambda + \beta_1 \lambda P_t + \beta_1 \lambda^2 P_{t-1} + \beta_1 \lambda^3 P_{t-2} + ... + \lambda u_t \quad (3)$$

وبأخذ الفرق بين المعادلتين (1) و (2) ومساواة الحدود الأخرى نحصل على:

$$i_t - \lambda i_{t-1} = a(1-\lambda) + \beta_1 P_t + (u_t - \lambda u_{t-1}) \quad \text{..... (4)}$$

$$i_t = \lambda i_{t-1} + \beta P_t + a(1-\lambda).V_t \quad \text{..... (5)}$$

إذ أن:

$$V_t = u_t - u_{t-1} \quad \text{..... (6)}$$

$$W_j = \frac{\beta_j}{\sum \beta_j} = \frac{\lambda_i}{\sum \lambda_i} = (1-\lambda)\lambda_i > 0 \quad \text{..... (7)}$$

j = 0,1,2,…n

إذ أن:

$(1-\lambda)$: سرعة تعديل النموذج (Adjustment of Model Speed)

ومن النتائج المهمة لدراسة (Gibson)، تناقض (Gibson Paradox) الذي لاحظ وجود ارتباط عالٍ جداً بين مستوى السعر ومعدلات الفائدة أثناء الحرب العالمية الثانية، وهو معروف أيضا بالتأخر الموزع (koyck)، والذي فيه يتناقص المتغير النائب للتوقعات التضخمية هندسياً أي:

$$\beta_j = \lambda \beta_{j-i} = ... = \lambda^j \alpha \quad \text{..... (6)}$$

إذ أن: $0 < \lambda < 1$

ثم استخدمت تقنية تأخر(Almon) لتفادي مشاكل الارتباط المتعدد (Multicollinearity)[1].

---

[1] S. Almon, "The Distributed lag between Capital Appropriations and Expenditures," Econometrica, 33, 1965, PP. 178-196.

واستندت دراستا (sergeant) و (Gibson) إلى بيانات ما قبل الحرب العالمية الثانية، وأكدت نتائج (Fisher) للتأخر الموزع تأثيراً مهماً على تشكيل التوقعات التضخمية. فضلاً عن ذلك لاحظ (Gibson) بان هناك عاملاً دورياً (Cyclical factor) في تشكيل توقعات السعر، واقترح وزناً أعلى لتغيرات السعر السابقة. والنتيجة المهمة التي ظهرت في دراسته كانت تصميم أداء للسياسة النقدية للتأثير غير المباشر على التوقعات السعرية من خلال معدل الفائدة.[1].

خلال الستينات، كان هناك دليل مهم في اختصار الفاصل الزمني في تشكيل التوقعات التضخمية، كما هو مقترح من قبل دراسات (Yohe and Karnosky,1969) ، (Gibso, 1970)، (Lahiri, 1976).

إذ اكتشف (yohe and karnosky) [2] عام 1969 تعجيلاً في سرعة تشكيل التوقعات كبيراً جداً بفعل تأثير توقع السعر للمدة (1961-1969) بالمقارنة بالمدة (1952-1960). وبالطريقة نفسها لاحظ (Gibson) [3] عام 1972، بأن هناك تعديلاً (1:1) في معدلات الفائدة الاسمية للتغير في معدل التضخم خلال المدة (1959-1970) مع فاصل زمني (تأخر) حوالي (6) أشهر، وكشفت نتائج دراسته تأخر أقصر في تشكيل التوقعات التضخمية، وتأثر اكبر لتوقعات معدلات الفائدة للمدة بعد عام 1959، وهو دليل إسناد لدراسة (Yohe and Karnesky).

دراسة (Lahiri) [4] عام، 1976 استخدمت أربع طرق لتقدير التوقعات التضخمية:

1. التكييفية.
2. التكيفية المرجحة (Weighted adaptive).
3. الاستقرائية (Extrapolative).

---

[1] W. Gibson, "price… Op. Cit, P. 31.

[2] W. Yohe, D. Karnosky, "Interest Rates and Price level changes, in W. Gibson et al., op. Cit, P. 82.

[3] W. Gibson, "Inerest rates and inflationary Expectations: New Evidence", American Economic Review, 62, 1972, P.P. 854-865.

[4] K. Lahiri, " Inflationary Expectations: their Formation and Interest Rate Effects", American Economic Review, 66, 1976, P.P. 124-131.

4. طريقة (Frenkel).

ووجدت أن تلك التوقعات تشكلت بسرعة اكبر في المدة بعد 1960، ومتسقة مع النتائج التي توصل إليها (yohe and Karnesky) و (Gibson).

ثالثاً: - التوقعات العقلانية

نظرية التوقعات العقلانية (RE) اقترحت أولا من قبل (John F. Muth) الأستاذ في جامعة (Indiana) في أوائل الستينات، واستخدم التعبير لوصف العديد من الحالات الاقتصادية التي تعتمد النتيجة فيها جزئياً على توقع الأفراد للحدث، على سبيل المثال سعر السلعة الزراعية يعتمد على: عدد الهكتارات المتوقع زراعتها، السعر المتوقع للناتج بعد الحصاد.

واستعمال التوقعات في النظرية الاقتصادية ليست جديدة على العديد من الاقتصاديين السابقين، بضمنهم (A. C. Pigou)، (John Maynard Keynes) و (john R. Hicks)، الذين نسبوا دوراً مهماً في تصميم الدورة الاقتصادية، إلى توقعات الأفراد.

وأشار (Keynes) إلى "موجات التفاؤل والتشاؤم" (Waves of Optimism and pessimism)، التي ساعدت على تقدير مستوى النشاط الاقتصادي. لكنّ منظري التوقعات العقلانية (RE) يحددون دوراً اكثر شمولية وأهمية للتوقعات في تحليلهم .

يصرح مفهوم التوقعات العقلانية بان النتائج لا تختلف بشكل منظم – بمعنى آخر: بانتظام أو بشكل متوقع– من تنبؤات الأفراد[2].

وكما بينا سابقاً، فان نظرية (RE) طورت لمعالجة النقد الموجة لمبدأ التوقعات التكيفية (AEP).

---

[2] مفهوم (RE)، يأخذ بنفس فكرة الكلام المذكور في إحدى خطابات رئيس الولايات المتحدة الأمريكية(Abraham Lincoln)، حين ذكر "يمكنك أن تخدع بعض الناس كل الوقت، وكل الناس لبعض الوقت، .. ولكنك لا تستطيع أن تخدع كل الناس ولكل الوقت". ومن وجهة نظر (RE)، إن (Lincoln) يفهم الأمور بشكل صحيح، فهو لا ينكر بان الناس يرتكبون أخطاء في التنبؤات في اغلب الأحيان ولكنه يقترح بان الأخطاء سوف لن تحدث بشكل مستمر من جانب طرف واحد أو الطرف الآخر. لمزيد من التفاصيل، لتوضيح الفكرة أعلاه، راجع:

Frederic S. Mishkin, The Economics of Money… Op. Cit, P.180.

لمقارنة نموذج (Cagan) بنموذج تشكيل التوقعات التضخمية في ظل (RE)، والتطوير الذي حدث، ووفق النموذج الرياضي الآتي: [1]

$$\dot{P}_t = \frac{\frac{1-\lambda L}{1+a\beta}}{1-\frac{\lambda+a\beta}{1+a\beta}L}\dot{m}_t + \frac{\frac{1-\lambda L}{1+a\beta}(1-L)}{1-\frac{\lambda+a\beta}{1+a\beta}L}u_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

وبإعادة كتابة معادلة (Cagan) [معادلة (1)] بالشرط العقلاني (rationality Condition) أي:

$$\pi_t = \mathrm{E}_t \dot{P}_{t+1} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

وبتعويض معادلة (2) في معادلة (5) ضمن نموذج Cagan0)، أي:

$$\dot{P}_t = m_t + a\mathrm{E}_t\dot{P}_{t+1} + a\mathrm{E}_{t-1}\dot{P}_t + u_t - u_{t-1} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (3)$$

وبالمثل بـ (t+1) نحصل على:

$$\dot{P}_{t+1} = m_{t+1} - a\mathrm{E}_{t+1}\dot{P}_{t+2} + a\mathrm{E}_t P_{t+1} + u_{t+1} - u_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (4)$$

القيمة المتوقعة لمعادلة (4) في الزمن (t) هي:

$$\mathrm{E}_t\dot{P}_{t+1} = \frac{1}{1-a}\mathrm{E}_t\dot{m}_{t+1} - \frac{a}{1-a}\mathrm{E}_{t+1}\dot{P}_{t+2} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (5)$$

وبإعادة كتابة المعادلة (4) كنموذج عام أي:

$$\mathrm{E}_t\left(\dot{P}_{t+1}\right) = \frac{1}{1-a}\sum_{i=1}^{\infty}\left(\frac{-a}{1-a}\right)^{i-1}\mathrm{E}_t\left(\dot{m}_{t+i}\right) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (6)$$

وباستخدام معادلة (6)، يمكن كتابة معادلة (4) على النحو الآتي:

$$\dot{P}_t = \dot{m}_t + \sum_{i=1}^{\infty}\left(\frac{-a}{1-a}\right)^{i}\mathrm{E}_t\left(\dot{m}_{t+i}\right) + \sum_{i=1}^{\infty}\left(\frac{-a}{1-a}\right)\mathrm{E}\left(\dot{m}_{t+i-1}\right) + u_t - u_{t-1}$$

… (7)

[1] Cornell W. Bradedrd, Essays on … Op. CitEssays on … Op. Cit, PP. 22-29.

والمعادلة (7) تشير ضمنياً، إلى التطور الحاصل في تشكيل التوقعات التضخمية فمعدل التضخم $\left(\dot{P}_t\right)$ يعتمد على التوقعات العامة (Public's Expectation) حول السياسة النقدية "من ألان وحتى إلى الأبد."[1]

دراسة (Fama):

إن تطوير نماذج تشكيل التوقعات التضخمية كان نتيجة لاندماج فرضية (RE) المقدمة من قبل (Muth)، وتطوير (EMH) من قبل (Fama) عام 1970.

اعتمد (Fisher) على التغيرات الماضية (السابقة) في مستوى السعر في تشكيل التوقعات التضخمية، أصبح المستوى مجسداً في سعر (معدل) الفائدة الحالي (الجاري) في ظل التوقعات العقلانية.

إذ بين (Fama) عام 1975 [2]، إن التغيرات المستقبلية للسعر، تنعكس في معدل الفائدة الحالي، وهذه النتيجة ترجمت من قبله كدليل لدراسة الأسواق الكفؤة ولذلك اختلفت دراسته عن النماذج التي ناقشت في تحليلها التوقعات التضخمية إذ رفضت هذه النظرية استنتاجات (Fisher) في تركيب التأخر الموزع في تشكيل التوقعات التضخمية. وافترض عوضاً عن ذلك، بان هناك متنبئين عقلانيين (Rational Forecasters) يستخدمون كل المعلومات المتاحة (المتوفرة) في تشكيل توقعات السعر.

أعاد (fama) كتابة معادلة (Fisher) على النحو الآتي:

$$i_t = C + \mathrm{E}\left(\tilde{\pi}_t / \ \Phi_t\right) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

إذ أن:

Φ : مجموعة المعلومات المتاحة في الزمن (t).

---

[1] تعني عبارة (from now Forevet) بان معدل التضخم يعتمد دائماً على توقعات الأفراد حول السياسة الحكومية، للمزيد راجع:

Frederic S. Mishkin, The Economic of Money… Op. Cit, P. 195.

[2] E. Fama, "short-term Interest Rates as Predictors of Future inflation," American Economic Review, Vol. 65, June, 1975, PP. 269-282.

$\tilde{\pi}_t$: متغير عشوائي لكل معدلات التضخم الممكنة في الزمن (t) إلى (t+1).

وبإعادة ترتيب المعادلة (1) نحصل على:

$$\pi_t = \mathrm{E}(\tilde{\pi}_t / \ \Phi) = \mathrm{E}(\tilde{\pi} / \ i_t) = i_t - C \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

وبمقارنة التأخر الموزع لدالة التوقعات المذكورة في أدناه:

$$\pi_t = a_\circ + \sum_{i=1} a_i \dot{P}_{t-1} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (3)$$

فإذا كانت صيغة التأخر الموزع صحيحة، وجب أن تكون كل المعلومات حول معدل التضخم المستقبلي في الزمن (t)، متضمنة في التأخر الموزع كذلك.

واختبر (fama) معادلة (fisher) الآتية:

$$i_t = C + \sum_{i=1}^{n} a_1 \dot{P}_{t-1} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (4)$$

ومعادلة(4) هي نموذج الانحدار العام المستخدم في معظم الدراسات عن معادلة (Fisher) وللمدة (1953-1972) وباستخدام بيانات اذونات الخزانة لشهر واحد كمتغير نائب (Proxy) عن معدلات الفائدة الشهرية، والمعدل الشهري للتغير في (CPI). وهو بذلك اختبر الفرضية الشائعة، التي تذكر بان اذونات الخزينة الحكومية الأمريكية (U. S Government Treasury Bill Market) كانت كفوءة والعائد الحقيقي لـ (1-6) شهر لاذونات الخزينة ثابتة ضمن إطار التوقعات العقلانية.

وحسب (Fama) الارتباط الذاتي لعينة الدراسة (Auto Correlations) للتغيرات المتوقعة في القوة الشرائية والتأخر في العائد الحقيقي للمدة (كانون الثاني 1953- حزيران 1971) وكان مقداره (0.86). مما جعله يعيد تقدير نموذج الانحدار بأخذ المشتقة الأولى (تفاضل)، أي:

$$\Delta i_t = i_t - i_{t-1} = C + \sum_{i=1}^{n} r_i \dot{P}_{t-1} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (5)$$

وكان الارتباط الذاتي للعينة المقدرة بالنسبة لمعدل العائد الحقيقي مختلفة وضعيفة جداً وتقترب من الصفر، ومتسقة مع فرضية إن المعدل الحقيقي ثابت. والخلاصة النهائية إن أي تغير

في معدل الفائدة الاسمية للمدة (1953-1972)، كان ناتجاً للتغير في معدل التضخم المتوقع، وان معدلات التضخم السابقة كان لها تأثير ضئيل جداً في مجموعة المعلومات المتاحة. [1]

ونفذ (Fama) عدة اختبارات لمعادلة (Fisher) لمدة أطول أجلا أقصاها (6) اشهر، وجاءت النتائج بان السوق استخدمت كل المعلومات المتوفرة حول التضخم في وضع المعدلات الاسمية للفائدة، وهذا يدعم فرضية السوق الكفوءة.

اختبرت نتائج (Fama) من (Hess,Bicksler) عام 1975 و (Joines) عام 1977 و(Carlson) عام 1977، وباستخدام تكاليف المعيشة لبيانات (CPI) للمدة (1953-1971)، وجاءت النتائج برفض نتيجة (Fama) المتعلقة بان أسعار الفائدة قصيرة الأجل كانت تنبؤاً كفوءاً عن معدلات التضخم اللاحقة.

قدم (Carlson) متغير الدورة الاقتصادية إلى معادلة انحدار (Fama) وبإدماج هذا المتغير في المعادلة، فان معامل معدل الفائدة في نموذج (Fama) وجد منحرفاً بشكل ملحوظ، الأمر الذي قاده للاستنتاج: أن تلك المعلومات حول التضخم لم تدمج بالكامل في معدلات الفائدة المعكوسة في هذه النسبة[2].

ولاحظ (Joines) نمطاً موسمياً في أخطاء التنبؤ بمعدل التضخم مستعملاً من (Fama) وأشار إلى عدم دقة بيانات المعدل المستخدمة من قبله. [3].

استخدم (Hess,Bicksler) طريقة (Box-Jenkins) لبناء سلسلة زمنية للتنبؤ بالتضخم مستندة إلى النسب الماضية للتضخم. وانحدار معدل التضخم على سعر الفائدة ومعدل التضخم المقدّر ينتج معامل لاصفري (Non-Zero) للتضخم المقدّر. وأشارا إلى أن المعلومات التي احتوت معدل التضخم غير مجسدة في معدل الفائدة[4].

---

[1] Ibid, P. 529.

[2] J. Carlson, "short term Interest Rates as predictors of inflation : Comment," American Economic Review, 67, 1977, PP. 469- 475.

[3] D. Joines, "short term Interest Rates as predictors of inflation, American Economic Review, 67, 1977, PP. 476-481.

[4] J. Hess, L. Bicksler, "Capital Asset Prices Versus time series models as Predictors of inflation, Journal of Financial Economics, Vol. 2, 1979, PP. 341-360.

الفصل الثامن

التوقعات ومنحنى Phillips

أولا : - منحنى Phillips في الأجل القصير

تعود جذور تحليل منحنى Phillips إلى تحليل (Hume) عام 1741 الذي بيّن أن تغيرات الأجور والأسعار ستكون سبباً قي تغير مستويات الإنتاج والبطالة بشكل واضح[1]. وفي عام 1926 فسر الاقتصادي الأمريكي (Irving Fisher) سلوك الأجور النقدية مشيراً إلى أن حالة التضخم في الاقتصاد يلازمها مستوى منخفض من البطالة في حين ارتفاع مستوى البطالة يرافقه حالة من الكساد، أطلق على تحليله اسم أثر(Fisher) [2].

ثم طور الاقتصادي البريطاني (Alban William Phillips) في عام 1958 رسم بياني يصور علاقة - وليس قانون - تنص على انه كلما انخفض معدل البطالة في الاقتصاد زادت نسبة التغير في الأجور التي تدفع لليد العاملة في ذلك الاقتصاد، أطلق على هذه العلاقة اسم منحنى (Phillips)، هذا المنحنى يعرض المعدل السنوي للنمو في الأجر الاسمي أو تضخم الأجور في الاقتصاد البريطاني للمدة من (1861-1957) مقابل معدل البطالة ووجد أن العلاقة عكسية، وقد أكد ذلك لعدد من البلدان الأخرى.

واستمرت التفسيرات المبكرة في هذه العلاقة العكسية أو المقايضة التي تركز على حالة سوق العمل التي تفسر تغيرات الطلب الكلي (مجموع ما يطلبه الناس من السلع والخدمات)، بحيث ارتفاع البطالة يعني ضعف الطلب على السلع، وضعف الطلب مؤشر على ضعف النمو الاقتصادي وهذا بدوره يعني إن الإرباح متدنية ولا يغري بزيادة الأجور والعكس مع ارتفاع الطلب الكلي، فأن المنتجين يوظفون المزيد من القوى العاملة ليتمكنوا من زيادة الإنتاج وزيادة

---

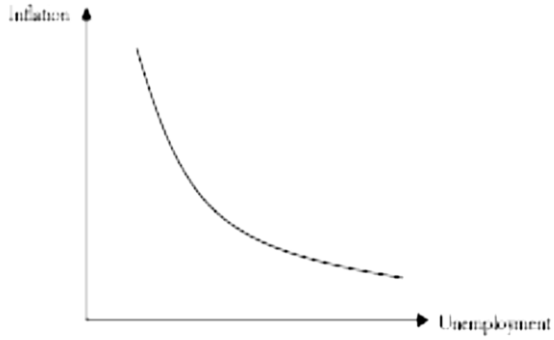
(1) Edmund S. Phelps , Phillips Curves , Expectations of Inflation and Optimal Employment Over Time , Economics , ISSUE 135 , 19،79 p 81.

(2) Ibid , 83 .

الطلب على العمل تتسبب في رفع أجور العمال وهذا بدوره يعمل على ارتفاع تكاليف الإنتاج وهذا يتسبب في رفع أسعار المنتجات من سلع وخدمات.

شكل (20)

منحنى Phillips في الأجل القصير



يعرض الشكل (20) الرسم البياني لمنحنى Phillips معدل البطالة على المحور الأفقي ومعدل التضخم أو معدل التغير في الأجور النقدية على المحور العمودي، وطبقاً للتحليل السابق ينحدر المنحنى سلبياً مفسراً العلاقة العكسية بين التضخم والبطالة التي تشير إلى أن ارتفاع معدلات التضخم تقترن مع انخفاض معدلات البطالة وبالعكس. وهذا يجعل الحكومة تقرر سياستها لمواجهة أي من الظاهرتين من خلال استخدام أدواتها المالية والنقدية لزيادة الطلب.

ويمكن وصف العلاقة الموجودة في منحنى Phillips بالصيغة الجبرية التالية:

$$g_w = \frac{W - W_{-1}}{W_{-1}} \quad .....(1)$$

حيث أن:

g_w : تشير إلى معدل تضخم الأجر.

W : تشير الأجور في فترة زمنية معينة.

W_{-1} : الأجور في فترة زمنية سابقة.

ثانياً. وجهات النظر المفسرة لمنحنى Phillips

من حيث المبدأ وجهات النظر الأولية كانت تستخدم العلاقة المذكورة أنفا للتخفيف من الدورات الاقتصادية أو التذبذب في المقاييس الكلية للإنتاج والعمالة، بعبارة أخرى أدق أن واضعي السياسة سيكون من شأنهم تخفيف تلك التقلبات من خلال تحليل التحركات قصيرة المدى فيما بين متغيرات الاقتصاد الكلي. ولكن ما هي المنهجية التي يمكن أن تستخدمها سياسات الاقتصاد الكلي للوصول إلى ذلك الهدف. سيتم التعرف على هذا من خلال عرض وجهات النظر المفسرة للمنحنى.

1. التوقعات الساكنة

الأساس المنطقي لوجهة نظر (Keynes) هو إن الأجور تكون غير مرنة(*) بسبب العقود طويلة الأجل التي تربط بين العمال والمنشآت وهذا يجعل الأجور لا تعدل فوراً لتخلق حالة الاستخدام التام.

وحسب العلاقة العكسية بين التضخم والبطالة $g_w = -\varepsilon(U - U^*)$ ، تبقى الأجور منخفضة عندما يزداد معدل البطالة (U) عن المعدل الطبيعي (U^*) أي ($U > U*$) وبالعكس[1].

وعلى افتراض أن هناك زيادة في الطلب على سلعة أو خدمة نسبياً عن عرضها سنتوقع زيادة في الأسعار ومعدل الإرباح يصبح أكبر فأكبر كلما زاد فائض الطلب، وبالمقابل عندما ينخفض الطلب نسبياً عن العرض نتوقع هبوط في الأسعار ومعدل الهبوط سيكون اكبر فاكبر كلما زاد نقصان الطلب.

ويبدو إن هذا المبدأ يعمل على واحدة من العوامل التي تحدد معدل التغير في معدلات الأجر النقدي وهي سعر خدمات اليد العاملة. وعندما يرتفع الطلب على العمل ويكون هناك

(*) هناك تفسيرات عدة للأجور غير المرنة : المعلومات غير التامة، مشكلة التنسيق، الأجور الكفؤة، كلفة تغير الأسعار، النموذج الداخلي والخارجي . للمزيد من التفاصيل انظر :

- Rudiger Dornbusch and Stanley Fischer, Macroeconomics , ……..……,Op.Cit , pp 219-224.

([1]) Robert L. and Leonard A. R. , Real Wage , Employment and Inflation , Journal of Political Economy , 77 , (September / October) 1977 , pp 723 - 724 .

عدد قليل جداً من العاطلين ينبغي لنا أن نتوقع إن أرباب العمل يطالبون برفع معدل الأجر وهكذا جميع المنشآت تبدأ باستمرار عرض معدلات الأجر لترتفع قليلاً عن السائد لتجذب اليد العاملة من المنشآت والصناعات الأخرى.

$$w \equiv \frac{\dot{W}}{W} = f(U) \quad f'(U) < 0 \qquad .....(2)$$

حيث أن:

w : النسبة المئوية لمعدل التغير في الأجور النقدية ويمكن أن يشير إلى تضخم الأجور النقدية

W: تمثل مستوى الأجور النقدية

U: تمثل معدل البطالة

فإذا كان الناتج الحدي للعمل مساوي للكلفة الحدية يمكن القول إن الأجور تساوي الإنتاجية الحدية للعمل

$$W = MPL \qquad .....(3)$$

وإذا أضيف (P) إلى الجانب الأيمن ليصبح

$$W = \mathrm{P} \cdot MPL \qquad .....(4)$$

وبما أن الإنتاجية الحدية للعمل يمكن أن تساوي إلى ($MPL = \mathrm{Y}/\mathrm{N}$) لذا يمكن الاستعاضة عنها في معادلة (4) لتصبح على النحو التالي

$$W = \frac{\mathrm{P\,Y}}{\mathrm{N}} \qquad .....(5)$$

ومنها (6) $\mathrm{P} = \dfrac{W\,\mathrm{N}}{\mathrm{Y}}$ .....

إذا تم إضافة الزمن المشتق من ($\dot{\mathrm{P}}$) وقسمته على (P)، يصبح بالامكان إيجاد النسبة المئوية للتغير في (P) التضخم

$$\mathrm{P} = \frac{\dot{\mathrm{P}}}{\mathrm{P}} = \frac{(W\mathrm{N}/Y)'}{(W\mathrm{N}/Y)} = \frac{(\dot{W}\mathrm{N} + \dot{\mathrm{N}}W)Y - \dot{Y}(W\,\mathrm{N})}{Y^2} \frac{Y}{W\,\mathrm{N}} \qquad .....(7)$$

وباستخدام بعض المعالجات

$$P \equiv \frac{\dot{P}}{P} = \frac{\left(\dot{W}N + \dot{N}W\right)}{WN} - \frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{W}}{W} + \frac{\dot{N}}{N} - \frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{W}}{W} + \left(\frac{\dot{N}}{Y}\right) / \left(\frac{N}{Y}\right) \quad \text{.....(8)}$$

الحد الأخير من معادلة (8) هو معدل النمو لـ (N/Y) لذلك فأن نمو إنتاجية العمل في أشارة سالبة (بسبب الخواص اللوغاتيمية) سوف يدلنا على نمو إنتاجية العمل مع (ρ).

$$P = W - \rho \quad \text{.....(9)}$$

ومن خلال استخدام منحنى Phillips البسيط

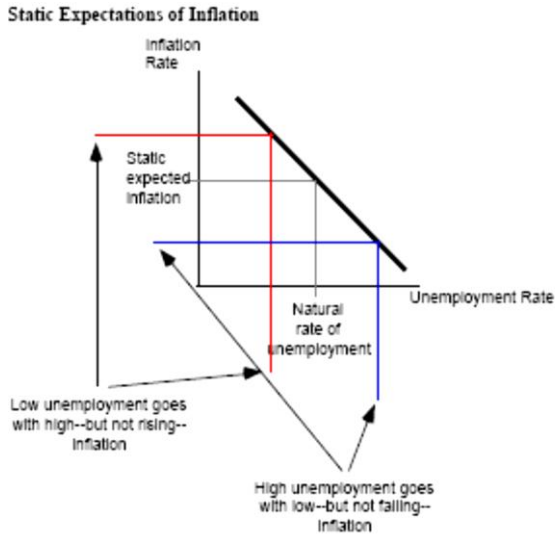
$$P = f(U) - \rho \quad \text{.....(10)}$$

ونظراً لثبات التوقعات التضخمية فمن الممكن زيادة (نقصان) الطلب الكلي من اجل الحد من البطالة (زيادة التضخم). وبما إن توقعات التضخم ساكنة من وجهة نظر (Keynes) فأن التضخم المتوقع لا يتغير أبدا والأفراد لن يعدلوا أفكارهم حول التضخم، وسيكون هناك بعض السنوات تكون فيها نسبة البطالة منخفضة نسبياً ونسبة التضخم مرتفعة نسبياً في حين هناك سنوات أخرى فيها معدلات البطالة مرتفعة نسبياً والتضخم أقل.

وبالنتيجة ما دامت توقعات التضخم ساكنة (والمعدل الطبيعي للبطالة دون تغير) فأن العلاقة بين التضخم والبطالة سوف لن تتغير من سنة لأخرى وأن الفجوة بين التضخم الفعلي والمتوقع يمكن أن تنمو بشكل اعتباطي مما يؤثر على الاقتصاد.

شكل (21)

منحنى Phillips في حالة التوقعات الساكنة



Source:- J.Bradford Delong , The Phillips Curve and Expectation , Journal of Monetary Economics 2 , 2002 , p120.

في هذه الحالة الاقتصاد يتحرك إلى الأعلى باتجاه اليسار والى الأسفل باتجاه اليمين على طول منحنى Phillips دون أن يحدث انتقال للمنحنى. وإذا كانت معدلات التضخم منخفضة ومستقرة من المحتمل أن يعتقد رجال الأعمال إنها ساكنة أو إذا كانت متنوعة ولكن العمال ورجال الأعمال متجاهلين ذلك تماماً فان معدلات التضخم في السنة الماضية هي خير دليل على تضخم السنة الحالية مفترضين أن توقعات التضخم لهذه السنة ستكون على غرار العام الماضي. وكما يوضحه الشكل (21).

إن أهمية منحنى Phillips من وجهة نظر(Keynes) تتلخص في إمكانية استغلال العلاقة الموجودة فيه للحد من البطالة بصورة مؤقتة، لان صانعي السياسة لا يمكنهم المحافظة على جعل معدل البطالة دائماً دون المعدل الطبيعي باستخدام حلول إدامة ارتفاع معدل التضخم إنما لديهم بعض القدرة في الأجل القصير على الأقل على خلق تضخم غير متوقع

وبالتالي يجعل البطالة اقل من المعدل الطبيعي ومن المتوقع أن معدل التضخم الموجود في منحنى Phillips يحدث مع الوقت الأسعار غير المرنة في الاقتصاد مسببة رفع الطلب الكلي فوق المستوى المتوقع لتجعل الأسعار تعكس المعلومات الجديدة بالكامل وفي أثناء ذلك هناك بعض الأسعار تعكس المعلومات القديمة ويصبح معدل التضخم أعلى من معدل التضخم المتوقع واستجابة لزيادة التضخم ربما تبقى البطالة أسفل المعدل الطبيعي لبعض الوقت[1].

2. التوقعات التكيفية

قدم كل من (Milton Friedman و Edmund Phelps) عام 1968 حجتهم بأن كلمة النقود في منحنى Phillips الأصلي ينبغي الاستعاضة عنها بكلمة الحقيقي وذكروا أن الأجور الحقيقية ترتفع (تهبط) عندما يكون هناك زيادة في الطلب على العمل (فائض العرض). ووفقاً لحجة (Phelps – Friedman) يكون الجانب الأيسر من معادلة (2) ينبغي أن تمثل معدل التغير في الأجور الحقيقية (W / P) بدلاً من معدل التغير في الأجور النقدية (W)، لذا يمكن كتابة المفهوم الذي ادخل حديثاً باستخدام المبدأ المستند على منحنى Phillips على النحو التالي:

$$W_t - \alpha_2 P_t = \alpha_0 + \alpha_1 U_t \quad .....(11)$$

هنا يفترض أن تكون (α_2) مساوية للواحد ولكن القيمة الفعلية لـ (P_t) لا يمكن أن تكون معروفة في الماضي ولكن يمكن أن تكون مقدرة، وهكذا توسع منحنى Phillips باستخدام التوقعات التضخمية (P_t^*) وهذا يعني أن (P_t) في معادلة (11) لا بد من الاستعاضة عنها بـ (P_t^*)، وإذا تم الاعتماد على معدل التضخم المتوقع لمنحنى Phillips تتغير المعادلة السابقة إلى

$$W_t = \alpha_0 + \alpha_1 U_t + \alpha_2 P_t^* \quad .....(12)$$

وفي هذه الصيغة (α_1) تمثل الميل و ($\alpha_0, \alpha_2 P_t^*$) المفاهيم التي اعترضت منحنى Phillips التقليدي من قبل (Phelps)(*). إذ عارض الآراء السابقة عن العلاقة بين التضخم والبطالة مشيراً إلى أن التضخم لا يعتمد على البطالة فقط ولكن كذلك على توقعات المنشآت والعاملين بزيادة الأسعار والأجور وصاغ نموذجه الأول والمعروف باسم منحنى Phillips المعتمد على التوقعات (Expectation –Augmented Phillips Curve) مؤداه أن منحنى

---

(1) Alan G. , Phillips Curve , Journal of Financial Economics , Vol.12, 2001, p201 .

(*) أستاذ الاقتصاد الأمريكي بجامعة كولومبيا، حاصل على جائزة نوبل للاقتصاد عام 2006 .

Phillips قصير الأجل يعتمد على مجموعة من التوقعات التضخمية من قبل المشاركين في السوق ويرتبط انتقال المنحنى بتغير التوقعات[1].

التعويض عن قيمة (W) في معادلة (12) عن ما يساويها في معادلة (9) ينتج:

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 U_t + \alpha_2 P_t^* - \rho \quad .....(13)$$

هذه المعادلة تصف المقايضة في الأجل القصير بين معدل التضخم الحالي والبطالة لتعطي المستوى المتوقع للتضخم.

وفي هذا المجال افترض (Phelps) أن زيادة البطالة نقطة مئوية واحدة تؤدي إلى زيادة التضخم المتوقع الذي يقود إلى زيادة في التضخم الفعلي نقطة مئوية واحدة[2]. هذه الفرضية حظيت بدعم ملموس خاصة بعد تطبيقها في العديد من الدراسات التطبيقية.

وفي دراسة لاحقة له لتفسير نفس النموذج والمعطى في الصيغة الرياضية آلاتية[3]

$$(dD/dt)/D = (dp/dt)/p + (dY/dt)/Y \quad .....(1)$$

حيث إن

D : الطلب الكلي الاسمي

$g_p = g_D = dD/dt/D$: تشير إلى التضخم، عليه يمكن أعادة كتابة المعادلة على النحو التالي

$$\pi = g_P = g_D - g_Y \quad .....(2)$$

تضخم الأسعار يمكن أن يشتق من خلال نمو الطلب الاسمي (g_D) والناتج / نمو الإنتاجية (g_Y). هذا النموذج يقترح أن تضخم الأجور يرتبط سلبياً مع معدل البطالة (حيث $h' < 0$) وايجابياً مع نمو الإنتاجية ($\alpha > 0$) والتضخم المتوقع ($\beta > 0$)

$$g_W = h(U) + \alpha g_Y + \beta \pi^e \quad .....(3)$$

([1]) باري سيجل، النقود والبنوك والمصارف – وجهة نظر النقوديون، ترجمة الدكتور طه عبد الله منصور و الدكتور عبد الفتاح عبد الرحمن عبد المجيد، دار المريخ للنشر، الرياض، 1987، ص 640 .

([2]) Edmund S. Phelps , Optimal Monetary Policy Inertia , Paper Economic , Princeton University , 1999 , p25 .

([3]) www. The Expectation – Augmented Phillips Curve . com .

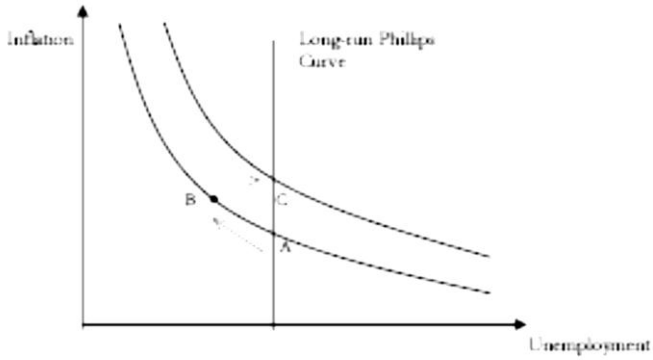
بافتراض أن نمو الإنتاجية مساوي للصفر($g_Y = 0$) في هـذه الحالـة ($g_W = \pi$) وبـذلك نلاحظ إن الأجر الحقيقي ثابت وتصبح المعادلة الأخيرة على النحو التالي

$$\pi = g(U) + \beta\pi^e \quad \text{.....(4)}$$

هذه المعادلة ببساطة هي الصيغة الرياضية لمنحنى Phillips المعتمد على التوقعات، حيـث (β) هي سرعة تعديل التوقعات طبقاً للتجارب الفعلية، لهذا إذا كان التضخم المتوقع مسـاوي للصفر ($\pi^e = 0$) فأن الصيغة القديمة للمنحنى لا تـتغير، أمـا إذا كانـت التوقعـات التضـخمية ايجابية ($\pi^e > 0$) فأن المنحنى ينتقل إلى الأعلى، وكما يوضحه الشكل (22).

شكل (22)

منحنى Phillips المعتمد على التوقعات



Source:- E. Phelps , Phillips Curve Expectation of Inflation and Optimal Unemployment Over time , Economics , ISSUE 135 , 1967,p83.

إلى جانب ذلك بين (Phelps) انه من الطبيعي وجود نسـبة مـن البطالـة حتـى في غيـاب المقايضة بين التضخم والبطالة في الأجـل القصـير ضـمن مفهـوم الـنيرو (Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment) أو معدل البطالة غـير المتسـارع، وهـو مفهـوم مـرادف لنظرية المعدل الطبيعي للبطالة، فإذا كانت هذه النسبة متسقة مع التضخم المستمر (الثابـت) فـأن الصدمات النقدية الانكماشية تجعل معدل البطالة فـوق مسـتوى (NAIRU) ومعـدل التضـخم

سوف ينخفض وبالعكس في الصدمات النقدية التوسعية[1]. وهذا يضمن إمكانية تخفيض البطالة أو تزايد التضخم بشكل مؤقت وليس دائمي، وفي هذا المجال أشار (Phelps) أن الاستخدام العملي لنموذج (NAIRU) يفسر الكساد الاقتصادي[2]، وهو بهذا يتغلب على منحنى Phillips التقليدي.

وهناك نتائج ضمنية مهمة لمنحنى Phillips المعتمد على التوقعات أهمها[3]:

- استخدام التضخم لتحفيز الاقتصاد هو في النهاية خداع للنفس حيث يتعادل التضخم المتوقع مع التضخم الفعلي أجلا أم عاجلاً.
- أية محاولة لإبقاء البطالة دون المعدل الطبيعي سوف يؤدي إلى زيادة سرعة التضخم.

والجدير بالذكر أن تحليل منحنى Phillips ضمن وجهة نظر النقوديون استندت على التوقعات التكيفية طالما إن معدلات التضخم لا تتغير إلا بشكل بطئ لذا يمكن كتابة منحنى Phillips على النحو التالي:

$$\pi_t = \pi_{t-1} - \beta(U_t - U^*) + \varepsilon_t \quad .....(5)$$

حيث (π_{t-1}) يقف في مكان (π_t^e) لان التضخم المتوقع يساوي التضخم في السنة الماضية.

وفي ظل هذه المجموعة من التوقعات التكيفية فأن منحنى Phillips سوف ينتقل إلى الأعلى أو إلى الأسفل استناداً إلى ما إذا كان معدل التضخم في السنة الماضية مرتفعاً أو منخفضاً عن السنة السابقة وضمن هذا الإطار يتسارع معدل التضخم عندما البطالة هي اقل من المعدل الطبيعي ويتناقص عندما معدل البطالة اكبر من المعدل الطبيعي ولهذا يطلق على منحنى Phillips أحيانا باسم منحنى Phillips المتسارع (Accelerating)[4].

بافتراض أن الحكومة تحاول إبقاء البطالة إلى مادون المعدل الطبيعي لها، التضخم سنة بعد أخرى أعلى من التضخم المتوقع وسنة بعد سنة التضخم المتوقع سوف يرتفع فإذا قامت

([1]) Edmund S. Phelps , Phillips Curves , Expectations of Inflation and Optimal Employment Over Time …….Opcit , p 84 .

([2]) Ibid , p 87 .

([3]) باري سيجل، النقود والبنوك والمصارف، مصدر سابق، ص 619 .

([4]) Robert L. and Leonard A. R. , Real Wage , Employment and Inflation …….. Op.Cit . p729 .

الحكومة بتخفيض معدل البطالة نقطتين مئوية (2٪) اقل من المعـدل الطبيعـي، المعلمـة (β) في منحنى Phillips هي (1 /2) وكان معدل التضخم (4٪) وبما أن معدل التضخم المتوقـع في كـل سنة هو معدل التضخم الفعلي في العام الماضي يمكن القول إن معدل التضخم يحسـب بالشـكل التالي:

$$\pi_{t-1} + \beta \times 2 = \pi_t$$

معدل التضخم لهذه السنة سيكون $4 + 1/2 \times 2 = 5$

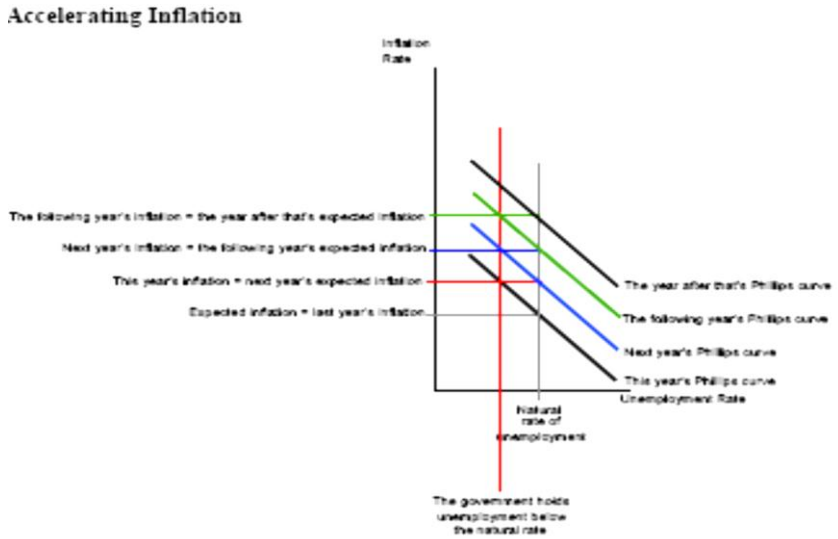
وللسنة المقبلة $5 + 1/2 \times 2 = 6$

بعد سنة $6 + 1/2 \times 2 = 7$

والشكل (23) يعرض التضخم المتسارع (Accelerating Inflation).

شكل (23)

منحنى Phillips في ظل فرضية التضخم المتسارع



Source:- J. Bradford Delong , The Phillips Curve and Expectation , Journal of Monetary Economics 2 , 2002 , p223.

وهكذا طالما التوقعات عن التضخم تبقى تكيفية سوف يزداد التضخم بنسبة (1٪) سنوياً لكن التوقعات التضخمية لن تبقى تكيفية إذا بقي معدل التضخم محافظاً على ارتفاعه.

التوقعات العقلانية

أ- انتقادات نظرية التوقعات العقلانية الموجهة إلى منحنى Phillips

أولا: انه علاقة إحصائية بحته.

ثانياً: ليس هناك صلة واضحة عن نظريات الاقتصاد الجزئي لسلوك الأفراد،الشركات،الأسر.

ثالثاً: لم تكن هناك نظرية عن الحد الأدنى الممكن من البطالة.

رابعاً: من المتفق عليه عموماً إن معدل البطالة لا يمكن أن يتحول إلى نقطة الصفر ولكن ليس هناك مفهوم واضح عند أي مستوى تكون البطالة تتفق مع التوازن في سوق العمل.

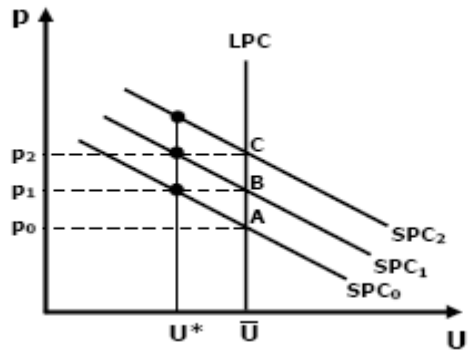
خامساً: اعتماده على التوقعات الساكنة أو التكيفية لا يسمح للخبراء استخدام المعلومات على النحو الامثل إضافة إلى كونها غير دقيقة في تشكيل التوقعات.

ب. وجهة نظر التوقعات القعلانية

حسب وجهة نظر التوقعات العقلانية المستندة على استخدام المعلومات بالشكل الكفؤ واستبعاد العمل بنظام الأخطاء في التنبؤات يجعل النتائج مقنعة من ناحية، ومن ناحية أخرى فأن الناس تكيف توقعاتها بشكل متزامن مع السياسات الحكومية وبذلك لا يمكن أن تكون معدلات البطالة أسفل معدل (NAIRU) لان السياسات التوسعية تدفع الناس لطلب أجور مرتفعة ولان التوقعات التضخمية تساوي ما حدث فعلاً والأخطاء هي مؤقتة وثانوية. ومن الشكل (24) نلاحظ الأتي:

شكل (24)

انتقال منحنى Phillips في الأجل القصير



Source:- J. Bradford Delong , The Phillips Curve and Expectation , Journal of Monetary Economics 2 , 2002 , p 229.

إن صناع السياسة بأمكانهم تخفيض معدل البطالة بشكل مؤقت من خلال السياسة التوسعية طبقاً لمفهوم (NAIRU) واستغلال هذه المقايضة سيرفع من التوقعات التضخمية وينقل منحنىPhillips في الأجل القصير إلى الأعلى إلى منحنى جديد ويتحرك التوازن من (B إلى C) وبذلك انخفاض البطالة سيكون مؤقت والنتيجة هي ارتفاع في معدلات التضخم فقط.

نستنتج انه في ظل التوقعات العقلانية ليس هناك على المدى القصير أي تغيرات ما لم تكن السياسة مفاجئة تماماً.

ثالثاً: الانتقال من الأجل القصير إلى الأجل الطويل

في فترة السبعينات اختفت المقايضة الظاهرة على منحنى Phillips في الأجل القصير وأصبح بدلاً من ذلك وجود أكثر من منحنى واحد فهناك ثمة تبادل فهو ليس صفة دائمة ومستمرة بل كانت مؤقتة بعد الوجود المتزامن لما يعرف بالتضخم ألركودي (Stagflation).

1. وجهة نظر النقوديون:

ارتبطت الأفكار المتعلقة بمنحنى (Phillips) في الأجل الطويل حسب تأكيد (Friedman) عام 1968 بالمعدل الطبيعي للبطالة وان الابتعاد عن هذا المستوى لا يمكن أن يكون صفة دائمة ومستمرة حتى وان كانت كلفة ذلك ارتفاع معدل التضخم، والسبب الوحيد

الذي يبتعد فيه الاقتصاد عن المعدل الطبيعي للبطالة هو خطأ العمال في تقديرهم للتضخم المتوقع مما يجعل الزيادة في الأجور الاسمية فقط.

وبما أن مدة الأجل الطويل كافية ليعدل الناس توقعاتهم عن التضخم بشكل كامل تصبح المقايضة المستدامة بين التضخم والبطالة تمثل بخط عمودي. ووفقاً لهذا تصبح معادلة منحنى Phillips في الأجل الطويل على النحو التالي[1]:

$$P_t = \alpha_0 - \rho + \alpha_1 U_t + \alpha_2 P_{t-1} \quad .....(1)$$

فإذا كانت ($\alpha_2 = 1$) تصبح المعادلة

$$\alpha_0 - \rho + \alpha_1 U_t = 0 \quad .....(2)$$

حل المعادلة الأخيرة يعطي المعدل الطبيعي للبطالة

$$\overline{U} = \frac{\rho - \alpha_0}{\alpha_1} \quad .....(3)$$

فإذا أرادت الحكومة تغير معدل البطالة الطبيعي في المدى الطويل عليها فقط تغير(ρ, α_0 أو α_1) عليه يمكن إعادة كتابة المعادلة (1) لتصبح

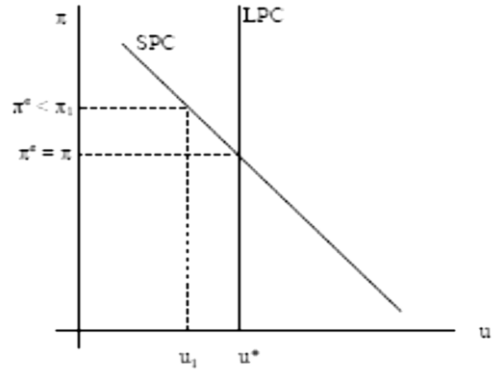
$$P_t - P_{t-1} = \alpha_1 (U_t - \overline{U}) \quad , \alpha_1 < 0 \quad .....(4)$$

والشكل البياني (25) يعرض منحنى Phillips في الأجل الطويل، حيث معدل البطالة يساوي المعدل الطبيعي لها والتوقعات التضخمية مساوية للتضخم الفعلي.

([1]) Clarence W. Nelson , Rational Expectation and Phillips Curve , Journal of Financial Economics , Vol. 33, 2003 , p86 .

شكل (25)

منحنى Phillips في الأجلين القصير و الطويل



Source:- E. Phelps , Phillips Curve Expectation of Inflation and Optimal .Unemployment time , Economics , issue 135 , 1979, p 45

الاختلال في التوازن يمثل من خلال موقع المعدل الفعلي للبطالة أسفل المعدل الطبيعي ومعدل التضخم الفعلي مرتفع عن التوقعات التضخمية ($\pi > \pi^e$) مع ارتفاع معدل التضخم، المعدل الطبيعي للبطالة في الواقع مستقلاً عن التضخم في هذه الحالة يفترض أن يكون المنحنى على شكل عمودي. وكما يوضحه الشكل (25).

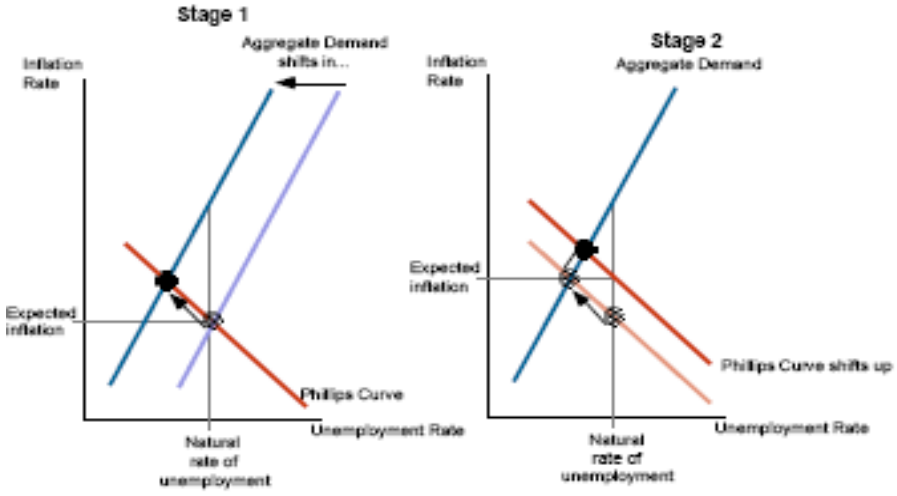
يتفق الكينزيون مع النقوديون على أن التغيرات في عرض النقد سوف لن تؤثر في الأجل الطويل على المتغيرات الحقيقية وبضمنها (البطالة) وهذا ما دعا للقول إن منحنى (Phillips) في الأجل الطويل يحمل مفهوم الحياد النقدي بشكل عميق مشيراً إلى إن التغيرات في معدل النمو النقدي تقود إلى تغيرات في معدل التضخم كما وليس لها أثار حقيقية. وان التوقعات التضخمية إذا انحرفت عن المعدل الفعلي للتضخم سينحرف الناتج الحقيقي الفعلي عن الناتج المحتمل وينحرف المعدل الفعلي للبطالة عن المعدل الطبيعي. على هذا الأساس إذا أنتهج الاقتصاد سياسة توسعية للتأثير على الطلب الكلي تحدث الحالات التالية:

الحالة الأولى: التوسع بالصدمة الأولى تنقل منحنى الطلب الكلي إلى اليسار مولداً هبوط في معدل البطالة ويزداد الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ويرتفع التضخم.

الحالة الثانية: العمال والمدراء والمستثمرين سترتفع توقعاتهم التضخمية ويتحول منحنى Phillips إلى الأعلى ليصل إلى الفرق ما بين التضخم الفعلي والمتوقع في الحالة الأولى.

شكل (A -26)

التوقعات التكيفية في الأجل الطويل / الحالة الأولى والثانية



Source:- J. Bradford Delong , The Phillips Curve and Expectation , Journal of Monetary Economics 2 , 2002 , p242.

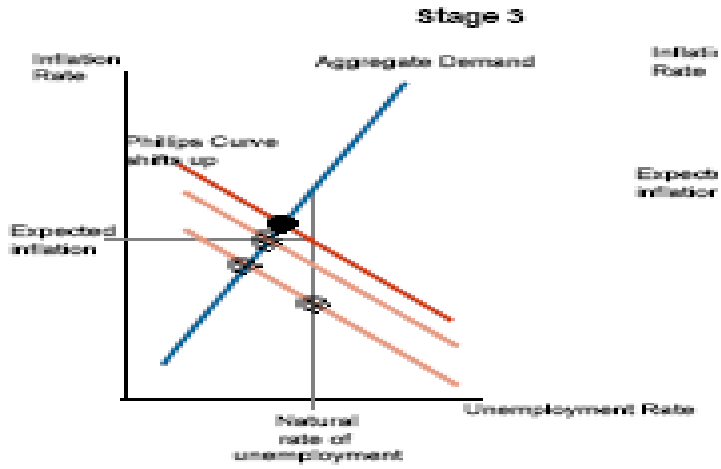
إذا كان الطلب الكلي ليس له علاقة بالتحول على منحنى Phillips وبين الحالتين الأولى والثانية ترتفع البطالة ويهبط (*GDP*) الحقيقي ويرتفع التضخم.

الحالة الثالثة:

العمال والمدراء والمستثمرين يغيروا نظرتهم عن توقعاتهم التضخمية، ارتفاع التوقعات التضخمية تنقل منحنىPhillips إلى الأعلى ليصل إلى الفرق ما بين التضخم الفعلي والمتوقع في الحالة الثانية. وإذا كان الطلب الكلي ليس له علاقة بالتحول على منحنى Phillips وبين الحالتين الثانية والثالثة، ترتفع البطالة ويهبط (*GDP*) الحقيقي ويرتفع التضخم.

شكل (B – 26) / الحالة الثالثة

التوقعات التكيفية في الأجل الطويل



Source:- J. Bradford Delong , The Phillips Curve and Expectation , Journal of Monetary Economics 2 , 2002 , p244.

ومع مرور الوقت الفجوات بين التضخم الفعلي والمتوقع، وبين (*GDP*) الحقيقي والناتج المحتمل وبين معدل البطالة الفعلي والمعدل الطبيعي تتقلص وتتجه إلى الصفر.

مما سبق نستنتج انه في ظل التوقعات التكيفية الانتقال في السياسة له أثار قوية على البطالة والإنتاج ولكن هذه الآثار تختفي ببطء على مر الزمن ولن تستمر طويلاً.

2 – وجهة نظر التوقعات العقلانية[1]

لاقت أفكار (Robert Lucas) اهتماماً بالغاً من غالبية خبراء الاقتصاد خاصة بعد صدمة أسعار النفط عام 1973 وعدم قدرة نموذج منحنى Phillips على تفسير سبب الكساد العظيم الذي رافقه مزيج من انخفاض الناتج وارتفاع التضخم والذي أصبح معروفاً بالتضخم ألركودي. علل (Lucas) سبب فشل منحنى Phillips المقدر استخدامه لبيانات الماضي ويأخذ السياسة نظام معطى مما سبب توقف التوقعات عن العمل، وأحد الآثار المترتبة على هذا إهماله ردود فعل القطاع العائلي، وحسب منطق (Lucas) إن التغيرات في السياسة التي لا تأخذ في

اعتبارها استجابة القطاع الخاص لردود الفعل المهمة يجعل التنبؤ في النموذج لا يعمل بل قد يفشل[1]. كما ركز على النماذج الديناميكية في الاقتصاد الكلي التي تحتاج أن تكون مستندة على أسس سليمة وتستجيب للتغيرات في السياسة وغيرها من الظواهر التي تحددها السياسات الهيكلية، علاوة على ذلك أن سياسات التقييم يجب أن تأخذ بنظر الاعتبار ردود فعل القطاع الخاص. ووفقاً لهذا فأن رجال الإعمال العقلاء يعدلون سلوكهم بشكل متوافق مع السياسات الاقتصادية المعلنة من قبل الحكومة. أساس فرضية (Lucas) يعتمد على نقطتين[2]:

الأولى: إن (Lucas) بدأ من الافتراض القديم بالتصحيح الذاتي للركود حالما يبدأ الناس بالاكتناز النقدي، ربما يأخذ عدة فصول قبل إعلان حدوث الركود الاقتصادي، الأسواق تأخذ خطوات سريعة إلى الانتعاش والمنتجين سوف يقطعون أسعارهم لجذب الأعمال والعمال سوف يخفضون مطالبهم للأجر لجذب العمل وبذلك تتعزز القوة الشرائية للدولار الذي له نفس الأثر عند زيادة عرض النقد.

الثانية: التدخل الحكومي عديم الجدوى، ما دامت المعلومات متاحة لأي رجل أعمال بأمكانه أن يقرأها في الصحف أو يشاهدها في التلفاز وبالتالي أي محاولة من قبل الحكومة لتوسيع عرض النقد لا يمكن أن تحدث قبل قرار رجال الأعمال بتغير السعر بأي طريقة.

وأكد (Lucas) على الحركات المتوقعة وغير المتوقعة لعرض النقد وأيد حجة (Friedman)، أن البنك المركزي الفدرالي يؤسس سياسة متوقعة لمكافحة الركود الاقتصادي: في كل مرة يرتفع بها معدل البطالة (1٪) يزداد عرض النقد (1٪)[3]. ورجال الأعمال يستجيبوا تلقائياً لهذه السياسة التي من شأنها أن تكون مؤثرة باستثناء الصدمات التي تجعل الاقتصاد اقل استقراراً.

وطور (Lucas) فرضية بديلة لمنحنى Phillips بموجب افتراضات التوقعات العقلانية، بين فيها وجود علاقة ايجابية بين الناتج والتضخم يمكن أن تنشأ في الاقتصاد ليس بسبب بطء

---

(1) Robert E. Lucas , Studies of Business Cycle Theory , American Economic Review , 1999 , p13 .

(2) Ibid , p 27.

(3) M. Friedman , A Theoretical Framework For Monetary Analysis , Journal of Political Economy , no.78,2002 , p 193 .

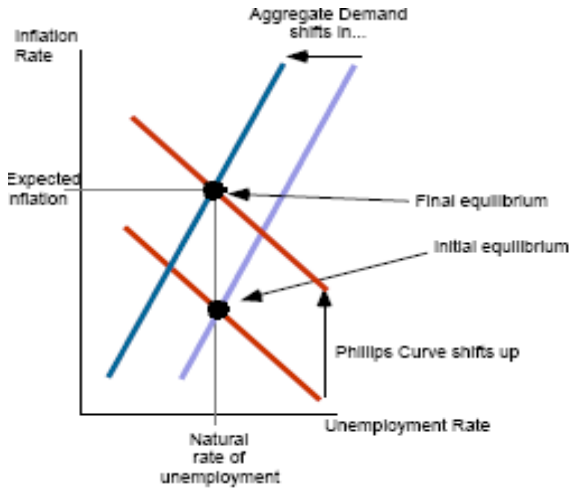
تعديلات الأسعار ولكن المعلومات غير التامة لمستوى السعر الكلي في سوق العمل وسوق السلع[1]

إن منحنى Phillips ينتقل بسرعة (في وقت أسرع) في ظل نظرية التوقعات العقلانية استجابة للتغيرات في السياسة الاقتصادية التي تؤثر في مستوى الطلب الكلي، علماً إن التغيرات المتوقعة في السياسة لا تملك أي تأثير على مستوى الإنتاج أو العمالة. فإذا انتهجت الحكومة خطوات لتنشيط الاقتصاد، كتخفيض الضرائب أو زيادة الإنفاق الحكومي من اجل تخفيض نسبة البطالة دون المعدل الطبيعي وذلك يقلل من قيمة (U_0)، بافتراض إن العمال والمدراء والمدخرين والمستثمرين يملكون توقعات عقلانية، هذه السياسة التوسعية من شأنها نقل منحنى (AD)، ويزداد الإنتاج مع انخفاض معدل البطالة فإذا كانت هذه السياسة متوقعة (أو بعبارة أخرى إذا كانت توقعات التضخم لهذه السنة مشكلة عن منحنى Phillips بعد قرار تنشيط الاقتصاد) هذا ينقل منحنى الطلب الكلي إلى اليسار وينتقل منحنى Phillips إلى الأعلى مولداً زيادة في معدل التضخم دون أي تأثير على معدل البطالة (أو الإنتاج) بمعنى إن العلاقة بين التضخم والبطالة هي مستقلة دائماً في الأجل الطويل وكما يوضحها الشكل (27).

([1]) John Williams , Learning and Monetary Shift , Review of Economic Dynamics 8 (2) 2005 , p 19 .

شكل (27)

التغيرات في سياسات الطلب الكلي المتوقعة



Source: Robert Lucas , Some International Evidence On Output – Inflation Tradeoff , American Economic Review , No , 36 , 1993, p63.

والزيادة المتوقعة في الطلب الكلي في ظل التوقعات العقلانية لا تؤثر على معدل البطالة أو على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي. والبطالة تبقى عند المعدل الطبيعي لكون منحنى Phillips يكون حيادي إلا انه يؤثر على معدل التضخم وبشكل تصاعدي.

بناءاً على ما تقدم فأن السياسات الحكومية ليست سوى أثار تنتقل إلى الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ومعدل البطالة وترتبط هذه الآثار مع الاختلاف بين معدل التضخم المتوقع ومعدل التضخم الفعلي.

ومن الأمثلة حالة فرنسا بعد انتخاب الرئيس الاشتراكي (Francois Mitterrand) عام 1980، وعد في حملته التوسع السريع في الطلب والإنتاج للحد من البطالة وعند تسلمه مقاليد الحكم، كانت نقابات العمال على استعداد لتغير أسعارها والأجور تحسباً للسياسات التوسعية حسب توقعاتهم، النتيجة كانت منذ بداية إلى منتصف الثمانينات شهدت فرنسا تسارع كبير في معدلات التضخم بدون أن تحد من البطالة وتحول منحنى Phillips إلى الأعلى على اثر السياسة

التوسعية دون أن تؤثر على الإنتاج والعمالة[1].

يتضح مما تقدم أن أصحاب نظرية التوقعات العقلانية اعتبروا السياسات الحكومية التي تزيد من معدل نمو الطلب الكلي لترفع التضخم الفعلي والمتوقع لا تؤدي إلى تخفيض متواصل في معدل البطالة، لان أية محاولة للتأثير على معدل البطالة ستكون متوقعة وسوف تصطدم مع التكيف السريع لبناء التوقعات.

إن نظرية التوقعات العقلانية في فروضها وتطبيقاتها تساعد الأفراد على فهم الكيفية التي يعمل بها الاقتصاد، وأحدى النظريات التي تؤثر على فهم الناس للاقتصاد هي النظرية الكمية للنقود وتبين ($M \cdot V = P \cdot Q$) حيث أن (M) تمثل عرض النقد، (V) تشير إلى سرعة دوران النقود، (P) المستوى العام للأسعار، (Q) تمثل الناتج. تفترض هذه النظرية أن سرعة دوران النقود ثابتة لان المؤسسات التي تؤثر في سرعتها يكون تغيرها بطئ جداً، علاوة على ذلك إذا كان الاقتصاد في حالة استخدام تام فأن (Q) ثابت، كذلك التغير في عرض النقد يكافأ التغير في مستوى الأسعار بمعنى إن ($\Delta M = \Delta P$) وهذا يدل على إن تغير عرض النقد بنسبة ما تؤدي إلى تغير المستوى العام للأسعار بالنسبة نفسها، أي إن العلاقة بينهما ينبغي أن تكون واحد إلى واحد (1:1).

والجدير بالذكر انه بعد أن تكامل المنهج الكلاسيكي الجديد في الاقتصاد الكلي بدأ بعض علماء الاقتصاد بدمج وجهات النظر الجديدة في التوقعات مع وجهة نظر الكنزيون المحدثون في الإنتاج وأسواق العمل، على سبيل المثال تحليلات تداخل عقود الأجر التي أجراها (John B. Taylor)(*) مبيناً إن جزءاً مهماً من القوى العاملة تعمل بموجب عقود طويلة الأجل تكتب ببنود اسمية وليست حقيقية وقد أدمجت هذه الصيغة في نماذج الاقتصاد الكلي والتي تفترض[2]:

1. إن أسواق العمل تبدي عدم مرونة للأجور والأسعار
2. الأسعار والكميات في الأسواق المالية تتكيف بسرعة مع الصدمات الاقتصادية والتوقعات.

---

(1) J.Bradford Delong , The Phillips Curve and Expectation , Journal of Monetary Economics 2 , 2002, p249.

(*) أستاذ الاقتصاد الأمريكي بجامعة ستانفورد وهو عضو مجلس الاستشاريين الاقتصاديين للرئيس بوش

(2) John B. Taylor , How The Rational Expectation Revolution Has Changed Macroeconomic policy Research , Journal of Political Economy , 29, 2000, pp 18-19 .

3. التوقعات في الأسواق تتشكل بطريقة النظرة إلى الإمام. أن الوحدات الاقتصادية في نموذج (Taylor) تقوم بتشكيل التوقعات عن التضخم كدالة لكافة المتغيرات المناسبة للتنبؤ بالتضخم المستقبلي وانه من المكلف جداً محاولة إنهاء التضخم على حساب البطالة لان العمال سيعيدون النظر بعقود الأجر التي تم مناقشتها على أساس توقعات الأجور والأسعار التي كانت سائدة في الماضي.

ج: النموذج التطبيقي لفرضية (Lucas) في ظل المعلومات المتوقعة وغير المتوقعة

نموذج (Lucas) هو نموذج كلاسيكي يعتمد على وضوح السوق والتعديل يتم على الفور، ووضح إن الانحرافات عن الناتج قد تنشأ استجابة إلى تغيرات عرض النقد غير المتوقعة وبهذا يختلف عن النموذج التقليدي ويوفر بديل لمنحنى Phillips، ومستدلاً على العلاقة الإحصائية الايجابية بين الناتج والتضخم، هذه العلاقة لا يمكن أن يستغلها البنك المركزي ليديم الناتج فوق مستواه الطبيعي طويلاً لكون تعديل الأسعار والأسواق يتم بشكل آني وواضح.

فلو قام البنك المركزي برفع نمو عرض النقد بصورة مفاجئة (غير متوقعة)، هذه الزيادة ترفع الناتج خلال تلك الفترة ولكن بمجرد أن يحدد الوكلاء ارتفاع النمو في المعروض النقدي سيعود الناتج إلى مستواه الطبيعي على المدى البعيد.

فإذا كانت دالة الطلب الكلي للاقتصاد مقدرة على النحو التالي[1]

$$y=100+20(m-p) \quad .....(1)$$

حيث إن:

y : تمثل الطلب الكلي

p : مؤشر السعر الكلي

وكلاهما بالصيغة اللوغارتيمية، وهناك (100) منشأة في الاقتصاد ولكل منهما جدول عرض

$$\chi_i = 1+4(p_i - E[p|\, p_i]) \quad .....(2)$$

([1]) Basdevant Oliver , Imperfect Policy Credibility and Tests of the Expectation Hypothesis , Econometrica Journal , 57(2) 2005 , pp 351- 368 .

حيث إن:

p_i : السعر المحدد من قبل المنشأة i

$E[p|\ p_i]$: أفضل تقدير لمستوى السعر المشروط على (p_i)، بحيث إن كل منشأة تحـدد ذلك التقدير لمستوى السعر طبقاً لتوقعاتها العقلانية.

$$E[p|\ p_i]=E[p]+.5(p_i-E[p]) \qquad .....(3)$$

إذ إن $E[p]$ هو متوسط مستوى السعر المستند على بيانات الماضي (غير المشروط).

ألان يمكن إيجاد دالـة العـرض الكلـي (نمـوذج Lucas) بـالتعويض عـن $E[p/p_i]$ في معادلة (2) عن ما يساويها للحصول على:

$$\chi_i=1+4(p_i-E[p]-.5(p_i-E[p_i]) \qquad .....(4)$$

$$\chi_i=1+2(p_i-E[p]) \qquad .....(5)$$

المجموع الكلي لـ (100) منشأة هو:

$$\sum_{i=1}^{100}=100+2\sum_{i=1}^{100}p_i-200\,E[p]$$

$$p=\frac{1}{100}\sum_{i=1}^{100}p_i \qquad .....(6)$$

لتصبح دالة العرض الكلي (نموذج Lucas) على النحو التالي

$$y=100+200(p-E[p] \qquad .....(7)$$

بـافتراض إن ($m=1$) وليسـت هنـاك مفاجئـات، كـذلك $E[p]=E[m]=1$.

بالامكان إيجاد مستويات الناتج الكلي المتوازن ومستوى الأسعار المتوازن بمساواة العرض الكلي والطلب الكلي للحصول على

$$100+20(m-p)=100+200\ (p-E[p])$$

$$20(1-p)\ =\ 200(p-1)$$

$$p=1$$

$$y=\bar{y}=100$$

وإذا زاد عرض النقد إلى ($m=1.55$) وكانت هذه الزيادة متوقعة

$$m=E[p]=E(m)=1.55$$
$$p=1.55$$
$$y=100$$

أما إذا كانت هذه الزيادة غير متوقعة

$$100+20(1.55-p)=100+200(p-1)$$
$$1.55-p=10p-10$$
$$11p=11.55$$
$$p=1.05$$
$$y=100+25(1.55-1.05)$$
$$y=110$$

نلاحظ أن اثر السعر المفاجئ كان (5 ٪) على السعر و (10 ٪) على الناتج، وارتفاع الناتج كان بسبب المعلومات غير التامة. المنشآت تضع أوزان على احتمال أن زيادة الأسعار التي لاحظوها هي التي تسبب العوامل السوقية الحقيقية حتى لو كان في واقع الأمر وفي اغلب الأحيان نتيجة تضخم السياسة النقدية لأجل زيادة أنتاجهم ليمثل لهم زيادة في السعر النسبي.

رابعاً: الدراسات التطبيقية

1. دراسة (Samuelson وSolow)[1] عام 1971: حاولت الدراسة تطبيق العلاقة الواردة في منحنى Phillips التقليدي على الاقتصاد الأمريكي باستخدام تضخم الأسعار بدلاً من تضخم الأجور، مركزين على العلاقة العكسية بين التضخم والبطالة، وبالاعتماد على بيانات سنوية للمدة (1950-1970)، توصلت النتائج إلى عقم منحنى Phillips في تفسير العلاقة. توصي الدراسة بنصيحة مزدوجة لصناع القرار الأمريكيين، الأولى: يجب ضمان أن يكون معدل البطالة مستقر بين (5 ٪ إلى 6 ٪) للمحافظة على مستوى متدني. الثانية: عند مستوى بطالة (3 ٪) والذي يعتبر عند معظم الأمريكيين كمستوى استخدام كامل، يكون معدل التضخم بين

([1]) Paul Samuelson and Robert Solow , Analytical Aspects of Anti Inflation Policy , American Economic Review , 1971 , pp 49- 53 .

(4 ٪ و 5 ٪) بشكل واضح وهذا هـو في مصـلحة الاقتصـاد لان القيمـة الحقيقيـة للنقود سوف تكون مستقرة حينئذ سيكون التضخم تحت السيطرة.

2. دراسة (Sargent)[1] عام 1978: لاختبار العلاقة العكسية بين التضخم والبطالة في الاقتصاد الأمريكي وحسب نموذج المعادلة:

$$U_t = \beta(P_t - \sum_{i=1}^{n} V_i P_{t-1}) + e_i \qquad , \quad \beta < 0$$

حيث إن (V_i تمثل مصفوفة المعاملات)، توصلت الدراسة إلى إن اثر زيادة معـدل التضخم في تخفيض معدل البطالة هي حالة مؤقتة وليست دائمية في الأجل القصـير ومستقلة تماماً في الأجل الطويل.

3. دراسة (Barro)[2] عام 1988: لتحديد اثر نمو عرض النقـد المتوقـع وغـير المتوقـع على معدل البطالة في الولايات المتحدة للفترة من (1950–1980) حيث تفـترض الدراسة إن تغيرات عرض النقـد تـؤثر علـى المـتغيرات الاقتصـادية ومنهـا معـدل البطالة. بالنتيجة توصلت الدراسة إلى إن معدل النمو غير المتوقع فقط له تأثير على معدل البطالة.

4. دراسة (Asirim)[3] عام 1995: تحـاول الدراسـة اختبـار فرضـية (Lucas) علـى منحنى Phillips في الاقتصاد التركي والتي تعني وجود علاقة بين الناتج والتضخم، مؤكداً أن البلدان التي يستقر فيهـا مسـتوى الأسـعار فـان سياسـات زيـادة الـدخل الاسمي تقود إلى أثار كبيرة أولية على الناتج الحقيقي مع تأثير ايجـابي صـغير علـى معدل التضخم بينما في البلدان التي يرتفع فيها معـدل التضـخم، فـأن الـتغيرات في الطلب الكلي لها أثار صغيرة نسبياً على النـاتج ولكـن سـرعان مـا تـنعكس علـى الأسعار. تفترض الدراسة إن التقلبات الدورية في الدخل الحقيقـي هـي ناتجـة عـن التفاعل بين الطلـب الكلـي المتقلـب والمسـتقر، وان العـرض الكلـي يعتمـد علـى

---

(1) Thomas Sargent , Rational Expectation – The Real Rate of Interest and The Natural Rate of Unemployment , Brooking Papers on Economic Activity ,2, 1978 , pp 429-435.

(2) Robert Barro , Money Growth and Unemployment in united States , American Economic Review , 2, 1988 , pp 101-115 .

(3) Oguz Asirim ,Out put Inflation Tradeoff – Evidence From Turkey , The Central Bank of Republic of Turkey , 1995 , pp 4-12 .

الاختلاف بين القيمتين الفعلية والمتوقعة للأسعار، توصلت الدراسة إلى النتائج التالية: أن الاقتصاد التركي متباين في معدلات التضخم ومعدل نمو الدخل الاسمي مرتفع ووفقاً للفرضية فأن منحنى Phillips يكون عمودي لحالة ارتفاع التضخم وبالتالي السياسات التي تؤدي إلى زيادة الدخل الاسمي تميل إلى أن يكون لها اثر سلبي قليل على النمو الحقيقي مع اثر ايجابي كبير على معدل التضخم، كما أن النتائج التجريبية حسب تقديرات نموذج (VAR) أثبتت وجود علاقة سلبية كبيرة بين التضخم وتغير النمو لبلدان منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية (OECD) كما أن التضخم له تأثير سلبي على مستوى النشاط الاقتصادي التركي.

5. دراسة (Hughart)[1]عام (2000): تفترض الدراسة إمكانية حدوث انخفاض في التضخم بدون أن تعاني البلدان من ارتفاع معدلات البطالة، كذلك تفترض إن التضخم المتوقع يؤثر على التضخم الفعلي، في بلدان أمريكا اللاتينية (الأرجنتين للمدة 1966-1996، البرازيل من 1979-1997، وشيلي من 1966-1998) حسب توفر البيانات في كل دولة وتم اختبار الفرضية بالاعتماد على النموذج التالي للمعادلة باستخدام طريقة OLS.

$$\pi = \alpha + \beta_0 U + \beta_1 \pi^e$$

وكانت النتائج على النحو التالي ($\beta_0 = 0$) وهذا يساند الفرضية ويؤكد استقلالية معدل التضخم عن معدل البطالة. هذه النتيجة الايجابية ظهرت في كل من البرازيل والأرجنتين، كما ظهرت قيمة ($\beta_1 = 1$) دليل على تأثير التضخم المتوقع على التضخم الفعلي وكانت النتائج مطابقة ماعدا البرازيل بسبب زيادة عرض النقد غير المتوقعة.

6. دراسة (Eduard)[2] عام 2007: تعرض الدراسة علاقة منحنى Phillips في الاقتصاديات المتقدمة تحديداً الولايات المتحدة ومنطقة اليورو للفترة من (1996-

(1) Matthew Hughart , Controlling in inflation ; Applying Rational Expectation to Latin American , Journal of Political Economy , Vol. 11, 2000 , pp 14 – 29 .

(2) Manuel E. Eduard , Phillips Curve For Advanced Economies on Period 1996-2007 , Untied States and Euro Area Case , Journal of Political Economy , No. 98 , 2007 , pp213-225 .

2007) اعتماداً على البيانات السنوية المنشورة في (IMF)، لاحظت الدراسة أن المقايضة تتحقق في كلا الدولتين للسنوات (1996، 1997، 2002، 2003) بينما لم تتحقق في السنوات الأخرى، في حين سجلت الولايات المتحدة في السنوات (2004،2005) انخفاض في معدلات البطالة (% 1.9) معدل التضخم (% 1.7) على عكس منطقة اليورو التي سجلت معدل بطالة (% 8.9) ومعدل تضخم (% 8.6) بينما سجلت كلا المنطقتين في سنة 2007 زيادة في معدلات البطالة وتلاشي في معدلات التضخم. النتيجة النهائية أن شكل منحنى Phillips في الأجلين القصير والطويل يكاد لا يكون ثابت دائماً، فهناك نمو متساوي في متغيراته وبنفس الاتجاه في كلا المنطقتين أو في أي منطقة تارة وتارة أخرى تنمو معدلات التضخم البطالة باتجاهات مختلفة في كلا الاجليين.

الفصل التاسع

مقترح عدم فعالية السياسة

Policy Ineffectiveness Proposition

أولا : المفهوم والنموذج

تعود جذور هذا المقترح إلى المدرسة الكلاسيكية في الوقت الذي دعا فيه (Adam Smith) عام 1776 إلى تجنب التدخل الحكومي في الفعاليات الاقتصادية منطلقاً من أن هناك يد خفية(*)، والتي تعني اقتصادياً تطبيق مبدأ الحرية الاقتصادية الذي يضمن التوازن بشكل تلقائي ويدفع الاقتصاد إلى حالة الاستخدام التام والشامل.

الفكرة الأساسية لهذا المقترح تنحصر في أن الحكومة ضعيفة في أدارتها للناتج والعمالة في الاقتصاد وان سياسات الاقتصاد الكلي لا يمكن أن تؤثر على المتغيرات الاقتصادية بشكل دائمي ومستمر لأنه وحسب فكرة (Abraham Lincoln) ((رئيس الولايات المتحدة الأمريكية السابق)) في كلمة ألقاها في خطابه الرئاسي "بأمكانك خداع بعض الناس كل الوقت وكل الناس بعض الوقت، ولا يمكنك أن تخدع كل الناس كل الوقت"[1].

ترى نظرية التوقعات العقلانية انه إذا اعتاد الأفراد على المفاجآت يصبح بأمكانهم تحسين عملهم بالشكل الذي يمنعهم من تكرار الوقوع في الأخطاء مما يجعل السياسة الحكومية لا تؤثر على قراراتهم في حال كانت توقعاتهم صحيحة.

جاءت طروحات المقترح بشكل صريح على يد (Sargent) و (Wallace) عام 1975 وصاغوا نموذج خطي لوغارتيمي بالاستناد على قاعدة التوقعات التكيفية والمبين في أدناه[2]:

(*) – مفهوم طرحه (A. Smith) عام 1776 ليصف التناقض في اقتصاد السوق الذي يتبع حرية العمل وينص هذا المذهب انه بملاحظة كل من يشارك في النشاط الاقتصادي لمصلحته الخاصة فأن نظام السوق يعمل رغم ذلك لمصلحة الجميع وكأن يد خفية خيرة توجه العملية كلها . للمزيد انظر :- بول ساملسون، الاقتصاد ..... مصدر سابق ص 780 .

(1) Frederic , S., Mishkin , The New Neoclassical Synthesis and Role of Monetary Policy , Journal of Economic Theory , 1997 , p 84 .

(2) T., Sargent and N.,Wallace , Impacts of Priors on Convergence and Escapes From Nash Inflation , Review of Economic Dynamics , No. 80, 2000 , pp 191- 195 .

من منحنى العرض الكلي في الأجل القصير

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 (p_t - E_{t-1} p_t) + u_t \qquad ,\alpha_1 > 0 \quad \text{.....(1)}$$

ومنحنى الطلب الكلي

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 (m_t - p_t) + \beta_2 E_{t-1} (p_{t+1} - p_t) + v_t \qquad ,\beta_1, \beta_2 > 0 \quad \text{.....(2)}$$

وقاعدة السياسة الحكومية (سياسة نقدية)

$$m_t = \mu_0 + \mu_1 m_{t-1} + \mu_2 y_{t-1} + e_t \quad \text{.....(3)}$$

حيث إن:

y_t : تمثل الناتج

p_t : مستوى الأسعار

m_t : عرض النقد

(u_t ,v_t,e_t) الأخطاء العشوائية

يحل النموذج بثلاثة خطوات:

1. المساواة بين (AS و AD) وايجاد مستوى السعر (المعادلتين 1 و2)

$$p_t = \frac{\beta_0 - \alpha_0 + \beta_1 m_t + \alpha_1 E_{t-1} p_t + \beta_2 E_{t-1} [p_{t+1} - p_t] + v_t - u_t}{\alpha_1 + \beta_1} \quad \text{.....(4)}$$

2. تؤخذ التوقعات المشروطة على المعلومات المتاحة عن (p_t).

$$E_{t-1} p_t = \frac{\beta_0 - \alpha_0 + \beta_1 E_{t-1} m_t + \alpha_1 E_{t-1} p_t + \beta_2 E_{t-1} [p_{t+1} - p_t]}{\alpha_1 + \beta_1} \quad \text{.....(5)}$$

3. طرح معادلة (5) من معادلة (4) .

$$p_t - E_{t-1} p_t = \left(\frac{\beta_1}{\alpha_1 + \beta} \right) [m_t - E_{t-1} m_t] + \left(\frac{1}{\alpha_1 + \beta} \right) [v_t - u_t] \quad \text{.....(6)}$$

استبدال بتعبير السعر المفاجئ في معادلة (1) منحنى (AS) في الأجل القصير للحصول على:

$$y_t = \alpha_0 + \frac{\alpha_1 \beta_1 e_t + \alpha_1 v_t - \alpha_1 u_t}{\alpha_t + \beta_1} \qquad .....(7)$$

$$\left[m_t - E_{t-1} m_t\right] = e_t$$

النتيجة النهائية لهذا النموذج إن حالة التوازن للناتج بموجب افتراضات التوقعات العقلانية تكون متباينة (متقلبة) طبقاً لمعادلة (7) وهذا يشير ضمناً إلى أن الناتج (والعمالة) لا يتأثر بالسياسة النقدية التي يتبناها البنك المركزي وبذلك يكون الناتج الناشئ طبقاً لهذه المعادلة لا يستوعب حدود قواعد السياسة.

انتقد (Lucas) عام 1976 الطريقة التي يتم بها صياغة التوقعات مشيراً إلى أن الوكلاء وفقاً لهذه الطريقة سيقعون في الأخطاء مراراً وتكراراً (Repeatedly) لأن إعلان الحكومة عن عرض النقد بالزيادة أو بالنقصان سوف لا يغير توقعاتهم المعتمدة على الماضي مما يجعل تنبؤاتهم عن التضخم دائماً خاطئة إلا أنه اتفق مع الاستنتاج النهائي للمقترح مؤكداً أن النتيجة المركزية لمقترح عدم فعالية السياسة هو أن صانعي السياسة يكون بأمكانهم التأثير على مستوى الناتج فقط إذا كانت سياساتهم لا يمكن التوقع بها من قبل الأفراد[1]. إن مقترح عدم فعالية السياسة النقدية يستند على فرضية المعدل الطبيعي ونظرية التوقعات العقلانية عندما يتم تحليلها وتقديمها من خلال أي نموذج اقتصادي قياسي، وتتلخص في أن فرضية المعدل الطبيعي تقول: أن السياسة التي تؤثر على الأسعار الفعلية والمتوقعة بمقدار متساوي لا تستطيع التأثير على العمالة والإنتاج. أما استناده على نظرية التوقعات العقلانية فيأتي من إن توقعات الوحدات تمثل التنبؤات المدخلة بواسطة النموذج والمؤسسة على المعلومات الاقتصادية التي تمتلكها الوحدات[2]. ولكي يتضح اثر التوقعات العقلانية على السياسة بالامكان استخدام الأدوات التحليلية (AS و AD). على افتراض أن البنك المركزي تعهد بسياسة نقدية توسعية بهدف

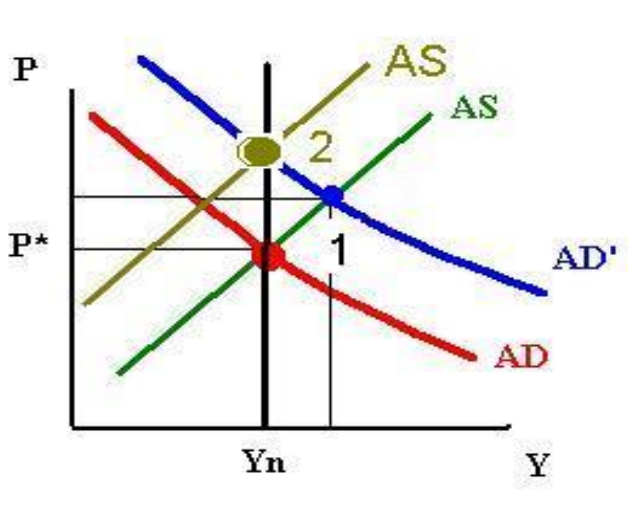
(1) R. Lucas , Forward – Looking Rules For Monetary Policy , Journal of Economics , 1999 , p 201 .

(2) Jess , Benhabib , Adaptive Monetary Policy and Rational Expectation , Journal of Economic Theory 23 , 1990 , pp 450 – 452 .

تخفيض معدلات البطالة دون النظر إلى توقعات الأفراد ، نتوقع انتقال منحنى (AD) إلى اليمين والأسعار والناتج ترتفع في الأجل القصير وكما يوضحها الشكل (28).

شكل (28)

اثـــر السياســـة المتوقعـــــة



Source:- Jess , Benhabib , Adaptive Monetary Policy and Rational Expectation , Journal of Economic Theory 23 , 1990, p452 .

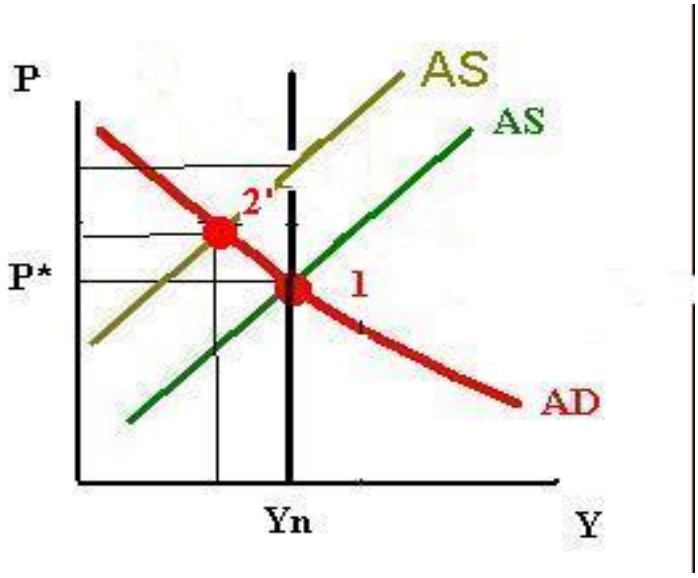
بافتراض كانت توقعات الأفراد عقلانية ولاحظوا ارتفاع معدلات البطالة بشكل كبير سيتوقعون قيام البنك المركزي بزيادة عرض النقد ونتيجة لذلك ترتفع معدلات الأسعار، سيبدأ العمال بالمطالبة بزيادة الأجور اليومية، وينتقل منحنى (AS) مباشرةً إلى الأعلى وبالنتيجة فشل السياسة المعتمدة من قبل البنك المركزي (ولم تخفض معدلات البطالة لان الناتج يبقى عند المعدل الطبيعي)، من جانب أخر إذا توقع الأفراد معدل التضخم سيكون (10٪) من خلال النمو النقدي سيتوقعون انتقال منحنى (AD) إلى اليمين، سترتفع المطالبة بالأجور، وينتقل منحنى (AS) إلى اليسار وتحصل النتيجة نفسها الواردة أنفاً.

أما إذا كان البنك المركزي يريد بدلاً من ذلك إيقاف التضخم ويعلن أمام الأفراد بأنه لم

تكن هناك زيادة في عرض النقد، هنا، السياسة العامة المعلنة من قبل البنك أما أن تصدق أو لا تصدق، فإذا كانت محاولة البنك هذه هي مجرد تضليل (خداع) للأفراد حول ما يتعلق بالتضخم (كما حدث في السبعينات) فأن توقعات الأفراد سوف لن تتغير، ويصبح البنك غير قابل للتصديق، بحيث لا يزال منحنى (*AS*) منتقلاً إلى اليسار، ولكن البنك المركزي لن ينقل منحنى (*AD*) إلى اليمين.

شكل (29)

سياسات التضليل لتوقعات الأفراد



Source:- Jess , Benhabib , Adaptive Monetary Policy and Rational .Expectation , Journal of Economic Theory 23 , 1990 , p,455

في هذه الحالة ينخفض التضخم ولكن على حساب انخفاض الناتج وارتفاع البطالة. إن الحد من التضخم عندما تكون هناك توقعات تضخمية هو أمر مؤلم.

أما إذا كان البنك المركزي قابل للتصديق حول التزامه باستقرار الأسعار، فأن التوقعات سوف لن تزيد (*MS*) (ولن تنقل منحنى *AD*)، لذا لا ترتفع طلبات العمال للأجور ولا ينتقل منحنى (*AS*). والاقتصاد يبقى عند الوضع (1) بحيث لا توجد أي خسارة من جراء

تخفيض نسبة التضخم.

مما سبق فأن صانعي السياسة النقدية يمكنهم التأثير على المتغيرات الحقيقية من خلال طريقتين

الأولى: انتهاج سياسة نقدية عشوائية يكون فيها معدل النمو النقدي متغيراً بشكل عشوائي وغير قابل للتنبؤ.

والثانية: قيام السلطات النقدية بتغير النمو النقدي بشكل سري.

علماً انه من المستبعد أن تحقق هذه السياسة أهدافها الحقيقية كون الوحدات العقلانية وفي عملية تجميع المعلومات ستتعلم كيفية التنبؤ بالتغيرات التي تحدث في قواعد السياسة النقدية. أذن تكتيك السياسة النقدية العشوائي هو الوحيد الذي يستطيع أن يؤثر على الفعالية الاقتصادية الحقيقية.

على هذا الأساس يبين أصحاب نظرية التوقعات العقلانية مفهومهم عن الدورات الاقتصادية التي تفسر الصدمة اوالاضطربات التي تصيب الاقتصاد، تحدث بسبب الصدمات النقدية التي ترتبط مع التغيرات الحاصلة في الناتج الحقيقي[1].

ولما كانت الدورات الاقتصادية تعكس السمات الحقيقية لاقتصاد السوق هذا يجعل توقعات الاقتصاديين الموثوقة بثمة ركود اقتصادي في الأفق، سوف يصاحبه انخفاض في مشتريات المستهلكين في حين يتزايد مخزون قطاع الأعمال للسلع الإنتاجية بشكل غير متوقع وكذلك يهبط الطلب على الأيدي العاملة أو يحدث انخفاض في متوسط ساعات العمل الأسبوعية نتيجة ارتفاع معدلات البطالة وتنخفض المخرجات ويتراجع الطلب على المواد الأولية وتنهار أسعارها وبالتالي يتباطأ التضخم فضلاً عن انخفاض أرباح قطاعات الأعمال بحدة، وتهبط أسعار الأسهم العامة بمجرد تراجع الاستثمار، مما يقلل الطلب على القروض وكل هذه الإحداث تصبح بالعكس في حالة توقعات الاقتصاديين عن رؤية توسع اقتصادي في المستقبل.

هذه المسألة جذبت الكثير من الاهتمام في نهاية عقد السبعينات بالإطار الذي يتعلق بإمكانية استخدام السياسة النقدية للتخفيف من الدورات الاقتصادية أو التذبذب في المقاييس

([1]) Gary , D.,Bensen , and Randall Wright , The Labor Market in Real Business Cycle Theory , Federal Reserve Bank of Minneapolis . Quarterly Review , Spring , 1992 , p 4 .

الكلية للناتج والعمالة، بعبارة أدق يمكن القول: أن صانعي السياسة سيكون من شـأنهم تخفيـف تلك التقلبات إذا ما كانوا يملكون نماذج اقتصادية يمكن أن تستخدم لهذا الغـرض (مـع التأكيـد على استناد هذه النماذج على معلومات دقيقة وصحيحة)

في النموذج التالي[1]:

$$m_t = p_t + y_t \quad \text{.....(1)}$$

$$p_t = E_{t-1}\, p_t + \delta (y_t - y^*) \quad \text{.....(2)}$$

$$m_t = \overline{m} + \varepsilon_t \quad \text{..... (3)}$$

حيث إن

(m, p, y) تمثل عرض النقد ومستوى الأسعار والناتج على الترتيب

y^* : النـاتج الطبيعـي و $\overline{m}$: عـرض النقـد المسـتهدف (وكلاهمـا يفـترض أن يكونـوا ثوابت).

معادلة (1) تمثل دالة الطلب الكلي، ومعادلة (2) دالة عـرض (Lucas)، ومعادلـة (3) دالة العرض النقدي.

ε_t : حد الخطأ الموزع بوسط حسابي صفر وتباين ثابت (σ^2)، ويفترض

$$E(\varepsilon_{t+i}\, \varepsilon_{t+j}) = 0 \ (i \neq j) \,\&\, E\, \varepsilon_{t+i} \,\big|\, \Omega_{t+j} = 0 (i > j)$$

ومن اجل حل النمـوذج أولا تسـتبدل (m_t و p_t) مـن المعادلـة (2 و 3) في معادلـة (1): ينتج

$$\overline{m} + \varepsilon_t = E_{t-1}\, p_t + (1+\delta)\, y_t - \delta\, y^* \quad \text{.....(4)}$$

المعادلة (4) تتطابق مع تقاطع منحنى العرض الكلي ومنحنى الطلب الكلي

يحتاج النمـوذج إلى أيجـاد ($E_{t-1}\, p_t$) ليكتمـل الحـل وللقيـام بهـذا يكتـب النمـوذج في الشكل المتوقع بمعنى أدق تؤخذ التوقعات في الفترة ($t-1$) وعلى النحو التالي:

([1]) E. Phelps and J. , Taylor , Stabilizing Powers of Monetary Policy Under Rational Expectation , Journal of Political Economy , 1994 . pp, 14-20 .

$$E_{t-1}\, m_t = E_{t-1} p_t + E_{t-1} y_t \quad \text{.....(5)}$$

$$E_{t-1} p_t = E_{t-1} p_t + \delta (E_{t-1} y_t - y^*) \Rightarrow E_{t-1} y_t = y^* \quad \text{.....(6)}$$

$$E_{t-1}\, m_t = \overline{m} \quad \text{.....(7)}$$

استبدال المعادلتين (6 و7) محل (5) يعطي:

$$E_{t-1} p_t = \overline{m} - y^* \quad \text{.....(8)}$$

أخيرا نستبدل ($E_{t-1}\, p_t$) من معادلة (8) محل معادلة (4) للحصول على الناتج:

$$y_t = y^* + \frac{1}{1+\delta}\varepsilon_t \quad \text{.....(9)}$$

وللحصول على السعر نستبدل معادلة (8) محل معادلة (2)

$$p_t = \overline{m} - y^* + \frac{\delta}{1+\delta}\varepsilon_t \quad \text{.....(10)}$$

في هذا النموذج الناتج ثابت وهذا بدوره يعني إن قاعدة السياسة النقدية لا تؤثر على حركة الناتج

إن قاعدة العرض النقدي تكون محكومة من خلال[1]

$$m_t = \overline{m} - \beta (y_{t-1} - y^*) + \varepsilon_t \quad \text{.....(11)}$$

حل مستوى السعر يعطى من خلال

$$p_t = \overline{m} - y^* - \frac{\beta}{1+\delta}\varepsilon_{t-1} + \frac{\delta}{1+\delta}\varepsilon_t \quad \text{.....(12)}$$

ومرة أخرى السياسة النقدية هي غير مؤثرة في تحديد مسار الناتج وتأثيرها الوحيد يكون على مستوى الأسعار.

ومن الجدير بالذكر أنه إذا تم استخدام نموذج التوقعات التكيفية في تشكيل التوقعات فأن القيمة المتوقعة للأسعار (أو التضخم) يمكن التعبير عنها من متوسط مرجح لفترات سابقة للأسعار (أو التضخم) أي أن ($E_{t-1}\, p_t$) تستند على أحداث الماضي ($p_{t-1}, p_{t-2}, p_{t-3}$ .....).

ليكن (p_t^e) تدل على مستوى الأسعار المتوقعة، فأن معادلة (4) تصبح

([1]) Dotsey , M. & King R. , Monetary Instruments and Policy Rules in a Rational Expectation Environment , Journal of Monetary Economics 12 , 1996 , p 123 .

$$\overline{m} + \varepsilon_t = p_t^e + (1+\delta)\, y_t - \delta\, y^*$$

أو

$$y_t = \frac{\overline{m} + \varepsilon_t + \delta\, y^* - p_t^e}{1+\delta} \quad \text{.....(13)}$$

والنتيجة هي أن التغيرات في $\overline{m}$ سوف لا تؤثر على حركة الناتج.

على هذا الأساس إذا كانت البيانات الاقتصادية متوفرة للوحدات من جهة وللحكومة من جهة أخرى فأنه وبوجود التوقعات العقلانية يصبح بالامكان تشخيص السياسة النقدية وآثارها بالشكل الصحيح وبدون الوقوع في الأخطاء وستنعكس على الأسعار فقط، وهذا يعني ضمناً عدم فعاليتها في التأثير على الاقتصاد.

وفي عام 1978 نشرت مقالة لـ (Sargent) و(Lucas)[1] وهي من أكثر المقالات التي تؤكد على عدم فعالية السياسات الاقتصادية، أشارا فيها أنه لا يمكن لنماذج الاقتصاد الكلي الكينزية أن تكون مرشداً يمكن الركون أليه في صياغة السياسة المالية أو النقدية وغيرها من السياسات، وليس ثمة أمل في أن تقود تعديلات صغيرة أو حتى كبيرة على تلك النماذج إلى تحسين جوهري في إمكانية الاعتماد عليها، لآن المنهج الذي تعتمده النظرية الحديثة يؤكد على إن تغيرات السياسة ستؤدي إلى تغير طريقة تشكيل الأفراد للتوقعات وسيغير سلوك الاقتصاد، كذلك العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية سوف تتغير وتصبح النماذج القديمة غير قابلة للتصديق كونها لا تتنبأ بأثر التغير في السياسة وعليه لا تكون صحيحة ولما كانت النماذج الكينزية تميل لصالح السياسة المالية أكثر من السياسة النقدية كوسيلة للتأثير على العمالة والإنتاج لأنهم يشككون في قدرة السياسة النقدية للقيام بدورها معتبرين السياسة المالية هي القاعدة الأساسية في الاقتصاد بحيث يمكن الحصول على الاستقرار من خلال أدواتها المعروفة (الضريبة والإنفاق الحكومي) واستخدامها يكون بوسيلتين أولهما اجتهادية وهي ضريبة الدخل التصاعدية المستخدمة في حالة انخفاض الناتج القومي الإجمالي، والثانية تقوم السلطة بوضع الدين العام واستخدامه عندما تقصر إيرادات الضرائب عن مواجهة الحاجة إلى الإنفاق. وقد كان لهذه الأفكار الأثر الحاسم في الاقتصاد مع بداية أزمة الثلاثينيات حيث شهد الاقتصاد

([1]) R. , Lucas , and T. Sargent , After Keynesian Macroeconomic , Federal Banking of Boston , Vol.19, Boston , 1978 , p72 .

توجهاً كبيراً نحو السياسة الكينزية منصباً على جانب إدارة الطلب التي تبين انه من خلال تعديلات السياسة الاقتصادية فأنه يمكن التأثير في الطلب الإجمالي زيادة أو نقصان لينتقل أثره على معدل البطالة والتضخم[1].

وبالنتيجة يرى النموذج الكينزي تحفيز الطلب هو الأساس في حالة البطالة والكساد وان تقليص الإنفاق سيزيد حتماً من البطالة.

ولكن مع بداية الأزمة الاقتصادية في السبعينات عجزت المفاهيم الكينزية عن التعامل مع الأحداث الاقتصادية مما دعا إلى انتقادها من أصحاب المدرسة النقدية وعلى رأسهم الاقتصادي الأمريكي (Friedman) من خلال تأكيده على النظرية الكمية المعاصرة في النقود في محاولة لإحياء نظرية كمية النقود.

تحاول السياسة النقدية التأثير على الاقتصاد من خلال زيادة حجم النقود بهدف زيادة النشاط الاقتصادي رغم ارتفاع معدل التضخم، إلا أنه في الوقت نفسه يزيد من القوة الشرائية والطلب الاستثماري من خلال تشجيع الائتمان وخفض معدلات الفائدة أو من خلال تقليل عرض النقد في حالة وجود معدل مرتفع من التضخم من خلال تقييد الائتمان ورفع معدلات الفائدة لتشجيع الادخار وتقليص الاستهلاك والاستثمار. وبالنتيجة يرى النقوديون أن التغير في عرض النقد يؤثر على الأسعار ولا يؤثر على الناتج وما دامت كمية الناتج ثابتة على المدى البعيد والبطالة عند المعدل الطبيعي فأنه يمكن مواجهة التضخم عن طريق التحكم بعرض النقد.

لقد استخدمت النظريات المذكورة أنفاً لتشكيل التوقعات التضخمية طوال عقد الستينات فرضية التوقعات التكيفية المعتمدة على أحداث الماضي في تقدير المستقبل والتي أثبتت قصورها في إعطاء الحلول الحاسمة للمشاكل القائمة في الفترة اللاحقة لتباطؤ معدلات النمو وانخفاض الإنتاجية بشكل ملحوظ.

إن فشل السياسات السابقة في معالجة المشكلة يكمن في اعتبارين اولهما اقتصادي فهناك صعوبة كبيرة في إعداد خطة مضادة للدورات الاقتصادية، حيث إن هذه السياسة لم تكن تملك أي خيار غير القبول بمعدل تضخم مرتفع متزامناً مع بطالة مرتفعة أو بالعكس. وثانيهما سياسي حيث إن مفاجئات السياسة سلاحاً بيد صانعي القرار لذا فمن الطبيعي في ظل عالم عدم اليقين

([1]) Hall Robert , The Monetary Controversy or , Should we Forsake Stabilization Policy , American Economic Review 28 , 2003 , pp 11-19 .

إن لا يكون الأفراد على صواب[1].

ولكن مع توقعات الأفراد العقلانية فأن الأفراد لا يمكن أن يضلوا بشكل منتظم من خلال التطبيقات القريبة للسياسة وتأثيراتها المتنبأ بها، فالسياسات المطبقة بشكل متناسق يمكن أن تفهم من قبل الأفراد وبالتالي يصححون توقعاتهم بشكل سريع بل وحتى يأخذون كافة الاحتياطات اللازمة لتجاوز الآثار المتوقعة لتلك السياسة وقبل أن تبدأ أثارها بالعمل وبفعل معرفة الأفراد لأثار السياستين المالية أو النقدية فأن التغيرات ستأتي بشكل متوقع وليس مفاجئ ، وبالتالي لن يكون لها أثر حتى في الأمد القريب.

كما رفضت نظرية التوقعات العقلانية السياسة الاجتهادية مبينة أن هذه السياسة إذا كانت توسعية فأنها ستؤدي حتماً إلى تضخم سريع، أما إذا كان الهدف منها استقرار الأسعار فأنها سوف لن تصل إلى هذه النتيجة. بينما هي تتفق مع أفكار (Friedman) في أفضليتها للسياسة النقدية التي تستند على قاعدة عرض النقد الثابتة[2].

إن نظرية التوقعات العقلانية ترى إن على صناع السياسة عدم التفكير بمشكلة البطالة ومحاولة خفضها، لأن أي محاولة منهم بهذا الاتجاه ستكون فاشلة وآثارها ستكون رفع معدل التضخم وأن هدف السياسة النقدية يجب أن ينحصر في إبقاء معدلات التضخم تحت السيطرة وبما أن السياسة النقدية لا تؤثر على العمالة فأن التضخم يخفض في هذه الحالة بدون أي زيادة في معدلات البطالة ومن أجل أن تكون للسياسة النقدية تأثيرات فعلية على العمالة أو على إنتاج السلع والخدمات، فأن التغير في عرض النقد يجب أن يكون مؤثر على سلوك عارضي السلع والخدمات[3].

ويتضح مما ذكر أنفاً أن نظرية التوقعات تركز على جانب العرض بدلاً من جانب الطلب بعد أن أصبح واجب السياسة الاقتصادية التركيز على خفض معدل التضخم الذي يمكن مواجهته من خلال تحفيز الإنتاجية ونموها من جانب العرض وذلك من خلال تخفيض الضرائب المفروضة على القطاع الخاص وعلى المستهلكين والذي بدوره سيحفز الادخار

---

(1) Ibid , p 123 .

(2) Milton Friedman , The Role of Monetary Policy , American Economic Review 58 , 1968 , p35 .

(3) The Beourities Groups , International Monetary Advisory Board , Supply – Side Economics , World Finance and the IMF , New York , 1980 , p 14 .

والاستثمار، وبعد أن تبين إن تخفيض الطلب الكلي يؤدي إلى تراجع التضخم ولكن يؤدي في الوقت نفسه إلى ارتفاع في معدل البطالة لهذا فأن من المفضل التوجه إلى جانب العرض والذي سيؤدي إلى تخفيض كلف الإنتاج وبالتالي تخفيض أسعار المنتجات وهذا سيرافقه تحسين في الإنتاجية وتشجيع على زيادة الناتج. وفي الوقت ذاته تحل مشكلة البطالة والتضخم بمعنى آخر أن زيادة الإنتاج هي أفضل طريقة للسيطرة على التضخم والبطالة في أن واحد. فالسياسات يجب أن تصمم لتحفيز النمو في العرض النقدي الكلي للوصول إلى الاستخدام التام والكامل ، وأنها سوف تحقق الطلب المرغوب وفي الوقت نفسه ستؤدي إلى خفض الأسعار.

ثانياً: الدراسات التطبيقية

1. دراسة (Atesoglu and Dutkowsky)[1] عام 1990: تختبر الدراسة أثر المتغيرات المتوقعة وغير المتوقعة على الطلب الكلي وتفترض الدراسة عدم فعالية السياسة النقدية في ظل نموذج التوقعات العقلانية باستخدام بيانات سنوية للمدة (1980-1990) في الولايات المتحدة الأمريكية بالاعتماد على نتائج اختبار نموذج (VAR)، توصلت الدراسة لنتائج تدعم الفرضية.
2. دراسة (Darrat)[2] عام 1991: تختبر الدراسة نموذج (Sargent) و(Wallace) في مدى فاعلية السياسة النقدية في المملكة المتحدة في ظل فرضية التوقعات العقلانية للمدة من (1979-1989)، وأثبتت النتائج عدم فعالية السياسة النقدية للجزء المتوقع كما أن صانعي السياسة سيكون بأمكانهم التأثير على مستوى الناتج فقط إذا كانت سياستهم غير متوقعة من قبل الأفراد.
3. دراسة (Manning and Mohammed)[3] عام 1999: اختبار مقترح عدم فعالية السياسة النقدية من خلال العلاقة بين النمو المتوقع وغير المتوقع للنقود والدخل الحقيقي

---

(1) Atesoglu , H. , and Dutkowsky , D. , Aggregater Demoded and The Macro Rational Expectation Hypothesis , Journal of Economic Theory , Vol. 12 , 1990 , pp 97-132 .

(2) Darrat , A., Policy Impacts Under Rational Expectation , Journal of Banking and Finance ,Vol.15 , 1991 , pp 257- 279 .

(3) Manning ,N., and Mohammed , A. , Money Income and Price in Singapore Reconsidered , Applied Economics , Vol. 22 , 1999 , pp 553 – 618 .

والأسعار في سنغافورة. توصلت الدراسة إلى أن السياسة يمكن أن تكون مـؤثرة فقـط إذا كانت غير متوقعة في ظل نماذج تستند على معلومات دقيقة.

4. دراسة (Chen)[1] عام 2000: تختـبر الدراسـة نمـوذج (Sargent) و(Wallace) لإثبـات مقترح عدم فعالية السياسة المالية على سلوك الناتج الحقيقـي، باسـتخدام بيانـات سـنوية للمدة من 1969-2000 في البرازيل، أوضحت النتائج أن سلوك الناتج الحقيقـي يتـأثر بالضرائب وعليه يمكن أن لا يكون للسياسة المالية تأثير في حالة مطابقة التوقعات للتقدير الفعلي لمتغيرات السياسة المالية .

([1]) Chen , C. , A note on Taxation and The Real Balance Effect in Rational Expectation Model , American Economics Review , Vol. 43 , 2000 , pp 72 – 95 .

الفصل العاشر

فرضية السوق الكفؤة

(EMH) Efficient Market Hypothesis

المدخل العشوائي(Randomnes Approch)

أولاً – فرضية السير العشوائي Random Walk Hypothesis

1- المفهوم

يقصد بفرضية السير العشوائي (RWH)، عدم إمكانية تحديد نمط معين لسلوك أسعار الأسهم خلال مدة زمنية محددة، وتكون (RWH) عندما لا يكون هناك ارتباط بين أسعار الاسهم بعضها ببعض.[1]

إن المسلمة الأساسية للفرضية، هي إن الأسعار الحالية تدمج كل الاتجاهات الماضية من تقلبات السعر، لذلك لا يمكن أن تستعمل لتوقع الأسعار المستقبلية.[2] بتعبير آخر أن (RWH) هي فرضية سعر السهم الذي يتغير عشوائياً عبر الزمن، وان التقلبات في السعر مستقلة عن بعضها البعض ولها نفس التوزيع الاحتمالي، ولكن يبقى اتجاهها صعودا عبر الزمن.[3]

إن أنصار ومؤيدي (RWH) يدّعون بان أسعار الأسهم تتقلب بطريقة عشوائية كلياً (مثل تقليب عملة معدنية)، ولذلك تستحيل المضاربه في السوق من دون خطر إضافي.[4] لذلك أطلق عليها (A Random Walk Down wall street) [*].

---

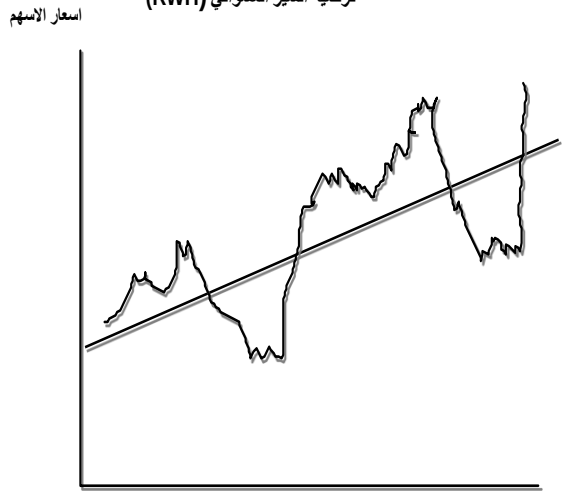
[1] C. Coiner, Paul H., The Random Character of Stock Market Prices, Cambridge: M. I. T. Press, 1964, P.28.

[2] Poterba, J. M. & L. H. Summers, "Mean reversion in Stock Prices: Evidence and Implications, "Journal of Financial Economics, 22, 1988, P. 31.

[3] Pual H. Cootner, Random Character of Stock Prices, (new york: Wiley, 2000, P.15.

[4] Robert J. Shiller & Pierre, Testing the Random walk Hypothesis: Power Versus Ferquency of Observation, "Nber Technical Working Papers, Economic Research, Inc, 1985, P.32.

شكل (5)
فرضية السير العشوائي (RWH)



المصدر

-Pual H. Cootner, Random Character of Stock Prices, (new york: Wiley, 2000 ., P. 18.

يتضح مما تقدم إن فرضية السير العشوائي تتعارض تماماً مع التحليل التقني (Technical Analysis)[11(*)].

(*) الدعامة النظرية للتحليل التقني، هو إن الأسواق ترد على نحو ثابت إلى تقلبات سعر السهم. وبالنظر إلى مخططات تقلبات السعر السابقة، يمكن للمستثمرين أن يميزوا الأنماط التي حدثت في الماضي، وبالتالي توقع تقلبات السعر المستقبلية، لان السوق تميل إلى الرد بالطريقة ذاتها.

- لمزيد من الإيضاح حول الآلية النظرية للتحليل التقني، راجع على سبيل المثال لا الحصر:

- J. francis, Investments: Analysis and Management, 5th; Mc Graw-Mil, New York, 1993, P.P. 521-541.

(2) Robert J. Shiller et. Al., Testing the Random walk Hypothesis Op. Cit, P.42.

2 - النموذج الرياضي

ولتفسير (RWH) نستعير النموذج الابسط لهذه الفرضية:

$$S_t = S_{t-1} + e_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

حيث أن:

سعر السهم الحالي= S_t

سعر السهم السابق = S_{t-1}

متغير عشوائي = e_t

آ- القانون الطبيعي: (Normal law)

يقصد بالقانون الطبيعي هو توزيع المتغير العشوائي (e_t) [1]، أي (e_t) مرسوماً بتوزيع طبيعي (RW) يمكن أن يتضمن حد الانحراف (Drift Term) الذي يمثل معدل نمو طويل الأجل.

ومن دون حد الانحراف، يكون افضل تقدير للقيمة المستقبلية لسعر السهم (S_{t+1}) هو القيمة الحالية (S_t)، وبتوزيع طبيعي لحد الخطأ (e_t) وبوسط حسابي يساوي الصفر. [2]

إن القيمة المستقبلية لأسعار الأسهم مع حد الانحراف، يتوقع أن تزداد بشكل متناسب مع معدل النمو، وهو ما يطلق عليه النموذج المضاف (Additive Model) [3] ولان المتغير ينمو بقيمة متوقعة ثابتة في كل فترة، لذلك يمكن أن تصبح قيمة المتغير سلبية في النهائية[4].

وبما أن اهتمامنا يتركز على أسعار الأسهم، فان ثمة مشكلة تتعلق بكون هذه الأسعار سالبة.

وبافتراض إن سعر السهم من دون دفع أرباح الأسهم (Dividend Paying) أو بثبات مقسوم الأرباح (Dividend)، يشير النموذج الرياضي ضمنياً إلى تناقص معدل عائد الأسهم (Rate Return) مع ازدياد قيمة السهم عبر الزمن وفي الواقع العملي

---

[1] وفقاً لنظرية النزعة المركزية (Central Limit Theorem)، فان *(e_t)* مرسوم بتوزيع ثابت بالاستناد لاحتمالية (Markov) ويتبع القانون الطبيعي، راجع:

- Poterba et. Al., "Mean reversion…, Op. Cit, P.37.

[2] Ibid, P. 43.

[3] Poterba et. Al., "Mean Reversion … ", Op. Cit, P.38.

[4] Ibid, P. 16.

لسوق الأسهم فـان المستثمرين يطالبون بمعدل عائد ثابت ومستقل – غير معتمـد – عـن سـعر السهم الحقيقي. لذلك كان افضل نموذج لأسعار الأسـهم، هـو الـذي يكـون فيـه العائـد نسـبياً والتقلبات ثابتة، ويطلـق علـى هـذا النمـوذج بـالنموذج الهندسـي أو المتعـدد (Geometric or Multiplicative Model). وآلية هذا النموذج تعد اللوغاريتم الطبيعي للسعر يتبع سيراً عشوائياً مضافاً (Additive Random Walk) [1].

ب- نموذج التقريب ذو الحدين (Binomial Approximation Model) [4].

في ظل هذا النموذج، سعر السهم (S) مضروب بمـتغير عشـوائي يأخـذ قيمـتين (u) أو (d) مع احتمالية (p) و (1-p) على التوالي.

ويمكن توسيع النموذج إلى مدد مستقبلية من خلال إضافة نماذج اكثـر إلى كـل خطـوة، حتى يتشكل نموذج شبكي ذو حدين.

إن فائدة هذه الطريقة أنها متشابكة جدا ومشابهة مع نموذج شـجرة القـرار، ويمكـن أن تبنى بسهولة ببرنامج (Excel) [5].

ولمحاكاة توزيع لوغاريتم سعر السهم يجب أن نختار قيماً ملائمة لـ (d)، (u) والاحتمـال (p).

افـــترض t=1 و S=1، فـــان عوائـــد (S) ســـتكون علـــى النحـــو الآتـــي:

إن معدل النمو المتوقع للسهم، مساوي إلى:

$$E(S_t) = S_{t-1} e\mu\Delta t = PS_{t-1}u + (1-P)S_{t-1}d$$

وبحل المتساويان نحصل على

$$P = (e\mu\Delta t^{*} d)(u-d)$$

حيث μ = المعدل الخالي من المخاطر

---

[1] Robert J. Shiller, Op. Cit, P. 47.

وان تقلبات سعر السهم (σ) معرفة بـ $(\sigma^2 \Delta t)$ مساوية لتباين عوائد السهم (R_t) في مدة زمنية قصيرة

وبالتعريف مساوي إلى:

$$Var[R_t] = E[R_{t2}] - E(R_t)^2 = \sigma^2 \Delta t$$

على اعتبار إن في حالة الثبات (Dividend) فأن:

$$R_t = \frac{S_t}{S_{t-1}}$$

ج - توازن سوق الأسهم في ظل (RWH)

$$ES_{t-1} = S_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

أي أن سعر السهم الحالي هو افضل توقع لسعر السهم المستقبلي.

1- حالة التأكد:

افترض أن المستثمر يعلم إن سعر السهم المستقبلي سيكون أعلى من سعر السهم الحالي.

1-1.السلوك الفردي:

صافي القيمة الحالية للسهم[1] تكون موجبة أي

$NPV = S_{t-1} = S_t > 0$ ……(2)

لذلك الاستراتيجية الفردية في السوق ستكون الشراء والبيع غداً.

1-2. التوازن السوقي:

إذا حاول كل المتعاملين في سوق الأسهم تطبيق الاستراتيجية في أعلاه فان سعر السوق التوازني يرتفع حتى تصبح صافي القيمة الحالية مساوية للصفر، أي:

$NPV = St-1 = St = 0$ ……(3)

---

[1] صافي القيمة الحالية للسهم تعكس سعر السهم الحقيقي.

(*) راجع معادلة رقم (3)

في حالة التوازن لا يمكن تحقيق أرباح غير اعتيادية.

2- حالة عدم التأكد:

في الواقع العملي لسوق الأسهم، فان السعر المستقبلي للسهم غير مؤكد، فالسعر ربما يرتفع أو ينخفض.

فرضية السير العشوائي لأسعار الأسهم تذكر إن في حالة التوازن السوقي فان صافي القيمة الحالية المتوقعة تساوي صفراً. (*)

وبإعادة كتابة معادلة رقم (1) نحصل على صافي القيمة الحالية المتوقعة في صيغة (RWH)، وهي:

$$E NPV = E S_{t+1} - S_t = 0 \quad \text{.....(4)}$$

أما إذا نظرنا لـ (RWH) من ناحية عائد السهم (r) فان[1]:

$$r_{t+1} = \bar{r} + e_{t+1} \quad \text{.....(5)}$$

حيث أن:

$\bar{r}$: العائد المتوقع

e_{t+1}: العائد غير المتوقع

وبافتراض إن العائد المتوقع (العائد في الفترة القادمة) هو:

$$E_t r_{t+1} = E(\bar{r} + e_{t+1}) \quad \text{.....(6)}$$

حيث أن (E_t) تمثل التوقعات في الزمن (t)

وحسب (RWH) فان القيمة المتوقعة للخطأ العشوائي للمدة القادمة يساوي صفراً أي:

$$E_t(e_{t+1}) = 0 \quad \text{.....(7)}$$

لذلك يتقلب سعر السهم الجاري (S_t) حتى يساوي العائد الفائض المتوقع صفر، وهي حالة توازن سوق الأسهم، أي:

$$E \ln\left[\frac{S_{t+1} - d_{t+1}}{S_t}\right] = E r_{t+1} = \bar{r} \quad \text{.....(8)}$$

[1] R. Craire, Note on random Walks, Mean reversion, and efficient Markets, 3th edition, Mall-kill, 1993, P. 27.

3- الدراسات السابقة

يرجع التوصل لـ (RWH) لعالم الرياضيات الفرنسي (Bachelier Louis)الـتي تضـمنها في أطروحته للدكتوراه بعنوان (نظريـة المضـاربة) عـام 1900. ومـن خـلال متابعتـه للتقلبـات المتتالية للأسعار في سوق السلع (Commodities Market)، وجد أنها تفتقـد وجـود أي تـرابط بينها، مما يؤكد عدم وجود نمط محـدد لسـلوك تلـك الأسـعار.[1] ويعتقـد (Louis) بـان التنبـؤ الرياضي للمضارب يساوي صفراً، ويصف هذا الشـرط بــ (لعبـة عادلـة) (Fair Game). إذ لا يمكن للبائع أو المشتري أن يضمن تحقيق أرباح على حساب غيره، وأضـاف إن الأسـعار الحاليـة تعكس الظروف التي تسود في التاريخ المحدد للتنفيذ، والتي في ضـوئها تتحـدد الأسـعار في ذلـك التاريخ.[2]

وقد بقيت أفكاره دون ملاحظة لأكثر من (50) سنة، حتى اكتشفت ورقته ثانية وترجمت إلى الإنكليزية ونشرت نهاية عام 1964.

وجاءت نتـائــج دراســة (Karl Pearson) عــن (RWH) فــي مجــال الإحصـاء، الـتي نشرت عام 1905 مطابقة لنتائج ملاحظة (Louis).

ففي تلك الدراسة وصف (Pearson)، فرضية (RWH) بالشخص المخمـور إذا تركتـه في مكان ما ثم رغبت في العثور عليه، فعليك أن تذهب إليه في المكان نفسه الذي تركته فيه. فـذلك المكان هو التقدير غير المتحيز للمكان الذي يمكن أن تجده فيه في أي لحظـة في المسـتقبل. وبلغـت النتائج التي توصل إليها (louis)، إذا تعاقدت على صفقة بسعر معين في سوق العقود المسـتقبلة، ثم أردت أن تتوقع السعر الذي ستكون عليه السلعة محل الصـفقة في تـاريخ تنفيـذ العقـد، فـان التوقع غير المتحيز يكون هو ذلك السعر الذي سبق إن أبرمت به الصفقة.[3]

وحــاول (M. Kendall) دراسة تقلبات أسعار الأسـهم في عـام 1953. وقـد أصـيب بالـدهشـة والاستغراب، لأنه لم يستطع تحديد نمط معين للتوقع بأسعار الأسهم التي بدت وكأنها

---

[1] J. Francis, Investments; Analysis…, Op. Cit., P542.

[2] L. Fisher, J. Lorie," Rates of return on Investments in Common stock: The year- by year Record 1926-1962", Journal of Busines, January 1964. p.p. 56-57

[3] Ibd. P. 57

تتطور بشكل عشوائي فهي مثلما تزداد فإنها تنقص في الزمن (t) بغض النظر عما وصلت إليه الأسعار في الزمن (t-1).

إن تحليل بيانات الدراسة لم يعط أي طريقة أو نموذج للتوقع بتقلبات أسعار الأسهم. وباختصار فان النتائج التي توصل لها (Kendall) جاءت لتؤكد عدم الرشد في أسواق الأسهم من وجهة نظرة. [1]

إلا أن دراستي (Roberts)، و(Osborne) تعدان البداية الحقيقية لدراسة (RWH).

فقد قام (Roberts) [2] [3] عام 1959 برسم بياني لمستويات الأسعار الفعلية في السوق خلال (52) أسبوع وفقاً لمؤشر (Dow Jones). كما قام كذلك ببناء سلسلة مصطنعة وذلك باستخدام جداول الأرقام العشوائية لاختيار سلسلة عشوائية من مستويات متاحة لأسعار مؤشر Dow Jones، ثم قام بتصويرها في شكل بياني، وهو ما يوضحه شكل رقم (6). فضلاً عن ذلك قارن (Roberts) بين التغير الفعلي في قيم المؤشر المذكور، وتغير مصطنع في قيم المؤثر مختارة عشوائياً وكما يوضحه شكل رقم (7). وكما يلاحظ أن الأشكال البيانية الفعلية والمصطنعة تبدو متماثلة إلى حد كبير. ليس هذا فقط بل إن نمط الرأس والكتفين الذين يدعيه مؤيدو التحليل التقني [2] [4] اكثر وضوحاً في الشكل البياني المصطنع عنه في الشكل الفعلي [*]. مما يعني إمكانية الادعاء بان التقلبات الفعلية لأسعار الأسهم هي فعلاً عشوائية.

---

[1] J. Lorie, M. Hamilton, The stock Market; Theories and Evidence, Irwin, Inc, London, 1973, P. 72.

[2] Robert D. Mile, " the Dow Jones Industrial Average Re- examined, " Financial Analysis Journal, Vol.22, No.6 (November – December 1966), P. 86.

(*) راجع شكل بياني رقم (31).

[4] J. franis, Investments …, Op. cit., P. 524

شكل بياني (31)

المستويات الفعلية والمحاكاة لأسعار السوق وفقاً لمؤشر

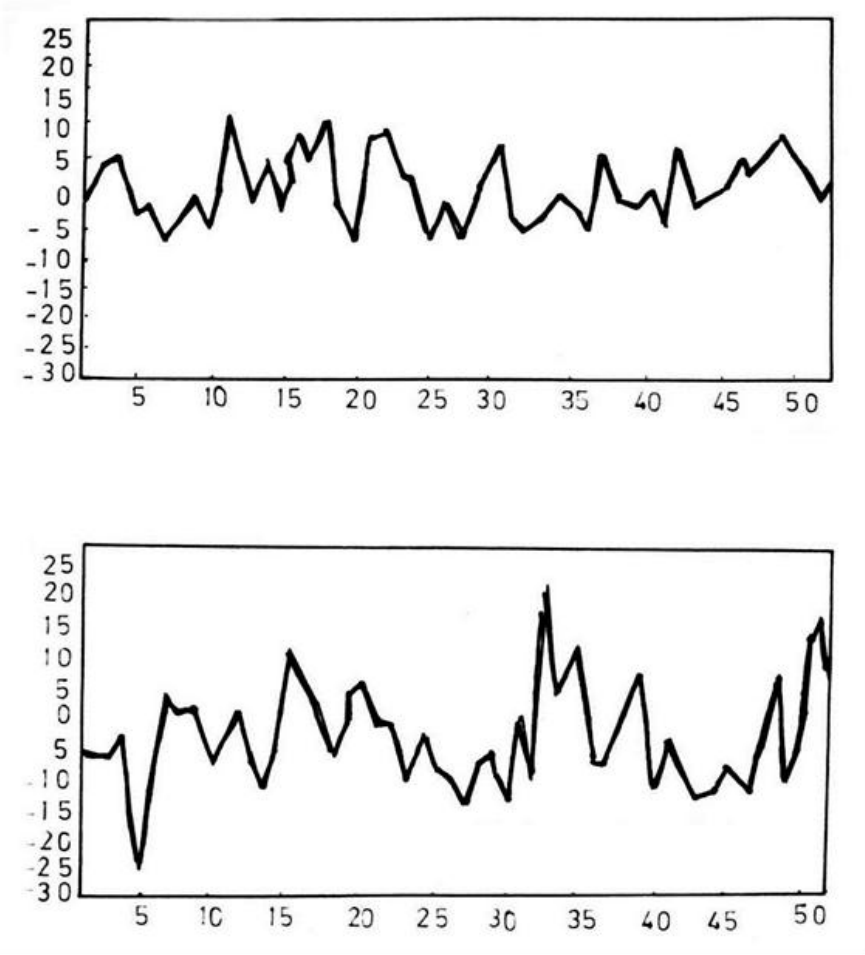
DOWJONES في (52) أسبوع

SOURCE:J. lorie, M. Hamilton, The Stock Market: Theories and Evidence, Irwin, Ine, London, 1973, P.73. .

شكل بياني (32)

المستويات الفعلية والمحاكاة لتغيرات اسعار السوق وفقاً للتغيرات المئوية

لمؤشر DOWJONES في (52) أسبوع



SOURCE: J. lorie, M. Hamilton, The Stock Market: Theories and Evidence, Irwin, Ine, London, 1973, P.74.

أما (Osborne) فحلول عام 1959 تطبيق حركة برونيان (Brownian Motion)[1] على التقلبات التي تطرأ على أسعار الأسهم. وقد أسفرت النتائج عن تطابق واضح لتقلبات أسعار الأسهم لحركة (Brownian)، التي هي حركة عشوائية.[2]

وبالتحديد فقد وجد (Osborne) إن التباين في التقلبات السعرية للسهم عبر مدد زمنية متزايدة في الطول، يزداد بمعدل مربع طول المدة الزمنية[3]، وهذا يعني بمفهوم القانون المذكور، ان لوغاريتم تقلبات سعر السهم مستقلة عن بعضها البعض، وفي ظل هذا الاستقلال أي عدم الترابط بين الأسعار عبر الزمن، يمكن الادعاء بان تقلبات الأسعار فعلاً عشوائية.

ومن الدراسات الكلاسيكية الرائدة التي أجريت لاختبار (RWH) على أسعار الأسهم، هي الدراسة التي أجراها (Fama) [4] عام 1965 حول سلوك أسعار الأسهم في سوق نيويورك للأوراق المالية (NYSE)، مستخدماً مؤشر (Dow Jons). وكانت هذه الدراسة تنصب على قياس درجة العشوائية التي تتقلب فيها أسعار الأسهم، مستخدماً التحليل الإحصائي

---

[1] تدعى نماذج السير العشوائي المستمرة بـ حركة (Brownian) ويمكن اعتبار السلاسل الزمنية لـ (P_t) سير عشوائي إذا:

$$P_t = P_{t-1} + a_t$$

حيث P: سعر السهم، a_t: السلاسل الزمنية للضوضاء البيضاء (White noise)، وهي معرفة بالتباين σ^2 . وتحت افتراضات النموذج فان (P_t) غير متوقع، ولكن يمثل القيمة التوقعية لـ (P_o). والسلسلة الزمنية لسعر السهم تميل إلى الارتفاع عبر الزمن ويمكن أن تشكل سير عشوائي مع انحراف الوسط، أي:

$$P_t = \mu + P_{t-1} + a_t$$

حيث μ : الوسط . والسلسلة الزمنية أعلاه تصبح مفهومة إذا (P_t) يعكس (log P). لمزيد من التفاصيل والإيضاح راجع

- R. Craire, Note on Random Walks… Op. Cit, PP. 28-31.

[2] J. Francis, Investment… Op. Cit, P. 411.

[3] Ibid, P. 38.

[4] E. Fama, " The Behavior of stock Market Price", Journal of Busines, Vol. 38, No.1, Jan. 1965, P.P. 34-105.

لاختبار (RWH) في الاستقلالية ودرجة التوزيع الطبيعي لتقلبات أسعار الأسهم خلال المدة (1956-1961). وقد خلص (Fama) في دراسته إلى النتائج الآتية:

- إن التقلبات في أسعار الأسهم تخضع إلى التوزيع الطبيعي، إذ أن درجة التشتت والانحراف عن الوسط الحسابي كانت مقبولة.
- إن التقلبات في أسعار الأسهم مستقلة، إذ أن درجة الارتباط المتسلسل بين التقلبات في أسعار الأسهم لم يتجاوز الحد الأدنى المقبول وهو (0.10). وان هذه التقلبات مستقلة ولا يمكن التوقع بها..

ويعرض (Franks) مثالاً يكشف بطريقة غير مباشرة على أن تقلبات أسعار الأسهم في السوق، لابد أن تكون عشوائية. ذلك إن تقلبات سعر السهم الجاري- الحالي- (t) تعكس المعلومات المتاحة عن هذا السعر في المستقبل (t-1) أما سعر السهم المستقبلي، فلا يمكن أن يتحدد باتجاهه الحالي (t) بل يتحدد في (t-2) عندما تصل إلى السوق معلومات جديدة لا نعرف عنها شيئاً اليوم.

وفي ظل هذه المعلومة يمكن افتراض ثلاثة أنماط للتقلب في سعر السهم، وهو ما يوضحه شكل رقم- 8-: [1]

ففي شكل (33- A) تقلب السعر في اللحظة الأخيرة أي (t-1)، وفي (B) تقلب السعر تدريجياً ليصل إلى المستوى المتوقع في الزمن (t+1). أما في (C) فقد تقلب سعر السهم في ذات لحظة (Instantaneous) وصول المعلومة.

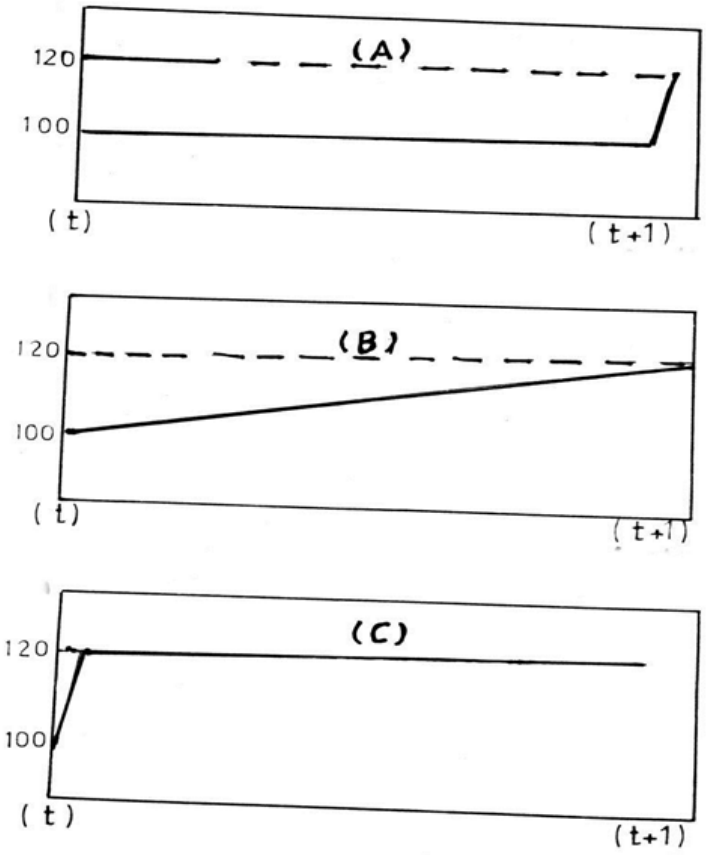
وكما هو واضح فان الشكلين (A),(B) لا يؤيدهما الواقع، لبيان إمكانية التوقع في ظلهما بحقيقة أسعار الأسهم في المستقبل، وبما يؤكد على ان تقلبات الأسعار غير عشوائية.

أما الشكل (3- C) فهو الصيغة المنطقية لتقلب سعر السهم، فيؤكد على إن تقلبات أسعار الأسهم لابد وان تكون عشوائية. ففجأة وفي الزمن (t) وصلت المعلومة، فارتفع سعر السهم على الفور ليعكس ما ستكون عليه الأوضاع في الزمن (t+1). أما سعر السهم (t+1) فلا نعلم عنه شيئاً في الزمن (t)، فقد يرتفع السعر أو ينخفض اعتماداً على المعلومة التي سترد إلينا في الزمن (t+1).

[1] George W. Gallinger & Jerry B. Poe. Essential of Finance: An Integrated Approch, 1st Edition, Prentice– Hall International Inc., New York, 1995, P.P. 341-342.

شكل بياني (33)

الأنماط البديلة للتقلب في سعر السهم



SOURCE:.George W. gallinger & jerry B. poe, Essentail of Finance: An Integrated Approch, 1st Edition, prentice- Hall international, Inc. new York, 1995, P.342

ثانيا. السوق الكفوءة: المفهوم والفرضيات

تعدّ فرضية السوق الكفؤة الجانب التطبيقي لنظرية التوقعات العقلانية في أسواق الأوراق المالية. وهي تحدد طبيعة العلاقة بين مؤشرات أسعار الأسهم المتداولة في السوق من جهة والمعلومات المتاحة للعاملين فيها من جهة ثانية. وتنص على أن الأسواق تتمتع بقدر عال من المرونة يسمح بتحقيق استجابة سريعة في أسواق الأوراق المالية للتغيرات في نتائج تحليل البيانات والمعلومات المتدفقة إليها. وبما يؤدي في نهاية الأمر إلى تحقيق التعادل بين القيمة السوقية والقيمة الحقيقية للأوراق المالية، مما يجعل القيمة السوقية للسهم هي قيمة عادلة (Fair Value) تعكس تماماً القيمة الحقيقية (Intrinsic Value) يتولد منها عائد يكفي لتعويض المستثمرين عن المخاطر التي ينطوي عليها الاستثمار في الأسهم[1]، بعبارة أخرى تكون القيمة الحالية للمكاسب المستقبلية الناجمة عن امتلاكه والمخصومة بمعدل عائد من الاستثمار يكفي لتعويض المستثمر من المخاطر تساوي تماماً القيمة السوقية للسهم يوم شرائه.

في فرضية السوق الكفؤة يعكس سعر السهم توقعات المستثمرين بشأن المكاسب في المستقبل والمخاطر التي تتعرض لها هذه المكاسب، إذا استوعب المستثمر جميع المعلومات المتاحة والصريحة التي يمكن أن تؤثر على أسعار الأسهم مع ملاحظة إن تعديل الأسعار يحدث بسرعة معرفة المعلومات الجديدة، فإذا كانت هذه المعلومات غير متحيزة ستهبط الأخطاء في القيم المتوقعة ولا يعني هذا إن الأسعار الجديدة تعكس دائماً سعر التوازن الجديد ولكنه فقط سعر عادل للتوازن النهائي الذي يحدث بعد قيام المستثمر بتقييم كافة المعلومات.

فإذا كان عائد السهم (SR) بالامكان الحصول عليه من المعادلة التالية[2]:

$$SR=\frac{P_{t+1}-P_t+T}{P_t} \quad .....(1)$$

حيث أن:

P_{t+1} : تمثل أسعار الأسهم (المتوقعة في الفترة $(t+1)$.

---

(1) M.,Beechey ,D. ,The Efficicient Market Hypothesis : A Survey , Reserve Bank of Australia , Research Discussion Paper , January , 2000, P 8 .

(2) Douglas , A. , Ruby , Macroeconomic Theory , 5TH Edition , Grow – Hill ,INC, New York , 2002,pp 121-124 .

P_t : أسعار الأسهم الحالية.

T : الإرباح الموزعة.

عليه تصبح معادلة العائد المتوقع مع السهم تساوي

$$SR^e = \frac{P^e_{t+1} - P_t + T}{P_t} \quad \text{.....(2)}$$

فإذا كانت العوائد المتوقعة للسهم تساوي العوائد الفعلية

$$SR^e = SR^* \quad \text{.....(3)}$$

يتحقق التوازن في أسواق الأوراق المالية طبقاً لتحقيق الشرط (معادلة 3).

أما في حالة وجود غموض في المعلومات وحالة عدم التأكد فأن هذا يختلف عن الحالة المذكورة أنفاً، إذ يمضي بعض الوقت حتى يتم تحليل المعلومات والخروج بنتائج بشأن القيمة التي ينبغي أن يكون عليها سعر السهم وهذا يعني تبعاً وجود فاصل زمني منذ وصول المعلومات والى أن يرتفع سعر السهم إلى مستوى يعادل قيمته الحقيقية، فإذا لم تتطابق المعلومات مع التوقعات ستكون هناك حالتان من الاختلال في التوازن:

الحالة الأولى: يكون العائد المتوقع اكبر من العائد الفعلي، هذا سيؤدي إلى ارتفاع الأسعار الحالية للأسهم.

$$SR^e > SR^* \Rightarrow P_t \uparrow$$

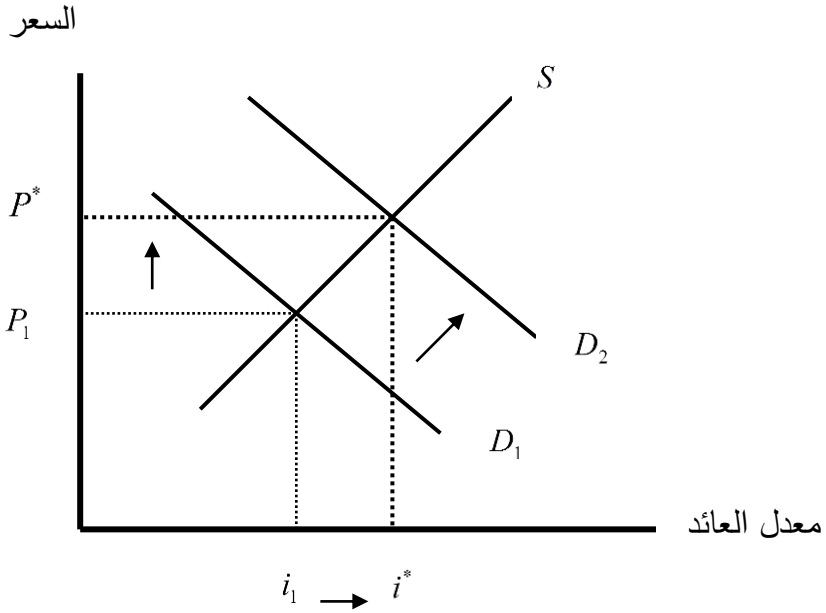
الحالة الثانية: يكون العائد المتوقع اصغر من العائد الفعلي فيحدث العكس.

$$SR^e < SR^* \Rightarrow P_t \downarrow$$

ويمكن بيان تأثير الحالتين على سعر السهم في الشكلين (34 – A)، (34 – B).

شكل (A – 34)

تأثير التوقعات على أسعار الأسهم / (الحالة الأولى)



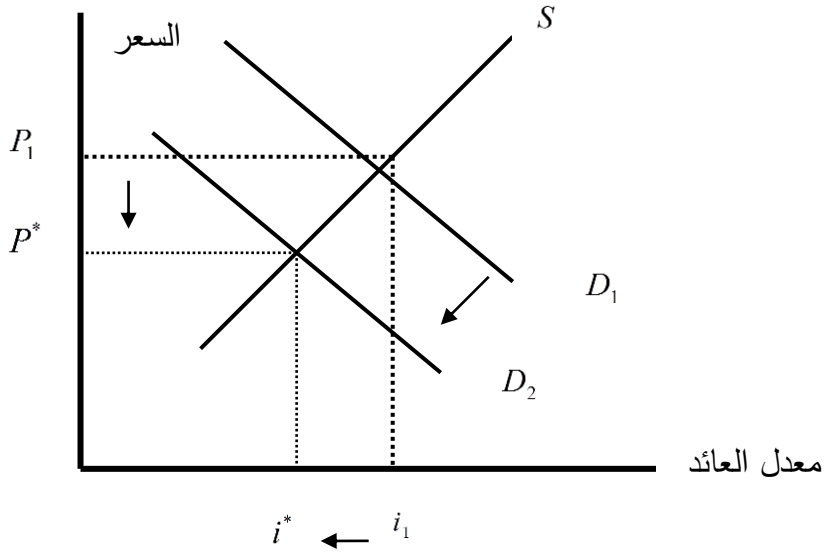
Source:- Frederic S.Mishkin , The Economics of Money , Banking and Financial , 7th Edition . Person Addison –Wesley , New York , 2004, p 170 .

عندما يكون العائد المتوقع من السهم أكبر من العائد الفعلي ترتفع الأسعار من ($P_1 \rightarrow P^*$) وينتقل منحنى الطلب إلى الأعلى باتجاه اليمين على طول منحنى العرض بالمقابل يرتفع العائد من السهم من ($i_1 \rightarrow i^*$).

أما في حالة عدم تطابق التوقعات مع الواقع فيحدث العكس ينخفض السعر من ($P_1 \rightarrow P^*$) ويتراجع منحنى الطلب إلى الأسفل باتجاه اليسارعلى طول منحنى العرض مسبباً انخفاض العوائد من الأسهم من ($i_1 \rightarrow i^*$) وكما يعرضها الشكل (B - 26).

شكل (B - 34)

تأثير التوقعات على أسعار الأسهم / (الحالة الثانية)



Source:- Frederic S.Mishkin , The Economics of Money , Banking and Financial , 7th Edition . Person Addison –Wesley , New York , 2004, p 173 .

وهذا يتبع النتيجة آلاتية: إن أسعار الأسهم المتداولة في الأسواق هي دالة بالمعلومات المتاحة كونها تستجيب لردود أفعال المستثمرين للمعلومات النهائية دون أن يتاح لأي مستثمر ميزة السبق التي من شأنها إتاحة الفرصة له لتحقيق أرباح استثنائية على حساب الآخرين لان سعر السهم السائد في السوق سيتطابق أو على الأقل يقترب من قيمته الحقيقية.

بناءً على ما تقدم يمكن القول: إن فرضية السوق الكفؤة تجعل أسعار الأسهم تتجه إلى النحو الأتي:

- تتقلب حول قيمتها الحقيقية ولكنها تعود وبسرعة إلى حالة التوازن.
- تعكس المعلومات المتاحة كافة التي يمكن أن تؤثر على حركتها.
- تكون أسعار الأسهم السوقية هي أفضل مؤشر لتقييم هذه الأسهم ومن ثم تنفي الحاجة لتقيمها بأسلوب أخر غير سعر السوق.

إن المسألة الأساسية التي تسلم بها الفرضية أنه عندما تعدل أرباح الأسهم بشكل سليم فأن أسعار الأسهم تتبع السير العشوائي(*) وهذا يجعل جهود المستثمرين الرامية إلى توقعات الأسعار معتمدة على مصادر المعلومات كافة بما فيها تحركات الأسعار في الماضي[1]. وهذا يساعد على فهم شراء المستثمرون للأسهم التي يتوقعون فيها معدل أعلى من متوسط العائد ويبيعون التي يتوقعون فيها عائدات اقل، ذلك أنهم يحاولون الوصول إلى أسعار الأسهم بحيث تتكيف العوائد المتوقعة مع تعديلات الخطر وتكون جميع الأسهم متساوية بمعنى أن تغيرات أسعار الأسهم تعكس التعديلات على أرباح الأسهم والقيمة الزمنية للنقود وتفضيلات المخاطرة، وهذه جميعها تعكسها توقعات المستثمرين حول أسعار الأسهم.

وفي الحقيقية يبذل المستثمرون في بورصات الأسهم في العالم قصارى جهودهم من أجل التعرف وبشكل مسبق على اتجاه تحركات الأسهم صعوداً أو هبوطاً بغية تحقيق أكبر عائد ممكن، ورغم اختلاف وجهات النظر المفسرة لتلك التحركات إلا أنها لا تخرج عن احد الفرضيتين التاليتين:

1. الفرضية التكيفية

تحاول التنبؤ بالتغيرات التي ستطرأ على مؤشرات الأسهم في الأسواق في المستقبل عن طريق دراسة سلوك هذه المؤشرات والأسعار في الماضي ومتابعة ظروف العرض والطلب على الأسهم في هذه الأسواق ومعدلات التعامل فيها ويستخدم المحللون الفنيون بيانات وإحصائيات عن قيم مؤشرات الأسهم في الماضي في الأسواق التي يتابعونها للاستدلال منها على اتجاه تحرك هذه الأسواق في المستقبل صعوداً أو هبوطاً واستنتاج أي انحراف عن هذا الاتجاه[2].

وأصحاب هذه الفرضية يعتقدون أن أسعار الغد تتأثر إلى حد كبير بأسعار اليوم والأمس ولكن دلت التجارب العملية أن هذه الطريقة كثيراً ما تخطئ في التنبؤ، فقد تعطي إشارة بيع

(*) تنص على أن جميع المعلومات المتوفرة حالياً مدمجة فعلاً في أسعار الأسهم (أو الأصول الأخرى) وبالتالي لا يقدم السوق المالي صفقات يمكن أن تعتمد على النظر إلى معلومات قديمة أو (جامدة) أو معلومات يمكن الحصول عليها بسهولة ، ألا أن أسعار الأسهم تتغير فعلاً إذا ما وردت معلومات جديدة على فرض أن فرص الحصول على إنباء طيبة او إنباء سيئة هي (50-50) حينئذ قد تتخذ أسعار الأسهم مساراً عشوائياً أي أنها قد ترتفع أو تنخفض .

(1) Grossman S. The Efficiency of Competitive Stock Market Where Traders have Diverse information , Journal of Finance Papers and Proceedings 31 , 1997 , p 9 .

(2) M.,Beechey ,D. ,The Efficicient Market Hypothesis , ……..Op.Cit , p 15 .

(Sell Signal) أي أنها تتوقع انخفاض السوق ثم يحدث العكس فترتفع السوق، فكان لا بد من إدخال تعديلات على هذا المنهج بآخر يمكن الاعتماد عليه بشكل موثوق للاستطلاع نحو المستقبل والتعرف على حركة أسعار الأسهم المحتملة.

2. الفرضية العقلانية

تركز هذه الفرضية على دراسة العوامل الاقتصادية الهامة لأي بلد للتنبؤ باتجاه سوق البورصة فيه، فمن المعروف إن البورصات تتجه بشكل عام للصعود في فترات الازدهار الاقتصادي والهبوط في فترات الركود والانكماش الاقتصادي. ومن المهم التعرف على العوامل الاقتصادية مثل مستوى البطالة ومستوى التضخم الذي يؤثر بشكل مباشر على مستوى الفوائد، بعبارة أخرى يحاول المستثمر تحديد النمو المتوقع الذي يساعده على اختيار الوقت المناسب لدخول سوق الأسهم أو الخروج منه.

وبالنتيجة تهدف هذه الفرضية إلى التعرف على مستقبل التطورات الاقتصادية في البلد المعني لتفادي الفشل في اتخاذ القرار وتشكيل التوقعات.

والنموذج الرياضي الذي عرضه (Fama) يصف كيف يولد المستثمر توقعاته الخاصة بأسعار الأسهم والمفسرة في الصيغة آلاتية[1]:

$$E(P_{j,t+1}|\,\phi_t)=\left[1+E(r_{j,t+1}|\,\Phi)\right]P_{jt} \quad \text{.....(1)}$$

حيث إن

$E(P_{j,t+1}|\,\phi_t)$: هي القيمة المتوقعة لأسعار الأوراق المالية (j) في الفترة $(t+1)$ والمستندة على المعلومات المتاحة (Φ) في الفترة (t).

أما $\left[1+E\,(r_{j,t+1})\right]$: فتشير إلى العوائد المتوقعة للسهم خلال الفترة القادمة وهي نفس حجم او مقدار المخاطرة على السهم(j).

بموجب فرضية السوق الكفؤة المستثمر لا يحقق أرباح غير عادية إلا من خلال الفرص. ويمكن التعرف على القيمة العليا والقيمة السفلى للسهم من خلال الصيغة آلاتية:

$$X_{j,t+1}=P_{j,t+1}-E(P_{j,t+1}|\,\Phi) \quad \text{.....(2)}$$

([1]) – E.Fama , Efficient Capital Market , A Review of Theory and Empirical Work , Journal of Finance 28,No.11,1970, p316 .

حيث إن

$X_{j,t+1}$: تدل على مدى اختلاف الأسعار الفعلية للأوراق المالية عن الأسعار المتوقعة في الفترة $(t+1)$ التي يتعرف عليها المستثمر من خلال اعتماده على المعلومات المتاحة والتي تتجه إلى الصفر كلما كانت الأسواق كفؤة.

$$E(X_{j,t+1}|\Phi)=0 \quad .....(3)$$

التوقعات العقلانية لعوائد الأسهم طبقاً لفرضية السوق الكفؤة تمثل بالصيغة آلاتية:

$$P_{t+1}=E_tP_{t+1}+\varepsilon_{t+1} \quad .....(4)$$

وعندما تكون المتغيرات العشوائية (الأخبار الجيدة أو السيئة) غير مؤثرة على تشكيل التوقعات فان القيمة المتوقعة للأخطاء في التنبؤ تكون صفر.

$$E_t\varepsilon_{t+1}=E(P_{t+1}-E_tP_{t+1})=E_tP_{t+1}-E_tP_{t+1}=0 \quad .....(5)$$

أما إذا كانت المعلومات التي يستند عليها المستثمر محددة فأن تشكيل التوقعات حول (X) تستند على الصيغة آلاتية:

$$E[E_t+I(X)]=E_t(X) \quad .....(6)$$

وفي حالة حدوث معلومات مفاجئة يعاد تشكيل التوقعات طبقاً لتلك المعلومات المفاجئة

$$E_t[X_t-E[X|\ J_t]|\ I_t] \quad .....(7)$$

هذه المعلومات المفاجئة حتماً ستكون مساوية للصفر مع مرور الوقت لتصبح العوائد المتوقعة مطابقة للعوائد الفعلية.

3: الشروط التي تضمن كفاءة السوق[1]

1. شفافية المعلومات ولحظية انتقالها للجميع وبدون تكاليف أو بتكلفة معقولة لعمليات التبادل.
2. تواجد عدد كبير من المستثمرين وبالتالي لا يمكن لأي مستثمر لوحده أن يؤثر في

---

(1) – انظر في ذلك :

- E. Fama , The Behavior of Stock Market Prices , Journal of Economics , Vol.38, 1965 , pp46 .

– د. نبيل مهدي كاظم الجنابي، العلاقة بين تقلبات أسعار الأسهم .....، مصدر سابق، ص 34 .

أسعار الأوراق المالية المتداولة.

3. رشادة المستثمرين. كل منهم يبغي إلى تحقيق أعظم منفعة ممكنة من موارده.

4. تكون توقعات المستثمرين متجانسة (Homogeneous Expectation) فيما يخص اتجاهاتها.

4:مستويات فرضية السوق الكفؤة

إن مفهوم السوق الكفوءة ليس مفهوماً مطلقاً، وإنما مفهوم نسبي يتحدد بمدى وطبيعة العلاقة بين أسعار الأسهم المتداولة فيها من جهة والمعلومات المتاحة للمتعاملين فيها من جهة أخرى، إذ قام (Fama) [3] بتقسيم فرضية السوق الكفوءة إلى ثلاثة نماذج- فرضيات- إذ تعكس كل فرضية نوع المعلومة التي تنعكس بشكل سريع وكامل على سعر السهم، وكل مستوى يتجاوب بسرعة المعلومات تختلف عن المستوى الآخر. وهي:

4-1. فرضية مستوى الكفاءة الضعيف (Weak Form Efficient Hypothesis)

ويقصد بفرضية (WF) إن كل البيانات التاريخية الخاصة بأسعار الأسهم؛ تتمثل في أسعار الأسهم في الماضي- السابقة- ولا تحتوي على معلومات مفيدة للتوقع بالأسعار المستقبلية[4].

وتشير فرضية (WF) إلى أن أسعار الأسهم المتداولة تعكس المعلومات التاريخية السابقة للأسهم، وان هذه الأسعار تسير عشوائياً ومن دون وجود علاقة فيما بينها، وهذا يعني أن تقلبات أسعار الأسهم في الماضي لا تشكل مرشداً لتقلبات الأسعار في المستقبل، وبحسب هذه الفرضية، فان المستثمرين غير قادرين على الحصول على أرباح غير عادية من خلال استخدام بيانات الأسعار السابقة، لان كل المعلومات عُكست بالأسعار الحالية.[1]

وتؤكد فرضية مستوى الكفاءة الضعيف، إن أسعار الأسهم قد عكست جميع المعلومات التي يمكن استنباطها من خلال دراسة البيانات التاريخية عن نشاط البيع والشراء في سوق الأسهم، مثل التسلسل التاريخي- الزمني- للأسعار السابقة، وأسعار الفائدة والتضخم، أي أن تحليل اتجاه الأسعار غير مجدٍ ولا يسمح للمستثمرين تحقيق عائد أعلى من العائد الممكن تحقيقه عن طريق استراتيجية الشراء والاحتفاظ. [2] (Buy- and- hold).

---

[1] Ibid, P. 390.

[2] M. Beechey, et. Al., "The Efficient Market … Op. cit, P. 15.

وفي ظل فرضية (WF)، فان أسعار السوق الحالية لا تعكس المعلومات الحالية الحقيقية وتوقعات المستقبل. لذا لا تعكس الأسعار المتداولة في السوق إلا أسعارها الماضية أو التاريخية فقط، وان أي محاولة للتوقع بما سيكون عليه سعر السهم في المستقبل، من دراسة التقلبات التي تطرأ على سعره في الأيام أو الشهور أو السنوات الماضية، هي مسألة عديمة الجدوى،[1]

بحيث يغدو الحصول على أرباح استثنائية في مثل هذه الظروف ممكناً من خلال طريقتين؛ أما أن يحصل المستثمر على معلومات خاصة (غير منشورة) ليست متاحة لغيره ضمن ظاهرة احتكار المعلومات، أو أن يكون بإمكانه تحليل البيانات المنشورة بكفاءة تفوق كفاءة غيره من المستثمرين الآخرين.

ويبين شكل رقم (35) مدى ارتباط فرضية المستوى الضعيف بفرضية السير العشوائي، فالمستثمر في ظل هذه الفرضية لا يستطيع تحقيق أرباح إضافية غير عادية عن طريق الاعتماد على المعلومات السابقة عن أسعار الأسهم.

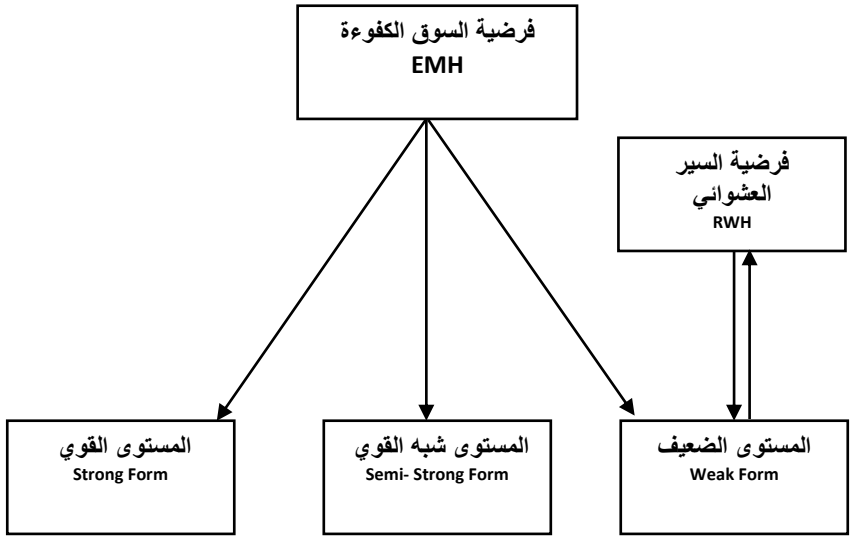
أما فرضية (RW) فتتضمن الافتراض: أن التقلبات المستمرة في أسعار الأسهم تخضع لتوزيع طبيعي، إضافة إلى عدم الاستفادة من المعلومات السابقة للتوقع بالمستقبل. ومن أهم نتائج فرضية المستوى الضعيف تتلخص في أن النشاط الذي يقوم به المحللون الماليون من التوقع بالعوائد المستقبلية لأسعار الأسهم، هو عبارة عن مضيعة للوقت، ذلك أن البيانات التاريخية معكوسة بالكامل على الأسعار الحالية. [2]

---

[1] Ibid, P. 17.

([2]) Edwin J. Elton & Martin J. Gruber, Modern Portfolio theoy and Investment Analysis, 5th Ed., John Wiley & sons, Inc, New York, 1991, PP. 399- 432.

شكل (35) تقسيمات فرضية (EMH)



Source: Janette rutter Ford, Introduction to Stock Exchange Investment, 2nd Edition, Macmillan Press, Ltd., London, 1993, P. 290.

أدلة الإثبات التي تدعم فرضية المستوى الضعيف

اختبارات فرضية (WF) هي الأكثر حجماً وتدعمهما بقوة نتائج الدراسات، إذ تبين وجود استقلالية في التقلبات التي تحدث في الأسعار اللاحقة أو العائد بدليل ذي أهمية إحصائية. وإحدى طرق اختبار عشوائية (Randomness) التقلبات في أسعار الأسهم، هي قياس الارتباط الذاتي لتقلب الأسعار (autocorrelation) أي دراسة الارتباط بين التقلبات في الأسعار في مدة ما وتقلباتها في مدة لاحقة، فإذا اقفل الارتباط الذاتي إلى الصفر، فانه يقال إن تقلبات الأسعار مستقلة تسلسلياً.

من الدراسات الكلاسيكية عن فرضية المستوى الضعيف، يمكن اعتبار الدراسة التي أجراها[1] (Fama)، حول سلوك أسعار سوق نيويورك للأوراق المالية، إحدى الدراسات الرائدة في هذا المجال[*].

في دراسة قام بها (Dryden) [2] حول اتجاه أسعار الأسهم في السوق المالية البريطانية خلال المدة (1963- 1964) واستخدم فيها الأساليب الإحصائية لاختبار التوزيع الطبيعي، ودرجة الارتباط المتسلسل لاختبار الاستقلالية في التقلبات بأسعار الأسهم. توصل إلى إن السوق البريطانية للأسهم تتصف بالكفاءة عند المستوى الضعيف (WFH) وذلك بسبب انخفاض معامل الارتباط المتسلسل للتقلبات المستمرة في أسعار الأسهم إذ بلغ متوسط معامل الارتباط (0.093)، وهي قيمة ليست ذات دلالة إحصائية.

في دراسة وضعها (Solnik) [3] حول تطبيق (WFH) لأسواق الأوراق المالية الأوربية وشملت عينة الدراسة ثمانية أسواق أوربية خلال المدة (1966- 1971). وهي (فرنسا، بريطانيا، ألمانيا، إيطاليا، نيوزلندا، بلجيكا، سويسرا، السويد) توصلت الدراسة إلى إن التقلبات في أسعار أسهم الدول الأوربية مستقلة، وذلك بسبب انخفاض متوسط الارتباط المتسلسل لكافة الأوراق المالية.

أما دراسة (Michal, Jensen and George) [4]، فاختبرت فرضية السير العشوائي على سوق نيويورك للأوراق المالية، وباستخدام أسعار الأقفال الشهرية لمؤشر السوق للمدة (1926-1966). وأخذت الدراسة بالاعتبار نصيب الأسهم من الأرباح لسلسلة الأسعار لكل شهر، وجاءت النتائج تفيد بعدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين استراتيجية الشراء والاحتفاظ، والشراء والبيع، أي أن السوق كفوءة فحسب (WFH).

---

[1] E. Fama, "The Behavior of stock Market … Op. cit," PP. 34-105.

(*) تم التطرق للنتائج التي توصلت لها الدراسة عند الحديث عن (RWH) .

[2] J. Framcis, Investment…Op. Cit, P. 558.

[3] Charles P. Jones, Inverstment Analysis …Op. Cit, P. 245.

[4] Ibid, P. 246.

وأجرى كل من (Richard),(Brealey) [1] دراسة عن سوق الأسهم البريطانية خلال المدة (1962 – 1969). وتوصلت الدراسة إلى إن التقلبات في أسعار الأسهم تتبع سيراً عشوائياً وساعد على الحصول على هذه النتائج، الخصائص الفنية والتنظيمية والتقنية التي تميز بها سوق الأسهم البريطانية – من وجهة نظر الباحثين عاملا مساعدا في الحصول على هذه النتائج.

وجاءت نتائج دراسة (Jotner),(Conrad) [2] عن سوق الأوراق المالية الألمانية مخالفة لنتائج الدراسات السابقة الذكر. استخدم (Conrad) أسلوب الارتباط المتسلسل لفحص الاستقلالية في تقلبات أسعار الأسهم للمدة (1968-1971)، وتوصل إلى إن التقلبات المستمرة في أسعار الأسهم لا تتصف بالاستقلالية، بسبب وجود درجة عالية من الارتباط المتسلسل بلغت (0.217)، وهي درجة عالية من الارتباط من شأنها أن تنفي صفة الاستقلالية عن تقلبات أسعار الأسهم. وهذا ما قاده إلى الاستنتاج الآتي:- إن سوق الأوراق المالية الألمانية غير كفء في تسعير الأسهم.

وفي دراسة (Bos) [3] عام 1994، فقد تم تحديد النماذج وتقديرها من حيث العائدات اليومية والشهرية منذ عام 1987 بمؤشرات مالية قديمة (FTA) لأكبر إحدى عشرة سوقاً للأوراق المالية التي تسمح بوجود (اللامعيارية، مخالفة التعليمات، التأثير الفعال، العلاقات المتبادلة) إذ يعد كل من التأثير الفعال والعلاقات المتبادلة الإيجابية، خصائص لبعض المؤشرات التي تم اعتبارها. كما يعد حجم العلاقات المتبادلة صغيراً جداً ينعدم معه ظهور فرص موازنة نافعة، كما أن كفاءة أسواق الأوراق المالية المذكورة تعد غير مرفوضة.

---

[1] Robert Hudson, et. al., "Anote on the Weak form Efficiency of Captial Markets: The Application of Simple Technical Trading Rules to UK Stock Price (1935-1994)", Journal Banking Finance, Vol. 20, 1996, PP. 1121-1132.

[2] Freund William, et. al., "Market Efficiency Before and After the Introduction of Electronic Treading at the Toronto Stock Exchange", Review of Financial Economics, 1997, V. 6N1, PP. 29-56.

[3] Groenewod, Nicolas., "Share Market Efficiency: Tests Using Daily data for Australia and New Zeland", Applied Financial Economics, (Dec. 1997), Vol. 7N6, PP. 645-657.

وفي دراسة أخرى لكل من (Hudson), (Dempsey), (Keasey) عام 1996 حول كفاءة الأسواق الرأسمالية عند المستوى الضعيف[1]. طبقت فيها قاعدة اتجار بسيطة لأسعار الأسهم المتداولة في بريطانيا في الفترة الممتدة (1935-1994) وذلك من اجل الوصول إلى قدرة تنبؤية، اخذين بنظر الاعتبار مؤشر (Dow Jones)، وتنبع أهمية هذه الدراسة من حيث مدى القدرة على تطبيق مثل تلك النتائج التي تم التوصل إليها على بيانات الأسهم البريطانية، كذلك تنظر الدراسة بجدية إلى المستثمرين، وهل بقدرتهم تحقيق المزيد من العوائد الإضافية عن طريق التحليل التقني في بيئة مكلفة من حيث عمليات التداول، وتوصلت الدراسة إلى أن استخدامهم هذا التحليل لن يصبح للمستثمر بان يحقق المزيد من الأرباح الإضافية عندما يكون التداول بتلك الأسهم ذا كلفة عالية من حيث الحصول على البيانات، على الرغم من كفاءة القواعد التقنية المستخدمة، لفحص القدرة التنبؤية بالنسبة لبيانات الأسهم البريطانية.

أما دراسة كل من (Pagano), (Larrain), (Freund)[2] عام 1997، فانها استهدفت دراسة الاتجاه نحو استخدام المكننة في الأنشطة التجارية للأسواق المالية، إذ انتشر استخدام المدى المدرج للتحليل، وتأثير المكننة في سوق تورنتو للأوراق المالية (TSE) على كفاءة السوق. تم الاختبار باستخدام مجموعة بيانات للأسعار اليومية والشهرية، وقد وجد من النموذج، السلوك العشوائي لتقلبات أسعار الأسهم وضحت إن الاختلافات في البيانات اليومية والشهرية قد تنسب إلى آثار التجميع والتصنيف على بيانات العائدات.

واختبر (Groenewod)[2] عام 1997 فرضية المستوى الضعيف باستخدام مؤشر الأسعار الإحصائي (STATEX) لاستراليا ومؤشر (NZSE40) لنيوزيلندا خلال المدة (1975-1992)، وبأجراء الاختبار على مقياس الأسعار لكل دولة لمعرفة وجود علاقات متبادلة للتوزيعات. إذ وجد أن العلاقات المتبادلة تقدم دليلاً على قابلية التنبؤ بالإرباح، على الرغم من تطابق النتائج التي تم التوصل إليها مع الصيغة الضعيفة لفرضية (EM) لكل دولة حيث تتشابه النتائج في الأسواق المالية كافة لكل دولة.

---

[1] Vihang, R. Errunza, "Testing of Random walks and Market Efficiency of LDC", The Financial Review, July 1986, V. 21, PP: 65-76.

[2] Ghassan Omet, "The Formation & Behavior of Share Prices on Amman Financial Market", Unpublished Ph. D. Thesis, Unversity of London, English, 1989-1990.

أما الدراسات التي أجريت على أسواق الأسهم الناشئة لاختبار سلوك أسعار الأسهم في ظل (EMH) المستوى الضعيف، فسنشير إلى أهمها:

1. دراسة (Vihang. R. Errunza) [1] حول سلوك أسعار الأسهم في (LDC)، اشتملت العينة على عشرة دول هي: (الأرجنتين، البرازيل، تشيلي، اليونان، الأردن، كوريا، المكسيك، تايلاند، وزمباوي) خلال المدة (1975-1985) وتوصلت الدراسة بعد إجراء تحليل الارتباط المتسلسل، إلى وجود درجة من الاستقلالية في التقلبات المستمرة في أسعار الأسهم.
2. وقام (Wong, Kwong) [2] بدراسة حول تطبيق فرضية السير العشوائي على بورصة هونغ كونغ للأوراق المالية، وشملت الدراسة المدة (1977-1980) بيانات يومية وأسبوعية. وطبقت الأساليب الإحصائية لاختبار (RWH) وتوصل إلى أن درجة الاستقلالية تتزايد كلما طالت المدة الزمنية. وهذا يعني إن المعلومات تنعكس على أسعار الأسهم بعد مدة زمنية، حيث لوحظ أن الارتباط المتسلسل يتراوح ما بين (0.27-0.42) للمدة الزمنية الأولى، وبين (0.1-0.11) في المدة الزمنية الثانية، وكانت ما بين (0.11-0.1) للمدة الزمنية الثالثة. وخلصت الدراسة انه لا يوجد دليل واضح على كفاءة بورصة هونغ كونغ للأوراق المالية، وان الكفاءة تزداد مع تزايد المدة الزمنية، ويعود السبب في ذلك إلى عدم السرعة في انعكاس المعلومات على أسعار الأسهم وذلك لأسباب فنية وتشغيليه خاصة بالسوق.
3. وفي دراسة (غسان اومت) [3] ... حول اتجاه أسعار الأسهم في بورصة عمان للأوراق المالية بالتطبيق على (RWH) وللمدة الزمنية (1979-1986). استخدمت الدراسة الأساليب الإحصائية المتمثلة بتحليل الارتباط المتسلسل واختبار (Filter

---

[1] Kamal A. AL- Qudah, " An Empirical Testing of the Randomness Hypothesis in AFM", Dirasat, Ad. min Strative Sciences, Vol. 24, No.2, 1997, PP. 535-542.

[2] Kalu Ojah, David Karemera, "Random Walks and Market Efficiency of Latin American Emerging Equity Market: A Revisit", The Financial Review, Tallahassee, (May, 1999), V. 34N2, PP. 57-72.

[3] Ail F. Darrat, Maosen Zhong, On Testing the Random- Walk Hypothesis: A Model Comparism Approch, Review of Financial Economics, V.12, 2000, PP. 134-156.

(Test والاختبار المتكرر(Run Test)، وخلصت إلى أن التقلبات في أسعار الأسهم في بورصة عمان للأوراق المالية لا تتصف بالاستقلالية، أي أن السوق غير كفوءة عند المستوى الضعيف.

4. أما دراسة (كمال القضاة) [1] عن تقلبات أسعار الأسهم في بورصة عمان للأوراق المالية، فاستخدمت الدراسة أيضا (RWH) وبأسعار الإغلاق اليومية والأسبوعية وللمدة من(كانون الثاني 1992 – كانون الأول 1994). واستخدم الباحث في دراسته لفحص اختباره نوعين من الاختبارات الإحصائية هما: معامل الارتباط المتسلسل، والاختبار المتكرر، وأظهرت النتائج أن العلاقة بين تقلبات أسعار الأسهم اليومية عالية نوعاً ما، في حين اظهر تحليل السلسلة الزمنية لأسعار الأسهم، أنها تتبع نوعاً من العشوائية في سلوكها.

5. وتشير دراسة(Kalu), (David) [2] حول سلوك الأسعار وكفاءة السوق للأسواق الناشئة في أمريكا اللاتينية، إن النتائج التي تم التوصل إليها باستخدام اختبارات متنوعة ونسب ذاتية الارتداد بشكل جزئي ومتكامل ذات المعدل المتحرك والبيانات الجديدة (المؤشرات القومية المعتدلة القائمة على الدولار الأمريكي خلال المدة 1987-1997) للمؤشر العام، إن تقلبات أسعار الأسهم في الأسواق الناشئة البارزة في أمريكا اللاتينية (الأرجنتين، البرازيل، شيلي، المكسيك) تتبع السلوك العشوائي، وإنها بشكل عام أسواق كفوءة ومن ثم تقترح الدراسة، أن المستثمرين في هذه الأسواق لا يمكن أن يستخدموا المعلومات التاريخية لتوقع الأسعار المستقبلية، وذلك لان العائدات المستقبلية ذات الأجل الطويل لا تعتمد على العائدات الماضية.

6. واختبر كل من (Maos) ,(Ail) [2] عام 2000 فرضية (WF) على بورصتي الصين(Shanghai and Shezhen)، وعما إذا كانت الأسعار تتبع عملية السير

[1] Palani- Rajan K., "Reduction of Constraints on Arbitrage Trading and Market Efficiency: An Examination of Ex- day Returns in Hong Kong AFTE Introduction of Elctronic Settlement", The Journal of finance, Cambrige (Dec. 2000): Vol. 55N6, PP. 2841-2861.

[2] Worthingto, Andrew C. and Higgs, Helen, Tests of Random Walks and Market Efficiency in Latin American Stock Markets: An empirical note, Discussion Paper No. 157, Technical Report, School of Economics and Finance, Queensland University, 2003.

العشوائي كما تتطلب(EMH). وكانت النتائج التي تم الحصول عليها من المدخل ذي نموذج المقارنة حاسمة لحد ما في رفض افتراض السلوك العشوائي لأسعار الأسهم في كل من بورصتي الصين.

7. أما دراسة (Palani)[1] عام 2000، فهدفت إلى معرفة اثر إدخال المكننة الإلكترونية على عائدات اليوم السابق لأسواق الأسهم في هونج كونج إذ أدى التحول إلى نظام المكننة الإلكترونية إلى هبوط عائدات ربح اليوم السابق التي تزيد على (1%) بنسبة (0.17%) وهذا التراجع يتضح أكثر في الأسهم ذات الإرباح العالية، التي من المحتمل أن تجذب إليها المستثمرين لتحقيق الإرباح، والنتائج تشير إلى الدور القاطع في التأكيد على كفاءة السوق عند المستوى الضعيف.
8. وفي دراسة (Worthingto),(Higgs)[2] عام 2003 حول اختبار فرضية (WF) على أسواق الأسهم الأمريكية اللاتينية. وباستخدام عائدات الأسهم الشهرية للأرجنتين والبرازيل وتشيلي، كولومبيا، المكسيك، بيرو وفنزويلا وباستخدام معامل الارتباط المتسلسل ونسبة التباين المتعدد(MVR)، كانت النتائج تشير إلى أن الأسواق لا تخضع لفرضية (WF)، حتى في أقل معايير المشي العشوائي الصارمة.

والملاحظ من الدراسات السابقة التي أجريت لاختبار فرضية (WF)، إن هذه الفرضية مطابقة من حيث الخلفية النظرية لفرضية السير العشوائي (RWH)، التي تتضمن؛ إن التقلبات المستمرة في أسعار الأسهم مستقلة، وتقلباتها تخضع لتوزيع احتمالي معين.

4 -2. فرضية مستوى الكفاءة شبة القوي

(Semi- strong Form Efficiency Hypothesis)

إن الأسعار الجارية للأسهم في السوق في ظل فرضية (SSF)، لا تعكس فقط كل المعلومات السابقة، ولكنها تعكس أيضا كل المعلومات المتوفرة للعامة.[3]

1

2 Charles, P. Jones, Investment Analysis … Op. cit, P. 249.

3 A. Delkaoui, Capital Market … Op. Cit, P. 387.

أي أن هذه الفرضية تبين فيما إذا كانت المعلومات العامة (المعلنة) المتاحة قد انعكست كاملة، في لحظة، على الأسعار الحالية للأسهم في السوق، وهل يستطيع المستثمر تحقيق ربح أو عائد غير اعتيادي؟.[1]

وتؤكد فرضية (SSF) إن جميع المعلومات التي يتم نشرها، يجب أن تنعكس مباشرة على أسعار الأسهم وهذه المعلومات مثل: الأسعار السابقة، توقعات الأرباح، الإعلان عن الأرباح الصافية وتوزيعات الأرباح للمساهمين، وبيانات عن الاقتصاد والتحليل الكلي سواء التوقعات الاقتصادية أو التغيرات في السياسة المالية والنقدية، فإذا ما أتيح لأي مستثمر الاطلاع على هذه المعلومات من خلال مصادر عامة، فانه من المتوقع أن تكون هذه المعلومات قد انعكست على أسعار الأسهم.[2]

وقد أشارت الكثير من الدراسات إلى أن أسعار الأسهم لا تتأثر إلا بالمعلومات الخاصة التي تنشر عن طريق الشركة المصدرة لهذه الأسهم، وبما أن هذه المعلومات الخاصة لا تكون متاحة في السوق فليس هناك أدنى تأثير لهذه المعلومات الخاصة وغير المنشورة في أسعار الأسهم.

النموذج الرياضي

بافتراض أن السوق الكفوءة تتبع نموذج اللعبة العادلة (Fair Game Model) فان عائد السهم لمدة واحدة (R_t) في الزمن (t) هو مجموعة كل من: العائد المتوقع للمدة السابقة (t-1)، $E_{t-1}\left(R_t^e\right)$ والعائد غير المتوقع أو غير العادي (Z_t) أي أن:

$$R_t = E_{t-1}\left(R_t^e\right) + Z_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(1)$$

حيث أن E_{t-1}: عامل التوقعات مع الأخذ بالاعتبار المعلومات في الزمن (t-1) أي أن:

$$E_{t-1}\left(R_t\right) = E\left(R_t / \Phi_{t-1}\right) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(2)$$

---

[1] E. Fama, "Efficient Captial markets … Op. Cit," P. 387.
[2] George W. Gallinger et. Al, Essential of Finance … Op. Cit, P. 619.

حيث Φ_{t-1} تدل على مجموعة المعلومات المتوفرة للمستثمرين في السوق في الزمن(t-1)

وإذا كانت السوق كفوءة فيجب أن تكون:

$$E(Z_t / \Phi_{t-1}) = 0 \quad \text{.....(3)}$$

وتشير معادلة رقم (3) بان السلسلة الزمنية للعائد غير العادي لها نتيجة توقعية صفر-أي لعبة عادلة-، مع الأخذ بالاعتبار سلسلة المعلومات Φ_{t-1} .

وتتضمن فرضية (WF) مجموعة المعلومات السابقة Φ_{t-1} ، التي تتضمن أسعار وعوائد الأسهم السابقة فقط.

أما فرضية (SSF) فان مجموعة المعلومات Φ_{t-1} متاحة للمستثمرين في الزمن (t-1) وتحتوي كذلك كل المعلومات العامة المتوفرة والمعلنة، وهكذا يمكن إعادة كتابة معادلة رقم (3) على النحو الآتي:

$$E(Z_t / X_{t-1}..., X_{t-n}) = 0 \quad \text{.....(4)}$$

حيث أن (X_t) متجه (Vector) المعلومات المتوفرة للعامة ما عدا عائد (R_t).

وطبقاً لهذا الشرط لفرضية (SSF)، فان العائد غير العادي (Z_t) يتأثر فقط بواسطة المعلومات الجارية-الحالية- [بمعنى أخر؛ القيمة غير المتوقعة لبعض المتغيرات التي يعتقد بأنها تؤثر في أسعار الأسهم]، و (Z_t) مستقلاً عن جميع المعلومات السابقة التي انعكست أصلا في أسعار الأسهم في الفترة السابقة.

وإحدى طرق اختبار فرضية (SSF) هو باختبار تأثير استثناء المعلومات السابقة عن (Z_t) من مجموعة المعلومات المتاحة- المتوفرة في الزمن t أي أن: [1]

$$X_t - E_{t-1}(X_t) \quad \text{.....(5)}$$

[1] Ibid, P. 37.

وعلية تكون المعادلة النهائية للنموذج الرياضي هي:

$$Z_t = \sum_{i=1}^{k} \sum_{s=0}^{m} \beta_{is} \left[X_i, t-s \mathrm{E}_i, t-s-1 \left(X_{t-s} \right) \right] + e_t \quad \ldots (6)$$

حيث أن:

e_t: حد الخطأ العشوائي، مستقل وغير مرتبط بشكل متسلسل مع الأخطاء المتوقعة.

m: يدل على التأخر- التخلف- (lag) للمتجه X

K: عدد عناصر متجه متغيرات المعلومات، الذي يعرف كم من المتغيرات الاقتصادية ستؤثر على عائدات الأسهم.

أدلة الإثبات التي تدعم فرضية (SSF)

إن معظم الاختبارات التي أجريت لفحص فرضية (SSF) قد انحصرت في محاولة معرفة ما إذا كانت أسعار الأسهم تتجاوب بدقة وسرعة مع أية معلومة جديدة تصبح معلنة ومتاحة للجميع. فإذا لم تتجاوب الأسعار لهذه الطريقة فان هذا يعني أن السوق لا تستطيع استيعاب الأحداث الاقتصادية، ومن ثم تكون هناك فرصة للمستثمرين الأذكياء لتحقيق ربح غير اعتيادي.[1]

إن منهجية الدراسات الخاصة بفرضية (SSF) تتلخص في اخذ حدث اقتصادي معين، وقياس أثره في أسعار الأسهم، ومن ثم تحليل هذا الأثر لمعرفة مدى عقلانيته، ويتم قياس الأثر من خلال الفرق بين العائد الفعلي للسهم والعائد المتوقع للسهم في حالة حدوث الحدث الاقتصادي[2]. كذلك سرعة استجابة أسعار الأسهم للمتغيرات الاقتصادية وسرعة تحركها نحو نقطة توازن جديدة بعد نشر المعلومات.

---

[1] Donald E. Fisher & Ronald J. Jordan, "Security Analysis and Portfolio Management," 1st edition, Prentice-Hall in ternational Inc., New York, 1995, P. 349.

[2] Ibid, P. 356.

ومن الدراسات التي تدعم هذه الفرضية، هي دراسة الحدث، وتحليل البواقي (Event studies and Residual Analysis)، [1] ويشمل مفهوم دراسات الأحداث الخاصة، المعلومات المنشورة والمتاحة وما تحتويها من بيانات اقتصادية لها علاقة وذات تأثير في تقلبات أسعار الأسهم.

وقد ركزت اغلب الدراسات عن فرضية (SSF) على اختبار وقياس عملية التعديل في أسعار الأسهم نتيجة للإفصاح عن معلومة جديدة. وعندئذ يتم اختبار هذا التعديل في سعر السهم لمعرفة: [2]

منطقية التعديل:

والمقصود هنا درجة التعديل في أسعار الأسهم ومدة الدقة في استيعاب التعديل في الأسعار.

الآنية:

فإذا تم بعد عملية التعديل المبدئي بعض الصعود والهبوط في أسعار الأسهم، فان هذا يدل على أن هناك بعض التحيز في تفسير المستثمر للمعلومات الجديدة. هذا وان كنا نتوقع تعادل التقلبات الصاعدة والهابطة على المدى الطويل.ولهذا فغالباً ما يتم اخذ متوسط أداء الأسعار في عينة ما بغرض الدراسة. وفي حالة عدم وجود تحيز منتظم في تعديلات الأسعار نتيجة للمعلومات، فان متوسط تقلب السعر في هذه الحالة سيكون صفراً.

وفيما يلي أهم هذه الدراسات.

1. دراسة (Fama)، (Fisher)، (Jensen)، و(Roll) عام 1969[2]، حول تجزئة القيمة الاسمية للسهم وسلوك أسعار الأسهم في السوق للمدة (1927-1960) وخلصت الدراسة إلى أن المعلومات والبيانات المتعلقة بتجزئة الأسهم وتوزيع الأرباح، تنعكس على أسعار الأسهم في مدة أقصاها شهر من تاريخ الإعلان. وهذا يعني أن بورصة نيويورك للأوراق المالية تتصف بالكفاءة حسب فرضية (SSF)، بسبب انعكاس

---

[1] Francis, Investments … Op. cit, P. 512.

[2] Donold E. Fisher et al, "security Analysis … Op. cit," P. 361.

المحتوى المعلوماتي للتقارير المنشورة على أسعار الأسهم بشكل مستمر، ولا يستطيع أي مستثمر من تحقيق أية مكاسب أو أرباح غير عادية.

2. دراسة (Waud) [1] عام 1971، عن معدل خصم الأرصدة الفيدرالية (Reservs Discount Rate Federal) وتقلبات أسعار الأسهم في سوق (NYSE). إذ أن معدلات الفائدة تؤثر على أسعار الأسهم بسبب، إن معدلات الفائدة السوقية تحدد معدلات الخصم المستخدمة في تحديد القيمة للسهم. لذلك حاولت الدراسة بحث آثار الإعلان عن تغير معدل الخصم على تقلبات أسعار الأسهم في سوق نيويورك.

وتشير النتائج العامة للدراسة، إلى أن متوسط تقلبات أسعار الأسهم العادية قليلة، ولكن ذات معنوية إحصائية جيدة، وبنسبة (1.5:1) عند صدور الإعلان الحكومي من قبل البنك الاحتياطي الفيدرالي الأمريكي، عن تغير سعر الخصم. وهذا التغيير في سعر الخصم يعد غير كافٍ لان يحقق المستثمرون أية أرباح غير اعتيادية، بسبب انعكاس محتوى الإعلان على أسعار الأسهم. بمعنى آخر إن التغيير الحاصل في التوقعات السوقية تطابق إلى حد ما مع التغيير الحاصل في سياسة سعر الخصم للبنك، بسبب انعكاس محتوى الإعلان على أسعار الأسهم. بمعنى آخر أن التغيير الحاصل في التوقعات السوقية تطابقت إلى حد ما مع التغيير الحاصل في سياسة سعر الخصم للبنك الفيدرالي. وهذا الدليل التطبيقي يدعم فرضية (SSF).

3. في دراسة أخرى لـ (Gonedes) [2] عام 1970 حول أثر التقارير المالية المنشورة في تقلبات أسعار الأسهم في سوق (NYSE) للمدة (1958-1966) وذلك عن طريق استخدام فرضية مستوى الكفاءة شبة القوي. وقد توصل ان سوق نيويورك تتصف بالكفاءة وذلك لانعكاس المعلومات للبيانات المالية على أسعار الأسهم،

---

[1] R.N. Waud, "Public Interpretation of Discount Rate Changes: evidence on the announcement Effect," Econometrica, 1971, PP. 12-27.

J. C. Francis, Investment; Analysis …, Op. cit, P. 552.

[2] N. groenewold, C. Kang Kuag, " The Semi-strong Efficiency of the Australian share Market," The Economic Record, Vol. 69, Issue. 207, 1993, PP. 405-10.

ومن ثم لا يمكن للمستثمر الذي يحصل على معلومات خاصة إن يجني أرباحا غير اعتيادية.

4. أما دراسة (Schwert) [1]عام 1981 عن العلاقة بين عوائد الأسهم والتضخم، فقد اهتمت الدراسة بتحليل رد فعل عائدات الأسهم اليومية لمؤشر (S& P 500) من الإعلان الشهري لمؤشر أسعار المستهلك (CPI) من قبل (BLS)[*] وللمدة (1953-1978). وجاءت نتائج الدراسة لتدعم فرضية (SSF)، إذ أن سوق الأسهم ترد على المعلومة (التضخم غير المتوقع) عندما يكون (CPI) فعلياً، ولا ترد أثناء إعداده، ويبلغ التباطؤ الزمني (lag) لأكثر من شهر واحد، على الرغم من أن رد الفعل هذا – لعائدات الأسهم الكلية- على التضخم غير المتوقع لم يكن قويا.
5. دراسة (Groenewold, Kuag) [2] عام 1993 لاختبار فرضية (SSF) على سوق الأسهم الأسترالية وباستخدام البيانات الشهرية وربع السنوية في الثمانينات واعتمدت الدراسة على مؤشر الأسعار الكلية مع بيانات اقتصادية كلية. وجاءت النتائج متسقة مع فرضية المستوى شبة القوي للكفاءة.

أما الأدلة التطبيقية للفرضية على أسواق الأسهم الناشئة (Emerging Stock Markets)، فنشير لاهم هذه الدراسات:

1. دراسة (Ismail, Othman)[2] عام 1991 على سوق الأسهم الماليزي، فتتحرى هذه الدراسة، العلاقة بين معدل (P/E) وعوائد الأسهم المتوقعة وللمدة (1980-1989) بيانات شهرية. وباستخدام اختبار (Spearman Rank Correlation) واختبار (nonparametric) وتوصلت إلى وجود علاقة هامة بين المتغيرين، مما يؤكد إن سوق الأسهم الماليزي غير كفوء حسب فرضية الدراسة.

---

[1] Ismail ibrahim, Othman Yong, "Relationship between price-Earning rations and Expected Return of Commen stocks: the Case of Malaysia," Journal of Pengurusam 10, 1991, PP. 95-103.

[2] Thanasisstengos, E. panas, "Testing the Efficiency of the Athens stock Exchange: some Results from the Banking sector," Empirical Economis, Vol. 17, Issue. 2, 1992, PP. 239-52

2. أما دراسة (Thanasisstengos, panas) [3] عام 1992، التي تختبر فرضية (EM) في سوق أثينا للأوراق المالية، وبالنسبة لأسعار اسهم القطاع المصرفي. ومستخدمة اختبار (Granger) للسببية. ولم تجد الدراسة لا خطية البواقي في السلسلة الزمنية، أي أنها لم تجد سببية (Granger) في أسعار الأسهم، وهذه النتائج تدعم فرضية (SSF).

3. دراسة (Ercan, Kunter) [4] عام 1996 عن سوق الأسهم التركية. هدفت الدراسة اختبار كفاءة المعلومات في سوق دولة نامية (تركيا) حسب فرضية (SSF) وللمدة (كانون الثاني 1989- تموز 1995). وباستخدام اختبار سببية (Granger) وجدت الدراسة إن السوق المالية التركية ليست كفوءة حسب فرضية الدراسة، بسبب إن التطورات والأحداث التي تحصل في سوق العملات الأجنبية لا تنعكس بالكامل علنا على أسعار الأسهم. وان هذه النتائج تشجع المستثمرين على تطوير قواعد للتجارة المربحة لان المستثمرين لا يستطيعون توقع سياسة السيولة للسوق بسبب أن تركيا ذات اقتصاد نامٍ شديد التضخم.

4. أما دراسة (Barnes, Shiguang)[1] عام 2002 فتتحرى رد فعل سعر السهم عن الإعلان عن اقتراح و/ أو موافقات علاوة (bonus) وباستخدام بيانات يومية وشهرية لمؤشر سوق الأسهم الصينية للمدة (1994-1998). وكانت النتائج تشير إلى أن اقتراح علاوة (bonus) له تأثير إيجابي على أسعار الأسهم ويختلف هذا الأثر حسب حجم المحفظة الاستثمارية ونسبة العلاوة، كما أن رد فعل المستثمرين على هذه الإعلانات اختلفت بالنسبة للمستثمرين الصينيين والمستثمرين الأجانب، وإجمالا تعكس النتائج عدم كفاءة السوق بحسب فرضية (SSF).

5. وفي دراسة أخرى لـ (Hattacharya, Mukherjee)[2] عام 2003 لـ (BSE) للأوراق المالية. اختبرت العلاقة بين أسعار الأسهم ومتغيرات اقتصادية كلية في

[1] Michelle L. Barnes, Shiguang Ma, The Behavior of China's Stock Prices in Response to Proposal and Approval of Bonus Issues, Federal Reserve Bank of Boston, Research T-8, April 2002, PP. 1-29.

[2] B. Hattacharya, J. Makherjee, Causal Relationship between Stock Market and Exchange

قطاع التجارة الخارجية هي: سعر الصرف، احتياطات النقد الأجنبي، والميزان التجاري للمدة (1990-1991) إلى (2000-2001) لبيان كفاءة السهم في السوق الهندي في ظل شروط العلاقات في أعلاه.

إن عدم الكفاءة المعلوماتية في سوق اسهم ما، يدل على أن المستثمرين في تلك السوق: قادرون على تطوير قواعد المتاجرة المربحة، وكذلك يمكن أن يحققوا عوائد غير اعتيادية. ويمكن اختبار سوق (BSE) باختبار وجود علاقة سببية طويلة الأجل بين المتغيرات الاقتصادية الكلية وأسعار الأسهم، باستخدام اختبار (Granger). وتشير نتائج الدراسة، بان سوق الأسهم المالية الهندية تقترب نحو الكفاءة المعلوماتية حسب فرضية (SSF)، في الأقل فيما يتعلق بالمتغيرات الاقتصادية الكلية الثلاثة.

6. أما دراسة (Jeong) [1] عام 2004، التي تتحرى عن كفاءة سوق الأسهم الكورية فيما يتعلق بمعلومات المتغيرات الاقتصادية الكلية (السياسات المالية والنقدية) وللمدة (كانون الثاني 1982- كانون الأول 2000) بيانات شهرية. وتستخدم للدراسة إمكانية المعلومات الكاملة القصوى من خلال نموذج (FIML) [*].

وتشير النتائج العامة بان سوق الأسهم الكوري كفوء فيما يتعلق بالسياسات النقدية، في حين أن النتيجة بالنسبة للسياسات المالية غير حاسمة. كما وجدت الدراسة، إن المستثمرين في السوق ردوا على الصدمات الاقتصادية الكلية بشكل حساس اكثر بعد أزمة العملة الأجنبية الأخيرة في كوريا. كما انه ليس هناك دليل مؤكد على إن سوق الأسهم الكورية المفتوحة، أسهمت في كفاءة السوق.

3-3. فرضية مستوى الكفاءة القوي (Strong form Efficiency Hypothesis)

---

rate, Foreign exchange Reserves and Value of Trade Blance: Acase Study for India, Department of Economics, Jadavpur University, Kolkata, 2003, PP. 1-24.

[1] Jinho Jeong, Foreign Currecny Crisis and Semi- Strong Efficiency of Korean Stock Market, School of Business Administration, Kyungnam University, Korea, June 2004, PP. 1-53.

وفقاً لفرضية (SF) تعكس أسعار الأسهم جميع المعلومات المتاحة سواء كان مصدرها البيانات المالية المنشورة والمتاحة للمتعاملين في السوق أم غيرها من المصادر، بما فيها المعلومات التاريخية لأسعار الأسهم وأية معلومات أخرى خاصة قد تكون متوفرة لفئة معينة مثل إدارة المنشأة المصدرة للورقة المالية وكبار العاملين فيها(Insider)، وتلك التي يمكن أن يصل إليها المحللون الأساسيون من خلال ما يمتلكونه من أدوات تحليل تدعمها خبرة ومهارة عاليتين [1]. بمعنى آخر، تكون جميع المعلومات في السوق عامة، بحيث لا تتوفر الفرصة لنشوء ما يعرف بظاهرة احتكار المعلومات من فئة معينة تمكنها من تحقيق أرباح استثنائية أو غير عادية [2]، لا ن أسعار الأسهم السائدة في السوق ستكون في مثل هذه الأحوال معادلة تماماً لقيمتها الحقيقة [4]، ومن ثم تنفي الحاجة لوجود محللين ماليين، لكن هذا المستوى من الكفاءة لا ينفي تماماً قدرة البعض على تحقيق الإرباح الاستثنائية وذلك بحكم قدرتهم غير العادية على التوقع والتحليل. مع ذلك تتلاشى تلك الإرباح على المدى الطويل بحكم خسائر استثنائية غير متوقعة تحدث لهم بسبب المضاربة إذا استمروا في ممارسة لعبتهم.

ويجادل أنصار (EMH) في أن هناك قواعد وتشريعات تحرم أو لا تشجع التعامل الداخلي، أو إن هؤلاء الذين يمكن أن تتاح لهم هذه المعلومات الخاصة سيدفعون أسعار الأسهم في اتجاه حالة توازنها الجديدة وبسرعة مما يحصر ويخفض حجم الإرباح الإضافية. مع الأخذ بالاعتبار إن المستثمرين الآخرين سيترقبون بدقة أنشطة التعامل الخاصة بهؤلاء الداخليين وسيقومون بأتباعهم في اختبارات ومجالات الاستثمار.

---

[1] Donald E. Fisher, Ronald J. Jordan, Security Analysis… Op. Cit., P. 621.

[2] لمزيد من الإيضاح راجع:

- Frech, Security, Portfolio … Op. cit, PP. 225-31.
- Gallinger, poe, Essentials … Op. cit., PP. 353-60.
- Dolland E. Fisher, Security Analysis … Op. Cit., PP. 626-34.

J. C. Francis, Investment … Op. Cit., PP. 558-65.

الدراسات المتعلقة بالمعلومات الخاصة (Private Information)

لقد ركزت الأبحاث الرئيسة لدعم فرضية (SF) على فحص الأداء الاستثماري لمؤسسات التمويل (Unit Trust) ذات الإدارة الجيدة، وكذلك دراسة المستثمرين الذين يملكون القدرة على الحصول على المعلومات مقدماً أو التي لم تصبح بعد متاحة للجميع.

وفيما يتعلق بمؤسسات التمويل وجدت العديد من الدراسات[1] في المملكة المتحدة مثال (Firth) عام 1977، (Word, Saunders)، (Guy) عام 1983، (wood-Ward) عام 1983. وفي الولايات المتحدة مثال (Sharp) عام 1966، (Jensen) عام 1968، (Mains) عام 1977. وقد بنوا دراساتهم على أساس، انه لو استطاعت هذه المؤسسات تحقيق مكاسب غير اعتيادية باستمرار، لكان السوق في هذه الحالة غير كفؤة في ظل فرضية (SF). ويعني هنا بالعائد الإضافي، إن المدير المالي في هذه المؤسسات لديه قدرة غير عادية على تفسير المعرفة الحالية أو انه لديه القدرة على الانتفاع بمعرفة لم تتح للآخرين بعد.

وان منهج البحث في هذه الدراسات احتوى على عملية مقارنة بين العائد المكتسب بواسطة هذه المؤسسات وبين ذلك الذي يعتمد على مؤشرات معينة مثل تلك التي يقدمها نموذج تسعير الأصول الرأسمالية (Captial Asset Pricing Model)، وهذه المقارنة توضح ما إذا كانت هذه المؤسسات قد حققت عائداً أيضا أم لا.

إن النتيجة العامة التي يمكن الخروج بها من هذه الدراسات، إن هذه المؤسسات لا تفوق الأداء المتوسط للسوق بالنسبة لدرجة معينة من المخاطرة، ون ثم لا تقدم أي دعم ضد فرضية (SF).

وقد وجهت بعض الدراسات أيضا لدراسة الإرباح المتاحة من خلال إتباع نصيحة استثمار من خلال الصحف (كتاب الأعمدة، والمحللين الماليين) ومرة ثانية فان هذه الأبحاث قد أوضحت عدم إمكانية الحصول على عوائد إضافية.

إن المنطق والأبحاث التطبيقية يقترح أن سوق المال من غير المحتمل أن تكون سوقاً كفأً بالمعنى الحرفي كنتيجة للتعامل الداخلي أو المعلومات الخاصة. ولكن إتاحة البيانات أو

المعلومات المقدمة التي يمكن أن تستخدم بواسطة المتعاملين الداخليين، الاهتمام بالتعامل الداخلي، قد جعل الشركات أكثر حذراً فيما يتعلق بسرعة الإفصاح عن معلومات معينة.

وخلال الثمانينات وبداية التسعينات لم يتم إدراك سوى حالتين فقط لعدم كفاءة السوق حسب فرضية (SF) كنتيجة للتعامل الداخلي أو المعلومات الخاصة[1]:

الأولى:- أوضح (Jensen) عام 1986 إن بعض المديرين والعاملين في المنشأ قد تتاح لديهم معلومات لم يتم استيعابها بعد في أسعار الأوراق المالية. من ناحية أخرى، يوجد ألان ثلاث ظواهر[2]:

الظاهرة الأولى: إن عمليات الحصول على أرباح ناتجة عن التعامل الداخلي – المعلومات الخاصة – أصبحت مؤكدة وبالتفصيل.

الظاهرة الثانية: إن هناك دلائل على إن بعض محللي الأوراق المالية، يملكون معلومات لم يتم استيعابها في أسعار الأوراق المالية.

الظاهرة الثالثة: إن هناك بعض الدلائل على إن بعض مديري الاستثمار لديهم القدرة على الإطلاع على معلومات خاصة عام 1989 ومع ذلك، فيما يتعلق بهذه الناحية، فان دراسات مازالت تؤكد على الدلائل الخاصة بان ذلك يمثل ظواهر شاذة، وانه لا توجد معلومات يمكن تسميتها بأنها خاصة... بمعنى إنها لا يتم استيعابها في أسعار الأسهم، ومما يؤيد أيضا فرضية (SF) على سبيل المثال دراسات (Hood, Bee bower)، (Brinson) عام 1986، (Elton)، (Gruber)، (Das)، (Hklarka) عام 1993.

الثانية:- عندما أوضح كلٌّ من (Barclay,Warner) عام 1993، إن الاختصاصيين في بورصة نيويورك (NYSE) يستغلون قدرتهم الاحتكارية على الحصول على المعلومات التي لا يتم إعلانها ولم تستوعبها الأوراق المالية.

إن انهيار سوق الأوراق المالية عام 1987، جعلت العديد من الاقتصاديين الماليين مقتنعين بان فرضية (SF) ليست صحيحة. وإنها تظهر أن عوامل أخرى ما عدا أساسيات

---

[1] C. rancliffe Roberi, "Investment", Addrson Wesley – New York, 1997, P. 362-64.

[2] Ibid, PP. 366-69.

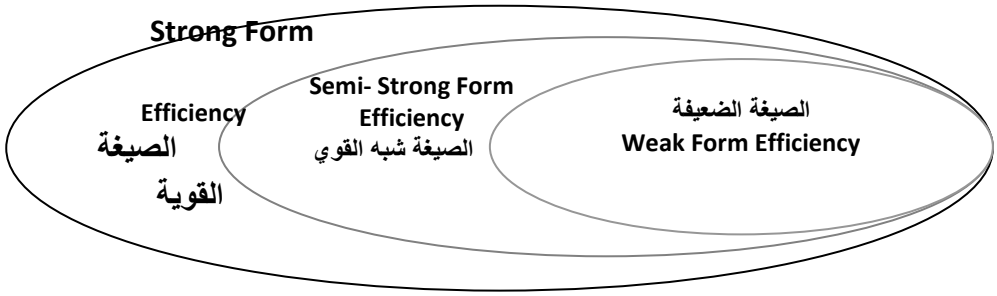
سوق الأوراق المالية، ربما أثرت على أسعار الأسهم. وهـذا يعـني إن أسـعار الأسـهم لم تعكـس قيمتها الأساسية (الحقيقية).

لكن الانهيار الكبير في سوق الأوراق الماليـة، لم يقنـع هـؤلاء الاقتصـاديين المـاليين، بـان نظرية التوقعات العقلانية كانت خاطئة.

ويصور شكل (36) المستويات الثلاثة لـ (EMH). فالمسـتوى الضـعيف يعكـس مفهومـاً ضيقاً للكفاءة، بسبب قلة حجم المعلومات التي يقوم عليهـا سـعر السـهم. أمـا المسـتوى القـوي فيعكس المفهوم الواسع لها بسبب كثافة المعلومات التي يضـمها هـذا المسـتوى قياسـاً بالمسـتويين الأخريين، في حين يقع المستوى شبه القوي بين الاثنين.

شكل (36)

المستويات الثلاثة لفرضية السوق الكفوءة



George. W. Gallinger, Jerry B. Poe. "Essential of Finance: An Integrated Approch," Ist Edition, prentice-Hall international, Inc, New York, 1995., P. 349.

ثالثا. سوق الاسهم والتضخم المتوقع

1. التضخم ونموذج القيمة الحالية

يمكن تحليل اثر التضخم على أسعار الأسهم وعوائدها باستخدام النموذج التقليدي لتسعير الأصول- نموذج القيمة الحالية- هذا النموذج يذكر ان سعر السهم هو الخصم او القيمة الحالية لكل الارباح المستقبلية الموزعة.

ولغرض التبسيط نفترض إن كل أرباح المشروع وزعت حتى يمكن لمقسوم الأرباح، دخل السهم، الأرباح تكون قابلة للمبادلة. فإذا كان مقسوم الأرباح الحقيقي المتوقع ثابتاً، والتضخم يساوي صفراً، فان سعر السهم للمشروع خالياً من الديون (Debt-Free) يمكن احتسابه أو تقديره باستخدام الصيغة البسيطة الآتية[1].

(1) نموذج القيمة الحالية لأسعار الأسهم اقترن عموماً مع (John Burr Williams):

- John Burr Williams, "The Theory of investment value, Combridge; Harrard university press, 1938.

والصيغة العامة للقيمة الحالية لمقسوم الأرباح هي:

$$S_t = \frac{D_e}{r} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (1)$$

إذ أن: S_t: سعر السهم في بداية الفترة (t)

D_e: مقسوم الأرباح المتوقع تسلمها في نهاية الفترة.

r : معدل العائد الحقيقي المطلوب من قبل مالكي الأسهم (معدل الخصم).

فعلى سبيل المثال، إذا كان معدل العائد المطلوب يبلغ (5%) والمشروع يتوقع ربح (5$) للسهم الواحد كل سنة لذلك فالسهم ينبغي أن يباع بـ (5/0.05) أو (100$). تحركات سعر السهم وفقاً لهذا النموذج، عكس بعض سلسة التغييرات في تدفقات مقسوم الأرباح المتوقع و معدل العائد المطلوب.

ومعدل العائد المطلوب يفترض أن يساوي معدل الفائدة الحقيقي على الأوراق المالية الخالية من المخاطر زائداً علاوة المخاطرة، وهذا ناشئ من عدم التأكد من الحصول على مقسوم الأرباح.

أما عائد السهم لمدة واحدة، يحدد بالصيغة الآتية:

$$R_t = \frac{D_e + S_{t+1}}{S_t} - 1 \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (2)$$

ولذلك كان العائد المتوقع هو معدل العائد المطلوب (معدل الخصم) أي r [*]

$$S_t = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{D_{t+1}^e}{(1+r)^{i+1}}$$

ويمكن التعبير عن الصيغة كما في المعادلة (1) متى كان كل مقسوم الأرباح بدفعات متساوية.

(*) إذا كانت (D_e) ثابتة:

وفي هذا النموذج، يسبب التضخم، ارتفاعاً في أسعار الأسهم الاسمية بنفس معدل ارتفاع المستوى العام للأسعار، مع ترك أسعار الأسهم الحقيقية ثابتة، مالم يغير التضخم من مقسوم الأرباح الحقيقي المتوقع أو معدل العائد المطلوب. وإذا كان التضخم طبيعياً إلى حد ما، فان الأسعار ترتفع بنفس المعدل والمشاريع ترى إيراداتها وكلفها تزداد بنفس ذلك المعدل وكذلك الأرباح الاسمية أو مقسوم تزداد أيضا بمعدل التضخم.

وحين يكون معدل التضخم (P) متوقعاً تماماً (Fully anticipated)، فان معادلة سعر السهم الاسمي يمكن اشتقاقها على النحو الآتي:

$$S_{\circ} = \frac{D_e(1+p)}{(1+r)(1+p)} + \frac{D_e(1+p)^2}{(1+r)^2(1+p)^2} + \ldots\ldots\ldots$$

..... (3)

$$S_1 = \frac{D_e(1+p)^2}{(1+r)(1+p)} + \frac{D_e(1+p)^3}{(1+r)^2(1+p)^2} + \ldots\ldots$$

..... (4)

$$\therefore S_1 = (1+p)S_{\circ} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (5)$$

$$R_t = \frac{D_e + \frac{D_e}{r}}{\frac{D_e}{r}} - 1$$

$$R_t = \frac{D_e + \frac{D_e}{r} - \frac{D_e}{r}}{\frac{D_e}{r}}$$

$$R_t \frac{D_e}{\frac{D_e}{r}} = r$$

$$= \frac{(1+p)D_e}{r} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (6)$$

$$S_2 = (1+p)^2 S_\circ \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (7)$$

$$\therefore S_t = \frac{D_e(1+p)^t}{r} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (8)$$

لذلك على سبيل المثال، إذا كان معدل التضخم يساوي (10%) في السنة الواحدة، ومقسوم الأرباح الاسمي المتوقع يساوي ($5.50) في نهاية السنة الأولى ($6.05)، في نهاية السنة الثانية ... وهكذا. سعر السهم في السنة الأولى (S_o) يساوي ($110)، لكن سعر السهم في بداية السنة القادمة (S_1) يصبح (5.50/.05) أو ($110) و ($S_2$) يساوي (6.05/.05) أو ($121).

يتضح إن السعر الحقيقي للسهم ظل من دون تغيير منذ ارتفاع سعر السهم الاسمي على نحو مكافئ للارتفاع في المستوى العام للأسعار. والعائد الاسمي للسهم لفترة واحدة يصبح بشكل أو نحو مقارب يساوي (r + p) مع بقاء العائد الحقيقي من دون تغير.

ثانياً: - فرضية (Fisher)

منذ ادعاء نظرية الفائدة لـ (Irving Fisher) عام 1930، أن أسعار (معدلات) الفائدة الاسمية تتغير نقطة بنقطة (1:1) مع التضخم المتوقع، اصبح هذا أحد المواضيع الأكثر تناولاً في الابحاث الاقتصادية.

إن تأثير (Fisher) كان حجر الزاوية للعديد من النماذج النظرية لتسعير الأصول والوهم النقدي (Money illusion). وأهمية فهم التحركات في معدلات الفائدة الاسمية، لان التغييرات في قيمة النقود، تعيد توزيع القوة الشرائية بين المدينين والدائنين. وتقدير استجابة معدلات الفائدة الاسمية إلى التغييرات في التضخم المتوقع، لتفادي مثل هذه الإعادة في التوزيعات، وعزل المعدل الحقيقي للفائدة. [1] [1]

[1] Jens weidman, "New hope.. Op.Cit, P.8.

والاقيام اقل من الواحد في الأجل الطويل، تدل على عدم وجود حياد نقدي، في حين تكن القيم التي تساوي الواحد الصحيح متسقة مع المدى الطويل وحياد نقدي ممتاز. أي أن المسألة تتعلق باستقرارية معدلات الفائدة الحقيقية المتوقعة.

وليس هناك إجماع بين الاقتصاديين حول الحجم الحقيقي لفرضية (Fisher).

1. مشاكل تقدير فرضية (Fisher):

هناك عدة مشكلات تصيب التقديرات التجريبية للفرضية: [1] [2]

أ- أثر الضرائب في حجم فرضية (Fisher)

إن فرض ضريبة على دخل الفائدة بنفس النسبة كدخل عادي، سوف يزيد من معدلات الفائدة الاسمية، التي تنشأ عنها زيادة في التضخم المتوقع. وسينتج عن ذلك عائد لحملة الدين اقل من معدل الفائدة الاسمي، مالم يزد معدل الفائدة الاسمي بأكثر من الزيادة في التضخم المتوقع. وهذا يدل أن تقدير اثر فيشر اكثر من الواحد الصحيح.

وينتج عن اثر الضرائب (Fisher) ما يسمى بأثر فيشر المضخم (An "Augmented" Fisher Effect)، ويذكر(Darby) [2] [3] أن التغير في المعدلات الاسمية يجب آن يكون (1.3-1.5) مرة للتغيير في التضخم المتوقع، لكي تبقى المعدلات الحقيقية للفائدة ثابتة بعد الضريبة.

ب - المشكلة الثانية، تتعلق بطبيعة معدل التضخم

حين يستخدم التضخم الفعلي كنائب للتضخم المتوقع، فيؤدي إلى تضخم أخطاء في تحيز المتغيرات (an errors- in- variables bais)، تتضمن في تقدير أثر (Fisher).

جـ - ظهور مشكلة التقدير لإثر (Fisher) للبيانات الأساسية

---

[1] William J. Crowder, Robert J. Sonora, "International Evidence of Fisher Effect," warking paper, department of Economic, Unversity of Texas of Arlington, November, 2002, pp. 6-8.

[2] M. R. Darby,"The Financial and tax Effects of Monetray policy on Interest Rates" Economic Inquiry, 13, 200, p. 268.

فإذا كانت البيانات ذات تغاير مستقر (Corariance stationary)، واعتمدت على تقنيات تقدير المربعات الصغرى، فهي تقنيات ملائمة، لكن إذا كانت البيانات متكاملة أو غير مستقرة تقترح علاقة (Fisher) النظرية، تقنيات (Cointegration) باعتبارها تقنيات ملائمة.

وهناك عدة تفسيرات لأثر (Fisher) المنخفض،

التفسير الأول؛ إن التضخم العالي يشجع الوحدات الاقتصادية على استبدال الحسابات النقدية بحسابات الأصول الأخرى وهذا يقود إلى أن سعر الأصول الأخرى يرتفع وعوائدها ينخفض، مما يحد من ارتفاع معدلات الفائدة الاسمية، بما يكفي لتعويض التضخم المتزايد، والمعادلة أدناه تصف العلاقة بين معدلات الفائدة الاسمية والتضخم: [1]

$$\frac{\theta_i}{\theta_\pi} = \left[(1-T)\left(1 + \frac{L_i}{I_T + (L_y + W_p)} \right) \right]^{-1}$$

إذ أن:

I: معدل الفائدة الاسمي

$_T$: معدل التضخم المتوقع

T: معدل الضريبة الحدي

Li: مرونة الفائدة على الطلب النقدي

Ly: المرونة الداخلية للطلب النقدي

I_t: مرونة الفائدة على الطلب الاستثماري

Wp: المرونة السعرية للأجور الاسمية في سوق العمل

وأثر (Mundell-Tobin) [2] ينتج عندما Li>0، وحتى في حالة الاستخدام الكامل W_P=1 أي جمود الأجور في الأجل الطويل Li=0 في معادلة كمية النقود إذ يمثل (output)

---

[1] William J. Crowder, R. J. Sonora, "Intr. … op. cit, p. 10.

[2] Martin Evans, Karen Lewis,"Do Expected shift in inflation Effect Estimates of the long-Run Fisher Relation?," Journal of Finance, No. 50, march, 1995, pp. 225-253.

العرض. لـذلك في الأجـل الطويـل، أثـر (Fisher) يجـب أن يعكـس بالكامـل أي تغـييرات في التضخم، إضافة إلى ناتج الضريبة على معدلات الفائدة الاسمية.

والتفسـير الثـاني، لتـقديرات اكـثر حـداثة لكـل مـن (Evans, Lewis) [1] اللـذين يـذكـران أن النظام الضريبي يتغير في عملية التضخم، وهـذا يـؤدي إلى مشـكلة (Peso) للـديون الاسمية. وتظهر مشكلة (Peso) عندما يخصص المتعاملون في السوق المالية بعـض الـوزن للبيـع المتطـرف (Extreme realization)، وهـذا يسبب، ظهور أسـعار السـوق و / أوالتوقعـات بشكل متحيز. وان اثر (Fisher) يجب أن يعكس التغييرات في التضخم وأي تشويهات للضـريبة (Tax distortions).

والتفسير الثالث، جاء من (Fried, Howitt) [2]، إذ شاهـدا أن الأصول المـالية تعرض علاوة السيولة (Liquidity premium) للزيادة نتيجة التضخم المتوقع، بمعنى اخر، تقدر استجابة معدلات الفائدة الاسمية للتغييرات في التضخم، يعتمد على المخاطرة في السندات.

وأشار الاقتصاديون إلى أن فرضية (Fisher) يمكن تعميمها على كل الموجودات التي يـتم تداولها في السوق المالية. وتم دراسة العلاقة بـين عوائـد الأسـهم والتضـخم المتوقـع (أو بشـكل مكافئ، بين أسعار الأسهم والمستوى العام للأسعار) في سوق الأسهم.

والعلاقة بين عوائد الأسهم الاسمية والتضـخم المتوقـع هـي علاقـة إيجابيـة متجانسـة (1:1) – فرضية (Fisher)–.

وفي النموذج الرياضي الآتي: [3]

$$Rm_t = a_1 + B\pi_{t+1} + u_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (1)$$

إذ أن:

Rm_t: عائد السهم الاسمي في الزمن (t)

---

[1] Joel Fried, peter Howitt,"The Effects of inflation on Real Interest Rates," American Economic Review, 73.(5), December 1983, pp. 968-80.

[2] E. Fama, W. schwert,"Asset Returns, inflation," Journal of Financial Economics, vol. 62, nov. 1977, pp 312-328.

[3] G. Leffler, The stock market, Ronald press company, New York, 1951, p. 479

π_{t+1} : معدل التضخم المتوقع في الزمن (t+1)

وحسب الفرضية، فان قيمة (B) مساوية للواحد، أي ان عائد السهم الاسمي يتحرك بشكل مباشر مع معدل التضخم المتوقع، ومن ثم يزداد عائد السهم الاسمي بنفس نسبة الزيادة في معدل التضخم المتوقع.

ولكن كما بينا سابقاً، فان الزيادة قد تكون اكبر أو اقل من الواحد الصحيح في العالم الحقيقي.

أما معدل العائد الحقيقي للسهم فحسب فرضية (Fisher)، يكون مستقلاً عن التغييرات النقدية- كالتضخم- لانه يتحدد بعوامل حقيقية، وبتطبيق معادلة (1) على عائد السهم الحقيقي فان:

$$rm_t = a_1 + B\pi_{t+1} + u_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (2)$$

rm_t: عائد السهم الحقيقي في الزمن (t)

π_{t+1} : معدل التضخم المتوقع في الزمن (t+1).

أي أن قيمة (B) ستكون مساوية للصفر.

وتستند فلسفة العلاقة الإيجابية بين أسعار الأسهم والتضخم المتوقع، إلى انه عند ارتفاع معدل التضخم المتوقع، وبداية فقدان النقود لقوتها الشرائية، يحاول المستثمرون العقلانيون حماية مدخراتهم ضد هذه المخاطر، فيقومون بزيادة حجم استثماراتهم في الأسهم، فترتفع أسعارها. وقدم بعض الاقتصاديين تفسيراً لهذه العلاقة على أساس إن العديد من الشركات يؤدي الخزين السلعي فيها دوراً هاماً في تحديد الأرباح، ومن ثم يعني ارتفاع المستوى العام للأسعار، إمكانية بيع المخزون السلعي بأسعار عالية مقارنة بأسعار الشراء، في حين أن انخفاض الأسعار يعني خسارة في قيمة المخزون[1].

[1] Ibid

وحظيت فكرة، إن الأسهم استثمار جيد بالكثير من التأييد في السنوات التي تلت الحرب العالمية الثانية والتي شهدت ارتفاعات عديدة في الأسعار، كما حظيت ظاهرة التضخم باهتمام اكبر في تلك المدة. [1]

2 - مفهوم التحوط (Hedge)

يقصد بمفهوم التحوط (Hedge)، الأجراء المتخذ بقصد الوقاية أو التحصن من خسارة محتملة. واستناداً لفرضية (Fisher)، اعتبرت الأسهم تحصناً أو تحوطاً ضد التضخم، إذ يعوض المستثمرون بالكامل الزيادات في المستوى العام للأسعار (التضخم) من خلال ارتفاع أسعار الأسهم الاسمية. وبذلك تترك القيمة الحقيقية للأسهم من دون تغير. [2] بعبارة أخرى تتحصن (تتحوط) الأسهم ضد التضخم، إذا كانت قيمتها الحقيقية أو قوتها الشرائية محصنة ضد التغيرات في المستوى العام للأسعار.

ولما كانت الأسهم تمثل حقوق ملكية لرأس المال المادي الذي يفترض بقيمته الحقيقية أن تكون مستقلة (ثابتة) عن معدل التضخم، فان هذا الثبات يتضمن التوافق بين معدل التضخم وعائد السهم الاسمي.[2]

ولتوضيح كيف يمكن للأسهم أن تكون تحوطاً تاماً ضد التضخم، لابد من الرجوع إلى نموذج تسعير السهم، المشار إليه سابقاً، أي:

$$S_{\circ} \frac{D^{e}}{r} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (1)$$

وبافتراض ارتفاع معدل التضخم المتوقع، الذي سيترتب عليه تغيران رئيسان؛ الأول ، تغير التدفقات النقدية للمشروع بجانبي النفقات والإيرادات، والثاني، تغير معدل الخصم (r) إلى المعدل الاسمي (r_{nom}) المعرف بـ:

$$r_{nom} = (1+r)(p+1) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (2)$$

إذ أن (p) التضخم المتوقع

---

[1] J. Olesen, "stocks Hedge against inflation in the long Run : Evidence from Denmark, "Working paper :6, Institut for National okonomi, Kobenhavn, 2000, p:8.

[2] Z. badie, "Common stocks as Hedge Against Inflation," The Journal of Finance, may 1976, p. 460.

فإذا افترضنا إن نمو التدفقات النقدية،هو معدل نمو ثابت (g) فان تعريف محددات سعر السهم الاسمي (S_{on}) يتغير على النحو الآتي:

$$S_{\circ n} = \frac{D_1}{r - g} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (3)$$

وحتى يكون السهم تحوطاً تاماً ضد التضخم فان:

$$S_{\circ} = S_{\circ n} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (4)$$

أو

$$D_e / r = D_1 / r - g$$

أي نحتاج إلى افتراضين أساسين لجعل السهم تحوطاً تاماً ضد التضخم: [1]

1- التدفقات النقدية الاسمية = التدفقات النقدية الحقيقية مضروبة في معامل نمو التضخم.

2- معدل الفائدة الحقيقي، ينبغي أن يكون مستقلاً (غير معتمد) على التضخم المتوقع.

3 - الدراسات التطبيقية

تشير هذه الفقرة إلى الدراسات التي حاولت بحث العلاقة بين أسعار الأسهم والتضخم في ظل فرضية (Fisher):

آ- دراسة (Firth) [2] عن العلاقة بين عوائد الأسهم الاسمية والحقيقية ومعدلات التضخم في بورصة لندن للأوراق المالية للمدة (1955-1919) بالاعتماد على البيانات الشهرية للاقتصاد البريطاني. وامتدت المدة إلى عام 1979 بالاعتماد على البيانات السنوية لدراسة العلاقة في الأجل الطويل.

[1] Ronald Giammario, " Central Bank policy, inflation, and stock prices," working paper, Bank of Canada, 1999, p.8.

[2] Michael frith, "The Relationship between stock Market and rates of inflation," Journal of Finance, June 1979, pp. 743-758.

ومن خلال معادلة انحدار عوائد الأسهم الاسمية لبيانات سنوية على معدلات التضخم حصل على المعادلة الآتية:

$$R_{mt} = 0.143 + 0.110 I'_{t-1}$$

$$t(B) = 0.236, R^2 = 0.002$$

وتشير المعادلة، إلى أن معدلات التضخم لم تظهر معنوية إحصائية في التأثير على عوائد الأسهم الاسمية، بالرغم من الإشارة الموجبة لمعلمة التضخم.

أما معادلة انحدار عائد السهم الحقيقي على معدلات التضخم للبيانات السنوية فهي:

$$r_{mt} = 0.083 + 0.047 I'_{t-1}$$

$$t(B) = 0.913, R^2 = 0.021$$

وتعكس المعادلة عدم المعنوية الإحصائية لمعدل التضخم في التأثير في معدلات العائد الحقيقي للأسهم، فضلاً عن أن قيمة المعلمة (B) مقاربة للصفر (0.047)، الذي يعني أن معدلات العوائد الحقيقية للأسهم مستقلة عن معدلات التضخم في الأجل الطويل، الأمر الذي يقدم بعض الدعم لفرضية (Fisher). أما نتائج الدراسة بالبيانات الشهرية فقد أيدت فرضية (Fisher) في بعض التأخر الزمني لمعدل التضخم ورفضته في بعض آخر.

والنتائج المستخلصة من دراسة (Firth)، إن سوق الأسهم يمكن أن توفر بعض الوقاية تجاه التضخم، وان لم يكن تاماً، وهذه النتائج تتعارض مع النتائج التي توصل إليها (Jaffe, Mandelker, Nelson) في الولايات المتحدة[1].

ب- دراسة (Reilly, Johnson, Simith) عام 1970، حول العلاقة بين التغيرات في معدل التضخم وعوائد الأسهم في سوق نيويورك للأوراق المالية للمدة (1937-1968) بيانات شهرية.

[1] Ibid, p 754.

وتقسم المدة الزمنية للدراسة إلى ثلاث مراحل، الأولى تمثل المدة التي شهدت تضخماً عالياً، والثانية تمثل مرحلة انتعاش، والأخيرة مرحلة الكساد.

وأشارت النتائج إلى أن اغلب المراحل التي شهدت تضخماً عالياً كانت معدلات عوائد الأسهم الحقيقية سالبة، وان معدل العائد الحقيقي كان اكبر من معدل العائد الطبيعي في بعض الأحيان[1].

وخلصت الدراسة إلى انه خلال سنوات التضخم الأخيرة في الولايات المتحدة لم تكن الأسهم العادية بمجموعها وسيلة تحوط تام ضد التضخم، إلا أن هذا لا يعني أن الأسهم لم تكن أبدا وسيلة تحوط جزئية خلال بعض المراحل الزمنية في الدراسة، مما يعكس إن الأسهم لا توفر الحماية المستمرة تجاه التضخم.[2]

جـ - دراسة (Olesen) عام 1996،[3] عن العلاقة بين أسعار الأسهم ومعدل التضخم في سوق كوبنهاكن للأوراق المالية، للمدة (1948-1996) بيانات سنوية. وجاءت نتائج الدراسة بدعم فرضية (Fisher) وإمكانية استخدام الأسهم العادية كتحوط جيد ضد التضخم. ويشير (Olesen) إلى إن هذه النتائج تتعارض مع النتائج التي تم التوصل إليها من باحثين في الولايات المتحدة أمثال (Fama),(schwert),(Gultekin)، بسبب تركيزهم على اختبار الفرضية في الأجل القصير، ودراسة الأسهم كتحوط ضد التضخم يتطلب مدد طويلة لقياس أثرها.[4]

د- دراسة (Engsted, Carsten) عام 1997،[5] حول العلاقة بين عوائد الأسهم والسندات مع التضخم المتوقع في الأجل الطويل والقصير في كل من الولايات المتحدة والدنمارك وللمدة (1926-1996) لبيانات سوق كوبنهاكن للأوراق المالية وللمدة (1926-1997) لبيانات سوق نيويورك للأوراق المالية.

---

[1] Frank K. Rilly, Glenn L. Johnson, Ralph R. Smith, "inflation, inflation Hedges, and Common stocks," Financial Analysts Joumal, 1970, pp. 745-751.

(1) Ibid, P754.

والنتائج التي حصلت عليها الدراسة، أكدت على دليل باتجاه كون الأسهم تحوطاً جيداً ضد التضخم في الأجل الطويل. ويذكر الباحثان أن الدراسات التجريبية ركزت على الأجل القصير في دراسة العلاقة بين عوائد الأسهم ومعدلات التضخم، ومعظم هذه الدراسات رفضت العلاقة الإيجابية بين التضخم المتوقع والعوائد الاسمية.[1]

هـ- دراسة فاخر عبد الستار عام 1996 [2]، حول العلاقة بين أسعار الأسهم ومعدل التضخم في سوقي نيويورك وطوكيو للأوراق المالية وللمدة (1964-1994) بيانات سنوية و(1984-1995) بيانات فصلية و(1990-1995) بيانات شهرية.

ومن خلال العلاقة بين التغير النسبي في مستوى أسعار الأسهم والتغير النسبي في الرقم القياسي لأسعار المستهلك (CPI)، جاءت النتائج بوجود علاقة إيجابية بين معدلات التضخم وأسعار الأسهم في سوق نيويورك للأوراق المالية في الأجل الطويل والمتوسط والقصيرة، في حين لم تظهر علاقة محددة وواضحة بين تغيرات مستوى التضخم وأسعار الأسهم في سوق طوكيو للأوراق المالية وخاصة في الأجل الطويل والمتوسط.

و- دراسة راشد محمد صالح عام 1997[3]، حول العلاقة القائمة بين تغير المستوى العام للأسعار (معدل التضخم) وتغير أسعار الأسهم في سوق عمان المالي للمدة (1993-1996) بيانات شهرية. وبينت النتائج المستخلصة أنه لا يوجد هناك علاقة بين تغير المستوى العام للأسعار وتغير أسعار الأسهم، فأسعار الأسهم تتغير باستقلالية تامة عن التغييرات التي تحدث للمستوى العام للأسعار، وليست تابعة لها. ويرجع الباحث في تفسير هذه النتائج، إلى احتمالية وجود قصور ذاتي في مدى تعبير الأرقام القياسية المستخدمة لقياس مستوى كل من المستوى العام للأسعار والمستوى العام لأسعار

---

[1] Ibid, P 18.

[2] فاخر عبد الستار، "تحليل العوامل الاقتصادية الكلية المؤثرة في تغيرات أسعار الأسهم، أطروحة دكتوراه اقتصاد غير منشورة، مقدمة إلى مجلس كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة بغداد، 1996، ص ص 106-119.

[3] راشد محمد صالح سلامة، "العلاقة بين تغير المستوى العام للأسعار وتغير أسعار الأسهم في الأردن،" مجلة البلقاء، المجلد الخامس، العدد الأول، 1997، ص ص32-51.

الأسهم، تعبيراً حقيقياً عن التغييرات التي تحدث لهذين المتغيرين في الأردن.

ز- دراسة (Geyser, Lowies) عام 2001 [1]، حول إمكانية استخدام الأسهم كتحوط جيد ضد التضخم في كل من ناميبيا وجنوب أفريقيا للمدة (1991-2000) بيانات سنوية، وأخذت عينة من الشركات المدرجة في سوق الأسهم وموزعة حسب القطاعات، ومن خلال العلاقة بين التغيرات في أسعار الأسهم والتضخم المعبر عنه بـ (CPI). والنتائج التي توصلت لها الدراسة، أنه لا أحد من البلدين لديه تحوط تام ضد التضخم، وان بعض اسهم الشركات المدرجة في سوق جوهانسبرغ يمكن أن تكون تحوطاً جيداً ضد التضخم و في قطاع التعدين خاصةً.

ح- دراسة (Aygoren, Saritas) عام 2004 [2]، بحثت العلاقة بين عوائد الأسهم الحقيقية والتضخم للمدة (1987-2003) بيانات شهرية للاقتصاد التركي. وبالاعتماد على معادلة انحدار عوائد الأسهم الحقيقية على معدلات التضخم حصل على المعادلة الآتية:

$$r_t = 0.058 - 1.074\pi_t + e$$

$$R^2 = 0.074$$

$$D.W = 1.962$$

$$t = 2.265$$

وبالرغم من انخفاض معامل التحديد، فان النموذج، اظهر علاقة سلبية معنوية بين معدل العائد الحقيقي لمؤشر السوق على معدل التضخم، وهذا يتعارض مع فرضية (Fisher) حول استقلالية العوائد الحقيقية للأسهم عن معدلات التضخم.

ثم قسمت الدراسة، المدة الزمنية إلى ثلاث مراحل، لبيان اثر التضخم العالي غير

---

[1] J. M. Geyser, G. A. Lowies, "The Impect of inflation on stock prices in Two SADC Countries," working paper, Department of Agricultural Economics, university of pretoria, south africa, 2001, pp1-17.

[2] Hakan Aygoren, H. Saritas, "Impact of inflation on Turkish stock prices: An empirical investigation, Working Paper, Department of Business Administration, Pamukal university, 2004, pp1-25.

المتوقع، إذ واجهت تركيا تضخماً عالياً مستمر في التسعينات وبداية عام 2000 وحصل على النتائج الآتية:

المدة	α	β	R^2	D.W
Ju 1987-Dec1992	0.096	-2.152	0.065	1.842
Jan 1993-dec 1997	0.102	-1.252	0.074	2.035
Jan 1998- sep 2003	0.018	-0.413	0.001	2.024

وعلى الرغم من وجود مشكلات قياسية وانخفاض معامل التحديد، فان النتائج تشير ضمناً إلى أن التضخم العالي يسبب انخفاضا في عوائد الأسهم الحقيقية.

والنتيجة النهائية للدراسة إن سوق الأسهم ليست تحوطاً جيداً ضد التضخم في البلدان ذات التضخم المرتفع مثل تركيا.

ثالثاً – الفرضيات البديلة

إن فشل الارتباط الإيجابي بين أسعار الأسهم والتضخم، في الولايات المتحدة الأمريكية خاصة خلال عقد السبعينات، التي جاءت مناقضة لفرضية (Fisher)، أظهرت في الأدب الاقتصادي، العديد من التفسيرات للعلاقة السلبية المحيرة بين أسعار الأسهم والتضخم، نوجز أهمها:

1 – فرضية الضريبة الفعالة: – The Effect Tax Hypothesis

قدم (Feldstein) في دراسته عام 1980[1]، تفسيراً للعلاقة السلبية بين أسعار الأسهم والتضخم من خلال تأثير الضريبة، إذ أشار إلى أن التضخم يرفع معدل الضريبة الفعال (Effect Tax Rate) على مصادر دخل الشركة. وان معدل الضريبة الأعلى على دخل الشركة يسبب انخفاضاً في العائد الصافي الحقيقي (Net Yield Real) الذي يتسلمه المستثمر لكل وحدة من وحدات راس المال.

كما أن الزيادة في معدل الضريبة الفعال، جراء التضخم لا تؤثر بشكل سلبي في مستوى أسعار الأسهم فقط، بل أن الانخفاض في الإنتاجية، والتكاليف العالية، وزيادة المنافسة الدولية،

(1) Martin Feldstein, "Inflation, Tax Rules, Stock Market," Journal of monetary Economics, June, 1980, PP. 306-326.

تعمل جميعها على خفض مستوى الأرباح قبل الضرائب، ومن ثم تؤثر سلباً في أسعار الأسهم[1].

بيّن (Feldstein) أن من الضروري، التمييز بين تأثير معدل التضخم العالي والمستمر، وتأثير الزيادة المتوقعة في معدل التضخم في المستقبل، لفهم العلاقة بين أسعار الأسهم والتضخم. فالتضخم عندما يكون عالياً ومستمراً، فان أسعار الأسهم ترتفع بنفس نسبة الارتفاع في المستوى العام للأسعار، وذلك للحفاظ على معدل ثابت لأسعار الأسهم/ العوائد الحقيقية وبالعكس، فان توقع زيادة في معدل التضخم المستقبلي، يدفع بأسعار الأسهم إلى هبوط متزامن في معدل أسعار الأسهم/ العوائد الجارية. وعلى الرغم من الارتفاع الحاصل في أسعار الأسهم في حالة التضخم الثابت، فان معدل أسعار الأسهم/ العوائد الحقيقية ستكون اقل من السابق باستمرار.[2]

2 – الفرضية التوكيلية (النائبة): – The Proxy Hypothesis

وضح (Fama) في دراسة عام 1981 [3]،أن العلاقة بين عوائد الأسهم والتضخم ليست علاقة حقيقية سببية واحدة، ولكنها علاقة نائبة للعلاقة الحقيقية بين النشاط الاقتصادي وعائدات الأسهم.

وان العلاقة بين التضخم وعائدات السهم، تعمل من خلال تأثيرات التغيرات المتوقعة (anticipated change) في النشاط الحقيقي على مستوى السعر من خلال دالة الطلب على النقود، ومن خلال الربط بين نظرية الطلب على النقود والنظرية الكمية للنقود، لذلك ستكون العلاقة بين عوائد الأسهم والتضخم عكسية حتماً.[4]

ففي حالة توقع ارتفاع في النشاط الحقيقي، فان عوائد الأسهم تزداد، كما ان الزيادات المستقبلية في النشاط الاقتصادي ستؤدي إلى زيادة الطلب على النقود، وفي ظل سياسة نقدية تهدف إلى تحقيق نوع من الاستقرار في عرض النقد، ستنخفض معدلات التضخم، لذلك فان عوائد الأسهم والتضخم ستكون علاقة سلبية وبالعكس، في حالة توقع انخفاض في النشاط

(1) Ibid, p. 310.
(2) Ibid. 312.
(3) Eugene Fama, "stock Returns, Real Activity, inflation, and Money," American Economic Review, 71, 1981, pp 545-565.
(4) Ibid , p. 548.

الحقيقي، سيؤدي إلى تخفيض الطلب على النقود، وفي ظل سياسة نقدية تهدف إلى الاستقرار في نمو عرض النقد، سوف يزداد معدل التضخم، وبذلك ستكون أيضا هناك علاقة عكسية بين عوائد الأسهم والتضخم.[1]

إن فرضية (Fama) تعتمد على نظرية الطلب على النقود والنظرية الكمية للنقود، وتؤكد أن زيادة (نقصان) في النشاط الحقيقي المتوقع يتزامن مع نقصان (زيادة) في التضخم، والمشاركون في سوق الأسهم يتوقعون التغييرات في النشاط الاقتصادي، لذلك تظهر أسعار الأسهم للتحرك عكسياً مع التضخم.

3 - الفرضية السببية العكسية: - (Revers Causality Hypothesis)

قدم كل من (Geske, Roll) في دراستهما عام 1983[2]، تفسيراً للعلاقة السلبية بين عوائد الأسهم والتضخم، بان هذه العلاقة هي نتيجة للتغييرات في الإنفاق الحكومي رداً للتغييرات في الأصول الاقتصادية الحقيقية، والإصدار النقدي لتمويل العجز في الميزانية.[3]

إن أي تخفيض في النشاط الحقيقي يؤدي إلى زيادة العجوزات المالية (Fiscal Deficits)، وحين يقوم البنك الاحتياطي الفيدرالي بتنقيد (Monetization) جزء من العجوزات المالية، فان عرض النقد في هذه الحالة يزداد، والذي يؤدي تباعاً إلى رفع معدل التضخم، وعوائد الأسهم السوقية تعكس التغييرات في هذه المتغيرات الاقتصادية الكلية، التي تؤدي إلى علاقة معكوسة بين أسعار الأسهم والتضخم.

4 - الدراسات التطبيقية: -

إن الفرضيات المفسرة للعلاقة العكسية بين أسعار الأسهم والتضخم المتوقع هي نتائج حالة الاقتصاد الأمريكي، وحاولت عدد من الدراسات اختبار هذه الفرضيات على اقتصادات بلدان متقدمة ونامية، وان كان التركيز على الفرضية التوكيلية، التي يمكن تعميم نتائجها على بقية البلدان، ونستعرض في هذه الفقرة لاهم نتائج الدراسات التي حاولت اختبار الفرضية التوكيلية على أسواق الأسهم الناشئة:

---

(1) ___ , "stock Returns, Real Activity, inflation, and Money: Reply," American Economic Review, 73, 1983, p. 471.

(2) R. Geske, R. Roll, "The Fiscal and Monetary Linkage between stock Returns and Inflation," Journal of Finance, 38, No.1, 1983, pp. 1-33.

(3) Ibid, p. 12.

آ- دراسة (A. chatrath, S. Ram chander, F. Song) [1] حول العلاقة بين عوائد الأسهم والتضخم في الاقتصاد الهندي. استخدمت الدراسة البيانات الشهرية لمؤشر سوق بومبي للأوراق المالية (BSEM)، والإنتاج الصناعي (IP) ومؤشر أسعار المستهلك (CPI) للمدة (1984-1992). والنتائج التي حصلت عليها الدراسة تقدم بعض الدعم للفرضية التوكيلية أي:

أ- العلاقة العكسية بين التضخم والنشاط الاقتصادي.

ب- العلاقة الطردية (الإيجابية) بين النشاط الحقيقي وعوائد الأسهم.

ج- لكن المرحلة النهائية للفرضية التوكيلية، لم تجد لها الدراسة دعماً، أعني: العلاقة العكسية بين التضخم وعوائد الأسهم الحقيقية.

ب- دراسة (B. Adragi, A. chatarth, K. Raffiee) [2] عن العلاقة العكسية بين عوائد الأسهم الحقيقة والتضخم في سوقين من أسواق الأسهم الناشئة (المكسيك، كوريا). ومن خلال اختبار الفرضية النائبة (التوكيلية)، بان هناك علاقة عكسية بين التضخم والنشاط الاقتصادي، والعلاقة بين عوائد الأسهم الحقيقية والنشاط الاقتصادي الحقيقي موجبة، وللمدة(1978-1996) بيانات شهرية للاقتصاد الكوري، (1985-1995) بيانات شهرية للاقتصاد المكسيكي. والنتيجة التي توصلت لها الدراسة بان هناك دليلاً على علاقة عكسية بين التضخم وعوائد الأسهم الحقيقية في السوق الكورية فقط، ولكن ليس بسبب التفسير النظري للفرضية التوكيلية، وإنما بسبب أن التضخم يؤثر في عوائد الأسهم الحقيقية من خلال تخفيض أرباح الشركات المستقبلية، ورفع معدلات الخصم الاسمية. ولم تجد الدراسة دليلاً على وجود علاقة عكسية في المكسيك.

جـ- دراسة (Zhao) [1] التي اختبرت الفرضية التوكيلية، وللمدة (1993-1998) بيانات

(1) Arjun chatrath, Sanjay Ramchander, Frank Song, "stock prices, inflation, and output: Evidence From India," Journal of Asia Economics, vol. 7, N. 2, 1996, pp. 224-234.

(2) Bahram Adrangi, Arjun chatrath, Kambiz Raffiee, "inflation output and stock price: Evidence from to Major Emerging Markets," Journal of Economics and Finance, vol. 23, N. 3, 1999, pp. 266-278.

(1) Xing- Qiu Zhao, "stock prices, inflation and out put: Evidence from China," Applied Economics letters, vol. 6, No. 8, 1999, pp. 169-175.

شهرية لكل من مؤشر سوق شنغهاي للأوراق المالية، ومؤشر أسعار المستهلك، ومؤشر الإنتاج الصناعي، والنتائج التي توصل إليها الباحث، أن العلاقة بين أسعار الأسهم والناتج غير المتوقع إيجابية، لكن علاقة أسعار الأسهم والناتج المتوقع سلبية. والعلاقة بين أسعار الأسهم والتضخم علاقة عكسية، والنتيجة النهائية للدراسة، هي رفض التفسير النظري للفرضية التوكيلية في تحليل العلاقة العكسية بين أسعار الأسهم والتضخم.

د- دراسة (B. Adrangi, A. chartrath, A. Sanvicente) [2] حول العلاقة العكسية بين أسعار الأسهم والتضخم من خلال اختبار الفرضية التوكيلية في الاقتصاد البرازيلي. وباستخدام بيانات شهرية لكل من مؤشر سوق الأسهم البرازيلية والناتج الصناعي ومؤشر أسعار المستهلك للمدة (1986-1997).

والنتائج التي حصلت عليها الدراسة تتطابق مع نتائج الدراسة المطبقة على سوقين من أسواق الأسهم الناشئة (المكسيك، كوريا) المشار إليها سابقاً. ومن ثم ترفض الدراسة الفرضية التوكيلية في تفسير العلاقة العكسية بين عوائد الأسهم الحقيقية ومعدل التضخم المتوقع في الاقتصاد البرازيلي.

هـ- دراسة (Al-Khazali) [3] التي اختبرت الفرضية النائبة لتفسير العلاقة العكسية بين عوائد الأسهم الحقيقية والتضخم المتوقع في الاقتصاد الأردني وللمدة (1978-2001) بيانات شهرية لمؤشر أسعار الأسهم لسوق عمان المالي، ومؤشر أسعار المستهلك (CPI) ومؤشر الإنتاج الصناعي (IP) كنائب عن النشاط الاقتصاد الحقيقي.

والنتيجة التي توصلت إليها الدراسة لا تقدم الدعم للفرضية النائبة. ويذكر الباحث أن نتائج الدراسة تتطابق مع نتائج بقية الدراسات التي رفضت فرضية الأثر النائب في العديد من البلدان الصناعية.

---

(2) Bahram Adrangi, Arjum chartrath, Antonio Z. Sanvicente, "inflation, output. and stock prices: Evidence from Brazil, Financel working paper- FLWP, Brazil, 2000, pp: 1-13.

(3) Osamah M. Al. Khazali, "Empirical Tests of proxy Hypothesis: Evidence from Jordan, Financel working paper, Aman, 2001, pp: 1-14.

الفصل الحادي عشر

الدورات الاقتصادية

تمهيد:

جاءت نظرية الدورات الاقتصادية، نتاجا لتطور النظرية الاقتصادية الكلية بدءاً من النظرية الاقتصادية التقليدية ومرورا بالنظرية العامة لكينز، ووصولا إلى طروحات النقوديين ومنظري التوقعات العقلانية، فالنظرية الاقتصادية الحديثة وهي نتاج انصهار أفكار النقوديين مع فرضيات التوقعات العقلانية، واتفق هذان الاتجاهان بموجب هذه النظرية على الأسس العامة وهي أن النقود تبقى حيادية في الأجل الطويل، أي أنها لا تؤثر على المتغيرات الحقيقية وإنما يكون تأثيرها على المتغيرات النقدية فقط، ولكن في الأجل القصير انشطرت هذه النظرية إلى اتجاهين متضادين، فالاتجاه الأول يمثل منظري التوقعات العقلانية المؤيدين لأفكار النقوديين، مكونين ما يطلق عليه نظرية دورة الأعمال النقدية، والذين يؤمنون بالرأي القائل بأن المسبب للصدمات في الاقتصاد هو النقود، أي أن اتجاه السببية يتجه من النقود إلى الناتج، وان التقلبات التي تحدث في الأجل القصير هي صدمات نقدية ناتجة عن التغيرات في عرض النقود. أما الاتجاه الثاني فيتمثل ببعض من منظري نظرية التوقعات العقلانية التي أيدت الأفكار الكينزية في الأجل القصير، مع العلم انهم اكثر تشددا من الكلاسيكيين الجدد (النقديون) في طروحاتهم الفكرية فيما يتعلق بالأجل الطويل، مكونين ما يطلق عليه نظرية دورة الأعمال الحقيقية، ويرى هذا الاتجاه بأن المسبب للعلاقة بين هذين المتغيرين هو الناتج، أي ان اتجاه السببية يتجه من الناتج إلى النقود، وان التقلبات التي تحدث في الأجل القصير هي صدمات حقيقية ناتجة عن التغير في الناتج.

أولا: نظرية دورة الأعمال النقدية (Momentary Business Cycle):

1- فرضية الأجور غير المرنة (اللزجة):

توجد هنالك علاقة موجبة بين عرض النقد والناتج في ظل فرضية الأجور اللزجة (Sticky Wages)، وفي ظل هذه الفرضية فإن العمال يوقعون على عقود طويلة الأجل (Long Term Contracts) مع أصحاب العمل لضمان ثبات الأجر النقدي، وعند حدوث

زيادة غير متوقعة في عرض النقد يترتب على ذلك ارتفاع معدل التضخم، مما يؤدي إلى انخفاض الأجر الحقيقي بالشكل الذي يدفع الشركات إلى طلب المزيد من العمال، الأمر الذي يؤدي إلى زيادة الناتج[1]. وبحسب العلاقة العكسية بين التضخم والبطالة ($g_w = -\varepsilon(U - U^*)$) فإن الأجور تبقى منخفضة عندما يزداد معدل البطالة (U) عن المعدل الطبيعي (U^*) أي ($U > U^*$) وبالعكس[2]. وبافتراض زيادة طلب سلعة ما نسبيا عن عرضها سيتوقع وبالتالي فإن معدل الأرباح سوف يصبح أكبر كلما زاد فائض الطلب ، وبالمقابل فأن انخفاض طلب السلعة نسبيا عن عرضها سوف يتوقع انخفاض في مستوى الأسعار، وسيكون معدل الانخفاض في الأسعار أكبر فأكبر كلما زاد نقصان الطلب. وهذا المبدأ يعمل على واحدة من العوامل التي تحدد معدل التغير في معدلات الأجر النقدي وهي سعر خدمات اليد العاملة، وعندما يزداد الطلب على العمل ويكون هناك عدد قليل جدا من العاطلين فإن أرباب العمل سوف يطالبون برفع معدل الأجر، وهكذا بقية المنشآت تبدأ باستمرار عرض معدلات الأجر لترتفع قليلا عن المستوى السائد لتجذب اليد العاملة من المنشآت الأخرى.

$$w \equiv \frac{\dot{W}}{W} = f(U) \qquad f'(U) < 0 \qquad \text{.....(19)}$$

حيث إن (w) تمثل النسبة المئوية لمعدل التغير في الأجور النقدية ويمكن أن يشير إلى تضخم الأجور النقدية، أما (W) مستوى الأجور النقدية، و(U) معدل البطالة. فإذا كان الناتج الحدي للعمل مساوياً للكلفة الحدية يمكن القول إن الأجور تساوي الإنتاجية الحدية للعمل.

$$W = MPL \qquad \text{.....(20)}$$

وإذا أضيف (P) إلى الجانب الأيمن ليصبح:

$$W = \mathrm{P} \cdot MPL \qquad \text{.....(21)}$$

وبما أن الإنتاجية الحدية للعمل يمكن أن تساوي إلى ($MPL = \mathrm{Y} / \mathrm{N}$) لذا يمكن الاستعاضة عنها في معادلة (21) لتصبح على النحو الآتي:

---

[1] Olivier J.Blanchard, "Why Money Affect Output", National Bureau Research, Cambridge, Working Paper, June 1987, P5.

[2] Robert E.Lucas and Leonard A.Rapping," Real Wage , Employment and Inflation" , Journal of Political Economy , Vol.(77), No.(5) ,Sept.-Oct.1969, PP723 – 724.

$$W = \frac{P\,Y}{N} \quad \text{.....(22)}$$

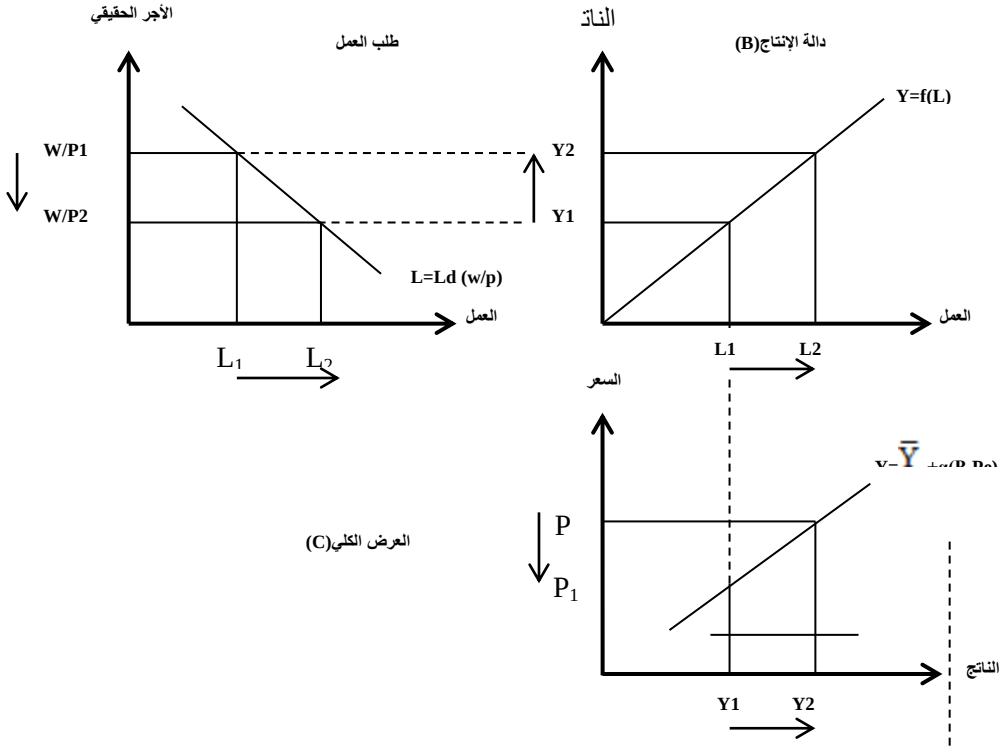
ومنها

$$P = \frac{W\,N}{Y} \quad \text{.....(23)}$$

إن الافتراض النهائي لفرضية الأجور الغير مرنة هو أن التشغيل يتحدد من خلال كمية العمل التي تطلبها الشركات، ومن جهتهم فإن العمال يوافقون على تجهيز الشركات بكمية العمل التي ترغب باستئجارها بموجب العقود المبرمة بين العمال والشركات. ويمكن توضيح فرضية الأجور الثابتة من خلال الشكل (37).

شكل (37)

فرضية الأجور اللزجة



Source: Sanjay Rode, "Advanced Macroeconomics", 4th Ed., McGraw-Hill, New York 2012, P.150.

ومن هنا فإن الجزء (A) من الشكل أعلاه يظهر معادلة طلب العمل وهي كالآتي:

$$Y = ld(W/P) \text{.....(24)}$$

حيث إن:

(L) = العمل.

(Ld) = الطلب على العمل.

(W/P) = العلاقة بين الأجر الحقيقي والسعر.

وبموجب هذه المعادلة فإن الانخفاض في الأجر الحقيقي سوف يؤدي إلى زيادة استئجار الشركات من العمل، حيث إن انخفاض الأجر الحقيقي من (W/P_1) إلى (W/P2) أدى إلى زيادة الطلب على العمل من (L_1) إلى (L_2)، ويظهر انعكاس زيادة الطلب على العمل في الناتج في الجزء (B) من الشكل (3)، الذي يظهر دالة الإنتاج كالآتي:

$$Y = f(L).....(25)$$

أي ان الإنتاج دالة في العمل فعند زيادة كمية العمل المستأجرة (زيادة الطلب على العمل) من (L_1) إلى (L_2) أدى ذلك إلى ارتفاع الناتج من (Y_1) إلى (Y_2)، ويظهر الجزء (C) النتيجة النهائية لمنحنى العرض الكلي الذي يكتب كالآتي:

$$Y = \bar{Y} + \alpha(P - P^e).....(26)$$

وحيث إن الأجور غير مرنة (لزجة) فإن أي تغير في مستوى الأسعار سيحرك الأجر الحقيقي بعيدا عن الأجر الحقيقي المستهدف، وهنا التغير في الأجر الحقيقي هو تقلبات بين العمل المستأجر والناتج الحقيقي، وعليه فإن الناتج سوف ينحرف عن مستواه الطبيعي عندما ينحرف مستوى الأسعار عن مستوى الأسعار المتوقع بسبب التغير في عرض النقد[1].

والخلاصة فإن العلاقة السببية تتحدد في فرضية الأجور اللزجة من خلال تأثير النقود في الناتج أي أن السببية تمتد من عرض النقد إلى الناتج المحلي الإجمالي.

2. الصدمات النقدية المتوقعة وغير المتوقعة:

أ- الصدمات النقدية المتوقعة:

تكون هذه الصدمات غير مؤثرة في توازن الناتج ، فعندما تكون هناك زيادة متوقعة في عرض النقد فأن هذه الزيادة ستسبب انتقال منحنى الطلب الكلي (AD) إلى الأعلى مع بقاء المستوى التوازني للناتج (Y) بدون تغيير، وكما يظهر في الشكل (4). حيث إن توقع زيادة في

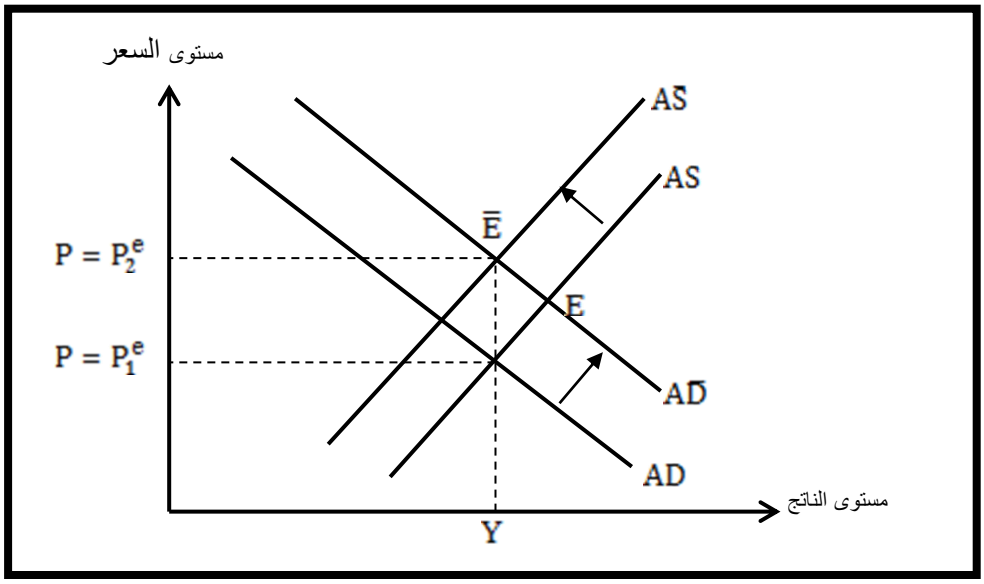
(1) Andrew B.Abel and others, "Macroeconomics", Op. Cit, PP 399-406.

عرض النقد يترتب عليها توقع ارتفاع المستوى العام للأسعار مستقبلا، وبالتالي فإن الطلب الكلي يزداد في الوقت الحالي مما يترتب عليه زيادة في مستوى النشاط الاقتصادي ويؤدي ذلك إلى زيادة الناتج، كما سيترتب على ذلك مطالبة العمال برفع أجورهم النقدية للحفاظ على مستوى أجورهم الحقيقية دون انخفاض[1].

ولكن بفعل ارتفاع تكاليف الإنتاج نتيجة ارتفاع الأجور النقدية سوف ينخفض مستوى النشاط الاقتصادي وبالتالي فإن الناتج سوف يعود إلى الوضع السابق، وبالنتيجة فإن الناتج لا يتغير، وبالتالي فإن الصدمات النقدية المتوقعة ليس لها تأثير على النشاط الاقتصادي، أي سريان فكرة حيادية النقود.

الشكل (38)

آثار الصدمات النقدية المتوقعة على النشاط الاقتصادي



Source: Rudiger, Dornbusch and Stanley, "Macroeconomics", 6th ed., McGraw-Hill, New York 1994, P249.

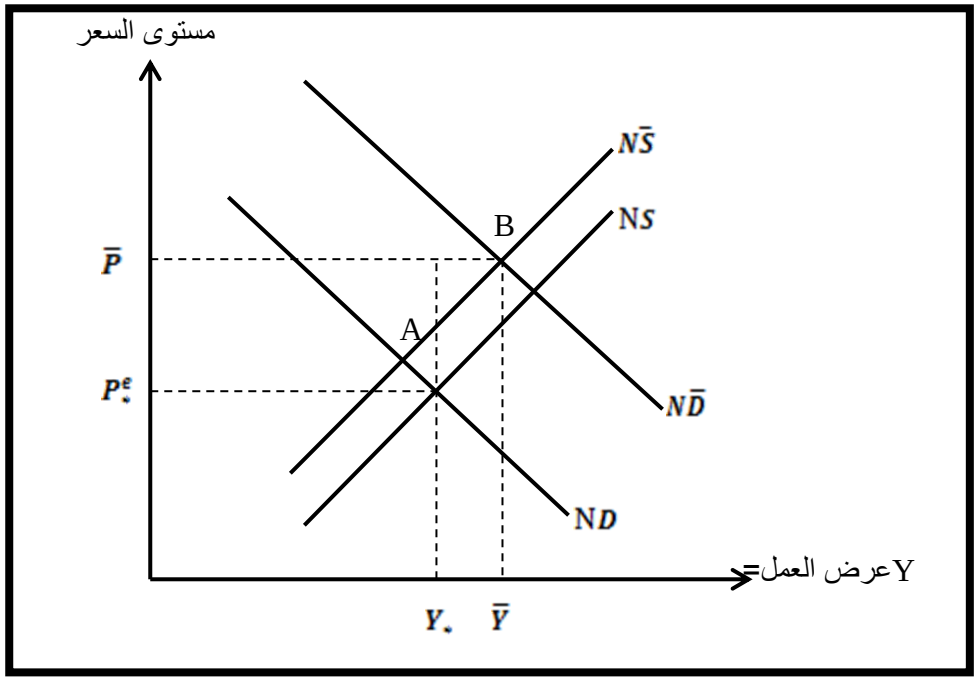
(1) John F.Muth, "Rational Expectation and the Theory of Price Movements", Journal of Econometrica, Vol. (29), No. (3), July 1961, P321.

ب- الصدمات النقدية غير المتوقعة:

تؤثر مثل هذه الصدمات على مستوى النشاط الاقتصادي ومن ثم على الناتج، فعند حدوث ارتفاع غير متوقع في عرض النقد يترتب على ذلك حدوث زيادة في الطلب الكلي، ومن ثم توسع النشاط الاقتصادي وزيادة الناتج مصحوبا بارتفاع المستوى العام للأسعار مع بقاء الأجور النقدية كما هي عليه بدون تغيير[1]. وفي ظل عدم توقع ارتفاع الأسعار، فإن العمال يلاحظون تغيرات الأسعار ببطء وهذا يقترن مع عدم ملاحظتهم انخفاض أجورهم الحقيقية، فإذا كان العمال يعتقدون ارتفاع أجورهم الحقيقية فإنهم يختارون زيادة عرض العمل، وعندما تتساوى الأسعار المتوقعة مع الأسعار الفعلية فإن العمل يكون عند المستوى الطبيعي للناتج وهذا يتوافق مع النقطة (A) على منحنى (NS) كما يظهر في الشكل (39)

الشكل (39)

آثار الصدمات النقدية غير المتوقعة على النشاط الاقتصادي



Source: Olivier, Basdevant, "Learning Process and Rational Expectation: An analysis Using Macroeconomic Model", Journal of Monetary Economic, 59, 2003, P57.

[1] Ibid,P323.

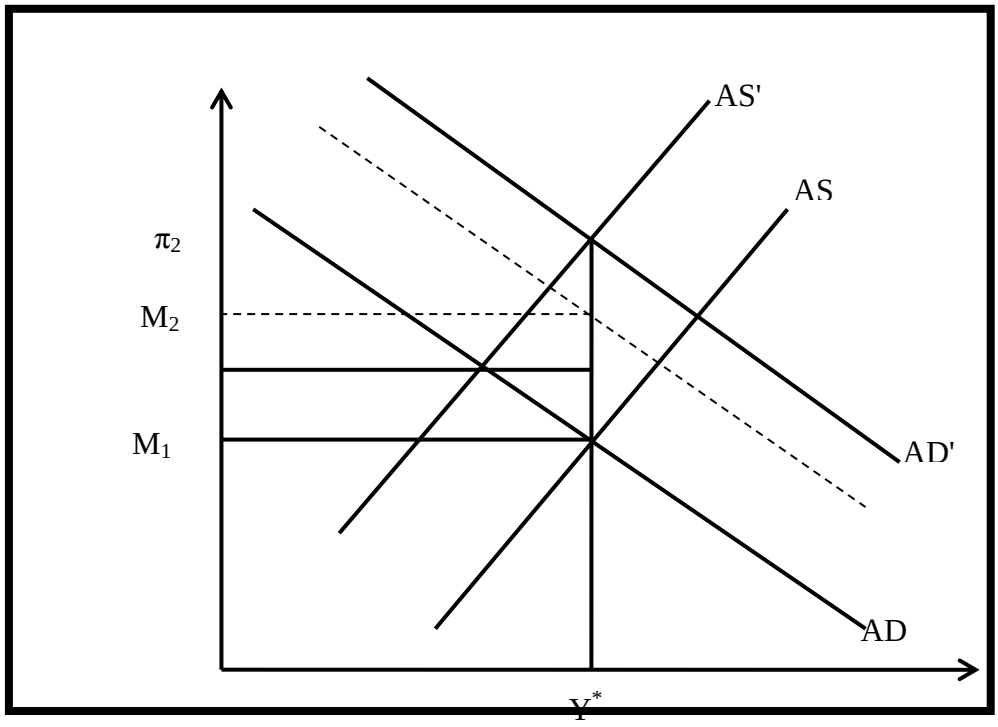
الزيادة الحاصلة في الأسعار ستجعل المنشآت ترغب بالانتقال نحو اليمين على طول منحنى طلب العمل، والعمال لا يستطيعون ملاحظة التغير في مستوى الأسعار كونهم لا يدركون هبوط الأجر الحقيقي، ينتقل منحنى (NS) إلى الأعلى وهذا يتطابق مع النقطة (B) على منحنى ($\overline{NS}$). وعلى الرغم من زيادة الأجور الاسمية للعمال إلا أن أجورهم الحقيقية تختلف عن توقعاتهم وكذلك الناتج يختلف عن المعدل الطبيعي، ولكن مع مرور الوقت تلاحظ المنشآت ارتفاع الأجر الحقيقي وتبدأ بالسعي للانتقال إلى اليسار على طول منحنى الطلب، والعمال لا يمكنهم الكشف عن هذا التراجع لأي مستوى من السعر ويعتقدون أن أجورهم الحقيقية هي أقل مما هي عليه فتقل رغبتهم بعرض العمل ويبدأ منحنى (NS) بالانتقال إلى اليسار ويهبط الناتج إلى المعدل الطبيعي. نستنتج مما تقدم أن التغيرات في مستوى الأسعار تسبب انتقال منحنى (NS) إلى الأعلى كلما ارتفع السعر فوق السعر المتوقع وبالعكس، كما أن هذه التغيرات تؤثر فقط في الأجل القصير وتنعكس على الأسعار أما الناتج فسيكون محايدا في الأجل الطويل حول التغيرات في عرض النقد واستخدام المعلومات الجديدة لإعادة احتساب الأسعار والأجور التوازنية بشكل مماثل لحالة الاستخدام التام.

3. صدمات الطلب (Demand Shocks):

هناك نوعان من صدمات الطلب التي تؤثر على الطلب الكلي والناجمة عن التغيرات في الجزء المستقل من الطلب الكلي، وتنقسم إلى صدمات متوقعة وغير متوقعة، وتحدث الصدمات غير المتوقعة عندما تتغير دالة الاستهلاك بسبب الأحداث المتفائلة، فيصبح المستهلك متفائلاً ويقلل من الميل الحدي للادخار وينتقل منحنى الطلب الكلي إلى اليمين، ولكن لا يحدث هذا التغير في الأجل القصير، ولذا سيتم التركيز على الصدمات المتوقعة.

الشكل (40)

أثر الزيادة في النمو الاسمي للنقود



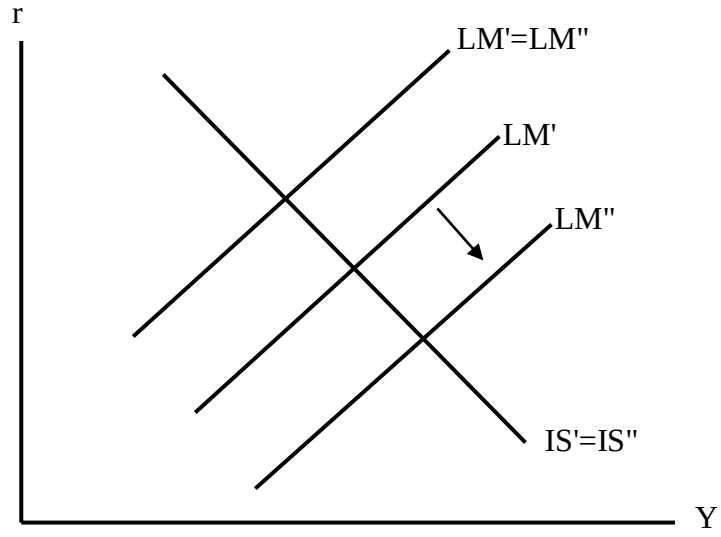
Source: Olivier, Basdevant, "Learning Process and Rational Expectation: An analysis Using Macroeconomic Model", Journal of Monetary Economic, 59, 2003, P57. □

بافتراض أن هناك زيادة في النمو الاسمي للنقود (عند أي معدل ثابت للتضخم)، والسبب الحقيقي لزيادة الأرصدة النقدية هو تخفيض معدل الفائدة لزيادة الطلب على الاستثمار، فينتقل منحنى الطلب الكلي (AD) إلى اليمين (AD')، كما في الشكل (6) والمفترض أن معدل النمو النقدي يرتفع من (M_1) إلى معدل جديد هو (M_2)، وهذا الأثر على معدل الفائدة يتضح من خلال أثر الرصيد النقدي الحقيقي المعروض، وهذا الخط يمر من خلال النقطة (M_2،Y^*) وهذا ليس منحنى الطلب الصحيح لأنه لا يشمل تأثير التغير في معدل التضخم المتوقع الذي من المتوقع أن يرتفع عند زيادة عرض النقد، ومنحنى الطلب الصحيح يجب أن يكمن في اليمين لأن الزيادة المتوقعة في معدل التضخم سوف تؤدي إلى خفض الطلب على الأرصدة النقدية وبالتالي تنخفض معدلات الفائدة أكثر، وسوف يتقاطع مع منحنى الطلب

الكلي ('AD) عند مستوى النـاتج المتوقـع. وباسـتخدام تحليـل (IS-LM)[1]، المـبين في الشـكل (41).

الشكل (41)

التغيرات في منحنى (IS-LM)



Source: Ray C.Fair, "Testing the Rational Expectation Hypothesis in Macroeconometric", Oxford Economic Paper, (45), 1993, P172.

إن معدل الفائدة الحقيقي هو الخـط علـى طـول المحـور العمـودي وهـو لا يشـبه المعـدل الاسمي، الزيادة في معدل النمو الاسمي للنقود يزيد الأرصدة النقدية، إذا كان معـدل التضـخم ثابتاً فإن هذا يخفض معدل الفائـدة ويـدفع منحنـى (LM) إلى الأسـفل ('LM)، ومـن ثـم فـإن الزيادة المتوقعة في معدل التضخم تقلل الطلب على النقود وتدفع منحنى (LM) إلى الأسفل مرة أخرى إلى ("LM)، أما المنحنيات ("IS'=IS) فهي نفسها (طالمـا أن معـدل الفائـدة الحقيقـي هـو قياس طول المحور)، إذ لا يوجد أي تغير في الإنفاق الحكومي. تقاطع منحنى ("LM) مع منحنى ("IS'=IS) متوافق مع النقطة الموجودة على منحنى (AD) المتقطع في الشكل (السابق) أفقيا مـن

(1) Ray C.Fair, "Testing the Rational Expectation Hypothesis in Macroeconometric", Oxford Economic Paper, (45), 1993, P168.

خلال نقطة التوازن. الزيادة في المعدل الفعلي للتضخم تنقل منحنى (LM) وتعيده إلى الوضع الأصلي، وكذلك (LM وIS) يمكن أن تتقاطع عند (Y^*).

ثانيا: نظرية دورة الأعمال الحقيقية (Real Business Cycle Theory):

تعزو نظرية دورة الأعمال الحقيقية التقلبات في الناتج الكلي إلى حد كبير إلى الصدمات الحقيقية بدلا من الصدمات النقدية في الاقتصاد، وترى النظرية بأن الركود والازدهار الاقتصادي كفعل هو استجابة للتغيرات الخارجية في البيئة الاقتصادية الحقيقية، ويتبنى أنصار هذه النظرية رأيا مفاده أن مستوى الناتج في الاقتصاد يزيد بالضرورة المنفعة المتوقعة لجميع مفاصل الاقتصاد، وبالتالي فإن الحكومة تركز على التغيرات الهيكلية في الاقتصاد على المدى الطويل بدلا من التدخل من خلال التقديرات المالية أو السياسات النقدية لضمان سلاسة التقلبات الاقتصادية الكلية. والفكرة الأساسية لهذه النظرية أن الدورات الاقتصادية هي حقيقية لا تمثل فشلا للأسواق ولكنها تعكس بالأحرى العمليات الفعالة للاقتصاد نظرا لهيكل الاقتصاد والعقلانية للقوى الاقتصادية، وبالتالي فإن الدورات الاقتصادية هي تقلبات متكررة في الناتج الاقتصادي والدخل وعوامل الإنتاج وبالأخص العمل، وهي تعود إلى مصادر غير نقدية[1].

وبالتالي فإنه في ظل نظرية (RBC)، عندما تحدث تغيرات في نمو الناتج سوف تكون هناك تغيرات في نمو النقود وليس العكس، من خلال الصدمات التي تؤثر على عرض الموارد والأسعار النسبية، كصدمات التكنولوجيا والابتكارات، التي من المتوقع أن يواجهها الأفراد عبر الزمن، ولهذا فإنه في ظل هذه النظرية يتحدد الناتج من خلال الصدمات الحقيقية (Real Shocks) وليس بنمو النقود، ومن هنا فإن النقود تتأثر بالناتج، لأنها ترجع إلى نفس الصدمات الحقيقية التي يستجيب لها الناتج[2]. أي أن هناك علاقة سببية ذات اتجاه واحد (Unidirectional) بين نمو الناتج ونمو النقود تمتد من الناتج إلى النقود.

---

[1] N. Gregory Mankiw, "Real Business Cycle : A new Keynesian Perspective", Journal of Economic Perspective, Vol. (3), No. (3), 1989, P82.

[2] Charles I.Plosser, "Understanding Real Business Cycle", Journal of Economic Perspective, Vol. (3), No. (3), 1989, P53.

1 – الصدمات التكنولوجية (Technology Shocks):

نفترض أن الناتج الكلي يتمثل بالمعادلة التالية[1]:

$$Y_t = K_t^{\alpha}(A_t L)^{1-\alpha} \quad \text{.....(27)}$$

حيث: (Y): الناتج. (K): خزين رأس المال. (L): العمل. (A): التكنولوجيا. وللتوصل إلى كيفية تأثير التكنولوجيا على الناتج تكتب دالة الإنتاج من حيث معدل نصيب الفرد (القسمة على L) بافتراض ثبات عرض العمل، وثبات التكنولوجيا عند (A)، وكما يلي:

$$y_t = A^{1-\alpha} k_t^{\alpha} \quad \text{.....(28)}$$

حيث:

$$y_t = \frac{Y_t}{L}, k_t = \frac{K_t}{L}$$

يترتب على ذلك معادلات الحركة التي يمكن أن يعبر عنها كما يلي:

$$\Delta k_t = A^{1-\alpha} k_t^{\alpha} - \delta k_t - c_t \quad \text{.....(29)}$$

$$\frac{\Delta c_t}{c_{t-1}} = \left[\beta\left(1-\delta+\alpha A^{1-\alpha} k_t^{\alpha-1}\right)\right]^{\frac{1}{\theta}} - 1 \quad \text{.....(30)}$$

وهكذا فأن التحسن في التكنولوجيا يؤثر على كل العمليات من خلال رفع الناتج لمستوى معين من (k_t) وزيادة معدل الفائدة (الناتج الحدي لرأس المال).

وبالنظر الى موضع $(\Delta k = 0)$ المعطى من خلال:

$$c_t = A^{1-\alpha} k_t^{\alpha} - \delta k_t \quad \text{.....(31)}$$

وبالنظر الى موضع $(\Delta c = 0)$ المعطى من خلال:

$$k^* = A\left(\frac{\alpha}{1/\beta + 1 - \delta}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad \text{.....(32)}$$

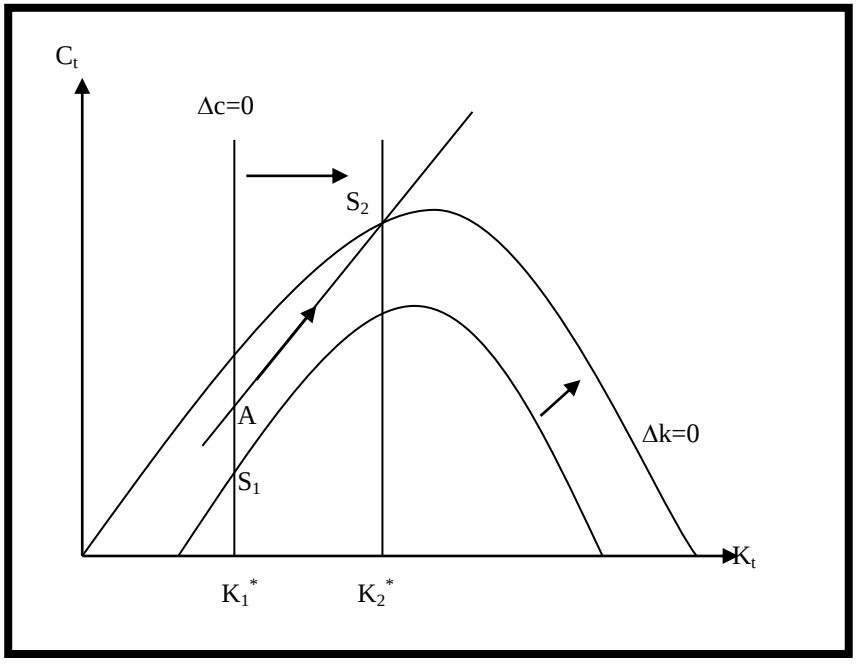
حيث نرى الآن تحسن دائم في التكنولوجيا من خلال المعادلات أعلاه والذي قد يكون من شأنه أن ينقل موضع $(\Delta k = 0)$ و $(\Delta c = 0)$ الى اليمين، وكما موضح في الشكل (41).

---

(1) Kevin X.D.Huang, "Learning, Adaptive Expectation, and Technology Shocks", Federal Bank of San Francisco, Working Paper Series, September 2008, P9-10.

الشكل (41)

أثر صدمة التكنولوجيا على النشاط الاقتصادي



Source: Kevin X.D.Huang, "Learning, Adaptive Expectation, and Technology Shocks", Federal Bank of San Francisco, Working Paper Series, September 2008, P11.

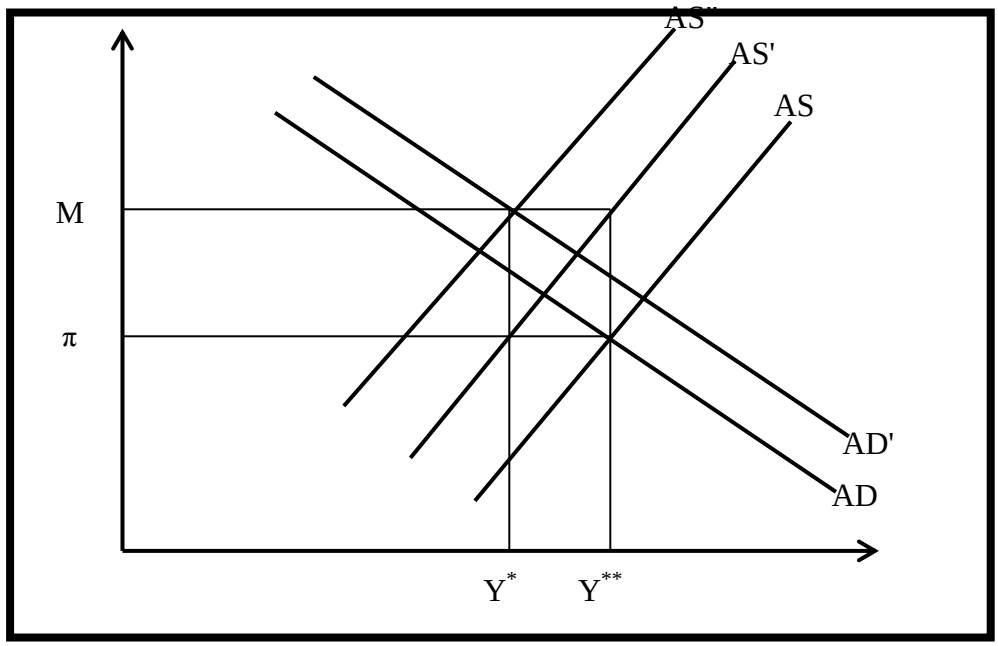
حيث إنه في الأجل الطويل تنتقل الحالة الثابتة من (S_1) إلى (S_2)، ولذلك فإن المستويات الثابتة من الاستهلاك ومعدل عمل كل فرد سوف يزداد، ويمكن أن تبرز آلية الانتقال من خلال النظر في مسار الطريق مرورا بالحالة الثابتة الجديدة. وبشكل عام فإن هناك اثنين من الآثار للزيادة في (A)، والزيادة على الاستهلاك بصورة غير مباشرة من جهة، وزيادة ثروة الأسر مسببة زيادة الاستهلاك الحالي بصورة مباشرة من جهة أخرى، لأنها تزيد كذلك في الأجل القصير معدل الفائدة، والتي قد تسبب انخفاض الاستهلاك في الأجل القصير ، حيث إن أثر الثروة يكون مهيمن على الأسر، أما تحسن التكنولوجيا يسمح باستهلاك أكثر واستثمار أكبر، وهذا الأخير يؤدي إلى تحسن النشاط الاقتصادي إلى أبعد من ذلك حتى يصل إلى حالة ثابتة جديدة.

2. صدمات العرض (Supply Shocks):

هناك نوعان من صدمات العرض المهمة هما تغيرات الإنتاجية والتغيرات في تكاليف العوامل الأخرى، فالزيادة في الإنتاجية مع توقعات الأسعار الثابتة تؤدي إلى زيادة البطالة وانخفاض الأجور الحقيقية في الأجل القصير، أما إذا كان لدى العمال معلومات دقيقة وصحيحة وكانت توقعاتهم عقلانية فأنهم سيرون أن ارتفاع الإنتاجية سوف ينقل منحنى العرض الكلي إلى الأعلى عند أي مستوى معين من المعدل المتوقع للتضخم (يجب أن يمر من خلال نقطة تحدد من خلال المستوى الثابت للتضخم والمستوى الجديد من الناتج المحتمل) وسيتوقع الأفراد انه سيتسبب في انخفاض معدل التضخم وبالتالي ينخفض معدل التضخم المتوقع وهذا ما سيدفع منحنى العرض الكلي إلى اليسار، وكما في الشكل (42)

الشكل (42)

تأثير صدمة العرض على منحنى العرض الكلي



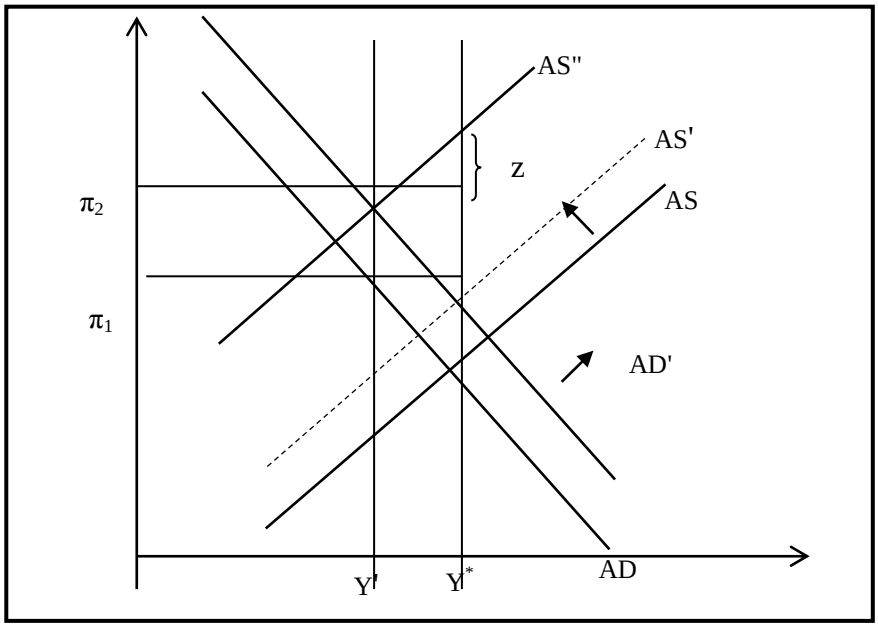
Contemporaneous Monetary Data", Journal of Monetary Economic, Vol.10,No.3,1982, P80.

منحنى العرض (AS') هو المنحنى السائد بعد زيادة الإنتاجية ولكن قبل التعديل في توقعات الأفراد علما أنه يمر خلال النقطة (m,Y^*) حيث إن (m) هي المعدل المتوقع للتضخم

(حالة التوازن) بينما (Y^*) هي المستوى المحتمل الجديد للناتج، منحنى (AS) سينتقل مرة أخرى إلى ("AS) استجابة لانخفاض التوقعات بشأن التضخم، وهذه التوقعات نفسها تنقل منحنى (AD) إلى ('AD). أما النوع الثاني من الصدمات فهي التغير في تكاليف العوامل الأخرى، وكما في الشكل (10)، فالزيادة في تكاليف العوامل الأخرى ستدفع منحنى (AS) إلى الأعلى ('AS)، ومعدل التضخم المتوقع يبقى ثابت، في حالة توقع ارتفاع تكاليف العوامل الأخرى سيتوقع الأفراد ارتفاع مستوى الأسعار وهذا يؤدي إلى رفع معدل التضخم المتوقع وهذا يدفع العرض إلى اليسار وينتقل منحنى (AD) إلى اليمين حيث سينخفض الطلب على النقود.

الشكل (43)

أثر الزيادة في تكاليف العوامل الأخرى على النشاط الاقتصادي



Source: J.Boschen & H.Grossman, "Test of Equilibrium Macroecon. Using Contemporaneous Monetary Data", Journal of Monetary Economic, Vol.10,No.3,1982, P80. □

بناءً على ما تقدم فإن الوضع المناسب لمنحنيات العرض والطلب هو تطابق معدلات التضخم الفعلية والمتوقعة، حيث معدل التضخم معطى من خلال تقاطع منحنيات العرض والطلب التي يتم اختيارها، ومعدل التضخم المتوقع يتم احتسابه من خلال النظر إلى المسافة العمودية من المحور الأفقي إلى منحنى العرض ويقاس على مستوى الناتج (Y^*)، وهذه المسافة

يجب أن تكون مساوية للمسافة الأفقية من تقاطع منحنيات العرض والطلب إلى المحور العمودي ، وبما أن تكاليف العوامل الأخرى تزداد في الفترة اللاحقة ، سوف تنقص من هذه المسافة بحجم الزيادة في تكاليف العوامل الأخرى بمقدار (z). إذن فالزيادة في تكاليف العوامل الأخرى ستؤدي إلى خفض المستوى التوازني للناتج، وبالتالي فأن منحنى (LM) (الشكل (7)) سوف ينتقل في الفترة اللاحقة إلى اليسار بالنسبة إلى التي كانت في الفترة السابقة، أما معدل الفائدة الحقيقي فسوف يرتفع نتيجة لذلك، والزيادة في معدل التضخم المتوقع ستدفع معدل الفائدة الاسمي أكثر من ذلك.

الباب الثالث

نظرية التوقعات العقلانية

الباب الثالث

نظرية التوقعات العقلانية

تطبيقات واختبارات

تمهيد

يتضمن هذا الفصل الجانب تطبيقات واختبارات قياسية لطروحات نظرية التوقعات العقلانية في عينة مختارة من بلدان متقدمة وناشئة ونامية ، وبالاعتماد على النماذج الإحصائية والقياسية الحديثة في التحليل الاقتصادي الكلي وباستخدام برمجيات متعددة (Gretl , Eviews7, SAS , Spss). وفقاً لبيانات سنوية وأخرى شهرية بحسب ما يتطلب التطبيق والاختبار.

الفصل الأول: التوقعات التضخمية وسوق الاسهم

الفصل الثاني : اختبار منحنى Phillips،

الفصل الثالث: اختبار مقترح عدم فعالية السياسية النقدية

الفصل الرابع: اختبار فرضية السوق الكفؤة

الفصل الاول

التوقعات التضخمية وسوق الاسهم

أولا: - تحديد المتغيرات وتهيئة البيانات

تم تقسيم المتغيرات الداخلة في النموذج القياسي إلى قسمين:

1. المتغير المعتمد (Y_t) التغير في مؤشر أسعار الأسهم للسوق في الزمن (t).
2. المتغيرات المستقلة، وتشمل:
   - معدل التضخم الفعلي (X_t).
   - معدل التضخم لفترة سابقة (X_{t-j})
   - معدل التضخم المتوقع (X^e_t).
   - معدل التضخم غير المتوقع (X^{ue}_t)
   - التغير في مؤشر أسعار الأسهم للسوق لفترة سابقة (Y_{t-1})

والبيانات المستخدمة هي بيانات سنوية وشهرية

ثانياً: - النموذج القياسي

قبل عرض النماذج القياسية المستخدمة، لابد من تحديد إشارة معلمة التضخم، اذ أن الأدب الاقتصادي لا يسعفنا كثيراً في هذا المجال كما ذكرنا (*) سابقاً، إلا أنه طبقاً لفرضية (Fisher)، نتوقع أن تكون إشارة المعلمات موجبة للتضخم المتوقع، والتضخم الفعلي في الأجلين الطويل والقصير، فضلاً عن ذلك، إن الأسهم تعدّ حقوقا على الموجودات الحقيقية التي ينبغي أن تزداد قيمتها مع تضخم الأسعار عموماً.

أما فيما يتعلق بالتضخم غير المتوقع، فنتوقع أن تكون اشارة المعلمة سالبة، لان التضخم غير المتوقع من شأنه أن يزيد من معدلات الخصم في المقام، ومن ثم تنخفض أسعار الأسهم.

ويمكن توصيف العلاقة بين تقلبات أسعار الأسهم والتضخم المتوقع بالمعادلة الآتية:

(*) راجع ف7-

$$Y = a^* + B^* X_t^e + u_t^* \quad \text{.....(1)}$$

إن المعادلة أعلاه، لا يمكن تقديرها لعدم توفر قيم لـ (X^e_t). ومن اجل تقدير المعادلة (1) نستخدم نموذج التوقعات التكيفية (Adaptive Expectations Model) وعلى النحو الآتي[1]

- التضخم المتوقع (X^e_t) يمكن تعريفة من خلال العلاقة الآتية:

$$X_t^e - X_{t-1}^e = \theta\left(X_t - X_{t-1}^e\right) \quad \text{.....(2)}$$

إذ أن:

$$0 < \theta \leq 1$$

θ : معامل التوقع

ويمكن إعادة كتابة معادلة (2) في الآتي:

$$X_t^e = \theta X_t + (1-\theta) X_{t-1}^e \quad \text{.....(3)}$$

ومن معادلة (3) يتبين إن التضخم المتوقع (X^e_t)، هو عبارة عن متوسط مرجح للتضخم في الفترة الحالية والتوقعات التضخمية السابقة، ويتم تعديل مستويات التوقعات لـ (X)، تدريجياً من فترة إلى أخرى.

ولحل نموذج التوقعات التكيفية في شكل يسمح للتقدير القياسي، تعاد كتابة معادلة (3) بالتأخر (lagging) الزمني، فترة بفترة وفي الوقت نفسه، تضرب (Multiplying) المعادلة بـ $(1-\theta)^s$

إذ أن (s) تمثل عدد فترات التأخر في النموذج:

(1) Robert S. Pindyck, Daniel L. Rubinfeld, Econometric Models and Economic Forecasts, 4th , lrwin-Mc Graw-Hill, New York, 1998, pp. 232-234.

$$(1-\theta)X^{e}_{t-1} = \theta(1-\theta)X_{t-1} + (1-\theta)^2 X^{e}_{t-2}$$

$$(1-\theta)^2 X^{e}_{t-2} = \theta(1-\theta)^2 X_{t-2} + (1-\theta)^3 X^{e}_{t-3}$$

.....(4)

والان بتعويض معادلة (4) في معادلة (3)، وتوحيد الحدود أي:

$$X^{e}_{t} = \theta\left[X_t + (1-\theta)X_{t-1} + (1-\theta)^2 X_{t-2} + ...\right] = \theta\sum_{s=0}^{\infty}(1-\theta)^{s} X_{t-s}$$

...(5)

ويلاحظ من المعادلة (5) بان المستوى المطلوب لـ (X)، هو المتوسط المرجح لكل قيم (X) الحاضرة والسابقة، ومجموع الأوزان هو $\left[\theta\sum(1-\theta)^{s}\right]$.

وبتعويض معادلة (5) في معادلة (1)، نحصل على:

$$Y_t = a^{*} + \beta^{*}\theta\sum_{s=0}^{\infty}(1-\theta)^{s} X_{t-s} + u_t \quad .....(6)$$

وبمساواة معادلة (6) بالنموذج الأساسي للتأخر الهندسي [1] من خلال المعادلتين أدناه:

$$Y_t = a + \beta\sum_{s=0}^{\infty} W^{s} X_{t-s} + u_t \quad .....(7)$$

إذ أن $0 < W < 1$

(1) لمزيد من التفاصيل عن نماذج التأخر الهندسي، انظر:

- A. Koutsoyiannis, Theory of Econometrics, 2ed, Mac-Millan press, LTD, Hong Kong , 1977, pp: 304-310.

- كامل علاوي كاظم، استخدام التباطؤات الزمنية لتقدير أثر الإنفاق الاستثماري الفعلي في تكوين راس المال الثابت في القطاعين الزراعي والصناعي، دراسة قياسية للمدة (1968-1988)، أطروحة دكتوراه، غير منشورة، مقدمة إلى كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة بغداد، 1992.

$$Y_t = a(1-W) + WY_{t-1} + \beta X_t + V_t \quad \text{.....(8)}$$

إذ أن:

$$V_t = u_t - Wu_{t-1}$$

إذ أن:

$$a = a^*, \beta = \beta^* \theta, w = (1-\theta), u_t = u_t^*$$

نحصل على نموذج التوقعات التكييفية الآتي:

$$Y_t = a^* \theta + \beta^* \theta X_t + (1-\theta) Y_{t-1} + u_t^* \quad \text{.....(9)}$$

إذ أن:

$$u_t^* = u_t^* - (1-\theta) u_{t-1}^*$$

وسوف نستخدم المعادلة (1) في إيجاد $\left(X_t^e\right)$: [1]

$$X_t^e = \theta X_t + (1-\theta) X_{t-1}^e$$

$$X_t^e = \frac{Y - \hat{a}^*}{\hat{\beta}^*} \quad \text{.....(10)}$$

أما $\left(X^{ue}\right)$ فيمكن إيجاده من خلال المعادلة الآتية:

$$X^{ue} = X_t - X_t^e \quad \text{.....(11)}$$

---

(1) راجع:

-Robert S. Pindyck, Daniel L. Rabinfeld, Econometric Models …, Op. Cit, p. 234.

- د. علاء الدين حسن عواد، القياس الاقتصادي، ط1، دار الشرق، الدوحة، 1988، ص454.

ثالثاً: - تطبيق النموذج

كانت نتائج تقدير (*) نموذج التوقعات التكييفية على النحو الآتي

1. البيانات السنوية (العلاقة طويلة الأجل)

وكما يوضحها جدول (1) وكالآتي:

جدول (1)

نتائج تقدير واختبار نموذج التوقعات التكييفية لأسواق أسهم عينة الدراسة للمدة (1980-2004)

Stock Market	البيانات سنوية							
	Estimed Models	SE	R	R^2	$\overline{R}^2$	F	DW	$r_{x1,x2}$
كوالالمبور	$Y_t= 0.74 + 0.13X_t+ 0.72Y_{t-1}$ $(1.92)^{*} (1.43)^{*} (4.47)^{***}$	0.0162	0.74	0.54	0.49	12.17^{**} *	2.03^{**} *	0.63
جاكارتا	$Y_t= 2.77 + 0.11X_t+ 0.58Y_{t-1}$ $(9.89)^{*} (1.42)^{*} (4.76)^{***}$	0.1226	0.74	0.55	0.48	29.37^{**} *	1.97^{**} *	0.47
الكورية	$Y_t= 2.66 + 0.12X_t+ 0.63Y_{t-1}$ $(16.1)^{*} (1.33)^{*} (6.03)^{***}$	0.1391	0.85	0.72	0.68	21.48^{**} *	1.69^{**} *	0.59
المكسيكية	$Y_t= 3.06 + 0.38X_t+ 0.59Y_{t-1}$ $(20.1)^{*} (3.94)^{*} (8.53)^{***}$	0.1241	0.91	0.84	0.81	45.65^{**} *	1.81^{**} *	0.70
ساوباولو	$Y_t= 2.53 + 0.53X_t+ 0.91Y_{t-1}$ $(25.5)^{*} (2.94)^{***} (3.01)^{***}$	0.203	0.69	0.48	0.43	49.68^{**} *	1.78^{**} *	0.51
بوينس آيرس	$Y_t= 2.93 - 0.21X_t+ 0.65Y_{t-1}$ $(8.4)^{*} (3.18)^{***} (1.98)^{**}$	0.185	0.86	0.75	0.72	30.29^{**} *	1.89^{**} *	0.44

(*) مستوى معنوية (10 %)

(**) مستوى معنوية (5 %)

(***) مستوى معنوية (1 %)

(*) لمزيد من التفاصيل عن طرق تقدير نماذج التأخر الهندسي، راجع على سبيل المثال:

- كامل علاوي كاظم، استخدام التباطؤات الزمنية ... مصدر سابق ذكره، ص ص24-45.

- A. Koutsoyiannis, Theory … Op. Cit, pp. 320-325.

1.1 - سوق كوالالمبور للأوراق المالية

تشير نتائج النموذج المقدر إلى اتفاق معلماته مع منطق النظرية الاقتصادية أولا، ومعنوية اختباراته الإحصائية والقياسية ثانياً إذ تسهم المتغيرات المستقلة في تفسير (54%) من التغيرات الحاصلة في أسعار الأسهم وهي نسبة معنوية إحصائيا وبلغت درجة استجابة التغيرات في أسعار الأسهم إلى معدل التضخم الفعلي بمقدار (0.13)، أي زيادة معدل التضخم الفعلي بنسبة (100%)، يؤدي إلى التغير في أسعار الأسهم يزداد بنسبة (13 %).

ويبين اختبار (F) معنوية معامل التحديد (R^2) عند مستوى دلالة (1%)، أما اختبار (t) فيؤكد معنوية المعلمات المقدرة عند مستوى (10%,1%) على التوالي، الذي يتفق مع نتائج تحليل التباين للنموذج وتؤكد قيمة الخطأ المعياري القريبة من الصفر (SE=0.0162) جودة خط الانحدار، وبلغت قيمة إحصاءة (D.W=2.3)، مما يؤكد خلو النموذج المقدر من مشكلة الارتباط الذاتي المتعدد للمتغيرات العشوائية (*) عند مستوى دلالة (1 %) إذ أن:

(du =1.30 < DW = 2.03 < 4-1.30 = 2.70)

ويشير اختبار (klein) إلى خلو النموذج المقدر من مشكلة التعدد الخطي التام بين المتغيرات المستقلة إذ أن (0.74 > 0.63)، إضافة إلى أن التحليل اللوغارتيمي المزدوج للنموذج

(*) تشير بعض الدراسات، إلى أن اختبار (D.W) ليس كافياً للدوال التي يكون فيها المتغير المعتمد متغيراً مستقلاً متأخراً زمنياً، والاختبار البديل هو اختبار (H. Statistic)، ويتبع في توزيعه الاحتمالي توزيع (Z- dstribtion)، وحسب الصيغة الآتية :

$$h = \hat{p}\sqrt{\frac{n}{(n-1)\text{var}.\hat{b}}} \quad , \quad \hat{p} = 1 - 0.5(D.W)$$

وتقع قيمة (H) الجدولية بين (1.645) عند مستوى دلالة (5 %) وبين (2.33) عند مستوى دلالة (1%)، وتكون المعادلة خالية من الارتباط الذاتي، إذا ما كانت القيمة المحسوبة < الجدولية، راجع :

- Johnston J., Econometric Method , MC Grew- Hill, Tokyo, 1985, PP.115-120

ولم يجد الباحث اختلافاً كبيراً بين الاختبارين، لذلك ارتأى تطبيق إحصائية (H) في المبحث الرابع من الفصل

المقدر من الانتشار الأسي للبيانات إلى الانتشار الخطي يقلل من احتمالية تباعد التباين عن خط الانحدار في المجتمعات الفرعية، ومن ثم يمكن اعتماد معلمات النموذج المقدر واستخراج قيم التضخم المتوقع والتضخم غير المتوقع.

أما نتائج تقدير اثر التضخم المتوقع وغير المتوقع على تقلبات أسعار الأسهم في سوق كوالالمبور (جدول 2)، فإنها تشير إلى اتفاق معلمات النماذج مع المنطق الاقتصادي ومعنوية اختباراته الاحصائية والقياسية، إذ أسهم التضخم المتوقع في تفسير (18%) من التغيرات الحاصلة في أسعار الأسهم مع إشارة موجبة تعكس العلاقة الطردية بينهما، في حين يسهم التضخم غير المتوقع في تفسير (28%) من تقلبات أسعار الأسهم مع إشارة سالبة تعكس العلاقة العكسية بينهما.

جدول (2)

نتائج تقدير واختبار اثر التضخم المتوقع والتضخم غير المتوقع على تقلبات الأسعار لأسواق الأسهم الناشئة للمدة (1986-2010) بيانات سنوية

Stock market	Estimed Models	R2	F	DW
كوالالمبور	$Y_t= 2.82 + 0.062X^e_t$ $(3.47)^*$ $(2.19)^{**}$	0.18	15.73^*	1.84^*
	$Y_t= 3.21 - 0.091X^{ue}_t$ $(7.1)^*$ $(-5.59)^*$	0.23	24.38^*	1.92^*
جاكارتا	$Y_t= 0.41 + 0.097X^e_t$ $(3.6)^*$ (1.02)	0.19	2.91	1.80
	$Y_t= 0.24 + 0.049X^{ue}_t$ $(1.8)^{**}$ (0.41)	0.10	0.24	1.67
الكورية	$Y_t= 1.97 + 0.0036X^e_t$ (1.07) (-0.39)	0.007	0.158	1.26
	$Y_t= 0.41 - 0.097X^{ue}_t$ $(1.81)^*$ $(1.73)^{**}$	0.12	6.36^*	1.79^*
المكسيكية	$Y_t= 0.403 + 0.10X^e_t$ $(2.3)^{**}$ $(2.28)^{**}$	0.19	15.32^*	2.03^*
	$Y_t= 5.94 - 0.47\ X^{ue}_t$ $(14.5)^*$ $(-8.3)^*$	0.27	21.95^*	1.97^*
ساوباولو	$Y_t= -0.0078 + 0.127X^e_t$ (-0.82)(1.12)	0.05	1.26	1.43
	$Y_t= 0.0089 – 0.0015X^{ue}_t$ (0.43) (-0.31)	0.04	0.864	1.36
بوينس آيرس	$Y_t= 1.08 + 0.0094X^e_t$ (1.00) (0.98)	0.04	0.935	2.41^*
	$Y_t= -1.29 – 0.117\ X^{ue}_t$ (-1.21) (-1.23)	0.06	1.53	2.09^*

(*) مستوى معنوية (1 %)

(**) مستوى معنوية (5 %)

(***) مستوى معنوية (10 %)

1 – 2. سوق جاكارتا للأوراق المالية: –

يفسر النموذج (55%) من التغيرات الحاصلة في المتغير التابع، وبلغت درجة استجابة التغيرات في أسعار الأسهم إلى معدل التضخم الفعلي بمقدار (0.11)، أي أن زيادة معدل التضخم الفعلي بنسبة (100%) يؤدي إلى ارتفاع أسعار الأسهم بنسبة (11%)، وهو ارتفاع ضئيل يعكس إن الأسهم في سوق جاكارتا للأوراق المالية، هي تحوط جزئي ضد التضخم.

ويعزز المعنوية الإجمالية للنموذج قيمة اختبار (F) عند مستوى دلالة (1%) وتشير إحصاءة (t) إلى معنوية المعلمات المقدرة عند مستوى (1%,10%) على التوالي، وتشير بقية الاختبارات القياسية (DW, SE, $r_{x1,x2}$) إلى خلو النموذج المقدر من المشاكل القياسية، فضلاً عن اتفاق إشارة المعلمات المقدرة مع المنطق الاقتصادي.

وأظهرت نتائج تقدير اثر التضخم المتوقع، والتضخم غير المتوقع على تقلبات أسعار الأسهم، عدم معنوية معلمات النماذج، مما يعني عدم إمكانية التضخم المتوقع، والتضخم غير المتوقع من تفسير سلوك أسعار الأسهم في سوق جاكارتا للأوراق المالية (راجع جدول (21)).

1 -3. سوق كوريا للأوراق المالية:

تشير نتائج النموذج المقدر إلى اتفاق معلماته مع المنطق الاقتصادي أولا، ومعنوية اختباراته الاحصائية ثانياً اذ يفسر النموذج (72%) من التغيرات الحاصلة في أسعار الأسهم، وبلغت درجة الاستجابة الإيجابية للتقلبات في أسعار الأسهم إلى معدل التضخم الفعلي بمقدار (0.12).

ويبين اختبار (F) معنوية معامل التحديد (R^2) عند مستوى دلالة (1%) أما اختبار (t) فيؤكد معنوية المعلمات المقدرة عند مستوى (1%,10%) وتشير بقية الاختبارات القياسية (DW, SE , $r_{x1,x2}$) إلى خلو النموذج المقدر من المشاكل القياسية.

أما نتائج تقدير أثر التضخم المتوقع والتضخم غير المتوقع على تقلبات أسعار الأسهم (جدول 21)، تشير إلى عدم معنوية معلمة التضخم المتوقع بدلالة اختبار (t) في حين تشير معلمة التضخم غير المتوقع إلى اتفاقها مع المنطق الاقتصادي ومعنوية الاختبارات الاحصائية والقياسية، إذ أسهم التضخم غير المتوقع في تفسير (12%) من التغيرات الحاصلة في أسعار الأسهم، مع إشارة سالبة تعكس العلاقة العكسية بينهما.

1 -4. سوق الأسهم المكسيكية: -

يفسر النموذج (84%) من التغيرات الحاصلة في المتغير التابع، إذ بلغت درجة استجابة تقلبات أسعار الأسهم إلى معدل التضخم الفعلي (0.38)،أي أن زيادة معدل التضخم الفعلي بنسبة (100%) يؤدي إلى ارتفاع أسعار الأسهم بنسبة (38%) ويعزز المعنوية الإجمالية للنموذج قيمة (F) عند مستوى دلالة (1%) وتشير إحصاء (t) إلى معنوية المعلمات المقدرة عند مستوى

(1%)، وتشير بقية الاختبارات القياسية ($r_{x1,x2}$, DW, SE) إلى خلو النموذج المقدر من المشاكل القياسية، فضلاً عن اتفاق إشارة المعلمات المقدرة مع المنطق الاقتصادي.

ومن جدول (2) نلاحظ إن النتائج تشير إلى اتفاق معلمات النموذج مع المنطق الاقتصادي ومعنوية اختباراتها الاحصائية والقياسية اذ يسهم التضخم المتوقع في تفسير (19%) من التقلبات في أسعار الأسهم، في حين يفسر التضخم غير المتوقع (27 %) من التغيرات الحاصلة في أسعار الأسهم مع إشارة سالبة تعكس العلاقة العكسية بينهما.

1 -5. سوق ساوباولو للأوراق المالية: -

تشير نتائج النموذج المقدر إلى أنه اجتاز الاختبارات الاحصائية والقياسية، فضلاً عن اتفاق معلمات النموذج مع المنطق الاقتصادي.

اذ يفسر النموذج (48%) من التغيرات الحاصلة في أسعار الأسهم، وبلغت درجة الاستجابة الإيجابية للتقلبات في أسعار الأسهم إلى معدل التضخم الفعلي (53 %).

أما نتائج تقدير أثر التضخم المتوقع والتضخم غير المتوقع على تقلبات أسعار الأسهم (جدول 21)، فقد أظهرت عدم معنوية معلمات كل من التضخم المتوقع وغير المتوقع بدلالة إحصاء (t)، مما يعني عدم إمكانياتهما من تفسير سلوك أسعار الأسهم في سوق ساوباولو للأوراق المالية.

1 -6. سوق بوينس آيرس للأوراق المالية: -

اجتاز النموذج المقدر الاختبارات الاحصائية والقياسية، غير أن معلمة معدل التضخم الفعلي كانت سالبة، مما يعني أن معدل التضخم الفعلي كان تأثيره سلبياً على تقلبات أسعار الأسهم، اذ بلغت (0.21) مما يعكس إن الارتفاع في معدل التضخم الفعلي بنسبة (100%)، يؤدي إلى تخفيض أسعار الأسهم بنسبة (21%) هذه النتيجة تتطابق مع الدراسات التي بحثت العلاقة بين تقلبات أسعار الأسهم والتضخم في البلدان ذات التضخم الجامح (تركيا على سبيل المثال). وبلغت القوة التفسيرية للنموذج (75%)، تعززها المعنوية الإجمالية للنموذج، قيمة اختبار (F) عند مستوى دلالة (1 %)، فضلاً عن خلو النموذج المقدر من المشاكل القياسية.

كما أظهرت نتائج تقدير أثر التضخم المتوقع والتضخم غير المتوقع في تقلبات أسعار الأسهم (جدول 2)، عدم معنوية معلمات كل من المتغيرين المستقلين، بدلالة إحصاءه (t)، مما

يدل على عدم إمكانيتهما من تفسير سلوك أسعار الأسهم في سوق بوينس آيرس للأوراق المالية.

2. البيانات الشهرية (العلاقة قصيرة الآجل)

اجتاز نموذج التوقعات التكيفية لأسواق عينة الدراسة الاختبارات الاحصائية والقياسية، فضلاً عن اتفاق معلمات النماذج مع المنطق الاقتصادي وكما يوضحها جدول (3).

ويمكن إيجاز الملاحظات الآتية:

- حقق النموذج المقدر لسوق الأسهم المكسيكية اكبر نسبة تفسير، اذ بلغ (77%)، في حين كانت اقل نسبة للنموذج المقدر لسوق بوينس آيرس للأوراق المالية، بدلالة (R^2)، اذ بلغ (35 %).
- كانت اكبر درجة لاستجابة التغيرات في أسعار الأسهم لمعدل التضخم الفعلي في سوق كوريا للأوراق المالية، اذ بلغت (2.4)، وهذا يعني إن ارتفاع معدل التضخم الفعلي بنسبة (100%) يؤدي إلى ارتفاع في أسعار الأسهم بنسبة (240%)، أي الأسهم في السوق الكورية تعدّ تحوطاً تاماً ضد التضخم، مما يدعم فرضية (Fisher).

في حين حقق سوق كوالالمبور للأوراق المالية اقل درجة استجابة لتغيرات أسعار الأسهم لمعدل التضخم الفعلي، اذ بلغت (44 %)

كما ظهرت نتائج تقدير اثر التضخم المتوقع والتضخم غير المتوقع على تقلبات أسعار الأسهم (جدول 23) الآتي:

- معنوية معلمة التضخم المتوقع بدلالة إحصاءه (t) في سوق الأسهم المكسيكية.
- عدم معنوية معلمة التضخم غير المتوقع في أسواق جاكارتا، وبوينس آيرس للأوراق المالية.
- حقق سوق كوالالمبور للأوراق المالية اكبر نسبة تفسير للتضخم المتوقع بلغت(0.16) في حين كانت اقل نسبة تفسير بدلالة (R^2) بلغت (0.03) سوق ساوباولو للأوراق المالية.
- كانت اكبر نسبة تفسير للتضخم غير المتوقع بلغت (0.28) في سوق كوالالمبور للأوراق المالية، في حين بلغت اقل نسبة تفسير بدلالة (R^2) في سوق الأسهم الكورية، اذ بلغت (0.04).

- بلغت اكبر نسبة لاستجابة التغيرات في أسعار الأسهم للتضخم المتوقع في سوق كوالالمبور للأوراق المالية، اذ بلغت (1.7) في حين حقق سوق الأسهم المكسيكية اكبر نسبة استجابة للتضخم غير المتوقع (0.14).

جدول (3)

نتائج تقدير واختبار نموذج التوقعات التكييفية لأسواق أسهم عينة الدراسة للمدة (2004/12/1-1996/6/1)

Stock Market	البيانات شهرية							
	Estimed Models	SE	R	R^2	$\overline{R}^2$	F	DW	$r_{x1,x2}$
كوالالمبور	$Y_t= 1.24 + 0.44X_t+ 0.75Y_{t-1}$ $(1.61)^{*}$ $(1.45)^{*}$ $(14.3)^{***}$	0.0061	0.68	0.49	0.48	172.90^{**}	1.78^{**}	0.43
جاكارتا	$Y_t= 0.71 + 1.01X_t+ 0.43Y_{t-1}$ $(1.20)^{*}$ $(3.22)^{***}$ $(6.85)^{***}$	0.032	0.61	0.38	0.37	31.53^{**}	1.81^{**}	0.26
الكورية	$Y_t= -4.19 + 2.4X_t+ 0.42Y_{t-1}$ $(-2.4)^{*}$ $(4.04)^{***}$ $(6.99)^{***}$	0.0370	0.63	0.40	0.38	62.26^{**}	1.77^{**}	0.34
المكسيكية	$Y_t= 1.56 + 1.1X_t+ 0.68Y_{t-1}$ $(12.5)^{***}$ $(17.52)^{***}$ $(3.69)^{***}$	0.0639	0.88	0.77	0.76	169.03^{**}	1.79^{**}	0.57
ساوباولو	$Y_t= 2.76 + 0.66X_t+ 0.58Y_{t-1}$ $(1.72)^{*}$ $(2.82)^{***}$ $(12.28)^{***}$	0.0663	0.78	0.62	0.60	32.31^{**}	1.99^{**}	0.53
بوينس آيرس	$Y_t= 0.22 + 1.23X_t+ 0.66Y_{t-1}$ $(5.41)^{*}$ $(2.04)^{**}$ $(10.91)^{***}$	0.139	0.59	0.35	0.34	27.08^{**}	1.96^{**}	0.29

(*) مستوى معنوية (10 %)

(**) مستوى معنوية (5 %)

(*) مستوى معنوية (1 %)**

جدول (4)

نتائج تقدير واختبار اثر التضخم المتوقع والتضخم غير المتوقع في تقلبات الأسعار لأسواق الأسهم الناشئة للمدة (2004/12/1-1996/6/1)

Stock market	البيانات الشهرية			
	Estimed Models	R2	F	DW
كوالالمبور	$Y_t = 3.16 + 1.7X^e_t$ $(7.21)^*$ $(2.02)^*$	0.16	10.82^*	1.83^*
	$Y_t = 3.19 - 0.93X^{ue}_t$ $(7.22)^*$ $(2.02)^{**}$	0.28	28.67^*	1.90^*
جاكارتا	$Y_t = 0.114 + 0.0587X^e_t$ $(-2.8)^*$ $(2.04)^{**}$	0.08	4.2^{**}	1.69^*
	$Y_t = 0.0054 + 0.0026X^{ue}_t$ (0.34) (0.902)	0.09	0.812	1.56^*
الكورية	$Y_t = 0.153 - 0.09X^e_t$ $(-2.4)^*$ $(2.45)^*$	0.06	3.81^{**}	1.97^*
	$Y_t = 0.14 - 0.097X^{ue}_t$ $(2.16)^{**}$ $(2.15)^{**}$	0.04	4.66^{**}	2.13^*
المكسيكية	$Y_t = 0.006 + 0.034X^e_t$ (-1.22) $(1.33)^{***}$	0.13	1.788	2.01^*
	$Y_t = 0.0012 - 0.14\ X^{ue}_t$ $(2.98)^*$ $(-2.85)^*$	0.07	8.15^*	2.05^*
ساوباولو	$Y_t = -0.0092 + 0.08X^e_t$ $(0.70)(1.74)^{**}$	0.03	3.03	2.06^*
	$Y_t = 0.029 + 0.13X^{ue}_t$ (-1.9) $(2.98)^*$	0.08	8.88^*	1.78^*
بـــوينس آيرس	$Y_t = 0.169 + 0.066X^e_t$ $(-2.14)^{**}$ $(2.19)^{**}$	0.04	4.8^*	1.74^*
	$Y_t = 0.0082 - 0.003X^{ue}_t$ (1.00)(0.96)	0.009	0.937	

(*) مستوى معنوية (1 %) – (**) مستوى معنوية 5 %) – (***) مستوى معنويـة (10 %)

الفصل الثاني

اختبار منحنى Phillips

أولا : توصيف النموذج المستخدم

لغرض البحث عن العلاقة ما بين التضخم والبطالة والسعي إلى تحديد هل من الممكن السماح للتضخم والبطالة على التحرك بصورة مستقلة عن بعضهما البعض، تم تحليل العلاقة الواردة في منحنى Phillips بالاستناد إلى طروحات نظرية التوقعات العقلانية. ومن ثم اختبار تأثير التوقعات بشأن التضخم على معدلات التضخم الحالية. وتم اختيار العينة المراد اختبارها في بلدان متباينة في معدلاتها السنوية للتضخم(•)، للمدة (1980 – 2007) بيانات سنوية، كما تضمنت الاختبارات القياسية مرحلتين، الأولى: تتضمن اختبار سببية (Granger) للتعرف على العلاقة السببية ما بين المتغيرات الداخلة في الاختبار. والثانية: استخدام نموذج الانحدار الذاتي للمتجه (VAR). ومن اجل الحصول على نتائج أكثر دقة تم الاعتماد على البرامجيات المتخصصة مثل برنامج (Eviews 5.0) وبرنامج (gretl) ذات الصلة بمثل هذه الاختبارات.

في إطار تحليل طروحات نظرية التوقعات العقلانية التي تفترض عدم صحة العلاقة الموجودة في منحنى Phillips الأصلي بل افترضتها ظاهرة مستقلة، بمعنى أدق لا وجود للمقايضة بين التضخم والبطالة، وبالتالي ينبغي على الحكومة أن تكون قادرة على السيطرة على التضخم دون أن نرى ارتفاع في معدلات البطالة أو تراجع مواز في النشاط الاقتصادي هذا من ناحية. ومن ناحية أخرى افترضت أن التضخم المتوقع (π_t^e)(**1) يؤثر على القرارات الحالية بشأن معدلات التضخم الفعلية وذلك بسبب أن السياسات الاقتصادية التي تحاول

(•) الدول التي يكون فيها معدل التضخم اقل من (10 ٪) تعتبر منخفضة التضخم بينما الدول التي يكون فيها معدل التضخم أكثر من (10 ٪) فهي ذات معدل تضخم معتدل أما إذا كان معدل التضخم أكثر من (40 ٪) فهي دول ذات معدل تضخم مرتفع .

(**) تم تقدير (π_t^e) باستخدام برنامج (gretl) طبقاً إلى المعادلة الكمية للنقود ($\Delta M = \Delta P$)، وعن طريق نموذج (VAR) المستخدم في غالبية الدراسات والبحوث التطبيقية لنظرية التوقعات العقلانية .

السيطرة على التضخم ستكون متوقعة ويعدل صانعي القرار سلوكهم مما يبطل أثار تلك السياسات.

يمكن البدء بالمعادلة آلاتية

$$\pi_t = \alpha + \beta_1 U_t + \beta_2 \pi^e \quad \text{.....(1)}$$

إذ أن

$$\pi_t = Log\, cpi_t / Log\, cpi_{t-1} \quad \text{.....(2)}$$

$$\pi_t^e = Log\, Ecpi_t / Log\, Ecpi_{t-1} \quad \text{.....(3)}$$

تقدير المعلمات ينبغي أن تكون على النحو التالي: ($\beta_1 = 0$)، وهذا يؤكد استقلالية العلاقة بين المتغيرين ويساند الفرضية ويدعمها في انه معدلات البطالة يمكن أن تتغير حتى إذا لم يحدث تغير في معدلات التضخم والعكس بالعكس، و($\beta_2 = 1$) وهذا يؤكد اثر التضخم المتوقع على معدل التضخم الفعلي.

ولتقدير العلاقة الواردة في معادلة (1) ينبغي الكشف عن اتجاه السببية أو التأكد من وجود تغذية عكسية بين المتغير المعتمد والمتغيرات المستقلة من خلال المعايير والاختبارات الإحصائية والمتضمنة نتائج اختبارات (VAR) في براميجيات (Eviews 5.0) وأهمها[1].

1- معيار(Likelihood): الذي يعتمد على تقدير المعلمات المجهولة في احتمالية أن تقدم المشاهدات أكبر قيمة للمتغير المعتمد.

2- معيار(Akaike): المستخدم في اختبار النماذج المتنافسة للبدائل غير المستقرة، وان القيم الصغرى هي المفضلة عند اختيار النموذج ويأخذ الصيغة التالية.

$$AIC(q) = N \log(SSE / N) + 2q$$

حيث إن:

n : عدد المشاهدات

SSE : مجموع مربعات البواقي

q : عدد المعلمات

([1]) D.L.Roberts and S.Nord , Causality Tests and Functional Form Sensitivity , Applied Economics , 17, 1985 , p 135 .

3- معيار شوارز (Schwarz)[1]: يستخدم في تحديد طول مدة التخلف المناسبة في النموذج للمتخلف الموزع ويقترح (Schwarz) تبني الدالة التالية.

$$SC = Ln(\wp)^2 + mLn(n)$$

حيث إن:

$\wp^2$: هي تعظيم (Likelihood)المقدرة من خلال $\sigma^2 = (RSS/n)$

m: طول فترة التخلف

n: عدد المشاهدات

أما الاختبارات الإحصائية التي تظهر في نموذج VAR فهي معامل التحديد (R^2) و معامل التحديد المصحح ($\overline{R}^2$) واختبار (F) واختبار (t) للمعلمات وغيرها من الاختبارات الإحصائية المعروفة.

واستناداً إلى تلك الاختبارات يجري تحليل الانحدار القائم على أساس اختبار علاقة اعتماد احد المتغيرات بعدد من المتغيرات المستقلة، وفي بعض الأحيان يكون هناك تأثير متبادل ما بين المتغيرات وأحيانا أخرى تكون هذه العلاقة مستقلة. بمعنى آخر انه يمكن القول إن (π) تسبب (U) أو إن (U) تسبب (π) أو قد لا توجد علاقة بين الاثنين. (ونفس الحال ينطبق على العلاقة بين التضخم الفعلي والمتوقع). إن اختبار سببية (Granger) يتضمن الكشف الإحصائي عن اتجاه العلاقة السببية (علاقة السبب والتأثير) عندما يكون هناك علاقة قيادة – تخلف بين المتغيرات وللسهولة يفترض

([1]) انظر في ذلك :

- A. Schwarz , Estimating the Dimension of Model , Annals of Statistics , 6, (2) , 1978, pp 461- 464 .
- حسين شناوة مجيد، العلاقة السببية بين الصادرات والنمو الاقتصادي دراسة قياسية تحليلية في بلدان عربية مختارة للمدة من (1974-2005)، رسالة ماجستير غير منشورة، مقدمة إلى مجلس كلية الادارة والاقتصاد جامعة القادسية ،2008 ، ص 128 .

$$\pi_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i U_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \beta_j \pi_{t-j} + u_{1t} \quad \text{.....(3)}$$

$$U_t = \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} \beta_j U_{t-j} + u_{2t} \quad \text{.....(4)}$$

$$\pi^e_{t+1} = \sum_{i=1}^{k} \alpha_i \pi_t + \sum_{j=1}^{k} \beta_j \pi_{t-j} + u_{3t} \quad \text{.....(5)}$$

$$\pi_t = \sum_{i=1}^{k} \alpha_i \pi^e_{t+1} + \sum_{j=1}^{k} \beta_j \pi_t + u_{4t} \quad \text{.....(6)}$$

بافتراض (u_4, u_3, u_2, u_1) الأخطاء العشوائية غير المترابطة.

المعادلات أعلاه توضح أن المتغيرات تكون منسوبة إلى نفسها والى غيرها، وان هناك ثلاث حالات لاختبار السببية وهي:

1- السببية باتجاه واحد: تتحقق عندما تكون علاقة السببية باتجاه واحد فقط كأن تكون من التضخم إلى البطالة وليس العكس أو من التضخم المتوقع إلى التضخم الفعلي وليس العكس.
2- السببية الثنائية: (وهي عكس الحالة الأولى) تتحقق عندما يكون العلاقة السببية حاصلة باتجاهين أي من البطالة إلى التضخم ومن التضخم إلى البطالة أو من التضخم الفعلي إلى المتوقع ومن التضخم المتوقع إلى الفعلي.
3- استقلالية العلاقة: وتتحقق عندما لا تكون هناك علاقة سببية في أي اتجاه.

ولاختبار هذه الفرضية يستُخدم اختبار (F) ويحسب بالصيغة آلاتية:

$$F = \frac{(RSSr - RSSur)/m}{RSSur/(n-k)}$$

والذي تتبع توزيع (F) مع (m) و($df\ (n-k$)، وفي هذه الحالة تكون (m) مساوية لعدد حدود (m) المتخلفة. و (k) هي عدد متغيرات الانحدار غير المقيد.

فإذا كانت قيمة (F) المحسوبة اقل من قيمتها الجدولية فهذا يساند الفرضية، أي إن (π) لا يتسبب في (U) و (U) لا تسبب (π) . في حين أن حالة اختبار السببية بين التضخم

الفعلي والمتوقع ينبغي أن تكون قيمة (F) المحسوبة اكبر من قيمتها الجدولية للكشف عن إمكانية أن تكون التوقعات بشأن التضخم تؤثر على التضخم الفعلي.

بعدها يتم استخدام نموذج (VAR) الذي لا يتطلب الحاجة إلى نماذج هيكلية إذ أن جميع المتغيرات هي متغيرات داخلية وهي دالة للقيم المتخلفة لجميع المتغيرات الداخلية في النظام، والشكل العام للنموذج يأخذ الصيغة التالية:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \zeta_t$$

حيث إن:

y_t : هي المتجهة k من المتغيرات الداخلية، x_t هي المتجهة d للمتغيرات الخارجية A_p ،.....، A_1 ، B هي مصفوفة للمعاملات المطلوب تقديرها، و ζ_t هي متجه الابتكارات التي ربما تكون مترابطة على نحو متعاصر الواحد منها مع الآخر غير أنها لا تكون مترابطة مع قيمتها المتخلفة وبما أن القيم المتخلفة فقط من المتغيرات الداخلية تظهر على الحد الأيمن من كل معادلة لذلك لا وجود لمسألة المحاكاة. ولإجراء الاختبار وفقاً لهذا النموذج تكون الصيغة الرياضية على النحو الأتي:

$$\pi_t = a_{11}\pi_{t-i} + a_{12}\pi^e{}_{t-i} + a_{13}U_{t-i} + C_1 + \zeta_{1t}$$

$$\pi_t^e = a_{21}\pi_{t-i} + a_{22}\pi^e{}_{t-i} + a_{23}U_{t-i} + C_2 + \zeta_{2t}$$

$$U_t = a_{31}\pi_{t-i} + a_{32}\pi^e{}_{t-i} + a_{33}U_{t-i} + C_3 + \zeta_{3t}$$

حيث إن (a_1, a_2, a_3, c) هي المعاملات التي سوف يتم تقديرها، و(π) يشير إلى التضخم الفعلي، بينما (π^e) يدل على المعدل المتوقع للتضخم، أما (U) فتمثل البطالة.

ثانياً: تحليل نتائج السببية:

يعُد اختبار سببية (Granger) من الاختبارات الإحصائية المهمة كونه يحدد اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات الاقتصادية. ومن أجل تحديد اتجاه العلاقة السببية بين معدلات التضخم والبطالة وبين معدلات التضخم الفعلية والمتوقعة في عينة الدراسة تم الاعتماد على اختبار السببية واختبار (F) عند مستوى معنوية (5 %) ولفترات مختلفة من التخلف الزمني، علماً أن قيمة (F) الجدولية عند هذا المستوى من المعنوية يساوي (5.72). وكانت النتائج على النحو الأتي.

1. الولايات المتحدة الأمريكية:

تعتبر الولايات المتحدة الأمريكية من البلدان منخفضة التضخم، وبعد أجراء اختبار العلاقة السببية بين التضخم والبطالة للتأكد من صحة طروحات نظرية التوقعات العقلانية ظهرت النتائج المبينة في جدول (1).

جدول (5)

نتائج اختبار سببية (Granger) بين التضخم والبطالة في الولايات المتحدة الأمريكية

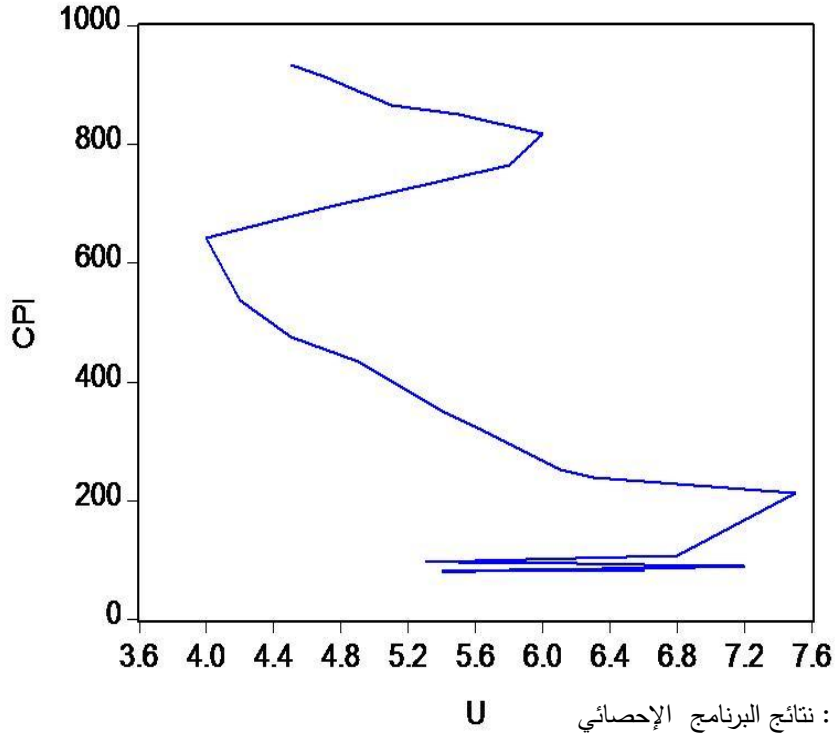
Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 - 2007			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.106917	1.93607	26	LU does not Granger Cause LCPI
0.004657	1.56155		LCPI does not Granger Cause LU

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

أثبتت النتائج بعد تخلف فترتين زمنيتين على عدم وجود علاقة سببية بين التضخم والبطالة. أي إن التغيرات في البطالة لا تسبب تغير معدلات التضخم كذلك تغير معدل التضخم لا يسبب تغيرات معدلات البطالة. كذلك نتائج الاحتمالية التي كلما كانت ضعيفة فأن احتمالية رفض النموذج تكون قليلة.

شكل (44)

منحنى Phillips في الولايات المتحدة الأمريكية



المصدر : نتائج البرنامج الإحصائي

جدول (6)

نتائج اختبار سببية Granger بين التضخم الفعلي والمتوقع في الولايات المتحدة الأمريكية

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 - 2007			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.00087	6.13335	26	LECPI does not Granger Cause LCPI
0.01028	6.95325		LCPI does not Granger Cause LECPI

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

أما الجدول (6) فيوضح نتائج اختبار السببية بين التضخم الفعلي والمتوقع بعد تخلف

فترتين زمنيتين حيث أظهرت النتائج إن احتمال رفض الفرضية ضعيف جداً، إضافة إلى وجود علاقة سببية باتجاهين من التضخم الفعلي باتجاه التضخم المتوقع وبالعكس. أي إن التغيرات في التوقعات عن معدل التضخم في المستقبل تسبب التغيرات في التضخم الفعلي، كذلك تغيرات التضخم الفعلي تسبب تغير المعدل المتوقع للتضخم.

ثالثا. تحليل نتائج نموذج (VAR)

وبما أن اختبار السببية يحدد نوع العلاقة بين المتغيرات فقط ولا يقدم قياس كمي لتأثير المتغيرات لذا تم الاستعانة باختبار (VAR) الذي يقيس تأثير هذه العلاقات الدالية.

جدول (7)

نتائج اختبار نموذج VAR في الولايات المتحدة الأمريكية

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 1984 - 2007			
Included observations: 24 after adjustments			
LU	LECPI	LCPI	
8.359968	0.366069	-0.514454	LCPI(-1)
(18.1338)	(0.34437)	(7.40642)	
[0.46102]	[1.06302]	[-0.06946]	
-0.016438	0.548653	0.899743	LCPI(-2)
(0.11604)	(0.35351)	(7.69406)	
[-0.14166]	[1.55202]	[0.11694]	
-0.054077	0.416749	0.481836	LCPI(-3)
(0.11781)	(0.35890)	(7.81138)	
[-0.45903]	[1.16119]	[0.06168]	
-0.087681	1.003397	0.987711	LCPI(-4)
(0.11304)	(0.13130)	(7.49512)	
[-0.77568]	[7.6420](*)	[0.13178]	
0.024372	-0.527690	1.024097	LECPI(-1)
(0.11170)	(0.34029)	(0.28585)	
[0.21820]	[-1.55070]	[3.58270]	

0.051146	-0.397624	-0.475412	LECPI(-2)
(0.11040)	(0.33632)	(7.32003)	
[0.46329]	[-1.18227]	[-0.06495]	
0.085611	-0.397505	-1.372259	LECPI(-3)
(0.10719)	(0.32656)	(7.10745)	
[0.79867]	[-1.21727]	[-0.19307]	
1.48E-05	0.038415	0.039098	LECPI(-4)
(0.00644)	(0.01963)	(0.42730)	
[0.00230]	[1.95667]	[0.09150]	
0.803801	-0.322692	13.92889	LU(-1)
(0.23783)	(0.72454)	(15.7695)	
[3.37976]	[-0.44537]	[0.88328]	
-0.201328	0.254691	25.81081	LU(-2)
(0.25668)	(0.78196)	(17.0193)	
[-0.78437]	[0.32571]	[1.51656]	
-0.451973	-0.411818	1.318874	LU(-3)
(0.25959)	(0.79085)	(17.2128)	
[-1.74108]	[-0.52073]	[0.07662]	
-0.049116	0.207815	0.010858	LU(-4)
(0.27348)	(0.83317)	(0.00431)	
[-0.17959]	[0.24943]	[2.51867]	
3.213047	39.72862	87.56561	C
(6.04708)	(18.4223)	(400.960)	
[0.53134]	[2.15655]	[0.21839]	
0.999989	0.976302	0.994722	R-squared
0.999977	0.741359	0.988964	Adj. R-squared
25.22987	2.718418	11951.66	Sum sq. resids
1.514472	0.497121	32.96233	S.E. equation
82.46912	2.493855	172.7625	F-statistic
-7.918480	34.65422	108.5814	Log likelihood
1.743207	-3.971185	-10.13178	Akaike AIC

2.381319	-4.609298	-10.76989	Schwarz SC
5.637500	418.0417	419.8958	Mean dependent
0.977491	314.1492	313.7750	S.D. dependent
505.4259		Determinant resid covariance (dof adj.)	
48.66333		Determinant resid covariance	
148.7827		Log likelihood	
-15.64856		Akaike information criterion	
-17.56289		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (1٪) تساوي (5.89)

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

أظهرت النتائج بعد تخلف أربع فترات زمنية أن المعادلة (3) التخلف الرابع بالنسبة للبطالة تثبت انعدام العلاقة بين التضخم والبطالة حيث ظهرت قيمة المعلمة (β_1) مساوية للصفر فضلاً عن قيمة (t) غير المعنوية، و ظهرت قيمة R^2 تفسر (0.99) من التغيرات التفسيرية للمعادلة فضلاً عن قيمة F المعنوية. كما حدد معيارlikelihood قيمة مرتفعة بلغت (108.5)وهي قيمة مرغوبة عن اختيار النموذج، أما معيارAkaike الذي يفضل بالقيم الصغرى فقد سجل (10.1-)، كذلك قيمة معيار Schwarz بلغت (10.7-). أما نتائج اختبار العلاقة السببية بين التضخم المتوقع والفعلي تفسرها المعادلة (2) التخلف الرابع بالنسبة للتضخم الفعلي، حيث ظهرت قيمة المعلمة (β_2) مساوية للواحد وهذا مطابق للفرضية كما ظهرت قيمة (t) معنوية فضلا عن قيمة R^2 التي تفسر(0.99) إضافة إلى قيمة F المعنوية. وقد حدد معيارlikelihood قيمة معنوية بلغت (34.7) أما معيارAkaike فقد بلغ (3.9-)، كذلك معيار Schwarz بلغت قيمته (4.6-)، وهذا يدعم الفرضية.

2 - كنـــدا

تعد كنـــدا من البلدان منخفضة التضخم، وبعد اختبار العلاقة السببية بين التضخم والبطالة لمعرفة مدى تأثر احدهما بالآخر جاءت النتائج المبينة في جدول (8).

جدول (8)

نتائج اختبار سببية Granger بين التضخم والبطالة في كندا

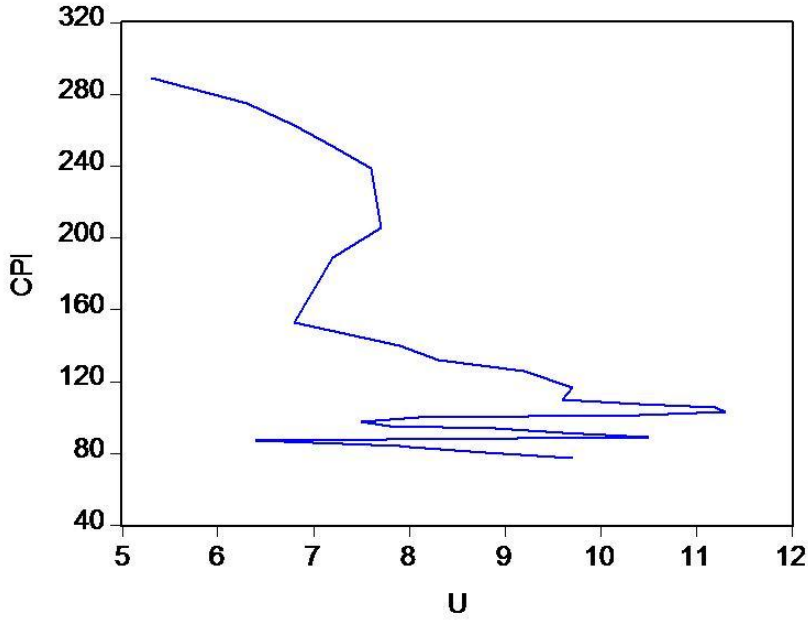
Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980- 2007			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.70083	0.36157	26	LU does not Granger Cause LCPI
0.12886	2.06264		LCPI does not Granger Cause LU

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

وبعد تخلف فترتين زمنيتين أظهرت النتائج عدم وجود علاقة سببية بين التضخم والبطالة في كندا. والنتيجة يعززها الشكل (45).

شكل (45)

منحنى Phillips في كندا



المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

جدول (8)

نتائج اختبار سببية Granger بين التضخم الفعلي والمتوقع في كندا

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 2007			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.00128	6.04007	26	LECPI does not Granger Cause LCPI
0.01042	8.0373		LCPI does not Granger Cause LECPI

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

ثم جرى اختبار العلاقة السببية بين التضخم الفعلي والمتوقع وبعد تخلف فترتين زمنيتين أظهرت النتائج وجود علاقة سببية باتجاهين من التضخم الفعلي باتجاه التضخم المتوقع وبالعكس مما يدل على وجود العلاقة السببية فضلاً عن انخفاض قيم الاحتمالية مما يدل على تأثير التوقعات على المعدلات الفعلية للتضخم. ولقياس أثر المتغيرات الكمية تم الاعتماد على برنامج (VAR) والمبينة نتائجه في الجدول (9).

جدول (9)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في كنـــــــدا

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 1984 - 2007			
Included observations: 24 after adjustments			
LU	LECPI	LCPI	
-3.214752	0.450306	1.240502	LCPI(-1)
(4.37863)	(0.42917)	(3.97997)	
[-0.73419]	[1.04925]	[0.31169]	
-0.460343	-0.142352	-0.850535	LCPI(-2)
(0.78069)	(0.41025)	(4.36356)	
[-0.58966]	[-0.34699]	[-0.19492]	
-0.432441	0.617256	1.092204	LCPI(-3)
(0.75870)	(0.39870)	(0.02425)	
[-0.56998]	[1.54817]	[45.0338]	

0.002360	4.274341	-4.401023	LCPI(-4)
(0.04615)	(4.24067)	(4.56474)	
[0.05113]	[1.00794]	[-0.96413]	
0.394332	0.146590	1.004221	LECPI(-1)
(0.71206)	(0.37419)	(0.12579)	
[0.55379]	[0.39175]	[7.98331](*)	
0.391358	-0.557036	-4.990357	LECPI(-2)
(0.69889)	(0.36727)	(3.90635)	
[0.55997]	[-1.51670]	[-1.27750]	
0.347359	-0.424548	3.768864	LECPI(-3)
(0.75013)	(0.39420)	(4.19275)	
[0.46307]	[-1.07700]	[0.89890]	
0.019993	-0.015594	0.852563	LECPI(-4)
(0.08118)	(0.04266)	(0.45377)	
[0.24627]	[-0.36551]	[1.87883]	
0.655325	0.641865	-1.365365	LU(-1)
(0.43994)	(0.23119)	(2.45900)	
[1.48958]	[2.77634]	[-0.55525]	
-0.030565	-0.547326	-2.441062	LU(-2)
(0.78338)	(0.41167)	(3.44205)	
[-0.03902]	[-1.32952]	[-0.70919]	
-0.286509	0.212060	4.906142	LU(-3)
(0.84861)	(0.44595)	(4.74324)	
[-0.33762]	[0.47552]	[1.03434]	
-0.215419	0.394028	-0.372428	LU(-4)
(0.61582)	(0.32362)	(0.81668)	
[-0.34981]	[1.21758]	[-0.45603]	
13.55610	-14.33837	9.271888	C
(7.11899)	(3.74107)	(39.7908)	
[1.90422]	[-3.83269]	[0.23302]	
0.990814	0.999948	0.994212	R-squared

0.353520	0.999892	0.987899	Adj. R-squared
19.41366	5.361201	606.5081	Sum sq. resids
1.328487	0.698127	7.425436	S.E. equation
6.048108	17771.04	157.4694	F-statistic
31.50960	16.06813	72.81050	Log likelihood
-3.709133	2.422344	-7.150875	Akaike AIC
-4.347246	3.060457	-7.788987	Schwarz SC
8.404167	148.3042	148.4667	Mean dependent
1.652266	67.22472	67.50052	S.D. dependent
23.59831		Determinant resid covariance (dof adj.)	
2.272089		Determinant resid covariance	
112.0120		Log likelihood	
-12.58433		Akaike information criterion	
-14.49867		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (1٪) تساوي (5.89).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

أظهرت نتائج اختبار VAR بعد تخلف أربع فترات زمنية، أن المعادلة (1) التخلف الرابع بالنسبة للتضخم الفعلي تفسر العلاقة بين التضخم والبطالة حيث ظهرت قيمة المعلمة (β_1) مساوية للصفر فضلاً عن قيمة (t) غير المعنوية، وظهرت قيمة R^2 تفسر (0.99) من التغيرات التفسيرية للمعادلة إضافة إلى قيمة F المعنوية. كما حدد معيارlikelihood (31.5)وهي قيمة مرغوبة عن اختيار النموذج، أما معيارAkaike الذي يفضل بالقيم الصغرى فقد سجل (3.7-)، كذلك قيمة معيار Schwarz بلغت (4.3-)، كل هذه النتائج تساند النظرية وتدعم استقلالية العلاقة بين التضخم والبطالة. أما نتائج اختبار العلاقة السببية بين التضخم المتوقع والفعلي تفسرها المعادلة (3) التخلف الأول بالنسبة للتضخم المتوقع حيث ظهرت قيمة المعلمة (β_2) مساوية للواحد وهذا مطابق للفرضية كما ظهرت قيمة (t) معنوية فضلا عن

قيمة R^2 التي تفسر(0.99) إضافة إلى قيمة F المعنوية. حدد معيارlikelihood (72.8) أما قيمة معيارAkaike بلغت (7.1-)، ومعيار Schwarz فقد بلغت قيمته (7.7-).

3 - البرازيل

تعتبر البرازيل من البلدان مرتفعة التضخم، وقد جرى اعتماد سببية (Granger) للكشف عن العلاقة السببية بين التضخم الفعلي والبطالة فكانت النتائج كما في الجدول (10):

جدول (10)

نتائج اختبار سببية (Granger) بين التضخم والبطالة في البرازيل

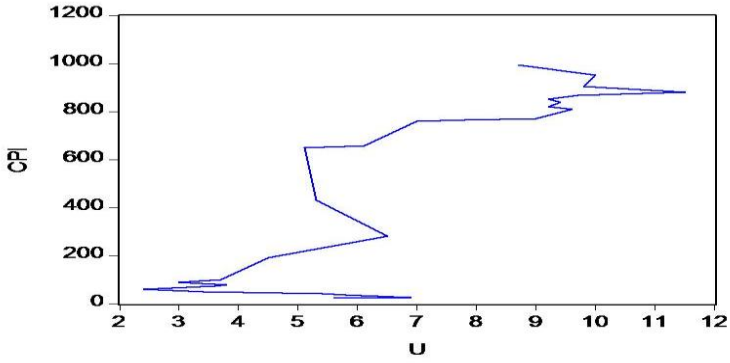
Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 – 2007			
Lags: 4			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.40019	1.08212	24	LU does not Granger Cause LCPI
1.04828	2.09194		LCPI does not Granger Cause LU

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

بعد تخلف أربع فترات زمنية أظهرت النتائج عدم وجود علاقة سببية بين التضخم والبطالة. أي إن التغيرات في البطالة لا تسبب تغير معدلات التضخم كذلك تغير معدل التضخم لا يسبب تغيرات معدلات البطالة، والشكل (46) يعزز النتيجة الواردة أنفاً.

شكل (46)

منحنى Phillips في البرازيل



المصدر: نتائج البرنامج

جدول (11)

نتائج اختبار سببية (Granger) بين التضخم الفعلي والمتوقع في البرازيل

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 – 2007			
Lags: 4			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.10059	8.32158	24	LECPI does not Granger Cause LCPI
0.02016	6.83529		LCPI does not Granger Cause LECPI

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

بينما الجدول (11) تضمن اختبار السببية بين التضخم الفعلي والمتوقع وتشير النتائج إلى وجود علاقة سببية بين التضخم المتوقع باتجاه التضخم الفعلي، فضلاً عن وجود علاقة سببية من التضخم الفعلي باتجاه التضخم المتوقع أي التغيرات بشأن التضخم المتوقع تسبب التغيرات في التضخم الحالي. ولقياس التأثيرات الكمية للمتغيرات وتحديد تأثيرها وفاعليتها في البرازيل نستخدم اختبار الـ VAR والموضحة نتائجه في جدول (12)

جدول (12)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في البرازيل

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 1984 – 2007			
Included observations: 24 after adjustments			
LU	LECPI	LCPI	
0.019100	-0.054576	0.586043	LCPI(-1)
(0.06818)	(0.30125)	(0.31832)	
[0.28013]	[-0.18117]	[1.84104]	
0.001310	0.461766	-3.252248	LCPI(-2)
(0.00487)	(0.30921)	(3.52652)	
[0.26892]	[1.49339]	[-0.92223]	
-0.135724	-0.151138	-3.103454	LCPI(-3)
(0.06299)	(0.28568)	(3.25818)	

[-2.15454]	[-0.52905]	[-0.95251]	
-0.049225	0.031807	1.454620	LCPI(-4)
(0.06857)	(0.31094)	(3.54630)	
[-0.71793]	[0.10229]	[0.41018]	
-0.017746	-0.452151	3.399363	LECPI(-1)
(0.06528)	(0.29603)	(3.37619)	
[-0.27186]	[-1.52740]	[1.00686]	
0.132509	0.150803	2.562105	LECPI(-2)
(0.06091)	(0.27621)	(3.15018)	
[2.17561]	[0.54597]	[0.81332]	
0.051735	1.003438	-1.883338	LECPI(-3)
(0.06643)	(0.02209)	(3.43572)	
[0.77883]	[45.4239]	[-0.54816]	
0.005447	-0.011564	1.010186	LECPI(-4)
(0.00615)	(0.02791)	(0.10194)	
[0.88505]	[-0.41432]	[9.9096](*)	
0.493045	2.950559	10.16438	LU(-1)
(0.29472)	(1.33653)	(15.2432)	
[1.67295]	[2.20762]	[0.66682]	
-0.168948	1.024546	0.250484	LU(-2)
(0.34281)	(1.55461)	(17.7304)	
[-0.49284]	[0.65904]	[0.01413]	
-0.221188	0.407348	-22.85632	LU(-3)
(0.32488)	(1.47333)	(16.8033)	
[-0.68083]	[0.27648]	[-1.36023]	
-0.289988	-1.082225	1.195906	LU(-4)
(0.29980)	(1.35959)	(15.5061)	
[-0.96727]	[-0.79599]	[0.07712]	
-1.145117	33.17990	-74.87349	C
(3.16351)	(14.3465)	(163.622)	
[-0.36198]	[2.31276]	[-0.45760]	

0.947617	0.999938	0.991895	R-squared
0.970471	0.999871	0.983053	Adj. R-squared
9.037151	185.8587	24175.49	Sum sq. resides
0.906399	4.110504	46.88040	S.E. equation
7.58254	14.86413	112.1803	F-statistic
22.33401	58.61772	117.0350	Log likelihood
-2.944500	2.468143	-10.83625	Akaike AIC
-3.582613	6.606256	-11.47436	Schwarz SC
6.820833	534.8875	539.1958	Mean dependent
2.738768	361.9969	360.1169	S.D. dependent
28218.02		Determinant resid covariance (dof adj.)	
2716.882		Determinant resid covariance	
197.0505		Log likelihood	
-19.67087		Akaike information criterion	
-21.58521		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (5٪) تساوي (6.87).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

أظهرت النتائج بعد تخلف أربع فترات زمنية، أن المعادلة (1) التخلف الثاني بالنسبة للتضخم الفعلي تفسر العلاقة بين التضخم والبطالة حيث ظهرت قيمة المعلمة (β_1) مساوية للصفر فضلاً عن قيمة (t) غير المعنوية، كما ظهرت قيمة R^2 تفسر (0.94) من التغيرات التفسيرية للمعادلة إضافة إلى قيمة F المحتسبة اكبر من قيمتها الجدولية. كما حدد معيار likelihood (22.3) وهي قيمة مرغوبة عن اختيار النموذج، أما معيارAkaike (2.9-)، كذلك قيمة معيار Schwarz بلغت (3.5-)، كل هذه النتائج تساند النظرية وتدعم استقلالية العلاقة بين التضخم والبطالة. أما نتائج اختبار العلاقة السببية بين التضخم المتوقع والفعلي تفسرها المعادلة (3) التخلف الرابع بالنسبة للتضخم المتوقع حيث ظهرت قيمة المعلمة (β_2) مساوية للواحد وهذا مطابق للفرضية كما ظهرت قيمة (t) معنوية فضلا عن قيمة R^2 التي تفسر(0.99) إضافة إلى معنوية قيمة F

المحتسبة. حدد معيارlikelihood قيمة مرتفعة بلغت (117) أما قيمة معيارAkaike بلغت (10.8-)، ومعيار Schwarz فقد بلغت قيمته (11.4–).

4. شيلي

من البلدان ذات معدل تضخم معتدل، والجدول (13) يوضح نتائج اختبار السببية للمتغيرات الداخلة في الاختبار والمبينة على النحو التالي:

جدول (13)

نتائج اختبار سببية Granger بين التضخم والبطالة في شيلي

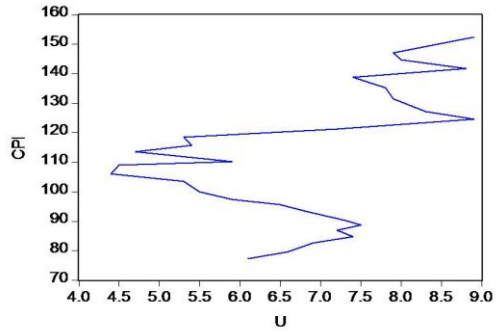
Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 - 2007			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.68151	0.39054	26	LU does not Granger Cause LCPI
0.31225	1.23093		LCPI does not Granger Cause LU

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

أظهرت النتائج بعد تخلف فترتين زمنية عدم وجود علاقة سببية بين التضخم والبطالة مما يدل على إمكانية تحرك احدهما عكس اتجاه الأخر.

شكل (47)

منحنى Phillips في شيلي



المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

جدول (14)

نتائج اختبار سببية Granger بين التضخم الفعلي والمتوقع في شيلي

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 - 2007			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
1.08615	2.0135	24	LECPI does not Granger Cause LCPI
2.31420	1.17077		LCPI does not Granger Cause LECPI

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

وبعد تخلف فترتين زمنيتين لم تكشف سببية (Granger) اثر التوقعات التضخمية على القرارات الحالية للتضخم، أي تغير التوقعات بشان التضخم لا تسبب تغير التضخم الفعلي، كما أن تغير التضخم الفعلي لا يسبب تغير التضخم المتوقع. ولقياس التأثيرات الكمية للمتغيرات وتحديد تأثيرها وفاعليتها نستخدم اختبار الـ VAR والموضحة نتائجه في جدول (15).

جدول (15)

نتائج اختبار نموذج VAR في شيلي

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 1986 - 2007			
Included observations: 22 after adjustments			
LU	LECPI	LCPI	
-4.435243	0.130364	1.003026	LCPI(-1)
(4.10316)	(0.29030)	(0.02647)	
[-1.08093]	[0.44907]	[37.8867]	
-1.741892	-0.048145	-7.010645	LCPI(-2)
(4.01751)	(0.32365)	(3.95570)	
[-0.43357]	[-0.14876]	[-1.77229]	
-2.989889	0.612093	6.997408	LCPI(-3)
(3.60347)	(0.33055)	(3.54803)	
[-0.82972]	[1.85173]	[1.97220]	

0.039809	0.852617	-2.542626	LCPI(-4)
(0.32863)	(0.32357)	(4.04003)	
[0.12114]	[2.63501]	[-0.62936]	
1.324124	0.056688	6.956153	LECPI(-1)
(3.86755)	(0.31157)	(3.80805)	
[0.34237]	[0.18194]	[1.82670]	
3.815687	-0.098937	-7.098756	LECPI(-2)
(3.52528)	(0.28400)	(3.47104)	
[1.08238]	[-0.34837]	[-2.04514]	
3.516801	-0.618529	2.567655	LECPI(-3)
(4.11145)	(0.33122)	(4.04819)	
[0.85537]	[-1.86743]	[0.63427]	
0.379268	0.304898	0.956655	LECPI(-4)
(0.36499)	(0.30735)	(0.35938)	
[1.03911]	[0.99201]	[0.71416]	
0.852322	0.024598	-0.141226	LU(-1)
(0.27471)	(0.02213)	(0.27049)	
[3.10259]	[1.11150]	[-0.52212]	
-0.448659	-0.003557	0.100502	LU(-2)
(0.34940)	(0.02815)	(0.34402)	
[-1.28410]	[-0.12637]	[0.29214]	
0.372144	0.000562	0.001455	LU(-3)
(0.31216)	(0.02515)	(0.02940)	
[1.19217]	[0.02236]	[0.04949]	
-0.296736	0.012030	-0.191704	LU(-4)
(0.25694)	(0.02070)	(0.25299)	
[-1.15487]	[0.58118]	[-0.75775]	
-1.704239	0.233517	-0.516743	C
(1.46277)	(0.11784)	(1.44027)	
[-1.16507]	[1.98163]	[-0.35878]	

0.985667	0.999995	0.999319	R-squared
0.733224	0.999989	0.998410	Adj. R-squared
5.256396	0.034114	5.095892	Sum sq. resides
0.764228	0.061566	0.752469	S.E. equation
6.809801	16.34698	1099.962	F-statistic
15.46908	39.94347	15.12796	Log likelihood
-2.588098	2.449406	-1.557087	Akaike AIC
-3.232805	2.804699	-1.201794	Schwarz SC
6.754545	119.0682	119.0545	Mean dependent
1.479616	18.81669	18.87151	S.D. dependent
0.000689		Determinant resid covariance (dof adj.)	
4.71E-05		Determinant resid covariance	
15.93535		Log likelihood	
-2.096786		Akaike information criterion	
-4.030907		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

من نتائج اختبار VAR وبعد تخلف أربع فترات زمنية حددت فترة التخلف الثالث بالنسبة للبطالة في المعادلة (3) كأفضل نموذج لتقدير العلاقة بين التضخم والبطالة حيث ظهرت قيمة المعلمة (β_1) مساوية للصفر فضلاً عن قيمة t غير المعنوية كما ظهرت قيمة R^2 تفسر (0.99) من التغيرات التفسيرية للمعادلة إضافة إلى معنوية قيمة F المحتسبة. كما حدد معيار likelihood (15.1) ، أما معيارAkaike الذي يفضل بالقيم الصغرى فقد سجل قيمة بلغت (-1.5)، كذلك معيار Schwarz بلغت قيمته (1.2-)، وهذه النتائج تساند النظرية وتدعم استقلالية العلاقة بين التضخم والبطالة. في حين لم تثبت النتائج قيم معنوية تثبت العلاقة السببية أو اثر التضخم المتوقع على التضخم الفعلي.

4 - المكسيك

ينظم المكسيك إلى البلدان مرتفعة التضخم، وبعد أجراء السببية بين التضخم والبطالة

والموضحة نتائجه في الجدول (16). وبين التضخم الفعلي والمتوقع في جدول (17) جاءت النتائج على النحو المبين تباعاً.

جدول (16)

نتائج اختبار سببية Granger بين التضخم والبطالة في المكسيك

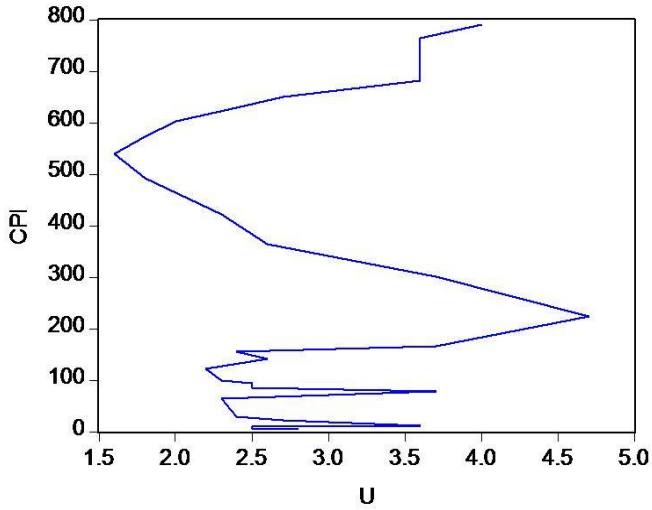
Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 – 2007			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.14968	2.08187	26	LU does not Granger Cause LCPI
0.50789	0.69982		LCPI does not Granger Cause LU

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

أظهرت النتائج بعد فترتين من التخلف استقلالية العلاقة بين التضخم والبطالة بدليل عدم وجود علاقة سببية . والشكل (48) يدعم النتائج الواردة في الجدول أعلاه

شكل (48)

منحنى Phillips في المكسيك



المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

جدول (14)

نتائج اختبار سببية Granger بين التضخم الفعلي والمتوقع في المكسيك

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 – 2007			
Lags: 4			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.01133	6.15046	24	LECPI does not Granger Cause LCPI
0.100210	5.99054		LCPI does not Granger Cause LECPI

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

أما نتائج الجدول (17) المتضمنة اختبار العلاقة السببية بين التضخم الفعلي والمتوقع، أظهرت النتائج وجود علاقة سببية باتجاهين من التضخم المتوقع باتجاه التضخم الفعلي وهذا يعكس أثر التضخم المتوقع على التضخم الفعلي فضلاً عن السببية بالاتجاه الثاني. ولقياس أثر المتغيرات الكمية في المكسيك جرى اعتماد برنامج (VAR) وأعطى النتائج الواردة في جدول (18).

جدول (18)

نتائج اختبار نموذج VAR في المكسيك

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 1984 - 2007			
Included observations: 24 after adjustments			
LU	LECPI	LCPI	
0.816312	0.127249	1.127026	LCPI(-1)
(0.17211)	(0.29461)	(0.40761)	
[4.74286]	[0.43192]	[2.76499]	
-0.539976	-0.400146	-1.991575	LCPI(-2)
(0.17577)	(0.30087)	(10.5423)	
[-3.07210]	[-1.32997]	[-0.18891]	
-0.079302	-0.094903	-0.838454	LCPI(-3)
(0.20043)	(0.28041)	(12.0214)	
[-0.39566]	[-0.33844]	[-0.06975]	
0.003702	0.013445	7.567742	LCPI(-4)

(0.34308)	(0.00680)	(10.3231)	
[0.01079]	[1.97844]	[0.73309]	
0.491769	0.425611	1.682777	
(0.17040)	(0.29167)	(10.2201)	LECPI(-1)
[2.88602]	[1.45920]	[0.16465]	
0.087116	-0.048764	1.254644	
(0.19354)	(0.33129)	(11.6083)	LECPI(-2)
[0.45012]	[-0.14719]	[0.10808]	
-0.800624	1.030348	-7.398166	
(0.16382)	(0.01163)	(9.82545)	LECPI(-3)
[-4.88732]	[88.572]	[-0.75296]	
0.022349	-0.008415	1.012828	
(0.00745)	(0.01276)	(0.14714)	LECPI(-4)
[2.99793]	[-0.65941]	[6.8834](*)	
0.302637	0.312368	16.93256	
(0.14933)	(0.25561)	(8.95658)	LU(-1)
[2.02663]	[1.22203]	[1.89052]	
-0.221351	0.126009	1.347353	
(0.19623)	(0.33590)	(11.7696)	LU(-2)
[-1.12801]	[0.37514]	[0.11448]	
-0.231877	-0.203969	8.346714	
(0.17801)	(0.30470)	(10.6766)	LU(-3)
[-1.30262]	[-0.66940]	[0.78177]	
0.145424	0.209289	6.097330	
(0.18331)	(0.31379)	(10.9949)	LU(-4)
[0.79331]	[0.66698]	[0.55456]	
6.129807	10.43176	-2.017816	
(3.12399)	(5.34746)	(187.372)	C
[1.96217]	[1.95079]	[-0.01077]	
0.997058	0.912952	0.999998	R-squared
0.993848	0.817991	0.999995	Adj. R-squared

4590.592	1.276085	3.738997	Sum sq. resids
20.42857	0.340599	0.583017	S.E. equation
310.6124	1.613939	38.61611	F-statistic
97.09905	-1.156557	11.74369	Log likelihood
-2.174921	0.986954	-2.061974	Akaike AIC
-1.625066	9.813033	-2.700086	Schwarz SC
2.754167	335.8500	337.6500	Mean dependent
0.798357	261.6934	260.4438	S.D. dependent
16.13813		Determinant resid covariance (dof adj.)	
1.553809		Determinant resid covariance	
-107.4521		Log likelihood	
12.20434		Akaike information criterion	
14.11868		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (1٪) تساوي (5.89).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

من نتائج الاختبار التي ظهرت بعد أربع تخلفات زمنية، حددت المعادلة (1) التخلف الرابع بالنسبة للتضخم الفعلي كأفضل نموذج في تقدير العلاقة بين التضخم والبطالة حيث ظهرت قيمة المعلمة (β_1) مساوية للصفر فضلاً عن قيمة t غير المعنوية كما ظهرت قيمة R^2 تفسر (0.99) من التغيرات التفسيرية للمعادلة إضافة إلى قيمة F المعنوية. وقد حدد معيار likelihood قيمة مرتفعة بلغت (97) ، أما معيارAkaike الذي يفضل بالقيم الصغرى بلغت قيمته (-2.2)، كذلك معيار Schwarz بلغت قيمته (-1.6)، كل هذه النتائج تساند النظرية وتدعم استقلالية العلاقة بين التضخم والبطالة. أما العلاقة السببية بين التضخم المتوقع والفعلي تفسرها المعادلة الثالثة التخلف الرابع بالنسبة للتضخم المتوقع حيث ظهرت قيمة المعلمة (β_2) مساوية للواحد وهذا مطابق للفرضية كما ظهرت قيمة (t) معنوية، فضلاً عن القيمة المعنوية لـ R^2 التي تفسر (0.99) ولـ F المحتسبة، كما حدد معيارlikelihood (11.7) أما معيارAkaike بلغت قيمته (-2.1)، كذلك سجل معيار Schwarz (2.7 –).

6 - اندنوسيا

تعتبر اندنوسيا من البلدان المعتدلة في معدلاتها السنوية للتضخم، وبعد أجراء السببية لاختبار الفرضية جاءت النتائج الواردة في الجدول (20) بعد فترتين من التخلف تدل على عدم وجود علاقة سببية بين التضخم والبطالة في اندنوسيا. والنتيجة يعززها الشكل (49)

جدول (20)

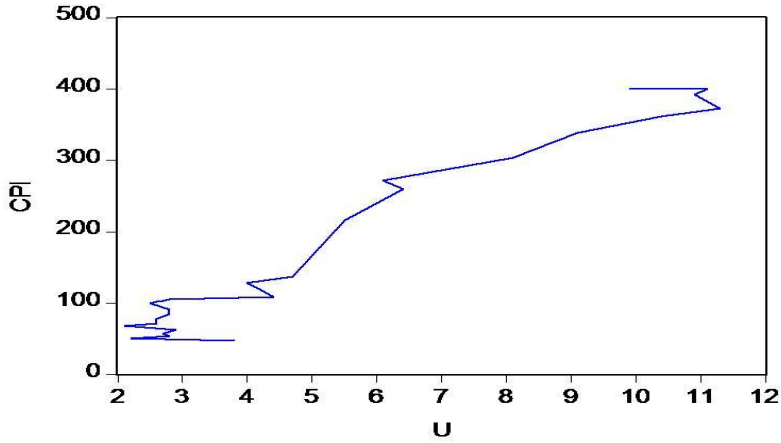
نتائج اختبار سببية Granger بين التضخم والبطالة في اندنوسيا

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 – 2007			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.01749	0.67988	26	LU does not Granger Cause LCPI
0.15302	2.08894		LCPI does not Granger Cause LU

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

شكل (49)

منحنى Phillips في اندنوسيا



المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

جدول (21)

نتائج اختبار سببية Granger بين التضخم الفعلي والمتوقع في اندنوسيا

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 2007			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.00125	6.21128	26	LECPI does not Granger Cause LCPI
1.110220	1.79733		LCPI does not Granger Cause LECPI

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

أما الجدول (21) الذي يختبر اتجاه العلاقة السببية بين التضخم الفعلي والمتوقع أظهرت نتائجه وجود علاقة سببية باتجاه واحد فقط من التضخم المتوقع باتجاه التضخم الفعلي أي أن التغيرات في التضخم المتوقع تسبب التغيرات في التضخم الفعلي في حين لم تظهر النتائج العلاقة السببية بالاتجاه الثاني وهذا لا يخالف الفرضية إلا أن النتائج لم تثبت الأثر الايجابي الذي يدعم العلاقة بين التضخم الفعلي باتجاه التضخم المتوقع في اندنوسيا.

ولقياس التغيرات الكمية تم استخدام نموذج VAR والمبينة نتائجه في جدول (22) ،

جدول (22)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في اندنوسيا

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 1984 - 2007			
Included observations: 24 after adjustments			
LU	LECPI	LCPI	
0.013118	0.444166	1.218133	LCPI(-1)
(0.00849)	(0.20598)	(0.14378)	
[1.54529]	[2.15634]	[8.47199]	
0.173507	-0.882666	2.015351	LCPI(-2)
(0.07155)	(0.23606)	(1.21183)	
[2.42500]	[-3.73922]	[1.66306]	
-0.077001	-0.095156	2.082126	LCPI(-3)

(0.07448)	(0.24572)	(1.26144)	
[-1.03387]	[-0.38726]	[1.65060]	
-0.094356	1.002403	-6.507111	LCPI(-4)
(0.06243)	(0.12801)	(1.05744)	
[-1.51132]	[7.8306](*)	[-6.15366]	
-0.163315	0.600400	-2.091054	LECPI(-1)
(0.06017)	(0.19850)	(1.01903)	
[-2.71443]	[3.02470]	[-2.05201]	
0.072150	0.308992	-1.736128	LECPI(-2)
(0.06202)	(0.20463)	(1.05049)	
[1.16328]	[1.51002]	[-1.65269]	
0.094276	-0.533767	5.286992	LECPI(-3)
(0.05674)	(0.18721)	(0.96107)	
[1.66145]	[-2.85119]	[5.50117]	
-17.17075	0.077674	0.478525	LECPI(-4)
(3.92160)	(0.03918)	(0.20114)	
[- 4.37851]	[1.98243]	[2.37902]	
0.521675	0.798664	1.537913	LU(-1)
(0.29714)	(0.98032)	(5.03266)	
[1.75567]	[0.81469]	[0.30559]	
0.196740	-3.363180	3.493069	LU(-2)
(0.33283)	(1.09807)	(5.63711)	
[0.59112]	[-3.06282]	[0.61966]	
-0.512817	0.948456	-12.75348	LU(-3)
(0.27757)	(0.91576)	(4.70123)	
[-1.84752]	[1.03570]	[-2.71280]	
-0.010257	0.084061	0.001648	LU(-4)
(0.23154)	(0.76390)	(0.01188)	
[-0.04430]	[0.11004]	[0.13877]	
0.781529	5.255831	-16.18293	C
(0.68236)	(2.25125)	(11.5572)	

[1.14534]	[2.33463]	[-1.40025]	
0.997478	0.999902	0.986932	R-squared
0.994726	0.999795	0.972676	Adj. R-squared
923.9102	35.05697	3.220706	Sum sq. resides
9.164706	1.785216	0.541102	S.E. equation
362.5162	93.62228	9.22985	F-statistic
-9.953084	38.60157	77.86126	Log likelihood
1.912757	-4.300131	-7.571771	Akaike AIC
2.550869	-4.938244	-8.209884	Schwarz SC
5.520833	195.3250	194.7833	Mean dependent
3.273474	124.7752	126.1994	S.D. dependent
63.53182		Determinant resid covariance (dof adj.)	
6.116960		Determinant resid covariance	
123.8964		Log likelihood	
-13.57470		Akaike information criterion	
-15.48903		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (1٪) تساوي (5.89).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

من نتائج اختبار VAR حددت فترة التخلف الرابع بالنسبة للبطالة في المعادلة (3) كأفضل نموذج في تقدير العلاقة بين التضخم والبطالة حيث ظهرت قيمة المعلمة (β_1) مساوية للصفر فضلاً عن قيمة t غير المعنوية كما ظهرت قيمة R^2 تفسر (0.98) من التغيرات التفسيرية للمعادلة إضافة إلى قيمة F المعنوية. وقد حدد معيارlikelihood قيمة معنوية بلغت (77.8)أما معيارAkaike الذي يفضل بالقيم الصغرى بلغت قيمته (7.5−)، كذلك معيار Schwarz بلغت قيمته (8.2-)، كل هذه النتائج تساند النظرية وتدعم استقلالية العلاقة بين التضخم والبطالة. أما العلاقة السببية بين التضخم المتوقع والفعلي فيمكن تفسرها من خلال المعادلة الثانية التخلف الرابع بالنسبة للتضخم الفعلي حيث ظهرت قيمة المعلمة (β_2) مساوية

للواحد وهذا مطابق للفرضية كما ظهرت قيمة (t) معنوية، فضلاً عن القيمة المعنوية لـ R^2 التي تفسر (0.99) ولـ F المحتسبة وهذا دليل على معنوية النموذج، كما حدد معيارlikelihood (38.6) أما قيمة معيارAkaike بلغت (4.3-)، كذلك قيمة معيار Schwarz بلغت (4.9 –).

7. ماليزيا

من البلدان ذات معدل تضخم منخفض، وبعد أجراء اختبار اتجاه السببية بين التضخم والبطالة والموضحة نتائجه في جدول (22) أظهرت النتائج بعد تخلف فترتين زمنيتين أن العلاقة السببية بين التضخم والبطالة غير متحققة أي أن العلاقة مستقلة بين الاثنين بدليل عدم معنوية قيمة (F) المتحسبة وهذا يساند الفرضية. والشكل (50) يعزز النتيجة أعلاه.

جدول (22)

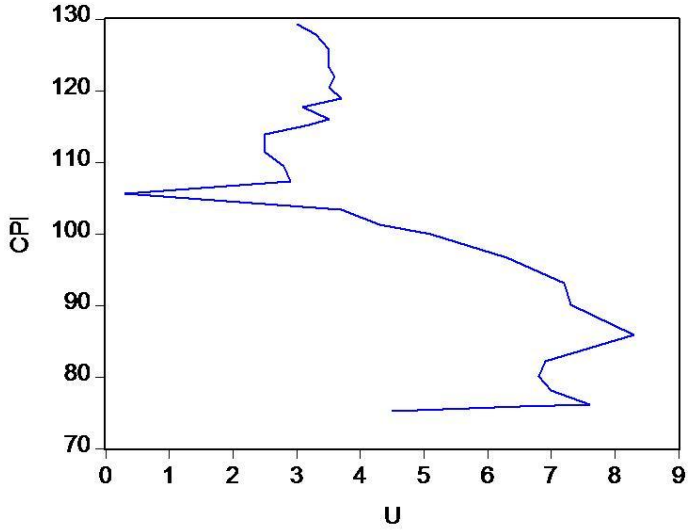
نتائج اختبار سببية Granger بين التضخم والبطالة في ماليزيا

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 - 2007			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
2.00133	1.39730	26	LU does not Granger Cause LCPI
1.012302	1.55219		LCPI does not Granger Cause LU

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

شكل (50)

منحنى Phillips في ماليزيا



المصدر: نتائج البرنامج

جدول (23)

نتائج اختبار سببية Granger بين التضخم الفعلي والمتوقع في ماليزيا

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 - 2007			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
1.21012	1.91912	26	LECPI does not Granger Cause LCPI
2.010531	1.60961		LCPI does not Granger Cause LECPI

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

أما الجدول (23) فيوضح نتائج اختبار العلاقة السببية بين التضخم الفعلي والمتوقع الذي اظهر عدم وجود علاقة سببية من التضخم المتوقع باتجاه التضخم الفعلي وهذا لا يعطي دعم لطروحات التوقعات العقلانية بأثر التضخم المتوقع على القرارات الحالية للتضخم الفعلي. ولقياس التغيرات الكمية بين المتغيرات جرى استخدام نموذج VAR وجاءت النتائج على النحو التالي:

جدول (24)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في ماليزيا

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 1984 - 2007			
Included observations: 24 after adjustments			
LU	LECPI	LCPI	
0.092264	0.454614	0.326226	LCPI(-1)
(0.36210)	(0.30491)	(0.17279)	
[0.25480]	[1.49097]	[1.88803]	
-1.755531	0.247157	-2.936451	LCPI(-2)
(5.99271)	(0.26803)	(4.29171)	
[-0.29294]	[0.92212]	[-0.68421]	
-2.230469	0.154135	-6.544940	LCPI(-3)
(6.33121)	(0.28317)	(4.53413)	
[-0.35230]	[0.54432]	[-1.44348]	
9.529972	0.018509	-2.132076	LCPI(-4)
(6.81733)	(0.01620)	(4.88227)	
[1.39790]	[1.14253]	[-0.43670]	
2.069686	-0.245770	2.387650	LECPI(-1)
(6.13461)	(0.27438)	(4.39333)	
[0.33738]	[-0.89574]	[0.54347]	
1.248766	-0.189940	7.383981	LECPI(-2)
(6.38094)	(0.28539)	(4.56974)	
[0.19570]	[-0.66554]	[1.61584]	
-9.330181	-0.433324	1.394351	LECPI(-3)
(6.85415)	(0.30656)	(4.90864)	
[-1.36124]	[-1.41351]	[0.28406]	
0.273346	-0.007418	0.003286	LECPI(-4)
(0.24127)	(0.01079)	(0.25932)	
[1.13295]	[-0.68742]	[0.01267]	
0.467188	0.005632	0.074871	LU(-1)

(0.24127)	(0.01079)	(0.17278)	
[1.93640]	[0.52190]	[0.43332]	
0.291669	-0.011510	0.000810	LU(-2)
(0.26335)	(0.01178)	(0.18860)	
[1.10752]	[-0.97721]	[0.00430]	
-0.115907	-0.002663	0.163443	LU(-3)
(0.25678)	(0.01148)	(0.18389)	
[-0.45139]	[-0.23189]	[0.88879]	
-0.046809	0.007420	-0.115914	LU(-4)
(0.21579)	(0.00965)	(0.15454)	
[-0.21691]	[0.76879]	[-0.75005]	
24.27350	5.994598	-32.90189	C
(43.5795)	(1.94914)	(31.2097)	
[0.55699]	[3.07551]	[-1.05422]	
0.999115	0.999997	0.903446	R-squared
0.998149	0.999993	0.798115	Adj. R-squared
4.289441	0.016730	8.363466	Sum sq. resids
0.624459	0.038999	0.871960	S.E. equation
1034.665	278126.0	6.577205	F-statistic
-13.39176	-53.16844	-21.40435	Log likelihood
-2.199313	-3.347370	2.867029	Akaike AIC
3.505142	-2.709257	-2.837425	Schwarz SC
4.200000	108.0583	108.2292	Mean dependent
1.940641	14.85612	14.51519	S.D. dependent
0.000301		Determinant resid covariance (dof adj.)	
2.90E-05		Determinant resid covariance	
23.21538		Log likelihood	
-1.315385		Akaike information criterion	
-3.229723		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

من نتائج الاختبار وبعد تخلف أربع فترات زمنية حددت فترة التخلف الثاني بالنسبة للبطالة في المعادلة (3) كأفضل نموذج في تقدير العلاقة بين التضخم والبطالة حيث ظهرت قيمة المعلمة (β_1) مساوية للصفر فضلاً عن قيمة t غير المعنوية كما ظهرت قيمة R^2 تفسر (0.9) من التغيرات التفسيرية للمعادلة إضافة إلى معنوية قيمة F. وحدد معيارlikelihood(21.4) ، أما معيارAkaike بلغت قيمته (2.8−)، كذلك معيار Schwarz بلغت قيمته (2.8-)، كل هذه النتائج تساند النظرية وتدعم استقلالية العلاقة بين التضخم والبطالة.

أما العلاقة السببية بين التضخم المتوقع والفعلي فظهرت النتائج مطابقة لاختبار العلاقة السببية الواردة في الجدول (20) فضلاً عن عدم معنوية قيمة معيارlikelihood وبقية المعايير الإحصائية. وهذا يفسر رفض الفرضية في ماليزيا.

8 - جنوب أفريقيا

من البلدان ذات معدل تضخم معتدل وبعد أجراء اختبار سببية (Granger) ظهرت النتائج كما في جدول (25):

جدول (25)

نتائج اختبار سببية Granger بين التضخم والبطالة في جنوب أفريقيا

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 - 2007			
Lags: 4			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.00142	8.04781	24	LU does not Granger Cause LCPI
0.100109	6.44654		LCPI does not Granger Cause LU

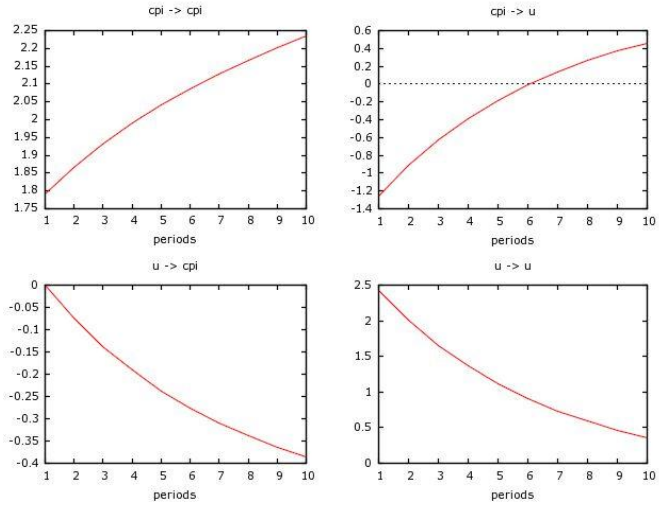
المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

بعد تخلف أربع فترات زمنية، فسرت النتائج وجود علاقة سببية بين التضخم والبطالة باتجاهين، بدليل قيمة (F) المعنوية، وهذا يعني أن التغيرات في معدل التضخم تسبب التغيرات في معدل البطالة وبالعكس. وبالتالي هذه النتائج لا تدعم الفرضية وتبقي العلاقة الواردة في

منحنى Phillips التقليدي ولغرض التأكد من صحة النتائج الواردة أعلاه تم الكشف عن طبيعة العلاقة بين المتغيرات الداخلة في الاختبار على أساس مدى الاستجابة بينهما وجاءت كما يعرضها الشكل (51).

شكل (51)

منحنى Phillips في جنوب أفريقيا



المصدر:- نتائج البرنامج الإحصائي

جدول (26)

اختبار سببية Granger بين التضخم الفعلي والمتوقع جنوب أفريقيا

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 - 2007			
Lags: 4			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.08165	1.66273	24	LECPI does not Granger Cause LCPI
0.01173	1.93348		LCPI does not Granger Cause LECPI

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

أما بالنسبة لاختبار السببية بين التضخم الفعلي والمتوقع فالنتائج أظهرت عدم وجود

علاقة سببية بين التضخم الفعلي والمتوقع بدليل عدم معنوية قيمة F المحتسبة. وبذلك ترفض النتائج أثر التوقعات التضخمية على القرارات الحالية للتضخم في جنوب أفريقيا ولقياس العلاقة الكمية بين المتغيرات تم الاستعانة ببرنامج (VAR) الواردة نتائجه في الجدول (27).

جدول (27)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في جنوب أفريقيا

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 1984 - 2007			
Included observations: 24 after adjustments			
LU	LECPI	LCPI	
-0.575408	0.421279	-0.410190	LCPI(-1)
(2.55494)	(0.23405)	(0.31934)	
[-0.22521]	[1.79995]	[-1.28451]	
2.016086	0.279371	-0.959417	LCPI(-2)
(3.95323)	(0.15127)	(2.49546)	
[0.50999]	[1.84689]	[-0.38447]	
-0.627599	0.230460	3.093729	LCPI(-3)
(2.50583)	(0.14836)	(1.58180)	
[-0.25046]	[1.55341]	[1.95583]	
0.032998	0.086734	0.326250	LCPI(-4)
(0.01806)	(1.40343)	(1.61280)	
[1.82678]	[0.06180]	[0.20229]	
-1.474253	-0.386809	0.042128	LECPI(-1)
(3.82548)	(0.22649)	(2.41482)	
[-0.38538]	[-1.70786]	[0.01745]	
0.508655	-0.241537	2.697439	LECPI(-2)
(2.43095)	(0.14392)	(1.53453)	
[0.20924]	[-1.67822]	[1.75783]	
0.411617	-0.253557	1.501965	LECPI(-3)
(2.22327)	(0.13163)	(0.01881)	

[0.18514]	[-1.92631]	[79.8492]	
0.465504	-0.055383	-0.078096	LECPI(-4)
(0.50588)	(0.02995)	(0.28536)	
[0.92018]	[-1.84915]	[-0.27368]	
0.940539	-0.566874	0.053619	LU(-1)
(0.30510)	(0.48662)	(0.25823)	
[3.08274]	[-1.16493]	[0.20764]	
-0.193818	-0.127448	1.568014	LU(-2)
(0.45205)	(0.02676)	(0.30717)	
[-0.42875]	[-4.76192]	[5.10465]	
-0.218191	0.083799	0.057536	LU(-3)
(0.60623)	(0.03589)	(0.38268)	
[-0.35991]	[2.33475]	[0.15035]	
0.074253	0.015652	-0.044514	LU(-4)
(0.40908)	(0.02422)	(0.19259)	
[0.18151]	[0.64627]	[-0.23113]	
-6.957489	3.806597	7.420196	C
(12.8920)	(0.76327)	(8.13805)	
[-0.53967]	[4.98720]	[0.91179]	
0.960292	0.999984	0.998126	R-squared
0.916975	0.999966	0.996082	Adj. R-squared
95.97141	0.336402	38.24187	Sum sq. resids
2.953756	0.174877	1.864547	S.E. equation
2.16876	5.560649	488.2182	F-statistic
-50.68648	17.15550	-39.64505	Log likelihood
2.307207	3.346291	-4.387088	Akaike AIC
5.945319	5.291821	-0.025200	Schwarz SC
14.53333	128.9500	128.9875	Mean dependent
10.25109	29.78695	29.78614	S.D. dependent
0.827353		Determinant resid covariance (dof adj.)	
0.079659		Determinant resid covariance	

-71.80358	Log likelihood
9.233632	Akaike information criterion
11.14797	Schwarz criterion

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

بعد أربع فترات من التخلف لم تثبت نتائج برنامج (VAR) قيم معنوية تدعم الفرضية في تفسر انعدام العلاقة السببية بين التضخم والبطالة أو وجود علاقة سببية بين التضخم المتوقع والفعلي والملاحظ من النتائج أعلاه أن قيم المعالم التي تثبت صحة الفرضية جاءت مطابقة إلا أن نتائج الاختبارات الإحصائية لم تكن معنوية وهذا يشير إلى رفض الفرضية في جنوب أفريقيا.

الفصل الثالث

اختبار عدم فعالية السياسة

أولا: - توصيف النموذج المستخدم

تؤكد نظرية التوقعات العقلانية على عدم فعالية السياسة النقدية كونها لا تؤثر على المتغيرات الحقيقية على المدى الطويل ما لم تكن مفاجئة، كذلك عدم فعاليتها في المدى القصير إذا كانت متوقعة من قبل الأفراد. خلافاً لذلك تسبب المفاجئات صدمات نقدية (وهي الفرق بين السياسة المدركة (Realized) للسلطات النقدية والسياسة المتوقعة (Predicted)[1]، كونها ستغير اتجاه التوقعات من قبل وحدات اتخاذ القرار. وعلى هذا الأساس افترضت الدراسة أن انحرافات الناتج عن المعدل الطبيعي تكون محددة بواسطة سياسة غير متوقعة، وغير متأثرة بسياسة متوقعة. وتضمنت الاختبارات القياسية الكشف عن العلاقة السببية بين الناتج والسياسة النقدية المتوقعة وبينه وبين السياسة النقدية غير المتوقعة من خلال سببية (Granger) فضلاً عن استخدام برنامج (VAR) الذي يحدد أثر المتغيرات الكمية. وأن معادلة الانحدار التي يتم من خلالها اختبار عدم فعالية السياسة النقدية هي:

$$GDP_t = \alpha_0 - \alpha_1 (m_t - m_t^e) + \alpha_2 m_t^e \quad \text{.....(1)}$$

حيث إن:

GDP_t : الناتج المحلي الإجمالي

($m_t - m_t^e$): السياسة النقدية غير المتوقعة

m_t^e : السياسة النقدية المتوقعة

ومن ثم فان التقديرات التي تؤكد مقترح عدم فعالية السياسة هي عندما تكون ($\alpha_1 > 0, \alpha_2 = 0$)، وأن تقدير الـ (α_2) الذي لا يكون مختلفاً بدرجة معنوية عن الصفر، يعني ضمنا أن السياسة المتوقعة لا تؤثر فعليا على تقلبات الناتج حول المعدل الحيادي، علما أن:

([1]) Savin Kenreth , Testing for Autocorrelation With Missing Observation , Econometrica 46 , 1988 , p 34

$$GDP_t = \beta_0 + \beta_1 t \quad \text{.....(2)}$$

حيث يكون معدل الناتج المحلي الإجمالي ممثلا بوساطة الميل و t هي المسار الزمني.

وتكون القيمة المتوقعة لعرض النقد ممثلة بواسطة متغيرات اقتصادية معينة (χ_1 ,χ_2)، التي قد تكون قيمها متخلفة عن عرض النقد أو معادلة لها.

$$m_t^e = \gamma_0 + \gamma_1 \chi_1 + \gamma_2 \chi_2 \quad \text{.....(3)}$$

وأن القيم المتنبأ بها ($\hat{m}$) يمكن أن تكون بديل عن (m^e). وبإحلال معادلة (1) في (2) نحصل على:

$$GDP_t - (\beta_0 - \beta_1 t) = \alpha_0 + \alpha_1 (m_t - m_t^e) + \alpha_2 m_t^e \quad \text{.....(4)}$$

$$GDP_t = (\alpha_0 + \beta_0) + \beta_1 t + \alpha_1 (m_t - \hat{m}_t) + \alpha_2 \hat{m}_t \quad \text{.....(5)}$$

إذ يعطينا تقدير الانحدار لـ (α_1) في المعادلة (5) الاختبار الأساسي لعدم فعالية السياسة النقدية، بينما (α_2) تختبر الفرضية المشتركة للحيادية والمناسبة لمعادلة النقود المتوقعة (معادلة 3).

طور (Lucas) اختبار عدم فعالية السياسة النقدية، وأوضح أن انحرافات الناتج عن مستويات الناتج الطبيعي يجب أن تكون تذبذبات عشوائية، غير مترابطة خلال الزمن، إذ يقترح مؤيدو نظرية التوقعات العقلانية أن (GDP_t^n) يمكن نمذجته كالأتي[1]:

$$GDP_t^n = \beta_0 + \beta_1 GDP_{t-i} \quad \text{.....(6)}$$

أي أن مستوى الناتج المحلي الإجمالي يكون مرتبطاً مع مستوى الناتج نفسه ومختلف عنه، ولتقدير النموذج يتم أحلال المعادلة (6) بالمعادلة (1) لينتج:

$$GDP_t = \alpha_0 \beta_0 + \beta_1 GDP_{t-i} + \alpha_1 (m_t - m_t^e) + \alpha_2 m_t^e \quad \text{.....(7)}$$

توضح المعادلة السابقة أن الناتج يختلف بسبب السياسات غير المتوقعة ($m_t - m_t^e$) وبسبب الاختلاف في (GDP_{t-i}).

وقد أوضحت النتائج التجريبية أن السياسات غير المتوقعة تكون ذات تأثير قليل، في حين أن المصدر الرئيس للاختلاف في الناتج يكون من اختلاف المعدل الطبيعي[2]، وأن مثل هذا

([1]) F. Mishkin , Anticipated Monetary Policy Matte In Economic Investingation , Journal of Political Economy .Vol 90, 1982, p 22-24 .

([2]) Abel S. K., and F., Mishkin , An Integrated View of Tests of Rationality , The Short Run Neutrality of Monetary Policy , Journal of Monetary Economics , Vol . 11, 1983, p 3-7 .

الاختلاف يكون غير واضح في طروحات النظرية، وبذلك قدم (Lucas) دالة العرض التي تتضمن حالات لتخلف الناتج:

$$GDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 GDP_{t-i} + \alpha_2 (m_t - m_t^e) \quad .....(8)$$

وأن الهيكل الذي يحدد عرض النقود

$$m_t = b_0 + \sum b_i m_{t-i} + \nu \quad .....(9)$$

وأن عرض النقود المتوقع يكون

$$m_t^e = E\hat{m}_t = b_0 + \sum b_i m_{t-i} \quad .....(10)$$

وبإحلال m_t^e في دالة عرض (Lucas) معادلة (8) ينتج

$$GDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 GDP_{t-1} + \alpha_2 \left[m_t - (b_0 + \sum b_i m_{t-i}) \right] \quad .....(11)$$

$$GDP_t = (\alpha_0 - \alpha_2 b_0) + \alpha_1 GDP_{t-i} + \alpha_2 m_t - \alpha_2 \sum b_i m_{t-i} \quad .....(12)$$

المعادلة (12) هي دالة انحدار الناتج للناتج المتخلف زمنيا والنقود الحالية والمتخلفة زمنياً، كما أنها تؤيد وتدعم فرضية التوقعات العقلانية، إذ إن لكل حالة من حالات تخلف النقود معاملات سالبة، هي تأكيد على أن السياسة النقدية حتى إذا كانت غير متوقعة يكون لها تأثير قصير الأجل، وليس لها تأثير طويل الأجل، أي أن السياسة النقدية غير فعالة في الأجل الطويل وفقاً لنظرية التوقعات العقلانية، وبناءً عليه سوف يتم اختبار المقترح في دالة الاختبار، وحددت فرضية الاختبار بما يأتي (أن التغيرات في الناتج ناتجة عن سياسات نقدية غير متوقعة في المدى القصير. كما ليس لهذه السياسة أي اثر على المدى الطويل).

ولغرض اختبار الفرضية فقد جرى اختبار سببية (Granger) للكشف عن اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات الداخلة في الاختبار ثم قياس اثر المتغيرات الكمية باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للمتجه (VAR) في عينة الدراسة بالاعتماد على بيانات سنوية عن GDP الحقيقي وعرض النقد $M2$ (وكليهما بالصيغة اللوغاتيمية)، وقد شملت المدة من 1980-2007 (بيانات سنوية) وكانت نتائج الاختبارات على النحو التالي:

ثانياً : تحليل نتائج اختبار مقترح عدم فعالية السياسة

جرى اختبار السببية للمتغيرات الاقتصادية (الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وعرض النقد المتوقع وغير المتوقع) لفترات مختلفة من التخلف للكشف عن أثار السياسة النقدية المتوقعة وغير المتوقعة على المتغيرات الحقيقية، وسيتم مقارنة قيمة (F) المحتسبة مع قيمتها الجدولية عند مستوى معنوية (5 ٪) ثم تحديد نتائج الاحتمالية التي يفضل تكون ان ضعيفة، أما تحديد فاعلية تلك المتغيرات خلال الفترات الزمنية المثلى في البلدان عينة الدراسة فكانت باستخدام برنامج (VAR). وظهرت النتائج على النحو التالي:

1. الولايات المتحدة الأمريكية:

يوضح الجدول (28) نتائج اختبار السببية في الاقتصاد الأمريكي.

جدول (28)

نتائج اختبار السببية في الولايات المتحدة في الولايات المتحدة الأمريكية

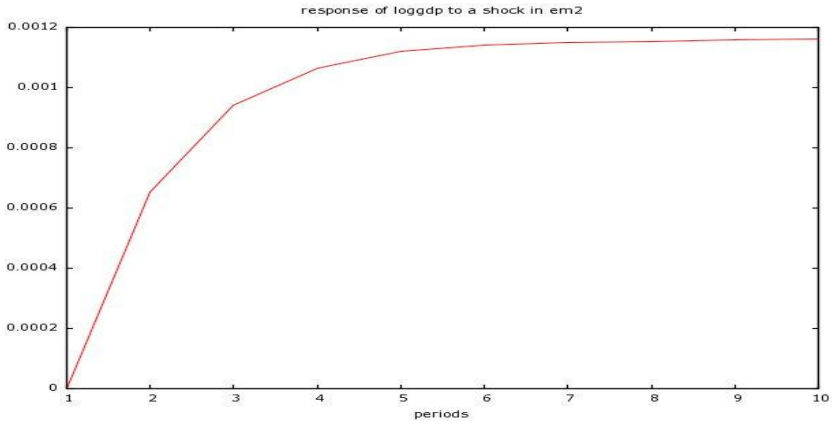
Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 – 2007			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.78816	0.24077	26	LEM2 does not Granger Cause LOGGDP
0.10052	2.56814		LOGGDP does not Granger Cause LEM2
0.00950	5.85998	26	LUEM2 does not Granger Cause LOGGDP
0.010151	6.35528		LOGGDP does not Granger Cause LUEM2

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

أظهرت نتائج الاختبار بعد تخلف فترتين زمنيتين عدم وجود علاقة سببية باتجاهين بين السياسة النقدية المتوقعة والناتج المحلي الإجمالي مما يدل على عدم استجابة الناتج للتغيرات المتوقعة في السياسة النقدية. كما أظهرت النتائج أن السياسة النقدية غير الموقعة تسبب التغيرات في الناتج المحلي الإجمالي وبالعكس مسببة حدوث صدمة غير متوقعة. فضلاً عن أن نتائج الاحتمالية في رفض الفرضية ضعيف جداً في الاتجاهين.

شكل (52)

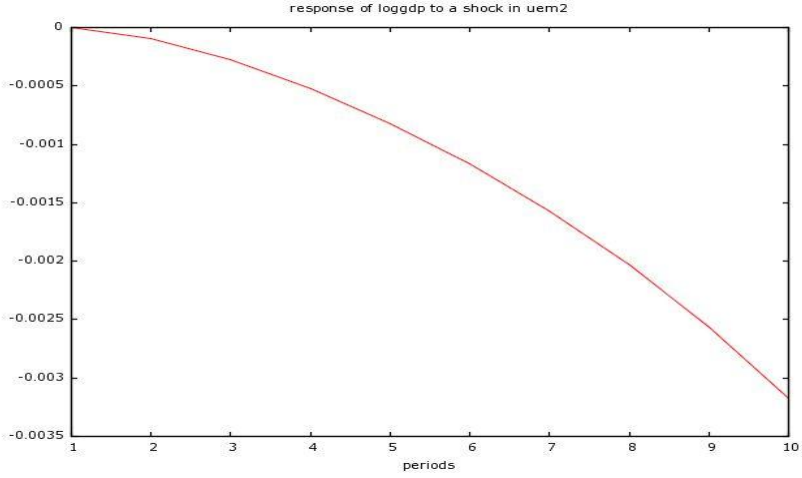
الاستجابة بين السياسة النقدية المتوقعة والناتج في الولايات المتحدة الأمريكية



المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

شكل (53)

الاستجابة بين الناتج والسياسة النقدية غير الموقعة في الولايات المتحدة الأمريكية



المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

ولقياس التأثيرات الكمية للمتغيرات وتحديد فاعليتها جرى استخدام اختبار (VAR) والموضحة نتائجه في الجدول (26).

جدول (26)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في الولايات المتحدة الأمريكية

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 1982 – 2007			
Included observations: 26 after adjustments			
LUEM2	LEM2	LOGGDP	
193619.8	111419.5	1.039582	LOGGDP(-1)
(490654.)	(491341.)	(0.22901)	
[0.39462]	[0.22677]	[4.53940]	
0.861582	-52996.09	-5.00E-07	LOGGDP(-2)
(0.10518)	(489848.)	(6.3E-07)	
[8.191500](*)	[-0.10819]	[-0.79613]	
-152775.8	0.628488	7.43E-07	LEM2(-1)
(489164.)	(1.34706)	(7.9E-07)	
[-0.31232]	[0.46656]	[0.94254]	
0.869854	0.587821	0.011090	LEM2(-2)
(1.68894)	(1.69130)	(1.35887)	
[0.51503]	[0.34756]	[0.00816]	
1.348374	0.051592	5.24E-07	LUEM2(-1)
(1.35698)	(0.22832)	(6.3E-07)	
[0.99366]	[0.22596]	[0.82696]	
-1.270451	-1.011886	-7.26E-07	LUEM2(-2)
(1.70982)	(1.71221)	(8.0E-07)	
[-0.74303]	[-0.59098]	[-0.90913]	
-151631.7	-216964.8	0.057883	C
(226505.)	(226822.)	(0.10572)	
[-0.66944]	[-0.95654]	[0.54751]	
0.741401	0.355650	0.993794	R-squared
0.659738	0.152171	0.991834	Adj. R-squared
7.69E+09	7.67E+09	0.001671	Sum sq. resides
20118.17	20090.07	0.009377	S.E. equation
9.078789	1.747847	507.0941	F-statistic

290.4224	-290.4587	88.59191	Log likelihood
-22.87864	22.88144	-6.276301	Akaike AIC
-23.21736	-23.22016	-5.937583	Schwarz SC
10922.35	27991.77	3.900000	Mean dependent
21818.62	34489.08	0.103769	S.D. dependent
4.34E+11		Determinant resid covariance (dof adj.)	
1.70E+11		Determinant resid covariance	
446.8107		Log likelihood	
-35.98544		Akaike information criterion	
-37.00159		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (5٪) تساوي (6.87).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة

أظهرت النتائج بعد تخلف فترتين زمنيتين أن المعادلة الأولى التخلف الثاني بالنسبة للناتج الحقيقي أفضل نموذج لتقدير الصدمة النقدية على المتغيرات الحقيقية وبضمنها (الناتج) حيث أن قيمة (α_1) تختلف عن الصفر فضلاً عن قيمة (t) المعنوية أي إن الزيادة غير المتوقعة في عرض النقد بمقدار وحدة واحدة تؤدي إلى زيادة الناتج بمقدار (0.86) بعد سنتين. كما أظهرت النتائج معنوية الاختبارات الإحصائية الأخرى المتمثلة بقيمة R^2 التي تفسر (0.74) من التغيرات التفسيرية إضافة إلى معنوية قيمة F المحتسبة. كما حدد معيار likelihood اكبر قيمة بلغت (290)، أما معيار Akaike فقد سجل أدنى قيمة من بين المعادلات بلغت (22.9-)، في حين أدنى قيمة لمعيار Schwarz بلغت (23.2-)، وهي قيم مفضلة عند اختيار النموذج. أما عدم فعالية السياسة النقدية المتوقعة فيمكن إثباتها بالاستناد إلى المعادلة الثالثة التخلف الثاني بالنسبة للسياسة النقدية المتوقعة، حيث ظهرت قيمة (α_2) مساوية للصفر إضافة إلى أن قيمة (t) غير معنوية، كذلك أثبتت النتائج معنوية الاختبارات الإحصائية حيث بلغت قيمة R^2 (0.99) فضلاً معنوية F المحتسبة كما حدد معيار likelihood (88.6)، أما معياري Akaike

وSchwarz فكانت (6.3-)، (5.9-) على التوالي وهي قيم مفضلة عند اختيار النموذج، مما يثبت انعدام التأثير المعنوي للسياسة النقدية المتوقعة على المتغيرات الحقيقية وبضمنها الناتج.

2. كنـــدا:

جرى اختبار تأثير السياسة النقدية المتوقعة وغير المتوقعة على المتغيرات الحقيقية في كندا باستخدام سببية (Granger) ومن ثم اختبار النموذج باستخدام برنامج (VAR) وكما مبين في أدناه:

جدول (27)

نتائج اختبار سببية (Granger) في كندا

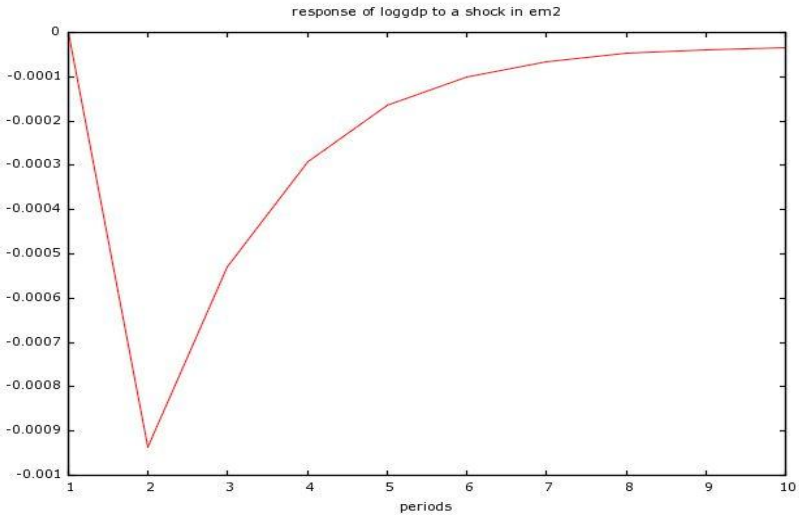
Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 58			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.45903	0.17936	26	LEM2 does not Granger Cause LOGGDP
0.16371	1.97498		LOGGDP does not Granger Cause LEM2
0.00195	8.19923	26	LUEM2 does not Granger Cause LOGGDP
0.00455	7.04745		LOGGDP does not Granger Cause LUEM2

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

يكشف الجدول (27) عن نتائج الاختبار بعد تخلف فترتين زمنيتين ويشير إلى أن السياسة النقدية المتوقعة لا تسبب تغير الناتج وبالعكس بدليل عدم وجود علاقة سببية بين المتغيرين. في حين أظهرت النتائج وجود علاقة سببية باتجاهين بين الناتج والسياسة النقدية غير المتوقعة، أي إن التغيرات في السياسة النقدية غير المتوقعة تسبب التغيرات في الناتج وإن التغيرات في الناتج تسبب التغيرات في السياسة النقدية غير المتوقعة وهذا يدعم الفرضية فضلاً عن إمكانية رفض النموذج منخفضة جداً طبقاً لقيم الاحتمالية.

شكل (37)

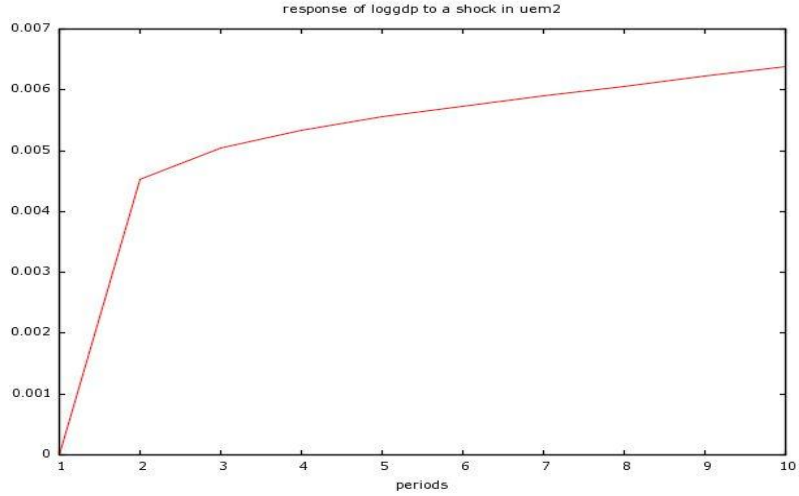
الاستجابة بين الناتج والسياسة النقدية المتوقعة في كندا



المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

شكل (38)

الاستجابة بين الناتج والسياسة النقدية غير المتوقعة في كندا



المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

جدول (28)

نتائج اختبار نموذج (VAR)في كنـــــــــدا

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 1982 – 2007			
Included observations: 26 after adjustments			
LUEM2	LEM2	LOGGDP	
-70.94695	0.000225	0.804296	LOGGDP(-1)
(302.867)	(0.00023)	(0.22894)	
[-0.23425]	[0.96489]	[3.51320]	
313.8883	-563.0542	-0.021045	LOGGDP(-2)
(377.899)	(291.381)	(0.28565)	
[0.83061]	[-1.93237]	[-0.07367]	
-6.21E-05	0.325323	797.7567	LEM2(-1)
(0.00026)	(0.23780)	(233.527)	
[-0.23752]	[1.368052]	[3.41613]	
0.925839	-0.403766	-0.000127	LEM2(-2)
(0.25315)	(0.19519)	(0.00019)	
[3.65734]	[-2.06859]	[-0.66312]	
-0.280835	2.998319	0.000347	LUEM2(-1)
(0.19934)	(0.30841)	(0.00015)	
[-1.40880]	[9.72186]	[2.30513]	
0.938407	-0.665964	0.931076	LUEM2(-2)
(0.34604)	(0.26681)	(0.15371)	
[2.71185]	[-2.49598]	[6.05735](*)	
-643.6768	-646.3874	0.593874	C
(874.960)	(674.642)	(0.66138)	
[-0.73566]	[-0.95812]	[0.89794]	
0.426579	0.998110	0.990002	R-squared
0.245499	0.997513	0.986844	Adj. R-squared
4079.646	2425.448	0.002331	Sum sq. resides
14.65327	11.29846	0.011076	S.E. equation

2.355745	1672.401	313.5504	F-statistic
-102.6161	95.85618	84.26173	Log likelihood
8.432007	-7.912014	-5.943210	Akaike AIC
-8.770726	-8.250732	-5.604492	Schwarz SC
15.64000	457.9469	2.928462	Mean dependent
16.86959	226.5718	0.096569	S.D. dependent
3.106919		Determinant resid covariance (dof adj.)	
1.212469		Determinant resid covariance	
113.1818		Log likelihood	
-10.32167		Akaike information criterion	
-11.33783		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (1٪) تساوي (5.89).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة

بعد تخلف فترتين زمنيتين حدد البرنامج المعادلة (3) التخلف الثاني بالنسبة للسياسة النقدية غير المتوقعة اثر الصدمة النقدية للسياسة النقدية غير المتوقعة على الناتج حيث ظهرت قيمة المعلمة أكبر من صفر كما أن قيمة (t) معنوية، أي تغير السياسة النقدية غير المتوقع بمقدار وحدة واحدة يسبب تغير الناتج بمقدار (0.93). فضلاً عن معنوية الاختبارات الإحصائية الأخرى حيث تفسر قيمة R^2 (0.99) من التغيرات التفسيرية كما ظهرت قيمة معنوية لـ F المحتسبة، إضافة إلى أن قيمة معيارlikelihood بلغت (84.2) دليل المعنوية العالية كما بلغ معيار Akaike أدنى قيمة بلغت (5.9-)، كذلك قيمة معيار Schwarz (5.6-) ، كما تم تحدد المعادلة الثانية التخلف الأول بالنسبة للناتج كأفضل نموذج لإثبات عدم معنوية السياسة المتوقعة على الناتج، إذ أظهرت النتائج أن قيمة المعلمة (α_2) مساوية تماماً للصفر وبقيمة غير معنوية لـ (t)، كما فسرت نتائج الاختبارات الإحصائية الأخرى كقيمة R^2 وقيمة F المحتسبة نتائج تفسيرية تدل على معنوية النموذج، كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (95.9)، أما معيار

Akaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (7.9-)، في حين كانت قيمة معيار Schwarz (8.3-)، كل هذه النتائج تؤيد الفرضية بعدم فعالية السياسة النقدية المتوقعة على الناتج.

3. البرازيل

أظهرت نتائج اختبار أثار السياسة النقدية في البرازيل ما يدعم فروض نظرية التوقعات العقلانية والموضحة في الجدول (29) الذي يكشف عن العلاقة السببية بين الناتج والسياسات النقدية المتوقعة وغير المتوقعة.

جدول (29)

نتائج اختبار سببية (Granger) في البرازيل

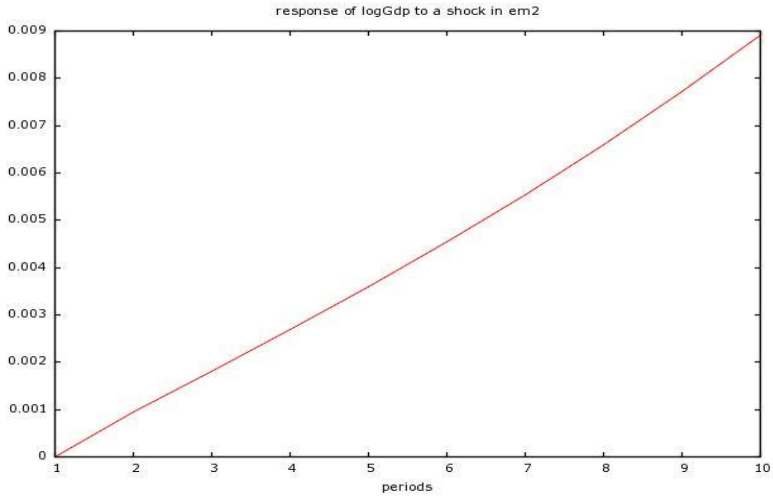
Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 – 2007			
Lags: 4			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.11694	2.21115	24	LEM2 does not Granger Cause LOGGDP
0.30855	1.31702		LOGGDP does not Granger Cause LEM2
0.00774	5.98135	24	LUEM2 does not Granger Cause LOGGDP
0.57178	1.68729		LOGGDP does not Granger Cause LUEM2

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

بعد تخلف أربع فترات زمنية أظهرت النتائج عدم وجود علاقة سببية باتجاهين من المعروض النقدي المتوقع إلى الناتج أي إن الناتج لا يستجيب للتغيرات المتوقعة في السياسة النقدية وبالعكس، في حين أظهرت النتائج وجود علاقة سببية باتجاه واحد فقط من السياسة النقدية غير المتوقعة إلى الناتج المحلي الإجمالي، أي إن التغيرات في السياسة النقدية غير المتوقعة تسبب التغيرات في الناتج.

شكل (52)

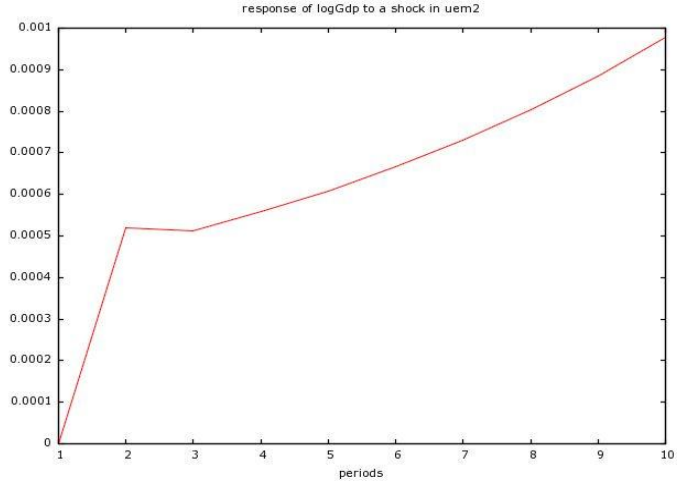
الاستجابة بين الناتج والسياسة النقدية المتوقعة في البرازيل



المصدر:- نتائج البرنامج الإحصائي

شكل (53)

الاستجابة بين الناتج والسياسة النقدية غير المتوقعة في البرازيل



المصدر:- نتائج البرنامج الإحصائي

جدول (30)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في البرازيل

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 28			
Included observations: 24 after adjustments			
LUEM2	LEM2	LOGGDP	
125.7622	69.13003	0.526536	LOGGDP(-1)
(144.033)	(308.968)	(0.24465)	
[0.87315]	[0.22374]	[2.15220]	
-74.87627	431.5037	0.083399	LOGGDP(-2)
(174.242)	(373.770)	(0.29596)	
[-0.42973]	[1.15446]	[0.28179]	
42.31331	1.224670	0.183547	LOGGDP(-3)
(173.926)	(0.35650)	(0.29542)	
[0.24328]	[3.43527]	[0.62130]	
139.3641	0.000191	-0.407491	LOGGDP(-4)
(172.385)	(0.00025)	(0.29281)	
[0.80845]	[0.77794]	[-1.39167]	
-0.074686	-544.0779	-0.000471	LEM2(-1)
(0.16619)	(373.092)	(0.00028)	
[-0.44940]	[-1.45830]	[-1.66928]	
-0.039944	0.021831	0.000494	LEM2(-2)
(0.22753)	(0.48807)	(0.00039)	
[-0.17556]	[0.04473]	[1.27906]	
-0.123388	0.168836	3.88E-05	LEM2(-3)
(0.19015)	(0.40789)	(0.00032)	
[-0.64891]	[0.41393]	[0.12001]	
0.226930	-0.256705	0.000174	LEM2(-4)
(0.19935)	(0.42764)	(0.00034)	
[1.13833]	[-0.60029]	[0.51317]	
-0.108507	-0.078458	0.000539	LUEM2(-1)

(0.36129)	(0.77502)	(0.00061)	
[-0.30033]	[-0.10123]	[0.87879]	
0.054596	-0.564562	0.000505	UEM2(-2)
(0.43205)	(0.92681)	(0.00073)	
[0.12636]	[-0.60915]	[0.68873]	
-0.185423	0.966745	0.000480	LUEM2(-3)
(0.49334)	(1.05827)	(0.00084)	
[-0.37585]	[0.91352]	[0.57340]	
-0.155489	-0.792755	0.735961	LUEM2(-4)
(0.55053)	(1.18095)	(0.10068)	
[-0.28244]	[-0.67128]	[7.30990] (*)	
-644.3609	295.0036	1.739953	C
(362.425)	(777.444)	(0.61560)	
[-1.77792]	[0.37945]	[2.82642]	
0.634423	0.995554	0.979556	R-squared
0.235612	0.990703	0.957253	Adj. R-squared
881.0402	4054.130	0.002542	Sum sq. resides
8.949556	19.19785	0.015201	S.E. equation
1.590787	205.2417	43.92055	F-statistic
77.29112	95.60777	75.78019	Log likelihood
7.524260	-9.050648	-5.231682	Akaike AIC
8.162372	-9.688760	-4.593570	Schwarz SC
14.99125	251.7358	2.933333	Mean dependent
10.23634	199.1039	0.073524	S.D. dependent
4.045773		Determinant resid covariance (dof adj.)	
0.389534		Determinant resid covariance	
90.84994		Log likelihood	
-10.82083		Akaike information criterion	
-12.73517		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (1٪) تساوي (5.89).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

أظهرت نتائج الاختبار بعد تخلف أربع فترات زمنية أن اثر الصدمة غير المتوقعة على الناتج يمكن تقديره من خلال المعادلة الثالثة التخلف الرابع بالنسبة للسياسة النقدية غير المتوقعة حيث ظهرت قيمة (α_1) مطابقة لفروض النظرية، أي إن الزيادة في السياسة غير المتوقعة بمقدار وحدة واحدة تؤدي إلى تغيرات الناتج بمقدار (0.73). واستنادا إلى قيم الاختبارات الإحصائية التي بلغت نتائجها قيم معنوية للنموذج من خلال قيمة R^2 التي تفسر (0.97) فضلاً عن معنوية قيمة F المحتسبة. كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (75.7)، أما معيار Akaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (5.2-)، كذلك قيمة معيار Schwarz بلغت (4.6-) وبذلك تكون النتائج تدعم فرضية التوقعات العقلانية . أما المعادلة الثانية التخلف الرابع بالنسبة للناتج المحلي الإجمالي فقد تمكنت من تفسر الأثر غير المعنوي للسياسة المتوقعة على الناتج حيث ظهرت قيمة (α_2) لا تختلف عن الصفر إضافة إلى أن قيمة (t) غير معنوية ، كذلك أظهرت نتائج الاختبارات الإحصائية الأخرى بقيمة R^2 التي تفسر (0.99) و قيمة F المحتسبة قيم معنوية تدعم الفرضية. كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (75.7)، أما معيار Akaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (9.1-)، في حين كانت قيمة معيار Schwarz (9.7-).

4. شيلي:

كشف اختبار سببية (Granger) عن اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات الداخلة في الاختبار في شيلي بعد تخلف أربع فترات زمنية والموضحة نتائجه في الجدول (31).

جدول (31)

نتائج اختبار سببية (Granger) في شيلي

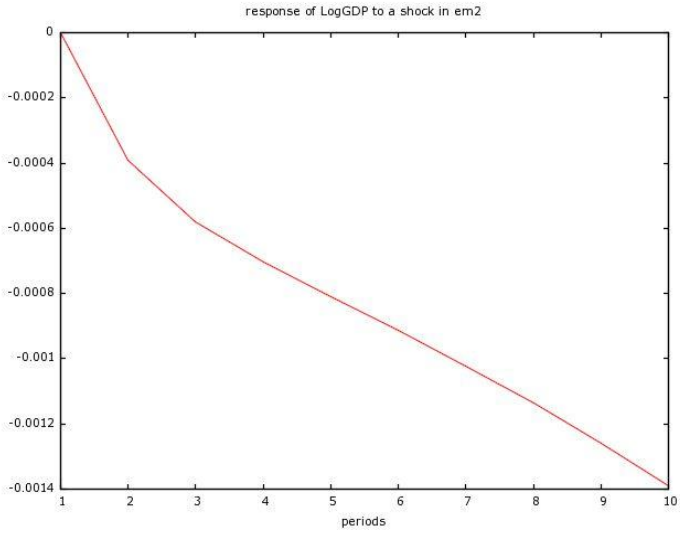
Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 2007			
Lags: 4			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.47925	0.91748	24	LEM2 does not Granger Cause LOGGDP
0.12578	2.14188		LOGGDP does not Granger Cause LEM2
0.00057	9.23403	24	LUEM2 does not Granger Cause LOGGDP
0.00721	5.81335		LOGGDP does not Granger Cause LUEM2

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

عن عدم وجود علاقة سببية باتجاهين دليل على أن السياسة النقدية المتوقعة لا تسبب التغيرات في الناتج وبالعكس، في حين توجد علاقة سببية وباتجاهين مما يشير إلى أن السياسة النقدية غير المتوقعة تسبب التغيرات في الناتج وبالعكس.

شكل (54)

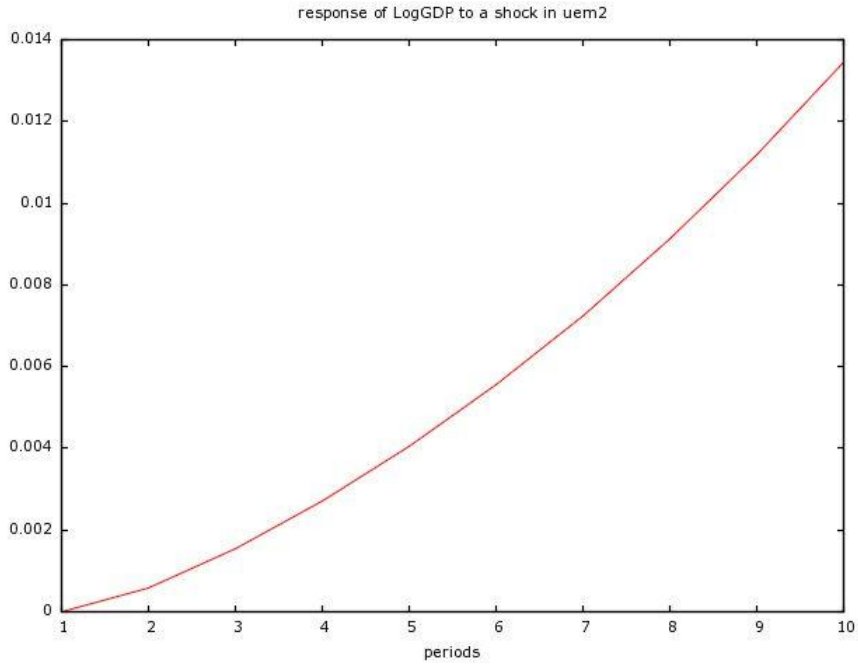
الاستجابة بين الناتج والسياسة النقدية المتوقعة في شيلي



المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

شكل (55)

الاستجابة بين الناتج والسياسة النقدية غير المتوقعة في شيلي



المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

جدول (32)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في شيلي

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 1984 – 2007			
Included observations: 24 after adjustments			
LUEM2	LEM2	LOGGDP	
78006.09	184182.5	3.32E-07	LOGGDP(-1)
(236878.)	(284266.)	(5.5E-07)	
[0.32931]	[0.64792]	[0.60481]	
-21131.51	-177024.9	-0.068811	LOGGDP(-2)
(346880.)	(416274.)	(0.36434)	
[-0.06092]	[-0.42526]	[-0.18887]	

-129204.7	98178.71	0.219984	LOGGDP(-3)
(224226.)	(269082.)	(0.23551)	
[-0.57623]	[0.36486]	[0.93407]	
-61973.88	0.002617	-0.260929	LOGGDP(-4)
(175518.)	(0.12033)	(0.18435)	
[-0.35309]	[0.021748]	[-1.41539]	
-0.212746	0.342134	-6.38E-08	LEM2(-1)
(0.38158)	(0.45792)	(4.0E-07)	
[-0.55754]	[0.74715]	[-0.15912]	
0.703731	0.956170	5.01E-07	LEM2(-2)
(0.39161)	(0.46995)	(4.1E-07)	
[1.79702]	[2.03461]	[1.21897]	
0.147422	-0.082994	-2.08E-08	LEM2(-3)
(0.44714)	(0.53659)	(4.7E-07)	
[0.32970]	[-0.15467]	[-0.04433]	
-0.148116	0.035411	-5.59E-07	LEM2(-4)
(0.39937)	(0.47927)	(4.2E-07)	
[-0.37087]	[0.07389]	[-1.33320]	
0.567316	-0.234769	2.61E-07	LUEM2(-1)
(0.36035)	(0.43244)	(3.8E-07)	
[1.57434]	[-0.54289]	[0.69006]	
-1.818373	-1.408891	-7.18E-08	LUEM2(-2)
(0.40823)	(0.48989)	(4.3E-07)	
[-4.45433]	[-2.87592]	[-0.16738]	
0.460633	0.731186	0.58324	LUEM2(-3)
(0.52249)	(0.62701)	(0.05880)	
[0.88162]	[1.16614]	[9.9190]$^{(*)}$	
-1.137598	-0.286355	7.42E-07	LUEM2(-4)
(0.74143)	(0.88976)	(7.8E-07)	
[-1.53433]	[-0.32184]	[0.95236]	
556078.3	-139958.3	0.300826	C

(376729.)	(452094.)	(0.39569)	
[1.47607]	[-0.30958]	[0.76026]	
0.995393	0.833397	0.997852	R-squared
0.990368	0.651649	0.995508	Adj. R-squared
1.42E+09	2.04E+09	0.001562	Sum sq. resides
11346.58	13616.47	0.011918	S.E. equation
4.585448	198.0716	425.8080	F-statistic
-248.7727	75.31495	81.62099	Log likelihood
21.81439	-22.17912	-5.718416	Akaike AIC
22.45251	-22.81724	-5.080303	Schwarz SC
8961.548	138596.5	4.427083	Mean dependent
19224.56	138741.1	0.177825	S.D. dependent
1.40E+12		Determinant resid covariance (dof adj.)	
1.34E+11		Determinant resid covariance	
409.6515		Log likelihood	
-37.38763		Akaike information criterion	
-39.30196		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (5٪) تساوي (6.87).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة

يمكن تحديد أثر الصدمة النقدية غير المتوقعة على الناتج بعد تخلف أربع فترات زمنية وبالاستناد إلى نتائج المعادلة الثالثة التخلف الثالث بالنسبة للسياسة النقدية غير المتوقعة حيث أن قيمة المعلمة (α_1) أكبر من الصفر إضافة إلى أن قيمة (t) معنوية، وهذه النتيجة تفسر زيادة المعروض النقدي المفاجئ بمقدار وحدة واحدة تسبب زيادة الناتج بمقدار(0.58)، فضلاً عن معنوية الاختبارات الإحصائية متمثلة بقيمة R^2 البالغة (0.99) وقيمة F المحتسبة، كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (81.6)، أما معيار Akaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (-5.7)، كذلك معيار Schwarz (5.1−)، وهذا يؤكد ويدعم فرضية الدراسة.

في حين حددت المعادلة الثانية التخلف الرابع بالنسبة للناتج المحلي الإجمالي كأفضل نموذج لتقدير الأثر غير المعنوي للسياسة النقدية المتوقعة على الناتج حيث أظهرت النتائج أن قيمة (α_2) مساوية للصفر كما ظهرت قيمة (t) غير معنوية. فضلاً عن معنوية الاختبارات الإحصائية الأخرى متمثلة بقيمة R^2 البالغة (0.83) وقيمة F المحتسبة. كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (75.3) ، أما معيار Akaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (-) 22.1، فضلاً عن انخفاض قيمة معيار Schwarz البالغة (22.8−).

5. المكسيك:

تم اختبار تأثير السياسة النقدية المتوقعة وغير المتوقعة على المتغيرات الحقيقية في المكسيك أولا باستخدام سببية (Granger)، ثم اختبار النموذج باستخدام برنامج (VAR) وكما مبين في أدناه:

جدول (33)

نتائج اختبار سببية (Granger) في المكسيك

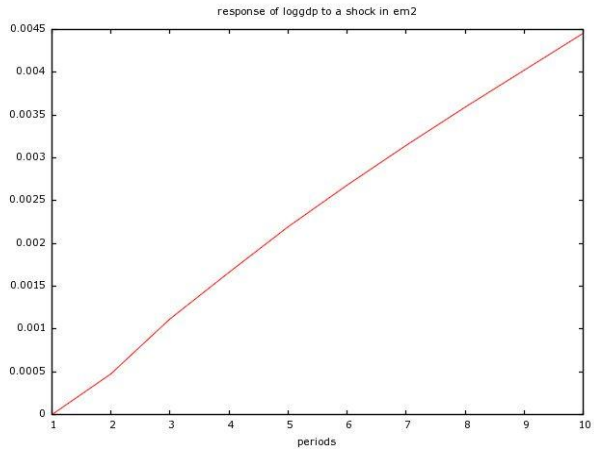
Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 2007			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.68651	0.57288	26	LEM2 does not Granger Cause LOGGDP
0.08255	2.54861		LOGGDP does not Granger Cause LEM2
0.00055	9.31627	26	LUEM2 does not Granger Cause LOGGDP
0.19719	1.72333		LOGGDP does not Granger Cause LUEM2

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

بعد تخلف فترتين أظهرت النتائج انعدام العلاقة السببية بين السياسة النقدية المتوقعة والناتج وباتجاهين. في حين توجد علاقة سببية باتجاه واحد فقط من السياسة النقدية غير المتوقعة إلى الناتج وهذا يفسر أن التغيرات في الناتج لا تسبب التغيرات في السياسة النقدية غير المتوقعة.

شكل (56)

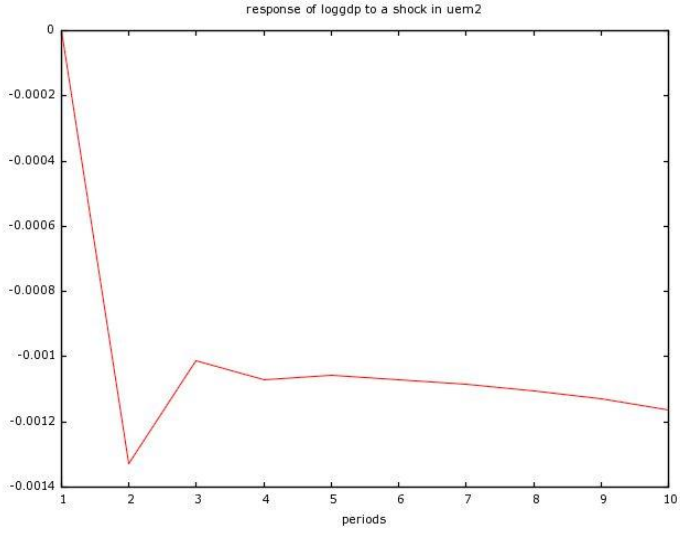
الاستجابة بين الناتج والسياسة النقدية المتوقعة في المكسيك



المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

شكل (57)

الاستجابة بين الناتج والسياسة النقدية غير المتوقعة في المكسيك



المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

جدول (34)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في المكسيك

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 1982 – 2007			
Included observations: 26 after adjustments			
LUEM2	LEM2	LOGGDP	
-29.99414	5039744.	0.898878	LOGGDP(-1)
(1769067)	(2749345)	(0.18522)	
[-1.69548]	[1.83307]	[4.85302]	
-73.16268	0.009294	0.175983	LOGGDP(-2)
(1824832)	(0.23416)	(0.19106)	
[0.40093]	[0.03969]	[0.92109]	
-1.80E-08	-3211854.	-8.42E-09	LEM2(-1)
(2.0E-08)	(2836010)	(1.6E-08)	
[-0.91922]	[-1.13253]	[-0.53391]	
-0.359293	-0.009068	6.89E-09	LEM2(-2)
(0.15013)	(0.23332)	(1.6E-08)	
[-2.39317]	[-0.03886]	[0.43832]	
-0.277198	-0.055433	5.82E-09	LUEM2(-1)
(0.19578)	(0.30427)	(2.0E-08)	
[-1.41583]	[-0.18218]	[0.28379]	
0.348433	-0.018621	0.73846	LUEM2(-2)
(0.18747)	(0.29136)	(0.11067)	
[1.85858]	[-0.06391]	[6.67263](*)	
6994015.	-5496547.	-0.216436	C
(3544578)	(5508704)	(0.37112)	
[1.97316]	[-0.99779]	[-0.58320]	
0.473976	0.985049	0.979310	R-squared
0.307863	0.980327	0.972776	Adj. R-squared
4.00E+11	9.65E+11	0.004382	Sum sq. resides

145047.7	225421.7	0.015186	S.E. equation
2.853338	208.6333	149.8857	F-statistic
-341.8201	353.2838	76.05634	Log likelihood
26.83232	-27.71414	-5.312026	Akaike AIC
-27.17104	-28.05286	-4.973308	Schwarz SC
127301.8	1579878.	3.113462	Mean dependent
174347.2	1607179.	0.092041	S.D. dependent
2.13E+17		Determinant resid covariance (dof adj.)	
8.33E+16		Determinant resid covariance	
617.1680		Log likelihood	
-49.08985		Akaike information criterion	
-50.10600		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (1٪) تساوي (5.89).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة

من نتائج الاختبار وبعد تخلف فترتين زمنيتين، تم تحديد اثر الصدمة النقدية غير المتوقعة على الناتج بالاستناد على نتائج المعادلة الثالثة التخلف الثاني بالنسبة للسياسة النقدية غير المتوقعة، إذ ظهرت قيمة المعلمة المفسرة تختلف عن الصفر إضافة إلى أن قيمة (t) معنوية، أي أن الزيادة غير المتوقعة بمقدار وحدة واحدة تسبب تغير الناتج بمقدار (0.73)، فضلاً عن معنوية الاختبارات الإحصائية المتمثلة بقيم R^2 و القيمة المعنوية لـ F المحتسبة. كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (76.1)، أما معيار Akaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (5.3-)، كذلك قيمة معيار Schwarz بلغت (4.9-). أما المعادلة الثانية التخلف الثاني بالنسبة للناتج المحلي الإجمالي فكانت أفضل نموذج لتقدير العلاقة بين السياسة المتوقعة والناتج حيث أظهرت النتائج أن قيمة (α_2) لا تختلف عن الصفر مما يؤيد الفرضية بعدم تأثر الناتج بالسياسة النقدية المتوقعة كما ظهرت قيمة (t) غير معنوية، كذلك معنوية الاختبارات الإحصائية الأخرى المتمثلة بقيم R^2 البالغة (0.98) فضلاً عن القيمة المعنوية لـ F المحتسبة كما حدد

معيارlikelihood أعلى قيمة بلغت (353)، أما معياري Akaike، Schwarz فقد أظهرت نتائجهما قيم منخفضة (27.7-)، (4.9-) على التوالي.

6. اندنوسيا:

أظهرت نتائج اختبار السببية الذي يحدد اتجاه العلاقة السببية بين الناتج والسياسة النقدية المتوقعة وغير المتوقعة في اندنوسيا بعد تخلف أربع فترات زمنية نتائج تدعم مقترح عدم فعالية السياسة النقدية، في حين لم تثبت النتائج وجود علاقة سببية باتجاهين بين السياسة النقدية غير المتوقعة والناتج وكما يعرضها الجدول (35).

جدول (35)

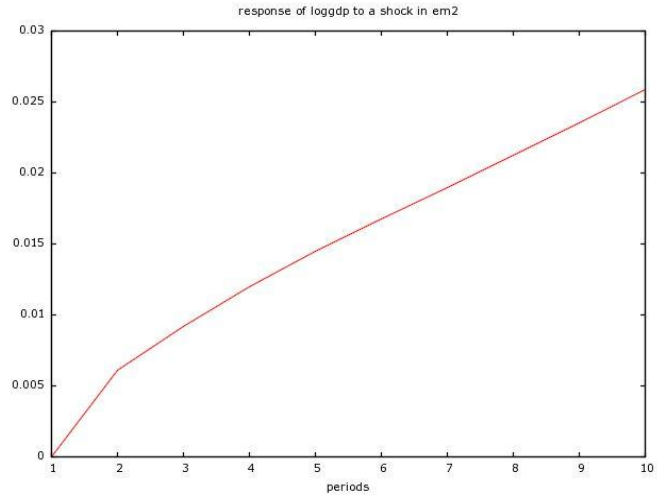
نتائج اختبار سببية (Granger) في اندنوسيا

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 – 2007			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.95013	0.17046	26	LEM2 does not Granger Cause LOGGDP
0.86694	0.30980		LOGGDP does not Granger Cause LEM2
1.10330	3.09267	26	LUEM2 does not Granger Cause LOGGDP
1.05887	2.39115		LOGGDP does not Granger Cause LUEM2

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

شكل (58)

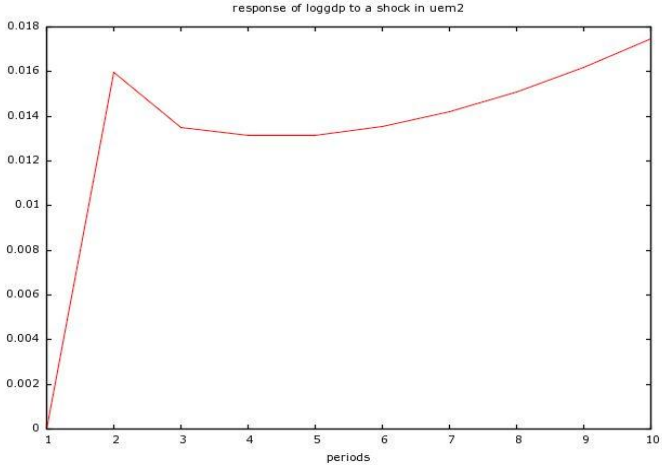
الاستجابة بين الناتج والسياسة النقدية المتوقعة في اندنوسيا



المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

شكل (59)

الاستجابة بين الناتج والسياسة النقدية غير المتوقعة في اندنوسيا



المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

أما الجدول (36) فيعرض مدى فاعلية المتغيرات الكمية لسنوات التخلف الامثل.

جدول (36)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في اندنوسيا

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 1982 - 2007			
Included observations: 26 after adjustments			
LUEM2	LEM2	LOGGDP	
10.76128	5.855132	0.828828	LOGGDP(-1)
(23.7212)	(26.4750)	(0.22512)	
[0.45366]	[0.22116]	[3.68171]	
12.41039	11.65324	-0.200903	LOGGDP(-2)
(24.3146)	(27.1373)	(0.23075)	
[0.51041]	[0.42942]	[-0.87064]	
0.091337	1.190147	0.000471	LEM2(-1)
(0.20795)	(0.23210)	(0.00197)	
[0.43922]	[5.12784]	[0.23877]	
-0.077183	0.012516	-0.000343	LEM2(-2)
(0.22120)	(0.24688)	(0.00210)	
[-0.34893]	[0.05069]	[-0.16327]	
-0.135424	0.821642	0.000847	LUEM2(-1)
(0.23051)	(0.25727)	(0.00219)	
[-0.58751]	[3.19375]	[0.38726]	
-0.359356	0.012481	0.000328	LUEM2(-2)
(0.30437)	(0.33970)	(0.00289)	
[-1.18067]	[0.03674]	[0.11371]	
-117.7678	-90.16728	2.125574	C
(110.314)	(123.121)	(1.04691)	
[-1.06757]	[-0.73235]	[2.03033]	
0.192405	0.650025	0.996136	R-squared
-0.062625	0.994916	0.539507	Adj. R-squared
18351.21	22859.36	1.652807	Sum sq. resides

31.07818	34.68608	0.294940	S.E. equation
0.754440	816.4600	5.881603	F-statistic
-122.1640	-1.069325	125.0197	Log likelihood
9.935693	0.620717	10.15536	Akaike AIC
10.27441	0.959436	10.49408	Schwarz SC
19.32346	451.4343	5.934615	Mean dependent
30.14849	486.4843	0.434633	S.D. dependent
98360.63		Determinant resid covariance (dof adj.)	
38385.04		Determinant resid covariance	
-247.8977		Log likelihood	
20.68444		Akaike information criterion	
21.70059		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة

بعد تخلف فترتين زمنيتين حددت المعادلة الثالثة التخلف الأول بالنسبة للسياسة النقدية المتوقعة كأفضل نموذج لتفسير اثر السياسة المتوقعة على الناتج حيث أظهرت نتائجها عدم فعالية السياسة المتوقعة في التأثير على الناتج خلال فترة الدراسة وهذا ما تفسره قيمة المعلمة (α_2) المساوية للصفر فضلاً عن قيمة t غير المعنوية. إضافة إلى معنوية الاختبارات الإحصائية مثل قيمة R^2 البالغة (0.99) فضلاً عن القيمة المعنوية لـ F المحتسبة وهذا يدعم مقترح عدم فعالية السياسة النقدية المتوقعة. إلا إن النتائج لم تثبت أثار السياسة النقدية غير المتوقعة على الناتج وهذا لا يخالف الفرضية بالكامل إلا أنه لم يظهر الأثر المعنوي للسياسة غير المتوقعة في التأثير على الناتج فضلاً عن قيم الاختبارات الإحصائية جميعها كانت قيم غير معنوية. وهذا يشير إلى رفض الفرضية المتعلقة بأثر السياسة غير المتوقعة على الناتج.

7. ماليزيا:

أظهرت نتائج اختبار سببية (Granger) في ماليزيا بعد تخلف فترتين نتائج تثبت إن السياسة النقدية المتوقعة لا تسبب التغيرات في الناتج، فضلاً عن عدم وجود علاقة سببية

بالاتجاه الثاني، في حين لم تثبت النتائج وجود علاقة سببية باتجاهين بين السياسة النقدية غير المتوقعة والناتج.

جدول (37)

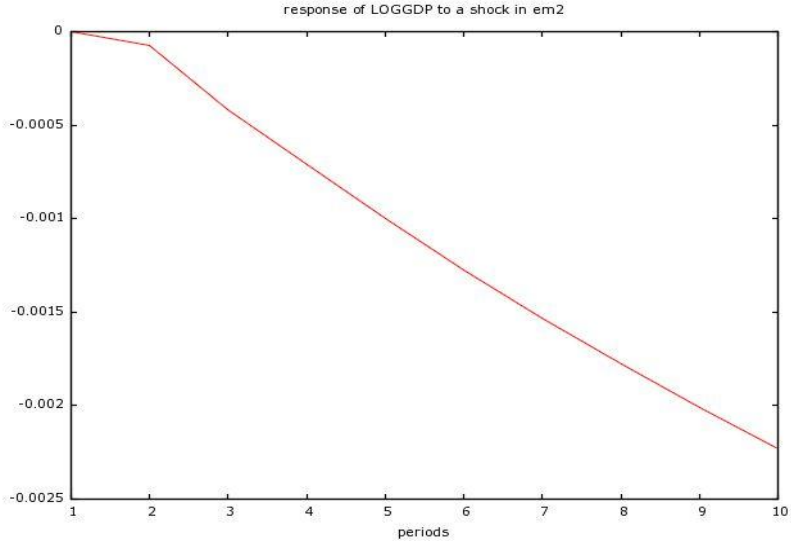
نتائج اختبار سببية (Granger) في ماليزيا

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 – 2007			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.77585	0.52659	26	LEM2 does not Granger Cause LOGGDP
0.09771	2.47663		LOGGDP does not Granger Cause LEM2
0.87720	0.37535	26	LUEM2 does not Granger Cause LOGGDP
0.40025	1.16784		LOGGDP does not Granger Cause LUEM2

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

شكل (60)

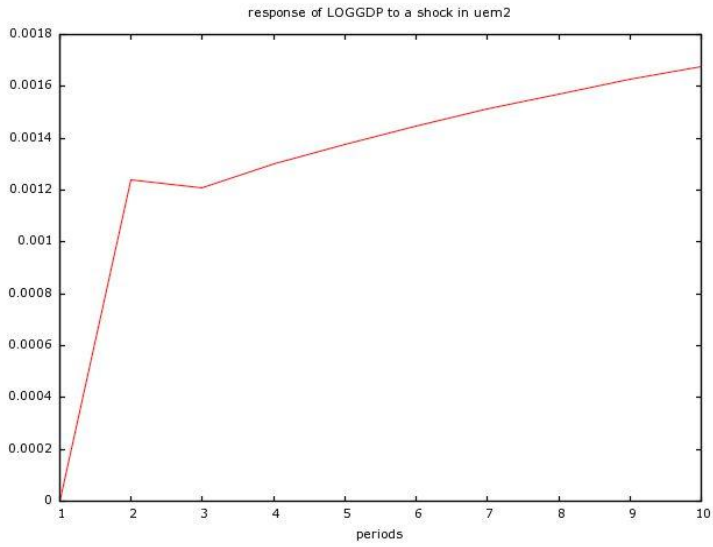
الاستجابة بين الناتج والسياسة النقدية الموقعة في ماليزيا



المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

شكل (61)

الاستجابة بين الناتج والسياسة النقدية غير الموقعة في ماليزيا



المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

جدول (38)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في ماليزيا

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 1982 - 2007			
Included observations: 26 after adjustments			
LUEM2	LEM2	LOGGDP	
26.47049	61.50481	0.000489	LOGGDP(-1)
(33.8987)	(234.256)	(0.00031)	
[0.78087]	[0.26255]	[1.58118]	
1.444378	77.89194	0.092585	LOGGDP(-2)
(1.97032)	(235.073)	(0.22916)	
[0.73307]	[0.33135]	[0.40402]	
-0.017175	0.759677	0.933399	LEM2(-1)
(0.04588)	(0.31702)	(0.22837)	

[-0.37437]	[2.39627]	[4.08730]	
0.023775	0.200176	0.000487	LEM2(-2)
(0.04796)	(0.33145)	(0.00032)	
[0.49569]	[0.60394]	[1.50632]	
-0.102603	-23.92850	0.002180	LUEM2(-1)
(0.28512)	(34.0168)	(0.00192)	
[-0.35986]	[-0.70343]	[1.13484]	
-0.196146	-1.991409	0.000587	LUEM2(-2)
(0.24483)	(1.69187)	(0.00165)	
[-0.80116]	[-1.17705]	[0.35589]	
-0.422496	-237.4464	-0.022419	C
(15.5531)	(107.479)	(0.10478)	
[-0.02716]	[-2.20923]	[-0.21397]	
0.176145	0.991089	0.990156	R-squared
-0.084020	0.988274	0.987047	Adj. R-squared
232.4090	11098.64	0.010547	Sum sq. resides
3.497436	24.16897	0.023561	S.E. equation
0.677053	352.1803	318.5150	F-statistic
-65.36763	-115.6267	64.63717	Log likelihood
5.566741	9.432820	-4.433628	Akaike AIC
5.905459	9.771538	-4.094910	Schwarz SC
5.247308	282.0423	2.155000	Mean dependent
3.359164	223.1979	0.207022	S.D. dependent
3.314855		Determinant resid covariance (dof adj.)	
1.293616		Determinant resid covariance	
114.0239		Log likelihood	
-10.38646		Akaike information criterion	
-11.40261		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة

أظهرت النتائج بعد تخلف فترتين زمنيتين أن المعادلة الثالثة التخلف الثاني بالنسبة للسياسة النقدية المتوقعة تفسر عدم فعالية السياسة النقدية على الناتج والدليل على ذلك أن قيمة المعلمة ظهرت مساوية للصفر كما أن قيمة (t) لم تكن معنوية وهذا يساند النظرية فضلاً عن معنوية الاختبارات الإحصائية المتمثلة بقيمة R^2 التي بلغت (0.99) إضافة إلى أن قيمة F المحتسبة اكبر من قيمتها الجدولية وهذا يعطي قدرة معنوية للنموذج على تفسير الفرضية في ماليزيا، كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (64.6) أما معيار Akaike فقد سجل أدنى (4.4-) كذلك قيمة معيار Schwarz (4.1–). في حين لم تستطع النتائج تحليل اثر الصدمة النقدية على الناتج رغم مطابقة قيمة المعلمة α_1 مطابقة للفرضية حيث ظهرت قيمتها اكبر من الصفر في أكثر من معادلة ألا أن قيمة (t) لم تكن معنوية فضلاً عن عدم معنوية الاختبارات الإحصائية الأخرى إذ ظهرت قيمة R^2 (0.2) كذلك قيمة F المحتسبة أصغر من قيمتها الجدولية، كما أن معيار likelihood بلغ قيمة منخفضة كذلك معيار Akaike بلغ قيمة مرتفعة وهذا غير مقبول عند اختيار النموذج ،

8. جنوب أفريقيا:

يفسر الجدول (39) نتائج اختبار السببية في جنوب أفريقيا

جدول (39)

نتائج اختبار سببية (Granger) في جنوب أفريقيا

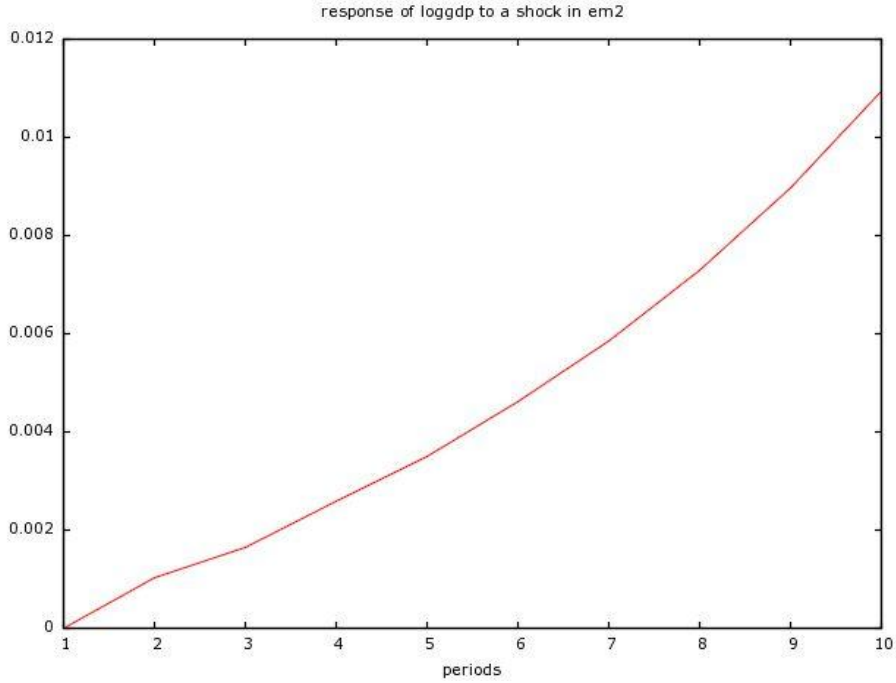
Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 1980 - 2007			
Lags: 4			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.70484	0.62958	24	LEM2 does not Granger Cause LOGGDP
0.22349	1.71735		LOGGDP does not Granger Cause LEM2
0.00920	6.69746	24	LUEM2 does not Granger Cause LOGGDP
0.00209	8.28658		LOGGDP does not Granger Cause LUEM2

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

أظهرت نتائج السببية بعد تخلف أربع فترات زمنية عدم وجود علاقة سببية باتجاهين بين السياسة النقدية المتوقعة والناتج أي إن التغيرات في السياسة النقدية المتوقعة لا تسبب تغيرات الناتج. في حين أظهرت النتائج وجود علاقة سببية باتجاهين بين السياسة النقدية غير المتوقعة والناتج.

شكل (62)

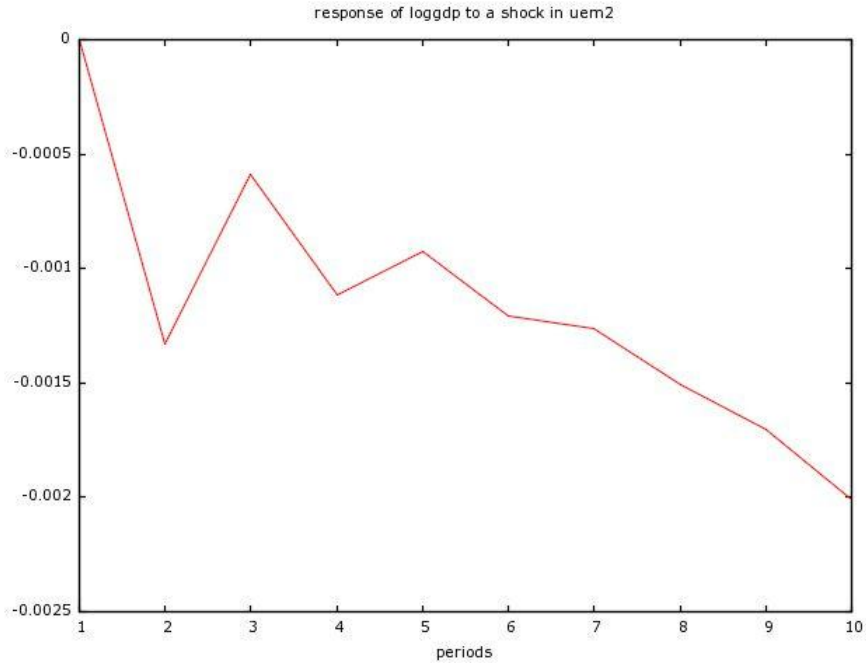
الاستجابة بين الناتج والسياسة النقدية المتوقعة في جنوب أفريقيا



المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

شكل (63)

الاستجابة بين الناتج والسياسة النقدية غير المتوقعة في جنوب أفريقيا



المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

جدول (40)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في جنوب أفريقيا

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 1984 - 2007			
Included observations: 24 after adjustments			
LUEM2	LEM2	LOGGDP	
123.6209	288.3969	0.756129	LOGGDP(-1)
(276.411)	(448.564)	(0.27244)	
[0.44724]	[0.64293]	[2.77542]	
-492.3645	-465.3568	-0.006722	LOGGDP(-2)
(374.561)	(607.844)	(0.36918)	
[-1.31451]	[-0.76559]	[-0.01821]	
268.0987	-390.6180	0.103331	LOGGDP(-3)

(367.489)	(596.367)	(0.36221)	
[0.72954]	[-0.65500]	[0.28528]	
0.998061	-102.9883	0.009437	LOGGDP(-4)
(0.10300)	(479.218)	(0.29106)	
[9.68991](*)	[-0.21491]	[0.03242]	
0.156200	2.131786	-0.000225	LEM2(-1)
(0.22867)	(0.37109)	(0.00023)	
[0.68309]	[5.74471]	[-0.99711]	
0.024139	-1.684806	0.000330	LEM2(-2)
(0.41759)	(0.67767)	(0.00041)	
[0.05781]	[-2.48617]	[0.80276]	
-0.092068	1.355456	-0.000497	LEM2(-3)
(0.42948)	(0.69696)	(0.00042)	
[-0.21437]	[1.94480]	[-1.17414]	
-0.151024	-0.592546	0.000559	LEM2(-4)
(0.28590)	(0.46396)	(0.00028)	
[-0.52825]	[-1.27716]	[1.98482]	
-0.882556	-1.241730	2.33E-05	LUEM2(-1)
(0.32222)	(0.52291)	(0.00032)	
[-2.73897]	[-2.37466]	[0.07323]	
-0.130074	0.541360	-9.34E-05	LUEM2(-2)
(0.37824)	(0.61382)	(0.00037)	
[-0.34389]	[0.88195]	[-0.25056]	
-0.320784	-0.201554	-0.000174	LUEM2(-3)
(0.38906)	(0.63138)	(0.00038)	
[-0.82450]	[-0.31923]	[-0.45459]	
0.029516	-0.055906	-0.000526	LUEM2(-4)
(0.33300)	(0.54039)	(0.00033)	
[0.08864]	[-0.10345]	[-1.60159]	
-527.4991	1900.195	0.399695	C
(804.446)	(1305.47)	(0.79288)	

[-0.65573]	[1.45557]	[0.50410]	
0.999172	0.693975	0.992020	R-squared
0.998269	0.360130	0.983314	Adj. R-squared
2470.529	938.1033	0.000911	Sum sq. resids
14.98644	9.234832	0.009102	S.E. equation
1106.274	2.078732	113.9476	F-statistic
78.04420	-89.66413	88.08936	Log likelihood
-7.587017	8.555344	-6.257447	Akaike AIC
-8.225129	9.193456	-5.619334	Schwarz SC
10.27208	409.6354	2.927917	Mean dependent
11.54471	360.1940	0.070463	S.D. dependent
0.625689		Determinant resid covariance (dof adj.)	
0.060242		Determinant resid covariance	
68.45105		Log likelihood	
-8.954254		Akaike information criterion	
-10.86859		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (5٪) تساوي (6.87).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة

أظهرت نتائج الاختبار بعد تخلف أربع فترات زمنية أن المعادلة الأولى التخلف الرابع بالنسبة للناتج المحلي الإجمالي قيمها تفسر الفرضية وتثبت أثر السياسة غير المتوقعة على الناتج، أي إن الزيادة غير المتوقعة للمعروض النقدي بمقدار وحدة واحدة تؤدي إلى زيادة الناتج بمقدار (0.99). فضلاً عن معنوية الاختبارات الإحصائية الأخرى المتمثلة بقيمة R^2 (0.99) و قيمة F المحتسبة، كما حددت النتائج معنوية معيار likelihood الذي بلغ القيمة (68)، كذلك الحال بالنسبة لمعياري Akaike و Schwarz كانت نتائجهما قيم منخفضة (7.6-)، (8.2-) على التوالي . وهذا يدعم النتائج الايجابية للنموذج. في حين تم الاستناد على المعادلة الثالثة التخلف الرابع بالنسبة للسياسة النقدية المتوقعة في تفسير أثر الصدمة النقدية على الناتج حيث

ظهرت قيمة المعلمة α_2 مساوية للصفر فضلاً عن عدم معنوية t المحتسبة ، كما أن نتائج الاختبارات الإحصائية جميعها معنوية إذ بلغت قيمة R^2 (0.99) فضلاً عن أن قيمة F المحتسبة اكبر من قيمتها الجدولية وهذا يفسر النتائج المعنوية والايجابية في النموذج. كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (88)، أما معيار Akaike فقد سجل (6.2-)، كذلك معيار Schwarz بلغ (5.6-).

الفصل الرابع

اختبار فرضية السوق الكفؤة

اولا. فرضية مستوى الكفاءة الضعيف (WFH)

إن اختبار فرضية مستوى الكفاءة الضعيف (WFH) لاسواق أسهم ناشئة مختارة يستلزم توافر خاصية رئيسية في تقلبات أسعار الأسهم ، وهي أن تكون ذات سلوك عشوائي، أي:

1. تقلبات أسعار الأسهم لها خصائص التوزيع الطبيعي.
2. تقلبات أسعار الأسهم مستقلة عن المعلومات السابقة (التاريخية).

وذلك من خلال إجراء الاختبارات الإحصائية اللازمة التي يمكن الحصول عليها، باستخدام البرنامج الإحصائي SPSS (10.5)، وكما يلي:

أولا: - تحديد المتغيرات وتهيئة البيانات

(Y_t) :- التغير في مؤشر أسعار الأسهم للسوق في الزمن (t).

$$Y_t = \log\left(SP_t / SP_{t-1}\right) \quad \text{.....(1)}$$

إذ أن:

- SP_t : مؤشر أسعار الأسهم للسوق في الزمن (t)
- SP_{t-1} : مؤشر أسعار الأسهم للسوق في الزمن (t-1)

والبيانات المستخدمة هي أسعار الإغلاق الشهرية لمؤشر الأسهم للأسواق الناشئة "المختارة" وللمدة (1996/6/1-2004/21/1) وبواقع (102) مشاهدة لكل سوق. (*)

(*) راجع الملحق / 1 من الدراسة.

ثانياً: - النموذج:

نستخدم الاختبارات الإحصائية الآتية [*]

1. الاختبارات اللامعلمية (Non- parametic tests)

وتشمل:

أ- اختبار (kolmogorov- smirnov test)(K-S)

الذي يستخدم عند مقارنة توزيع مشاهدات عينة مع توزيع نظري (التوزيع الطبيعي)، ويستخدم كذلك لاستخراج درجة ملائمة البيانات، اذ يتم تحديد توزيع التكرارات النظرية المتراكمة ومقارنتها بتوزيع تكرارات المشاهدة.

ب. الاختبار المتكرر (Run Test)

يعتمد هذا الاختبار على التكرار، ودرجة التتابع في أسعار الأسهم ، فإذا ما اتضح من تحليل هذا الاختبار، بان هناك تغيرات سعرية (+ , 0 , -) تحدث اكثر أو اقل مما هو متوقع من سلسلة الأرقام العشوائية، فان هذا يعد دليلاً على أن هناك نوعاً من الحركة غير العشوائية في أسعار الأسهم .

2. الاختبارات المعلمية: (Parametric tests)

وتستخدم هذه الاختبارات لتأكيد النتائج التي تم التوصل اليها من الاختبارات اللامعلمية (كخطوة أولى) ومن هذه الاختبارات:

3. اختبار الارتباط الذاتي: (Auto – correlation test)

الذي يختبر الاعتمادية (Dependence) أو الاستقلالية (Independence) في المتغيرات العشوائية (e) في السلسلة الزمنية.

وتستخدم للعينات الكبيرة، إحصائية (Ljung-box) [1]، ومن خلال توزيع (χ^2) مع درجات حرية (m):

(*) ...الدراسات التطبيقية لفرضية (WFH) استخدمت هذه الاختبارات، راجع (ف1/ م2) من الدراسة.

(1) Miler M. Dryden, Filter Jests… Op. cit, p. 265.

$$LB = n(n+2)\sum^{m} K-1\left(\hat{P}_K^2 / n-K\right)= \chi^2 \quad \text{.....(2)}$$

إذ أن:

$\hat{P}_K^2$: معلمات الارتباط الذاتي بالتأخر K (log)

n: حجم العينة.

ثالثاً: - تطبيق النموذج

1. اختبار (K-S).

بما أن عدد المشاهدات اكبر من (30) مشاهدة، فان استخدام الطريقة اللامعلمية في اختبار (k-S one –sample test) لاختبار التوزيع الطبيعي لهذه البيانات، هي طريقة (D) المحسوبة [2] وباللجوء إلى المعادلة الآتية لاستخراج قيمة (D) المحسوبة والمرتبطة باختبار (K-S) والموجودة في البرنامج الإحصائي (SPSS):

$$D = Max.\left| f_{\circ}(x)- f_T(x)\right| \quad \text{.....(3)}$$

إذ أن:

$f_{\circ}(x)$: التكرارات المتراكمة للمشاهدات المتمثلة بأسعار إغلاق مؤشر الأسهم للسوق.

وتحسب $f_{\circ}(x)$ من خلال المعادلة الآتية:

$$f_{\circ}(x)= K / n \quad \text{.....(4)}$$

إذ أن:

K: عدد المشاهدات التي تساوي أو اقل من (x)

n: المشاهدات لأسعار إغلاق مؤشر الأسهم للسوق

(f_T): توزيع التكرارات المتراكمة النظرية "التوزيع الطبيعي" لأسعار إغلاق مؤشر الأسهم للسوق.

(2) Donald R. Cooper, C.William Emory, Business Methods, 5th Ed., Irwin, Inc., N.Y., 1995, pp. 647-648.

ولاستخراج العلاقة بين (D) المحسوبة و (D^*) الجدولية لابد من احتساب قيمة (D^*) الجدولية، وتحسب من المعادلة الآتية [1]:

$$D^* = \frac{1.36}{\sqrt{n}} \quad \text{.....(4)}$$

إذ أن:

D^*: القيمة الجدولية

n: عدد المشاهدات لكل سوق من أسواق الأسهم (عينة الدراسة)

1.36: قيمة ثابتة.

فإذا كانت قيمة (D^*) الجدولية اكبر من قيمة (D) المحسوبة، والتي تم احتسابها باستخدام برنامج (SPSS) وعند مستوى دلالة (5%)، فان البيانات الشهرية المتعلقة بتغيرات أسعار إغلاق مؤشر الأسهم لاسواق العينة لا تخضع لتوزيع طبيعي، والعكس صحيح.

ومن خلال تطبيق المعادلة (4) يظهر في جدول (41) بان هناك أربعة أسواق تخضع للتوزيع الطبيعي، وهي: جاكارتا، المكسيكية، ساوباولو، بوينس آيرس، في حين لم تخضع تقلبات أسعار سوق كوالالمبور والكورية للتوزيع الطبيعي.

وتم إخضاع البيانات لاختبار التوزيع الطبيعي من خلال جدول (14) لمعرفة فيما إذا كانت هذه البيانات تخضع للتوزيع الطبيعي وذلك عن طريق البرنامج الإحصائي (SPSS)، وبما أن التوزيع الطبيعي ذو طرفين (2Tailed) وعند مستوى دلالة (α=0.05)، فان قيمة (α-2=0.025)، وبناءً عليه، نقبل الفرضية إذا كانت قيمة (α) المحسوبة > (0.025) لوقوعها في منطقة القبول، ونرفض الفرضية إذا كانت قيمة (α) المحسوبة < (0.025) لوقوعها في منطقة الرفض.

ويظهر من جدول (42) أن هناك أربعة أسواق أظهرت تغيرات مؤشر أسعارها، خلال المدة (1996-2004)، تمتعها بتوزيع طبيعي، وهي: جاكارتا، المكسيكية، ساوباولو، وبوينس آيرس وفي المقابل اظهر التحليل إن تغيرات مؤشر أسعار الأسهم لسوقي كوالالمبور، والكورية لا يخضعا للتوزيع الطبيعي

(1) Ibid, p. 648.

جدول (41)

نتائج اختبار التوزيع الطبيعي باستخدام طريقة D

لاسواق أسهم عينة الدراسة

السوق	عدد المشاهدات	قيمة D^* الجدولية	قيمة D المحسوبة	نتيجة التوزيع الطبيعي
كوالالمبور	101	0.1353	0.0913	غير موزع
جاكارتا	101	0.1353	0.2635	موزع
الكورية	101	0.1353	0.1006	غير موزع
المكسيكية	101	0.1353	0.3680	موزع
ساوباولو	101	0.1353	0.18607	موزع
بوينس آيرس	101	0.1353	0.7836	موزع

المصدر: البرنامج الاحصائي SPSS

جدول (42)

نتائج اختبار التوزيع الطبيعي لأسعار إغلاق مؤشر الأسهم لاسواق العينة باستخدام قيمة α (*)

Market	α Sig. (2Tailed)	Std. deviation	Mean	Obs.
كوالالمبور	0.1336	4.241 E 02	-2.33 E 03	101
جاكارتا	0.2777	4.380 E 02	1.361 E 03	101
الكورية	0.7629	4.693 E 02	1.338 E 03	101
المكسيكية	0.00	3.516 E 02	5.187 E 03	101
ساوباولو	0.02144	0.1100	-3.77 E 03	101
بوينس آيرس	0.00	5.323 E 02	3.247 E 03	101

المصدر: البرنامج الاحصلئي

(*) قيمة α: قيمة احتسبت باستخدام برنامج SPSS لتبين مدى وقوع البيانات ضمن منطقة القبول أو الرفض في التوزيع الطبيعي بالاعتماد على مستوى دلالة = (0.05).

2. اختبار (Run test)

تشير نتائج اختبار (Run test) كما يوضحها جدول (43) الآتي:

- إن عدد نقاط الانقلاب المتوقعة يفوق عدد مرات الانقلاب الفعلية التي توجد في بيانات أسعار الأسهم الخاصة بسوقي كوالالمبور، والكورية في حين ظهر العكس في أسواق جاكارتا، المكسيكية، ساوباولو، وبوينس آيرس.
- وللتحقق من النتيجة التي تم التوصل إليها، نعمد إلى حساب (The test is significant at or Exceeding (Z))، إذ يتضح من أن احتمالات سوقي كوالالمبور، والكورية تقترب من الصفر، وان ذلك يشير إلى انخفاض نقاط الانقلاب في البيانات الخاصة بأسعار الأسهم للسوقين المذكورين، مما يؤدي لامكانية تمهيد خط يماثل الاتجاه (Trend) ويحاكي سلوك هذه البيانات بدرجة كبيرة من الدقة، بما ينفي صفة العشوائية عن هذين السوقين.
- إن البيانات الخاصة بأسواق جاكارتا، المكسيكية، ساوباولو، وبوينس آيرس تسلك السلوك العشوائي، إذا كانت قيم (Z) المحسوبة تقع ضمن الإطار المحدد لقيمتها الجدولية وهي (+ 1.96,1.96-) مما يؤكد على دلالتها عند مستوى معنوية (0.05).

جدول (43)

نتائج الاختبار المتكرر (run test) لاسواق عينة الدراسة

Market index	Total Cases	Number of Run	Z	Asymp. Sig(*) 2- Tailed
كوالالمبور	101	53	- 2.299	0.021
جاكارتا	101	46	0.99	0.484
الكورية	101	51	- 1.499	0.043
المكسيكية	101	48	0.919	0.368
ساوباولو	101	45	0.699	0.921
بوينس آيرس	101	40	1.099	0.763

المصدر: البرنامج الاحصائي

(*) مستوى معنوية (0.05)

3. اختبار الارتباط الذاتي:

يشير اختبار الارتباط الذاتي للبواقي (e)، كما يظهر في جدول (16) الآتي:

- أظهرت نتائج سوق كوالالمبور للأوراق المالية، وجود ارتباط ذاتي موجب في (lag 7) , (9lag)، وارتباط ذاتي سالب في (lag 4).
- أظهرت نتائج سوق الأسهم الكورية معنوية إحصائية بمستوى دلالة (5%) في (lag1)، مما يشير إلى وجود ارتباط ذاتي موجب.
- لم تظهر باقي أسواق عينة الدراسة (جاكارتا، المكسيكية، ساوباولو، بوينس آيرس) أي معنوية إحصائية لمعلمة البواقي، مما يؤكد أن البواقي تمثل تغيرات عشوائية.

يتضح مما تقدم، إن سلوك أسعار الأسهم عشوائي في أسواق جاكارتا، المكسيكية، ساوباولو، بوينس آيرس، ومن ثم لا توجد أية روابط بين تقلبات الأسعار التاريخية (الماضية) والمستقبلية، وهذا يعني إن الماضي ليس له علاقة بالحاضر ولا بالمستقبل، ومن ثم لا نستطيع الاعتماد على الأسعار التاريخية (السابقة) من اجل البحث عن فرص تحقيق أرباح غير اعتيادية، وهذه النتيجة تمثل أهم الدروس المستفادة من فرضية مستوى الكفاءة الضعيف.

في حين اتسمت تقلبات أسعار الأسهم باللاعشوائية في أسواق كوالالمبور والكورية، وهذا يعني إمكانية قيام بعض المضاربين باستغلال نمط تقلبات أسعار الأسهم في فترات سابقة من اجل التنبؤ بأسعارها في فترات مقبلة، ومن ثم تحقيق أرباح غير اعتيادية، ومن ثم فقد تم رفض الفرضية التي تدعم كفاءة سوقي كوالالمبور، والكورية للأوراق المالية عند المستوى الضعيف.

ثانياً: - فرضية مستوى الكفاءة شبة القوي (SSF)

1: توصيف النموذج:

تستند فرضية السوق الكفؤة على أن وحدات اتخاذ القرار تستخدم كافة المعلومات المتاحة بكفاءة لتوقع حجم واتجاهات المتغيرات الاقتصادية في المستقبل لذا تعتمد أسعار الأسهم على ما سيحدث للمتغيرات الاقتصادية في المستقبل، مع تجنب عمل أخطاء متكررة في هذا الشأن. فإذا كان سوق الأسهم كفؤاً فيكون الجزء غير المتوقع فقط من السياسة النقدية هو المؤثر

على أسعار الأسهم. كذلك تفترض أن أسعار الأسهم مرنة تجاه السياسة المتوقعة مما يجعل السوق يتسم بالتوازن حتى في الأجل القصير.

يستخدم النموذج اثر التوقعات العقلانية بشأن السياسة النقدية على أسعار الأسهم من خلال اختبار سببية (Granger) ثم تطبيق نموذج (VAR)، لقياس أثر السياسة النقدية المتوقعة وغير المتوقعة على كفاءة السوق، بالاستناد على العلاقة بين أسعار الأسهم وعرض النقد (الضيق والواسع) في عينة الدراسة بالاعتماد على بيانات شهرية تمتد للفترة من (أب 2003 – كانون الأول 2007) وبالصيغ اللوغارتيمية لاختبار واثبات فرضية الدراسة القائمة على أن الجزء غير المتوقع من السياسة النقدية فقط هو الذي سيؤثر على أسعار الأسهم، كما أنها تستجيب للتغيرات الحاصلة في السياسة النقدية المتوقعة وليس هناك جمود (عدم استجابة) تجاه تلك التغيرات، وإذا ما تحققت هذه الفرضية فهذا يعني وجود تعديل آني للأسعار للجزء المتوقع من السياسة، وعليه سيتم تقدير النموذج وفق المعادلة الأساسية التالية:

$$SP_{it} = C_i + \alpha_1 (m_t - m_t^e) + \alpha_2 m_t^e + \varepsilon_t \quad .....(1)$$

حيث إن:

SP_{it} : تشير إلى سعر السهم في الفترة t.

($m_t - m_t^e$): تمثل السياسة النقدية غير المتوقعة.

m_t^e : تمثل الجزء المتوقع من السياسة النقدية. والذي تم تقديره بالاستناد على برنامج gritl.

ε_t : حد الخطأ العشوائي بمتوسط حسابي صفر وتباين ثابت.

وتنحصر الفرضية محل الاختبار في أن تكون قيمة (α_1) اكبر من الصفر أي أن التغيرات غير المتوقعة في السياسة النقدية تسبب التغيرات في أسعار الأسهم وبالتالي تؤثر على كفاءة السوق، أما قيمة (α_2) ينبغي أن تكون قيمتها مساوية للصفر وهذا يمثل الاستجابة التامة للأسعار للجزء المتوقع من السياسة النقدية، فضلاً عن كونها لا تؤثر على كفاءة السوق.

جرى اختبار فرضية السوق الكفؤة في دول متقدمة وأخرى اقل تقدماً، مرة باستخدام عرض النقد الضيق ($m1$) وثانية باستخدام عرض النقد الواسع ($m2$) للمدة المذكورة، وبالاعتماد على نتائج سببية (Granger) التي تحدد طبيعة العلاقة السببية بين المتغيرات الداخلة في الاختبار. وتحديد الاحتمالية (التي كل ما كانت قيمتها منخفضة فهذا دليل على

أن احتمال رفض النتائج قليل جداً)، ثم مقارنة قيمة (F) المحتسبة مع قيمتها الجدولية عند مستوى معنوية (5 ٪) لفترات مختلفة من التخلف ، بعدها يتم قياس اثر المتغيرات الكمية وتحديد فعاليتها بالاستناد إلى برنامج (VAR) في الدول عينة الدراسة .

1. الولايات المتحدة الأمريكية

نتائج تحليل اختبار السببية:

جرى اختبار سببية (Granger) لغرض التعرف على مدى كفاءة سوق نيويورك للأوراق المالية باستخدام عرض النقد الضيق (*m*1) وظهرت النتائج الواردة في الجدول (44)

جدول (44)

نتائج اختبار سببية (Granger) في الولايات المتحدة الأمريكية

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 53			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.81511	0.20534	51	LEM1 does not Granger Cause LSP
0.75912	0.27726		LSP does not Granger Cause LEM1
0.00975	6.39030	51	LUEM1 does not Granger Cause LSP
0.01132	5.95744		LSP does not Granger Cause LUEM1

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي Eviews 7

نتائج تحليل نموذج (VAR)

بعد تخلف فترتين زمنيتين أظهرت النتائج عدم وجود علاقة سببية باتجاهين بين أسعار الأسهم والمتوقع من المعروض النقدي بالمعنى الضيق، أي إن التغيرات في عرض النقد الضيق المتوقع لا تسبب التغيرات أسعار الأسهم وبالعكس، كما أظهرت النتائج وجود علاقة سببية باتجاهين بين أسعار الأسهم والسياسة النقدية غير المتوقعة فضلاً عن انخفاض قيم الاحتمالية، أي إن التغيرات في السياسة النقدية غير المتوقعة تسبب التغيرات في أسعار الأسهم. وللتأكد من فعالية المتغيرات وتحديد أثرها جرى استخدام برنامج (VAR) والواردة نتائجه في الجدول (45).

جدول (45)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في الولايات المتحدة

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 53			
Included observations: 51 after adjustments			
LUEM1	LEM1	LSP	
-0.000262	0.000431	0.762186	LSP(-1)
(0.00235)	(0.00302)	(0.14970)	
[-0.11151]	[0.14277]	[5.09144]	
-0.000235	-0.000831	0.070131	LSP(-2)
(0.00231)	(0.00297)	(0.14742)	
[-0.10143]	[-0.27970]	[0.47571]	
0.092339	-0.240685	-0.569503	LEM1(-1)
(0.12481)	(9.77133)	(7.95588)	
[0.73986]	[-0.02463]	[-0.07158]	
-0.081735	0.108138	1.543052	LEM1(-2)
(0.12896)	(0.16565)	(8.22084)	
[-0.63379]	[0.65280]	[0.18770]	
0.699011	-0.028827	0.141970	LUEM1(-1)
(0.15564)	(0.19992)	(9.92143)	
[4.49120]	[-0.14419]	[0.01431]	
-0.209668	-0.066145	0.961407	LUEM1(-2)
(0.15329)	(0.19690)	(0.16031)	
[-1.36783]	[-0.33594]	[5.99717](*)	
8.019415	-8.824668	-2629.399	C
(164.593)	(211.420)	(10492.1)	
[0.04872]	[-0.04174]	[-0.25061]	
0.419020	0.965206	0.711443	R-squared
0.339796	0.960461	0.672094	Adj. R-squared
1423941.	2349437.	5.79E+09	Sum sq. resides

179.8953	231.0764	11467.60	S.E. equation
5.289021	203.4297	18.08047	F-statistic
-333.4123	346.1813	545.3125	Log likelihood
13.34950	-13.85025	-21.65931	Akaike AIC
13.61465	-14.11540	-21.92447	Schwarz SC
133.3549	6423.073	23345.59	Mean dependent
221.4015	1162.100	20026.18	S.D. dependent
1.96E+17		Determinant resid covariance (dof adj.)	
1.26E+17		Determinant resid covariance	
1221.174		Log likelihood	
-48.71272		Akaike information criterion	
-49.50817		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (10 ٪) تساوي (2.02).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

أكدت نتائج الاختبار بعد تخلف فترتين زمنيتين إن المعادلة الثالثة التخلف الثاني بالنسبة للسياسة النقدية غير المتوقعة مطابقة للنتائج المذكورة ضمن اختبار السببية وتدعم الفرضية، حيث ظهرت قيمة المعلمة (α_1) اكبر من صفر فضلاً عن قيمة t المعنوية وهذا يشير إلى التغيرات غير المتوقعة في السياسة النقدية تسبب التغيرات في أسعار الأسهم وبالتالي تؤثر على كفاءة السوق، كذلك نتائج الاختبارات القياسية الأخرى تدعم النموذج حيث ظهرت قيمة R^2 تفسر (0.71) من التغيرات التفسيرية فضلاً عن القيمة المعنوية لاختبار F وهذا يشير إلى قبول النموذج فضلاً عن معنويته في تفسير الفرضية، كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (545.5) أما معيارAkaike فقد سجل (21.6-)، كذلك قيمة معامل Schwarz (21.9-)، وهذا يدعم النتائج الايجابية والمعنوية للنموذج. ولتقدير مدى معنوية السياسة المتوقعة لعرض النقد تم اعتماد المعادلة الثانية التخلف الأول بالنسبة لأسعار الأسهم كأفضل نموذج لتفسير اثر السياسة المتوقعة على أسعار الأسهم حيث ظهرت قيمة (α_2) مساوية للصفر كما إن قيمة t غير

معنوية، فضلاً عن معنوية الاختبارات الإحصائية الأخرى المتمثلة بقيم R^2 البالغة (0.96) فضلاً عن معنوية قيمة F المحتسبة. كما حدد معيار likelihood قيمة مرتفعة بلغت (346.2) أما معيارAkaike فقد سجل (13.9-) أما قيمة معامل Schwarz (14.1–) كل هذه النتائج تدعم الفرضية وتثبت انعدام اثر السياسة المتوقعة على أسعار الأسهم. وبالتالي تشير النتائج إلى قبول الفرضية باستخدام عرض النقد الضيق. ولغرض التأكد من عدم حساسية النتائج فقد تم استبدال التعريف الضيق بالتعريف الواسع ($m2$) والمبينة نتائجه في الجدول (45).

جدول (46)

نتائج اختبار سببية (Granger) في الولايات المتحدة الأمريكية

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 53			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.09386	2.49186	51	LEM2 does not Granger Cause LSP
0.91759	0.08616		LSP does not Granger Cause LEM2
0.01906	7.10207	51	LUEM2 does not Granger Cause LSP
0.00042	9.23523		LSP does not Granger Cause LUEM2

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

أظهرت نتائج اختبار السببية بعد تخلف فترتين زمنيتين إن أسعار الأسهم لا تستجيب للتغيرات الحاصلة في السياسة النقدية المتوقعة باستخدام عرض النقد الواسع بدليل عدم وجود علاقة سببية، في حين أظهرت النتائج بالإضافة إلى قيم الاحتمالية المنخفضة وجود علاقة سببية باتجاهين بين أسعار الأسهم والسياسة النقدية غير المتوقعة، أي إن السياسة النقدية غير المتوقعة تسبب التغيرات في أسعار الأسهم وبالعكس.

جدول (47)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في الولايات المتحدة الأمريكية

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 53			
Included observations: 51 after adjustments			
LUEM2	LEM2	LSP	
1.00522	12.94842	0.665161	LSP(-1)
(0.11032)	(10.8790)	(0.14864)	
[9.1118](*)	[1.19022]	[4.47492]	
0.000769	-4.46E-05	0.032842	LSP(-2)
(0.00055)	(0.00147)	(0.14467)	
[1.39179]	[-0.03040]	[0.22701]	
-0.133172	-0.000583	0.000911	LEM2(-1)
(0.04045)	(0.00054)	(0.00151)	
[-3.29249]	[-1.08460]	[0.60438]	
0.097902	-0.310547	-18.37551	LEM2(-2)
(0.03960)	(0.10800)	(10.6506)	
[2.47240]	[-2.87533]	[-1.72530]	
0.718292	1.591598	-23.87337	LUEM2(-1)
(0.14100)	(0.38459)	(37.9253)	
[5.09417]	[4.13846]	[-0.62948]	
0.115584	-1.958203	-0.305044	LUEM2(-2)
(0.12510)	(0.34120)	(33.6470)	
[0.92396]	[-5.73914]	[-0.00907]	
385.2823	1527.820	65009.97	C
(132.177)	(360.515)	(35551.6)	
[2.91489]	[4.23788]	[1.82861]	
0.713230	0.958410	0.741129	R-squared
0.674125	0.952739	0.705828	Adj. R-squared
71753.96	533801.5	5.19E+09	Sum sq. resides

40.38281	110.1447	10861.72	S.E. equation
18.23884	168.9909	20.99480	F-statistic
257.2198	-308.3927	542.5441	Log likelihood
-10.36156	12.36834	-21.55075	Akaike AIC
-10.62671	12.63349	-21.81590	Schwarz SC
95.06667	10548.72	23345.59	Mean dependent
70.74097	506.6525	20026.18	S.D. dependent
9.33E+14		Determinant resid covariance (dof adj.)	
5.99E+14		Determinant resid covariance	
-1084.778		Log likelihood	
43.36383		Akaike information criterion	
44.15929		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (5٪) تساوي (6.87).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

أكدت نتائج الاختبار بعد تخلف فترتين زمنيتين أن المعادلة الأولى التخلف الأول بالنسبة لأسعار الأسهم مطابقة للفرضية حيث ظهرت قيمة المعلمة (α_1) اكبر من الصفر، فضلاً عن قيمة t المعنوية وهذا يشير إلى التغيرات غير المتوقعة في السياسة النقدية لها أثر معنوي على أسعار الأسهم وبالتالي على كفاءة السوق، كما أظهرت النتائج معنوية الاختبارات الإحصائية حيث فسرت قيمة R^2 (0.71) من التغيرات التفسيرية، فضلاً عن معنوية اختبار F . كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (257)، أما قيمة معيار Akaike فكانت (10.3-) كذلك قيمة معامل Schwarz (10.6-) وهذا يدعم النتائج الايجابية والمعنوية للنموذج.

في حين كانت المعادلة الثالثة التخلف الأول بالنسبة لعرض النقد المتوقع هي أفضل نموذج لتقدير العلاقة بين السياسة المتوقعة وأسعار الأسهم حيث ظهرت قيمة (α_2) مساوية للصفر كما أن قيمة t غير معنوية فضلاً عن معنوية نتائج الاختبارات الإحصائية حيث استطاعت قيمة R^2 أن تفسر (0.74) من التغيرات التفسيرية، أما قيمة F المحتسبة جاءت

اكبر من قيمتها الجدولية وهذا يفسر المعنوية القوية للنموذج، كذلك حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (542.5) أما معيارAkaike فقد سجل أدنى قيمة من بين المعادلات بلغت (-21.6)، أما قيمة معامل Schwarz فكانت (21.8-) وهي قيم مفضلة عند اختيار النموذج.

2. كندا

الجدول (48) يوضح نتائج اختبار سببية (Granger) بين أسعار الأسهم و السياسة النقدية المتوقعة وغير المتوقعة باستخدام عرض النقد الضيق

جدول (48)

نتائج اختبار سببية (Granger) في كنـــــــــدا

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 53			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.42301	0.87664	51	LEM1 does not Granger Cause LSP
0.99408	0.00594		LSP does not Granger Cause LEM1
0.00476	7.21237	51	LUEM1 does not Granger Cause LSP
0.00937	5.91400		LSP does not Granger Cause LUEM1

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

بعد تخلف فترتين زمنيتين أظهرت النتائج عدم وجود علاقة سببية باتجاهين بين أسعار الأسهم وعرض النقد المتوقع، أي إن أسعار الأسهم لا تتأثر بالتغيرات المتوقعة للسياسة النقدية. في حين أظهرت النتائج وجود علاقة سببية باتجاهين بين أسعار الأسهم وعرض النقد غير المتوقع، فضلاً عن انخفاض قيم الاحتمالية، وهذا يشير إلى أن تغيرات السياسة النقدية غير المتوقعة تسبب تغير أسعار الأسهم.

جدول (49)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في كنـــــــــــدا

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 53			
Included observations: 51 after adjustments			
LUEM1	LEM1	LSP	
1.103234	0.128969	0.031255	LSP(-1)
(0.08317)	(0.08440)	(0.06634)	
[13.2648]	[1.52804]	[0.47115]	
-0.456075	0.019723	-0.120459	LSP(-2)
(0.46320)	(0.06537)	(0.15695)	
[-0.98461]	[0.30172]	[-0.76749]	
0.056386	0.783396	0.021936	LEM1(-1)
(0.31223)	(0.24541)	(0.58062)	
[0.18059]	[3.19225]	[0.03778]	
-0.460659	-0.227003	0.586084	LEM1(-2)
(0.30985)	(0.24353)	(0.57618)	
[-1.48674]	[-0.93214]	[1.01718]	
0.699062	0.078428	0.128169	LUEM1(-1)
(0.22977)	(0.18059)	(0.42727)	
[3.04246]	[0.43429]	[0.29997]	
0.564971	0.208036	1.008114	LUEM1(-2)
(0.24909)	(0.19578)	(0.15466)	
[2.26814]	[1.06261]	[6.5181](*)	
127.6850	123.3034	-115.8431	C
(55.6903)	(43.7710)	(103.561)	
[2.29277]	[2.81701]	[-1.11860]	
0.887541	0.929786	0.969068	R-squared
0.872206	0.920211	0.964850	Adj. R-squared
60908.90	37626.57	210626.8	Sum sq. resides
37.20609	29.24294	69.18796	S.E. equation

57.87569	97.10927	229.7484	F-statistic
-253.0412	240.7587	284.6793	Log likelihood
10.19770	-9.716027	-11.43840	Akaike AIC
10.46285	-9.981180	-11.70356	Schwarz SC
180.4835	492.2318	916.4510	Mean dependent
104.0779	103.5262	369.0372	S.D. dependent
2.00E+09		Determinant resid covariance (dof adj.)	
1.29E+09		Determinant resid covariance	
751.9511		Log likelihood	
-30.31181		Akaike information criterion	
-31.10727		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (1٪) تساوي (5.89).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

نتائج تحليل نموذج (VAR)

أظهرت نتائج الاختبار بعد تخلف فترتين زمنيتين أن المعادلة الثالثة التخلف الثاني بالنسبة للسياسة النقدية غير المتوقعة تفسر النموذج حيث جاءت قيمة (α_1) اكبر من الصفر فضلاً عن معنوية اختبار t، أما نتائج الاختبارات القياسية الأخرى فكانت جميعها معنوية حيث ظهرت قيمة R^2 تفسر(0.96) من التغيرات التفسيرية فضلاً عن معنوية اختبار F المحتسبة. كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (284.6) أما معيار Akaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (-11.4) كذلك قيمة معامل Schwarz (11.7−) وهذا يفسر المعنوية القوية للنموذج ويدعم الفرضية المتعلقة بالأثر المعنوي للسياسة غير المتوقعة على أسعار الأسهم، في حين تم اعتماد المعادلة الثانية التخلف الثاني بالنسبة لأسعار الأسهم كأفضل نموذج لتحليل اثر السياسة النقدية المتوقعة على أسعار الأسهم حيث ظهرت قيمة المعلمة (α_2) مساوية للصفر فضلاً عن عدم معنوية اختبار t ، وهذا يساند الفرضية ونتائج الاختبارات الإحصائية الأخرى تؤكد هذه النتيجة حيث فسرت قيمة R^2 (0.92) فضلاً عن معنوية قيمة F المحتسبة. كما حدد معيار

likelihood أعلى قيمة بلغت (240) أما معيارAkaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (9.7-)، كذلك قيمة معامل Schwarz (9.9-).

جدول (50)

نتائج اختبار سببية (Granger) في كنـــــــــدا

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 53			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.24123	1.46686	51	LEM2 does not Granger Cause LSP
0.04495	2.32120		LSP does not Granger Cause LEM2
0.00984	7.10500	51	LUEM2 does not Granger Cause LSP
0.01055	6.44977		LSP does not Granger Cause LUEM2

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

بعد تخلف فترتين زمنيتين أظهرت النتائج أن العلاقة السببية بين أسعار الأسهم والسياسة النقدية المتوقعة لم تتحقق باتجاهين أي التغيرات في السياسة النقدية المتوقعة لا تسبب التغيرات في أسعار الأسهم والتغير في أسعار الأسهم لا يسبب التغيرات في التوقعات تجاه السياسة النقدية باستخدام عرض النقد الواسع. في حين أظهرت نتائج الاحتمالية وقيمة (F) المحتسبة إن العلاقة السببية متحققة باتجاهين بين المعروض النقدي غير المتوقع وأسعار الأسهم.

جدول (51)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في كنـــــــــــدا

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 53			
Included observations: 51 after adjustments			
LUEM2	LEM2	LSP	
0.975852	0.013553	0.958366	LSP(-1)
(0.15114)	(0.00603)	(0.16233)	
[6.45660](*)	[2.24627]	[5.90384]	
0.006577	-0.636024	-0.119739	LSP(-2)
(0.06960)	(3.89871)	(0.16179)	
[0.09450]	[-0.16314]	[-0.74008]	
0.201807	-0.005402	1.195287	LEM2(-1)
(1.74914)	(0.06983)	(4.06627)	
[0.11538]	[-0.07736]	[0.29395]	
-0.041164	-0.156889	0.007906	LEM2(-2)
(1.67706)	(0.14491)	(0.00601)	
[-0.02455]	[-1.08263]	[1.31464]	
1.123111	-0.001676	0.261322	LUEM2(-1)
(0.14559)	(0.01258)	(0.33846)	
[7.71414]	[-0.13325]	[0.77209]	
-0.275104	0.001404	-0.115713	LUEM2(-2)
(0.14426)	(0.01247)	(0.33537)	
[-1.90695]	[0.11261]	[-0.34503]	
-100.4727	28.41670	-400.3373	C
(141.601)	(12.2357)	(329.183)	
[-0.70955]	[2.32244]	[-1.21615]	
0.922355	0.999101	0.969643	R-squared
0.911767	0.998979	0.965504	Adj. R-squared
38249.00	285.5927	206711.5	Sum sq. resides

29.48382	2.547694	68.54188	S.E. equation
87.11378	8153.405	234.2389	F-statistic
241.1771	-116.2958	284.2008	Log likelihood
-9.732434	4.835128	-11.41964	Akaike AIC
-9.997586	5.100280	-11.68479	Schwarz SC
240.0192	944.3622	916.4510	Mean dependent
99.25872	79.72648	369.0372	S.D. dependent
24359783		Determinant resid covariance (dof adj.)	
15643031		Determinant resid covariance	
639.5188		Log likelihood	
-25.90270		Akaike information criterion	
-26.69815		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (1٪) تساوي (5.89).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

أظهرت نتائج الاختبار بعد تخلف فترتين زمنيتين إن المعادلة الأولى التخلف الأول بالنسبة لأسعار الأسهم تفسير اثر السياسة النقدية غير المتوقعة على حركة أسعار الأسهم حيث ظهرت قيمة (α_1) أكبر من الصفر كما ظهرت قيمة معنوية لاختبار t. بالإضافة إلى معنوية الاختبارات الإحصائية الأخرى حيث ظهرت قيمة R^2 (0.92) فضلاً عن معنوية اختبار F المحتسبة ، كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (241.2) أما معيار Akaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (9.7-) كذلك قيمة معامل Schwarz بلغت (9.9-) وهذا يدعم النتائج الايجابية والمعنوية للنموذج .

أما المعادلة الثالثة التخلف الثاني بالنسبة للسياسة النقدية المتوقعة فكانت أفضل نموذج لبيان اثر السياسة النقدية المتوقعة على أسعار الأسهم وجاءت النتائج مطابقة لفروض النظرية حيث ظهرت قيمة (α_2) مساوية للصفر وعدم معنوية اختبار t، فضلاً عن معنوية الاختبارات القياسية الأخرى مثل قيمة R^2 البالغة (0.96) كما أظهرت معنوية اختبار F دلالة على القوة

التفسيرية والمعنوية للنموذج. كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (284.2) أما معيار Akaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (11.4-) في حين كانت قيمة معامل Schwarz (11.7-).

3. البرازيل

بعد إجراء اختبار سببية (Granger) أظهرت النتائج أن أفضل علاقة سببية بين أسعار الأسهم والمعروض النقدي المتوقع وغير المتوقع باستخدام عرض النقد الضيق يمكن أن تتحقق بتخلف أربعة سنوات.

جدول (52)

نتائج اختبار سببية (Granger) في البرازيل

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 53			
Lags: 4			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.07914	2.26453	49	LEM1 does not Granger Cause LSP
0.62124	0.66319		LSP does not Granger Cause LEM1
0.00157	5.99885	49	LUEM1 does not Granger Cause LSP
0.01131	5.82194		LSP does not Granger Cause LUEM1

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

حيث أظهرت نتائج الاختبار عدم وجود علاقة سببية باتجاهين بين أسعار الأسهم والمعروض النقدي المتوقع أي إن التغيرات في السياسة النقدية المتوقعة لا تسبب التغيرات في أسعار الأسهم وبالعكس، في حين أكد اختبار F والاحتمالية أن السياسة النقدية غير المتوقعة تسبب التغيرات في أسعار الأسهم وبالعكس نتيجة للعلاقة السببية المتحققة في كلا الاتجاهين.

جدول (53)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في البرازيل

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 53			
Included observations: 49 after adjustments			
LUEM1	LEM1	LSP	
-8.04E-05	-0.002889	0.803433	LSP(-1)
(0.00012)	(0.00280)	(0.16087)	
[-0.68965]	[-1.03134]	[4.99417]	
9.56E-06	-0.001328	0.216465	LSP(-2)
(0.00015)	(0.00353)	(0.20272)	
[0.06508]	[-0.37630]	[1.06781]	
9.25E-05	-0.003137	-0.075888	LSP(-3)
(0.00014)	(0.00345)	(0.19825)	
[0.64413]	[-0.90866]	[-0.38280]	
-1.52E-05	0.001452	-0.011162	LSP(-4)
(0.00011)	(0.00274)	(0.15750)	
[-0.13341]	[0.52959]	[-0.07087]	
0.000757	0.818628	-13.51162	LEM1(-1)
(0.00679)	(0.16330)	(9.37836)	
[0.11147]	[5.01302]	[-1.44072]	
0.007544	0.076452	2.451097	LEM1(-2)
(0.00905)	(0.21749)	(12.4903)	
[0.83373]	[0.35152]	[0.19624]	
0.002825	0.044747	7.772130	LEM1(-3)
(0.00910)	(0.21872)	(12.5611)	
[0.31049]	[0.20458]	[0.61875]	
-0.007735	0.085881	9.836265	LEM1(-4)
(0.00712)	(0.17102)	(9.82172)	
[-1.08710]	[0.50217]	[1.00148]	
0.272993	-3.080433	-433.3536	LUEM1(-1)

(0.16212)	(3.89685)	(223.796)	
[1.68387]	[-0.79049]	[-1.93637]	
-0.217550	-2.741292	-243.4185	LUEM1(-2)
(0.17267)	(4.15031)	(238.353)	
[-1.25994]	[-0.66050]	[-1.02125]	
-0.010315	-1.952844	3.176547	LUEM1(-3)
(0.17141)	(4.12000)	(236.612)	
[-0.06018]	[-0.47399]	[1.34251]	
-0.215933	-5.833424	0.919952	LUEM1(-4)
(0.16856)	(4.05171)	(0.14909)	
[-1.28101]	[-1.43974]	[6.1702](*)	
1.359850	35.36545	1024.314	C
(0.60980)	(14.6575)	(841.783)	
[2.22998]	[2.41278]	[1.21684]	
0.422095	0.984281	0.974072	R-squared
0.229460	0.979042	0.965430	Adj. R-squared
28.11093	16241.19	53566870	Sum sq. resids
0.883662	21.24015	1219.823	S.E. equation
2.191167	187.8562	112.7065	F-statistic
-410.1912	211.7134	85.91427	Log likelihood
17.27311	-9.171975	-2.812827	Akaike AIC
17.77502	-9.673886	-3.314739	Schwarz SC
2.236939	324.9995	17164.06	Mean dependent
1.006674	146.7171	6560.635	S.D. dependent
4.97E+08		Determinant resid covariance (dof adj.)	
1.97E+08		Determinant resid covariance	
676.5060		Log likelihood	
-29.20432		Akaike information criterion	
-30.71006		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (1٪) تساوي (5.89).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

أظهرت نتائج الاختبار بعد تخلف فترتين أن المعادلة الثالثة التخلف الرابع بالنسبة للسياسة النقدية غير المتوقعة أفضل نموذج لإثبات الفرضية حيث ظهرت قيمة (α_1) اكبر من الصفر فضلاً عن معنوية اختبار t بالإضافة إلى معنوية الاختبارات الإحصائية الأخرى والمتمثلة بقيمة R^2 التي تفسر (0.96) فضلاً عن معنوية اختبار F . كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (85.9)، أما معيار Akaike فقد بلغت قيمته الصغرى (2.8-) كذلك قيمة معامل Schwarz (3.3-) وهذا يدعم النتائج الايجابية والمعنوية للنموذج. من ناحية ثانية أظهرت النتائج أن المعادلة الثانية التخلف الرابع بالنسبة لأسعار الأسهم أفضل نموذج لتقدير العلاقة بين أسعار الأسهم وعرض النقد المتوقع حيث ظهرت قيمة (α_2) مساوية للصفر وقيمة اختبار t لم تكن معنوية، أما نتائج الاختبارات القياسية الأخرى فكانت جميعها معنوية حيث ظهرت قيمة R^2 (0.98) فضلاً عن معنوية اختبار F ، كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (211.7)، أما معيار Akaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (9.1-) و كانت قيمة معامل Schwarz (-9.6)، وهذا يدعم الفرضية ويفسر المعنوية القوية للنموذج.

جدول (54)

نتائج اختبار سببية (Granger) في البرازيل

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 53			
Lags: 4			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.26581	1.35756	49	LEM2 does not Granger Cause LSP
0.52453	0.81280		LSP does not Granger Cause LEM2
0.00123	6.72631	49	LUEM2 does not Granger Cause LSP
0.23678	1.44591		LSP does not Granger Cause LUEM2

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

أما الجدول (54) فيعرض نتائج اختبار السببية باستخدام عرض النقد الواسع. وبعد تخلف أربع فترات زمنية أظهرت النتائج انعدام العلاقة السببية في كلا الاتجاهين أي إن السياسة النقدية المتوقعة لا تسبب التغيرات في أسعار الأسهم وبالعكس، في حين أظهرت نتائج الاختبارات وجود علاقة سببية باتجاه واحد فقط أي إن التغيرات في السياسة النقدية غير المتوقعة تسبب التغيرات في أسعار الأسهم وليس العكس.

جدول (55)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في البرازيل

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 53			
Included observations: 49 after adjustments			
LUEM2	LEM2	LSP	
-0.000282	0.001596	0.832170	LSP(-1)
(0.00012)	(0.00190)	(0.16322)	
[-2.27553]	[0.83898]	[5.09849]	
-0.000106	-0.003482	0.115812	LSP(-2)
(0.00021)	(0.00260)	(0.22277)	
[-0.51230]	[-1.34089]	[0.51986]	
3.41E-05	0.000367	-0.082062	LSP(-3)
(0.00020)	(0.00252)	(0.21603)	
[0.17017]	[0.14595]	[-0.37986]	
0. 87229	0.001088	0.106412	LSP(-4)
(0.14958)	(0.00189)	(0.16193)	
[5.83159](*)	[0.57668]	[0.65716]	
0.011689	1.055209	16.11250	LEM2(-1)
(0.01315)	(0.16543)	(14.1931)	
[0.88886]	[6.37871]	[1.13523]	
-0.005309	-0.183614	-15.54844	LEM2(-2)
(0.01912)	(0.24059)	(20.6418)	

[-0.27761]	[-0.76319]	[-0.75325]	
-0.018993	0.198368	5.853504	LEM2(-3)
(0.01916)	(0.24103)	(20.6801)	
[-0.99126]	[0.82299]	[0.28305]	
0.012515	-0.077045	0.000242	LEM2(-4)
(0.01343)	(0.16893)	(0.00015)	
[0.93203]	[-0.45609]	[1.60099]	
0.265685	1.196823	53.76065	LUEM2(-1)
(0.16359)	(2.05795)	(176.566)	
[1.62409]	[0.58156]	[0.30448]	
0.219327	-0.079458	65.33480	LUEM2(-2)
(0.16864)	(2.12142)	(182.012)	
[1.30060]	[-0.03745]	[0.35896]	
-0.039720	1.097817	-347.9672	LUEM2(-3)
(0.16292)	(2.04946)	(175.838)	
[-0.24381]	[0.53566]	[-1.97891]	
-0.029166	-0.964725	-208.6874	LUEM2(-4)
(0.16485)	(2.07380)	(177.926)	
[-0.17692]	[-0.46520]	[-1.17289]	
1.860322	15.27902	-2255.195	C
(1.06486)	(13.3958)	(1149.32)	
[1.74701]	[1.14058]	[-1.96219]	
0.989311	0.348759	0.971238	R-squared
0.985748	0.131679	0.961650	Adj. R-squared
51.01017	8072.590	59423601	Sum sq. resids
1.190357	14.97460	1284.778	S.E. equation
277.6549	1.606590	101.3026	F-statistic
70.51300	194.5860	412.7333	Log likelihood
-3.408694	-8.472899	-17.37687	Akaike AIC
-3.910605	-8.974810	-17.87878	Schwarz SC
2.948980	617.4095	17164.06	Mean dependent

1.277429	125.4329	6560.635	S.D. dependent
5.14E+08		Determinant resid covariance (dof adj.)	
2.04E+08		Determinant resid covariance	
677.3420		Log likelihood	
-29.23845		Akaike information criterion	
-30.74418		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (10٪) تساوي (2.02).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

أظهرت نتائج الاختبار بعد تخلف أربع فترات أن المعادلة الأولى التخلف الرابع بالنسبة لأسعار الأسهم تفسر النتائج حيث ظهرت المعلمة (α_1) اكبر من الصفر كما ظهرت قيمة معنوية لاختبار t، فضلاً عن معنوية الاختبارات الإحصائية مثل اختبار R^2 الذي يفسر (0.98) من المتغيرات التفسيرية والقيمة المعنوية لاختبار F، كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (70.5) أما معيارAkaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (3.4-) كذلك قيمة معامل Schwarz (3.9–). وهذا يدعم النتائج الايجابية والمعنوية للنموذج. أما الأثر الأخر للسياسة النقدية فقد ظهر في المعادلة الثانية التخلفين الأول والثالث بالنسبة لأسعار الأسهم وكذلك المعادلة الثالثة التخلف الرابع بالنسبة للسياسة النقدية المتوقعة فيهما قيمة (α_2) مساوية للصفر إلا انه تم اعتماد المعادلة الأخيرة التخلف الرابع بالنسبة للسياسة النقدية المتوقعة نظراً لمعنوية الاختبارات الإحصائية الأخرى أكثر من المعادلة الثانية. فضلاً عن عدم معنوية اختبار t، كذلك معنوية اختبار R^2 البالغة (0.97) و معنوية اختبار F مما يدل إلى أن التغيرات المتوقعة في السياسة النقدية ليس لها أثر معنوي على أسعار الأسهم وبالتالي على كفاءة السوق، كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (412.7) أما معيارAkaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (17.3-) وقد ظهرت قيمة معامل Schwarz (17.8 –).

4. شيلي

يعرض الجدول (56) مدى كفاءة سوق شيلي للأوراق المالية بالنسبة للسياسة النقدية المتوقعة وغير المتوقعة باستخدام عرض النقد الضيق وفق نتائج اختبار السببية.

جدول (56)

نتائج اختبار سببية (Granger) في شيلي

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 53			
Lags: 3			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.87396	0.23147	50	LEM1 does not Granger Cause LSP
0.60375	4.62341		LSP does not Granger Cause LEM1
0.00057	7.07581	50	LUEM1 does not Granger Cause LSP
0.33668	2.64919		LSP does not Granger Cause LUEM1

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

أظهرت نتائج الاختبار بعد تخلف ثلاثة فترات زمنية أن العلاقة السببية بين عرض النقد المتوقع وأسعار الأسهم غير متحققة في كلا الاتجاهين أي التغيرات في السياسة النقدية المتوقعة لا تسبب التغيرات في أسعار الأسهم والعكس صحيح، في حين أظهرت نتائج الاختبارات إن العلاقة السببية بين عرض النقد غير المتوقع وأسعار الأسهم متحققة باتجاه واحد فقط، أي إن التغيرات في السياسة النقدية غير المتوقعة يمكنها إن تسبب التغيرات في أسعار الأسهم وليس العكس، ولقياس اثر المتغيرات الكمية جرى استخدام برنامج (VAR)

جدول (57)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في شيلي

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 53			
Included observations: 49 after adjustments			
LUEM1	LEM1	LSP	
0.003843	0.922822	0.032472	LSP(-1)

(0.00408)	(0.17030)	(0.16597)	
[0.94282]	[5.41866]	[0.19565]	
0.830552	-0.277670	-0.125891	LSP(-2)
(0.33920)	(0.44018)	(0.22100)	
[2.44859]	[-0.63081]	[-0.56963]	
6.493175	0.670812	0.095712	LSP(-3)
(6.18633)	(0.42816)	(0.21497)	
[1.04960]	[1.56674]	[0.44523]	
0.880994	0.494424	0.201461	LSP(-4)
(0.13575)	(0.33056)	(0.06763)	
[6.4892](*)	[1.49571]	[-2.97886]	
1.116264	0.750529	0.182824	LEM1(-1)
(6.36464)	(0.13470)	(0.08610)	
[0.17539]	[5.57186]	[2.12330]	
0.004426	-0.219989	-0.027384	LEM1(-2)
(0.00206)	(0.17149)	(0.09147)	
[2.14745]	[-1.28278]	[-0.29938]	
-0.001751	0.521546	0.040696	LEM1(-3)
(0.00219)	(0.18218)	(0.05878)	
[-0.79991]	[2.86278]	[0.69234]	
-0.001729	-0.177395	0.000437	LEM1(-4)
(0.00141)	(0.11707)	(0.00529)	
[-1.22861]	[-1.51525]	[0.08257]	
0.105710	-27.92113	2.129157	LUEM1(-1)
(0.15780)	(13.1303)	(6.59246)	
[0.66991]	[-2.12647]	[0.32297]	
-0.207532	-32.78539	0.006882	LUEM1(-2)
(0.14808)	(12.3214)	(0.00515)	
[-1.40152]	[-2.66086]	[1.33750]	
-0.271325	-9.291096	-5.920481	LUEM1(-3)
(0.15012)	(12.4914)	(6.27169)	

[-1.80739]	[-0.74380]	[-0.94400]	
-0.092164	-3.745627	0.001412	LUEM1(-4)
(0.15234)	(12.6765)	(0.00162)	
[-0.60497]	[-0.29548]	[-0.87231]	
6.359434	1204.796	169.9617	C
(2.83109)	(235.573)	(118.277)	
[2.24629]	[5.11433]	[1.43698]	
0.994669	0.469440	0.926689	R-squared
0.992892	0.292587	0.902252	Adj. R-squared
246854.6	35.65319	62228.58	Sum sq. resids
82.80743	0.995172	41.57610	S.E. equation
5.997263	2.654404	37.92175	F-statistic
61.73743	-278.3840	244.6233	Log likelihood
-3.050508	11.89322	-10.51524	Akaike AIC
-3.552419	12.39514	-11.01715	Schwarz SC
3.604082	6979.476	810.5102	Mean dependent
1.183209	982.1728	132.9814	S.D. dependent
10994693		Determinant resid covariance (dof adj.)	
4360160.		Determinant resid covariance	
583.1404		Log likelihood	
-25.39349		Akaike information criterion	
-26.89922		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (1٪) تساوي (5.89).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

أظهرت نتائج الاختبارات بعد تخلف أربع فترات زمنية أن المعادلة الأولى التخلف الرابع بالنسبة لأسعار الأسهم أفضل نموذج يدعم الفرضية حيث ظهرت المعلمة (α_1) اكبر من الصفر كما ظهرت قيمة معنوية لاختبار t، فضلاً عن معنوية الاختبارات الإحصائية مثل اختبار

R^2 الذي يفسر (0.92) من المتغيرات التفسيرية والقيمة المعنوية لاختبار F كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (61.7) أما معيارAkaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (3.1-) كما ظهرت قيمة معامل Schwarz (3.6−) وهذا يدعم النتائج الايجابية والمعنوية للنموذج. أما تأثير السياسة النقدية المتوقعة على أسعار الأسهم تفسرها المعادلة الثالثة التخلف الرابع بالنسبة للسياسة النقدية المتوقعة حيث ظهرت قيمة (α_2) مساوية للصفر وقيمة t غير معنوية، وهذا يشير إلى انعدام الأثر المعنوي للسياسة النقدية المتوقعة على أسعار الأسهم وبالتالي على كفاءة السوق، كما أظهرت النتائج معنوية الاختبارات الإحصائية مثل قيمة R^2 والبالغة (0.92) فضلاً عن معنوية اختبار F ، كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (224.6) أما معيارAkaike فقد سجل أدنى قيمة (10.5-) كما ظهرت قيمة معامل Schwarz (11-). وهذا يبين أن سوق شيلي للأوراق المالية يستجيب لعرض النقد الضيق.

جدول (58)

نتائج اختبار سببية (Granger) في شيلي

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 53			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.14135	1.91548	51	LEM2 does not Granger Cause LSP
0.41060	0.98104		LSP does not Granger Cause LEM2
0.00135	8.43283	51	LUEM2 does not Granger Cause LSP
0.41772	0.96552		LSP does not Granger Cause LUEM2

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

أما الجدول (58) فيعرض نتائج اختبار السببية بين المعروض النقدي غير المتوقع بالنسبة لأسعار الأسهم في سوق شيلي للأوراق المالية. وبعد تخلف فترتين زمنيتين أظهرت النتائج عدم وجود علاقة سببية باتجاهين أي التغيرات في السياسة النقدية المتوقعة لا تسبب التغيرات في أسعار الأسهم وبالعكس، في حين أظهرت نتائج الاختبارات وجود علاقة سببية باتجاه واحد أي إن التغيرات في السياسة النقدية غير المتوقعة تسبب التغيرات في أسعار الأسهم إلا إن التغيرات

في أسعار الأسهم لا تسبب التغيرات في السياسة النقدية المتوقعة نظراً لعدم إثبات العلاقة السببية بالاتجاه الثاني. وللتأكد من حساسية النتائج جرى اعتماد برنامج الانحدار الذاتي للمتجه والموضحة نتائجه في الجدول (59).

جدول (59)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في شيلي

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 53			
Included observations: 51 after adjustments			
LUEM2	LEM2	LSP	
-0.001633	-0.065086	-4.438543	LSP(-1)
(0.00650)	(0.42288)	(3.71845)	
[-0.25133]	[-0.15391]	[-1.19365]	
0.003425	0.000398	-0.046275	LSP(-2)
(0.00659)	(0.00205)	(0.15796)	
[0.51965]	[0.19413]	[-0.29295]	
-0.000662	0.795684	0.025574	LEM2(-1)
(0.00219)	(0.14269)	(0.05253)	
[-0.30193]	[5.57614]	[0.48687]	
0.271316	0.109470	-0.025678	LEM2(-2)
(0.42912)	(0.13337)	(0.04910)	
[0.63227]	[0.82078]	[-0.52301]	
-0.092925	12.28194	0.980449	LUEM2(-1)
(0.15516)	(10.1014)	(0.15567)	
[-0.59891]	[1.21587]	[6.2983](*)	
0.074963	1.713284	3.705227	LUEM2(-2)
(0.13271)	(8.64023)	(3.18058)	
[0.56485]	[0.19829]	[-1.16495]	
6.306382	966.8921	97.30561	C
(3.40638)	(221.771)	(81.6367)	

[1.85134]	[4.35988]	[1.19194]	
0.037164	0.989375	0.909456	R-squared
-0.094131	0.987926	0.897109	Adj. R-squared
160.0357	678325.5	91918.04	Sum sq. resids
1.907138	124.1632	45.70609	S.E. equation
0.283058	682.8516	73.65849	F-statistic
-101.5269	314.5026	263.5349	Log likelihood
4.255958	-12.60794	-10.60921	Akaike AIC
4.521111	-12.87310	-10.87437	Schwarz SC
4.553137	11599.69	799.0000	Mean dependent
1.823255	1129.968	142.4903	S.D. dependent
1.03E+08		Determinant resid covariance (dof adj.)	
66367598		Determinant resid covariance	
676.3709		Log likelihood	
-27.34788		Akaike information criterion	
-28.14334		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (1٪) تساوي (5.89).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

أظهرت نتائج الاختبار بعد تخلف فترتين زمنيتين أن المعادلة الثالثة التخلف الأول بالنسبة للسياسة النقدية غير المتوقعة تفسر النتائج حيث ظهرت المعلمة (α_1) اكبر من الصفر كما ظهرت قيمة معنوية لاختبار t، فضلاً عن معنوية الاختبارات الإحصائية مثل اختبار R^2 الذي يفسر (0.90) من المتغيرات التفسيرية والقيمة المعنوية لاختبار F كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (263.5) أما معيارAkaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (-10.6) كما ظهرت قيمة معامل Schwarz (10.8 –) وهذا يدعم النتائج الايجابية والمعنوية للنموذج. أما المعادلة الثانية التخلف الثاني بالنسبة لأسعار الأسهم فكانت أفضل نموذج لتقدير مدى معنوية العلاقة بين أسعار الأسهم والسياسة النقدية المتوقعة فيها قيمة (α_2) مساوية

للصفر وقيمة t غير معنوية وهذا يشير إلى التغيرات المتوقعة في السياسة النقدية لا تسبب تغيرات أسعار الأسهم وبالتالي لا تؤثر على كفاءة السوق، كما أظهرت النتائج معنوية الاختبارات الإحصائية مثل قيمة R^2 والبالغة (0.98) فضلاً عن معنوية اختبار F ، كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (314.5) أما معيارAkaike فقد قيمة صغرى بلغت - (12.6) كذلك قيمة معامل Schwarz (12.8−).

5. المكسيك

جرى اختبار الفرضية وفق سببية (Granger) لبيان كفاءة سوق الأسهم المكسيكي للسياسة النقدية المتوقعة وغير المتوقعة باستخدام عرض النقد الضيق وأظهرت النتائج الواردة في الجدول (60)

جدول (60)

نتائج اختبار سببية (Grange) في المكسيك

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 53			
Lags: 4			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.22380	1.48870	49	LEM1 does not Granger Cause LSP
0.00601	6.22768		LSP does not Granger Cause LEM1
0.01389	5.57439	49	LUEM1 does not Granger Cause LSP
0.00120	7.39329		LSP does not Granger Cause LUEM1

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

بعد تخلف أربع فترات زمنية أظهرت النتائج أن العلاقة السببية متحققة باتجاه واحد فقط أي إن السياسة النقدية المتوقعة لا تسبب التغيرات في أسعار الأسهم وليس العكس. بينما أظهرت النتائج وجود علاقة سببية باتجاهين أي التغيرات غير المتوقعة في السياسة النقدية تسبب التغيرات في أسعار الأسهم وبالعكس.

جدول (61)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في المكسيك

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 53			
Included observations: 49 after adjustments			
LUEM1	LEM1	LSP	
-0.042832	-0.036011	-0.013612	LSP(-1)
(0.03538)	(0.03794)	(0.03923)	
[-1.21060]	[-0.94912]	[-0.34697]	
0.020285	0.056802	-0.022762	LSP(-2)
(0.04902)	(0.05257)	(0.21518)	
[0.41379]	[1.08053]	[-0.10578]	
-0.004014	-0.015628	0.214207	LSP(-3)
(0.04784)	(0.05130)	(0.20998)	
[-0.08390]	[-0.30466]	[1.02013]	
1.008576	0.008507	-0.470371	LSP(-4)
(0.15531)	(0.04207)	(0.17220)	
[6.49395](*)	[0.20222]	[-2.73149]	
1.009672	0.364179	2.651317	LEM1(-1)
(0.54687)	(0.50997)	(2.23852)	
[1.84629]	[0.71412]	[1.18441]	
0.081529	-0.097108	-1.091415	LEM1(-2)
(0.57166)	(0.61302)	(2.50931)	
[0.14262]	[-0.15841]	[-0.43495]	
-0.042937	-0.436305	1.921441	LEM1(-3)
(0.55965)	(0.60015)	(2.45662)	
[-0.07672]	[-0.72700]	[0.78215]	
0.388192	0.587141	1.035748	LEM1(-4)
(0.47516)	(0.50954)	(2.08574)	
[0.81697]	[1.15229]	[0.49659]	
-0.348745	-0.951245	-1.462782	LUEM1(-1)

(0.55958)	(0.60007)	(2.45629)	
[-0.62323]	[-1.58523]	[-0.59553]	
-0.003066	0.248194	0.518278	LUEM1(-2)
(0.59356)	(0.63651)	(2.60547)	
[-0.00516]	[0.38993]	[0.19892]	
0.041579	0.469572	-0.042013	LUEM1(-3)
(0.58647)	(0.62891)	(2.57435)	
[0.07090]	[0.74665]	[-0.01632]	
-0.283650	-0.417883	-1.822428	LUEM1(-4)
(0.53688)	(0.57572)	(2.35665)	
[-0.52833]	[-0.72584]	[-0.77331]	
-459.5874	-14.49252	-2656.293	C
(437.256)	(468.894)	(1919.35)	
[-1.05107]	[-0.03091]	[-1.38395]	
0.707749	0.983424	0.101451	R-squared
0.610332	0.977898	-0.198066	Adj. R-squared
296558.7	4969021.	257889.7	Sum sq. resids
90.76200	371.5217	84.63807	S.E. equation
7.265136	177.9808	0.338715	F-statistic
279.4554	282.8784	-351.9374	Log likelihood
-11.93696	-12.07667	14.89540	Akaike AIC
-12.43887	-12.57858	15.39731	Schwarz SC
17.92776	919.9633	5864.286	Mean dependent
77.32598	145.3973	2499.024	S.D. dependent
6.62E+11		Determinant resid covariance (dof adj.)	
2.62E+11		Determinant resid covariance	
852.7627		Log likelihood	
-36.39848		Akaike information criterion	
-37.90421		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (1٪) تساوي (5.89).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

أظهرت نتائج اختبارVAR بعد تخلف أربع فترات زمنية أن المعادلة الأولى التخلف الرابع بالنسبة لأسعار الأسهم تفسر الفرضية حيث ظهرت المعلمة (α_1) اكبر من الصفر كما ظهرت قيمة معنوية لاختبار t، فضلاً عن معنوية الاختبارات الإحصائية مثل اختبار R^2 الذي يفسر (0.70) من المتغيرات التفسيرية والقيمة المعنوية لاختبار F كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (279.4) أما معيارAkaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (11.9-) كما ظهرت قيمة معامل Schwarz (12.4–).

أما الأثر المتوقع للسياسة النقدية على الأسعار الأسهم اثبتته المعادلة الثانية التخلف الرابع بالنسبة لأسعار الأسهم حيث أظهرت نتائج تفسر الفرضية وتبين مدى استجابة أسعار الأسهم للسياسة النقدية المتوقعة حيث قيمة (α_2) مساوية للصفر وقيمة t غير معنوية، كما ظهرت معنوية الاختبارات الإحصائية مثل قيمة R^2 والبالغة (0.98) فضلاً عن معنوية اختبار F، كما حدد معيار likelihoodأعلى قيمة بلغت (282.8) أما معيارAkaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (12.1-) كما ظهرت قيمة معامل Schwarz (12.6 –). وهذا يدعم النتائج الايجابية والمعنوية للنموذج.

أما الجدول (62) فيعرض نتائج اختبار السببية باستخدام عرض النقد الواسع.

جدول (62)

نتائج اختبار سببية (Granger) في المكسيك

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 53			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.09657	2.18430	51	LEM2 does not Granger Cause LSP
0.70782	0.46556		LSP does not Granger Cause LEM2
0.00544	6.24358	51	LUEM2 does not Granger Cause LSP

0.00105	6.55276		LSP does not Granger Cause LUEM2

المصدر: نتائج البرنامج الاحصائي

بعد أجراء التخلف لفترتين زمنيتين أظهرت النتائج عدم وجود علاقة سببية باتجاهين أي أن التغيرات المتوقعة في السياسة النقدية لا تسبب التغيرات في أسعار الأسهم كذلك التغيرات في أسعار الأسهم لا تسبب التغيرات في السياسة النقدية المتوقعة، كذلك تشير النتائج إلى وجود علاقة سببية بين السياسة النقدية غير المتوقعة و أسعار الأسهم في كلا الاتجاهين.

جدول (63)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في المكسيك

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 53			
Included observations: 51 after adjustments			
LUEM2	LEM2	LSP	
5.25E-05	19.45311	-3.57E-05	LSP(-1)
(0.00194)	(21.1908)	(0.00199)	
[0.02711]	[0.91800]	[-0.01794]	
0.971075	-21.95110	-0.089324	LSP(-2)
(0.14946)	(21.7914)	(0.15370)	
[6.49722](*)	[-1.00733]	[-0.58116]	
1.96E-06	0.001515	-0.053075	LEM2(-1)
(1.4E-05)	(0.00107)	(0.15108)	
[0.14177]	[1.42166]	[-0.35130]	
-4.23E-06	0.001776	0.001484	LEM2(-2)
(1.4E-05)	(0.15152)	(0.00107)	
[-0.30566]	[0.01172]	[1.38895]	
-0.003276	-21.48682	-0.089218	LUEM2(-1)
(0.01142)	(124.965)	(0.88141)	
[-0.28674]	[-0.17194]	[-0.10122]	

0.014280	-26.74455	-0.285173	LUEM2(-2)
(0.01068)	(116.867)	(0.82429)	
[1.33665]	[-0.22885]	[-0.34596]	
3.665931	24708.97	91.15861	C
(2.00798)	(21966.0)	(154.931)	
[1.82568]	[1.12487]	[0.58838]	
0.773156	0.029488	0.976320	R-squared
0.87323	-0.102855	0.973091	Adj. R-squared
1246.304	1.49E+11	7419599.	Sum sq. resides
5.322132	58220.53	410.6425	S.E. equation
9.330753	0.222813	302.3529	F-statistic
153.8667	-628.1728	375.5050	Log likelihood
-6.308499	24.90874	-15.00020	Akaike AIC
-6.573651	25.17389	-15.26535	Schwarz SC
3.948627	12354.92	5760.098	Mean dependent
5.103951	55439.20	2503.315	S.D. dependent
1.44E+16		Determinant resid covariance (dof adj.)	
9.23E+15		Determinant resid covariance	
-1154.496		Log likelihood	
46.09787		Akaike information criterion	
46.89333		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (1٪) تساوي (5.89).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

أظهرت نتائج الاختبار بعد تخلف فترتين زمنيتين أن المعادلة الأولى التخلف الثاني بالنسبة لأسعار الأسهم تفسر الفرضية حيث ظهرت المعلمة (α_1) اكبر من الصفر كما ظهرت قيمة معنوية لاختبار t، فضلاً عن معنوية الاختبارات الإحصائية الأخرى مثل اختبار R^2 واختبار F التي من شانها أن تدعم النموذج، كما حدد معيار likelihood قيمة مرتفعة

(153.8) أما معيارAkaike فقد سجل (6.3-)، كذلك معيار Schwarz (6.5-) وكلاهما قيم مرغوبة في اختيار النموذج. أما من جانب تأثير السياسة المتوقعة على أسعار الأسهم فقد تم اعتماد المعادلة الثالثة التخلف الثاني بالنسبة للسياسة المتوقعة كأفضل نموذج لتقدير مدى معنوية العلاقة بين أسعار الأسهم والسياسة النقدية المتوقعة فيها قيمة (α_2) مساوية للصفر وقيمة t غير معنوية وهذا يشير إلى التغيرات المتوقعة في السياسة النقدية ليس لها أثر معنوي على أسعار الأسهم وبالتالي على كفاءة السوق، كما ظهرت معنوية الاختبارات الإحصائية مثل قيمة R^2 والبالغة (0.97) فضلاً عن معنوية اختبار F ، كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (375.5) أما معيارAkaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (15-) كما ظهرت قيمة معامل Schwarz (15.2 –). وهذا يدعم النتائج الايجابية والمعنوية للنموذج.

6. اندنوسيا

يعرض الجدول (64) نتائج اختبار سببية (Granger) باستخدام عرض النقد بالمعنى الضيق التي أظهرت أفضل علاقات السببية يمكن أن تتحقق بتخلف فترتين زمنيتين.

جدول (64)

نتائج اختبار سببية (Granger) في اندنوسيا

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 53			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.29862	1.26423	51	LEM1 does not Granger Cause LSP
0.66522	5.85832		LSP does not Granger Cause LEM1
0.00276	6.04759	51	LUEM1 does not Granger Cause LSP
0.00446	2.39461		LSP does not Granger Cause LUEM1

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

أثبتت نتائج الاختبار أن العلاقة السببية متحققة باتجاه واحد فقط أي إن السياسة النقدية المتوقعة لا تسبب التغيرات في أسعار الأسهم، إلا أن أسعار الأسهم لا تسبب التغيرات في السياسة النقدية المتوقعة. في حين أظهرت النتائج أن السياسة النقدية غير المتوقعة تسبب التغيرات في أسعار الأسهم وليس العكس نتيجة لوجود علاقة سببية باتجاه واحد فقط .

جدول (65)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في اندنوسيا

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 53			
Included observations: 51 after adjustments			
LUEM1	LEM1	LSP	
-0.003841	0.006241	1.044103	LSP(-1)
(0.00332)	(0.01344)	(0.14966)	
[-1.15797]	[0.46431]	[6.97628]	
0.001462	-0.001829	-0.234663	LSP(-2)
(0.00327)	(0.01327)	(0.14771)	
[0.44663]	[- 0.13785]	[-1.58862]	
-0.047258	-1.579306	0.100573	LEM1(-1)
(0.04347)	(6.89830)	(1.96147)	
[-1.08717]	[-0.22894]	[0.05127]	
0.050139	-0.123907	-0.246243	LEM1(-2)
(0.04375)	(0.17731)	(1.97428)	
[1.14596]	[-0.69882]	[-0.12473]	
-0.030196	-0.429810	10.31019	LUEM1(-1)
(0.14996)	(0.60769)	(6.76649)	
[-0.20136]	[-0.70728]	[1.52371]	
-0.119477	1.120463	1.00011	LUEM1(-2)
(0.15288)	(0.61953)	(0.14616)	
[-0.78152]	[1.80857]	[6.8425](*)	
3.446344	2.760321	111.6835	C
(1.41508)	(5.73460)	(63.8531)	
[2.43544]	[0.48134]	[1.74907]	
0.119208	0.997534	0.769002	R-squared
-0.000900	0.997198	0.737502	Adj. R-squared
43.03530	706.7562	87624.87	Sum sq. resides

0.988977	4.007822	44.62594	S.E. equation
0.992505	2966.214	24.41294	F-statistic
-68.03584	139.4018	262.3152	Log likelihood
2.942582	-5.741247	-10.56138	Akaike AIC
3.207734	-6.006399	-10.82653	Schwarz SC
2.630784	331.5197	466.1176	Mean dependent
0.988532	75.70708	87.10124	S.D. dependent
26962.28		Determinant resid covariance (dof adj.)	
17314.27		Determinant resid covariance	
465.9594		Log likelihood	
-19.09645		Akaike information criterion	
-19.89190		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (1٪) تساوي (5.89).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

أظهرت نتائج الاختبار بعد تخلف فترتين زمنيتين أن المعادلة الثالثة التخلف الثاني بالنسبة للسياسة النقدية غير المتوقعة تفسير النموذج حيث ظهرت المعلمة (α_1) اكبر من الصفر كما ظهرت قيمة معنوية لاختبار t، فضلاً عن معنوية نتائج الاختبارات الإحصائية الأخرى مثل اختبار R^2 الذي يفسر (0.76) من التغيرات التفسيرية ومعنوية اختبار F ، كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (262.3)، أما معيار Akaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (-10.6)، كذلك قيمة معامل Schwarz (10.8-) وهذا يدعم النتائج المعنوية للنموذج، في حين كانت المعادلة الثانية التخلف الأول بالنسبة لأسعار الأسهم أفضل نموذج لتقدير مدى معنوية العلاقة بين أسعار الأسهم والسياسة النقدية المتوقعة فيها قيمة(α_2) مساوية للصفر وقيمة t غير معنوية وهذا يشير إلى أن التغيرات المتوقعة في السياسة النقدية ليس لها أثر معنوي على أسعار الأسهم وبالتالي على كفاءة السوق، كما ظهرت معنوية الاختبارات الإحصائية مثل قيمة R^2 والبالغة

(0.99) فضلاً عن معنوية اختبار F ، كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (139.4) أما معيار Akaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (5.7-) كما ظهرت قيمة معامل Schwarz (6.0 –). وهذا يدعم النتائج الايجابية والمعنوية للنموذج.

جدول (66)

نتائج اختبار سببية (Granger) في اندنوسيا

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 53			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.72433	0.51604	51	LEM2 does not Granger Cause LSP
0.18419	1.63567		LSP does not Granger Cause LEM2
0.01090	5.99884	51	LUEM2 does not Granger Cause LSP
0.62565	0.65670		LSP does not Granger Cause LUEM2

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

أظهرت نتائج اختبار السببية بعد تخلف فترتين زمنيتين أن اتجاه السببية غير متحقق في كلا الاتجاهين بين السياسة النقدية وأسعار الأسهم أي إن التغيرات في السياسة النقدية المتوقعة لا تسبب التغيرات في أسعار الأسهم، كذلك أسعار الأسهم لا تسبب التغيرات في السياسة النقدية المتوقعة. في حين أظهرت النتائج أن العلاقة السببية متحققة باتجاه واحد فقط. أي أن السياسة النقدية غير المتوقعة تسبب التغيرات في أسعار الأسهم.

جدول (67)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في اندنوسيا

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 3 53			
Included observations: 51 after adjustments			
LUEM2	LEM2	LSP	
0.015294	-0.006322	-0.000165	LSP(-1)
(0.08171)	(0.08230)	(0.00458)	
[0.18717]	[-0.07682]	[-0.03595]	
1.018400	0.002435	-0.219769	LSP(-2)
(0.14700)	(0.00455)	(0.14595)	
[6.9279](*)	[0.53503]	[-1.50576]	
0.001248	0.553575	-0.009812	LEM2(-1)
(0.00748)	(0.13426)	(0.23982)	
[0.16686]	[4.1231]	[-0.04091]	
0.002747	0.467736	-0.030257	LEM2(-2)
(0.00763)	(0.13702)	(0.24476)	
[0.35997]	[3.41353]	[-0.12362]	
0.186864	-2.219612	0.649004	LUEM2(-1)
(0.14521)	(2.60683)	(4.65636)	
[1.28690]	[-0.85146]	[0.13938]	
-0.277940	-1.628147	-2.674969	LUEM2(-2)
(0.14419)	(2.58864)	(4.62388)	
[-1.92757]	[-0.62896]	[-0.57851]	
1.340842	3.367996	147.6297	C
(2.01043)	(36.0928)	(64.4696)	
[0.66694]	[0.09331]	[2.28991]	
0.756650	0.986682	0.130360	R-squared
0.723466	0.984866	0.011773	Adj. R-squared
92310.34	28932.19	89.76776	Sum sq. resides
45.80352	25.64273	1.428347	S.E. equation

22.80157	543.2935	1.099276	F-statistic
263.6436	234.0584	86.78357	Log likelihood
-3.677787	-9.453271	10.61347	Akaike AIC
-10.87863	-9.718424	3.942940	Schwarz SC
466.1176	1190.372	3.795686	Mean dependent
87.10124	208.4412	1.436830	S.D. dependent
2805507.		Determinant resid covariance (dof adj.)	
1801602.		Determinant resid covariance	
584.4044		Log likelihood	
-23.74135		Akaike information criterion	
-24.53680		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

(*) قيمة (T) الجدولية عند مستوى معنوية (1٪) تساوي (5.89).

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

أظهرت نتائج الاختبار بعد تخلف فترتين زمنيتين أن المعادلة الأولى التخلف الثاني بالنسبة لأسعار الأسهم تدعم الفرضية حيث ظهرت المعلمة (α_1) اكبر من الصفر كما ظهرت قيمة معنوية لاختبار t، فضلاً عن معنوية نتائج الاختبارات الإحصائية الأخرى مثل اختبار R^2 الذي يفسر (0.76) من التغيرات التفسيرية ومعنوية اختبار F ، كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (263.6) أما معيارAkaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (3.6-) كما ظهرت قيمة معامل Schwarz (10.8–) وهذا يدعم النتائج المعنوية للنموذج

في حين كانت المعادلة الثانية التخلف الثاني بالنسبة لأسعار الأسهم أفضل نموذج لتقدير مدى استجابة أسعار الأسهم للسياسة المتوقعة حيث ظهرت قيمة (α_2) مساوية للصفر وقيمة t غير معنوية وهذا يشير إلى التغيرات المتوقعة في السياسة النقدية ليس لها أثر معنوي على أسعار الأسهم وبالتالي على كفاءة السوق، كما ظهرت معنوية الاختبارات الإحصائية مثل قيمة R^2 والبالغة (0.98) فضلاً عن معنوية اختبار F كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة

بلغت (234) أما معيار Akaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (9.4-) كذلك قيمة معامل Schwarz (9.7 –).

7. ماليزيا

الجدول (65) يعرض نتائج اختبار سببية (Granger) باستخدام عرض النقد الضيق لمعرفة كفاءة سوق كوالالامبور في ماليزيا بالنسبة للسياسة النقدية المتوقعة وغير المتوقعة وبعد تخلف فترتين زمنيتين أظهرت النتائج عدم وجود علاقة سببية باتجاهين بين السياسة النقدية المتوقعة وأسعار الأسهم أي إن التغيرات في السياسة النقدية المتوقعة لا تسبب التغيرات في أسعار الأسهم كذلك أسعار الأسهم لا تسبب التغيرات في السياسة النقدية المتوقعة، في حين لم تتحقق العلاقة السببية بين أسعار الأسهم والسياسة النقدية غير المتوقعة.

جدول (68)

نتائج اختبار سببية (Granger) في ماليزيا

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 53			
Lags: 2			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.32845	1.18021	51	LEM1 does not Granger Cause LSP
0.60164	0.62678		LSP does not Granger Cause LEM1
0.68533	0.49843	51	LUEM1 does not Granger Cause LSP
0.99602	0.02028		LSP does not Granger Cause LUEM1

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

ثم جرى اختبار النموذج وفق برنامج (VAR) لقياس اثر المتغيرات الكمية وظهرت النتائج الموضحة الجدول (69)

جدول (69)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في ماليزيا

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 53			
Included observations: 51 after adjustments			
LUEM1	LEM1	LSP	
4.321725	1.192348	0.688333	LSP(-1)
(4.25000)	(0.15786)	(0.15131)	
[1.01688]	[7.55333]	[4.54915]	
0.013698	-0.002027	0.123104	LSP(-2)
(0.03257)	(0.00553)	(0.14267)	
[0.42058]	[-0.36670]	[0.86285]	
-0.000390	-0.001239	-3.468745	LEM1(-1)
(0.00114)	(0.00586)	(4.07481)	
[-0.34213]	[-0.21129]	[-0.85127]	
-0.016853	-0.163178	0.000927	LEM1(-2)
(0.03397)	(0.16464)	(0.00121)	
[-0.49614]	[-0.99110]	[0.76617]	
0.427658	-0.723718	27.27090	LUEM1(-1)
(0.14574)	(0.70639)	(18.2341)	
[2.93439]	[-1.02454]	[1.49560]	
-0.278944	0.121698	7.270648	LUEM1(-2)
(0.14357)	(0.69585)	(17.9622)	
[-1.94296]	[0.17489]	[0.40478]	
0.987964	1.543327	13.70086	C
(0.47888)	(2.32109)	(59.9149)	
[2.06306]	[0.66491]	[0.22867]	
0.227321	0.995259	0.855818	R-squared
0.121956	0.994613	0.836157	Adj. R-squared
13.59353	319.3452	212787.2	Sum sq. resides
0.555827	2.694039	69.54188	S.E. equation

2.157461	1539.555	43.52837	F-statistic
-38.64895	-119.1443	284.9395	Log likelihood
1.790155	4.946834	-11.44861	Akaike AIC
2.055307	5.211986	-11.71376	Schwarz SC
1.223333	152.5290	889.1765	Mean dependent
0.593173	36.70489	171.8037	S.D. dependent
9679.842		Determinant resid covariance (dof adj.)	
6216.068		Determinant resid covariance	
-439.8374		Log likelihood	
18.07205		Akaike information criterion	
18.86751		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

بعد تخلف فترتين زمنيتين لم تظهر نتائج الاختبار أي اثر للسياسة النقدية غير المتوقعة على كفاءة بورصة كوالالامبور الماليزي خلال مدة الدراسة وهذا يدعو إلى رفض النموذج كونه لم يطابق فرضية الدراسة. إما الأثر المتوقع للسياسة النقدية تفسره المعادلة الثالثة التخلف الثاني بالنسبة للسياسة النقدية المتوقعة كأفضل نموذج يمكن أن يشير إلى عدم معنوية السياسة النقدية المتوقعة تجاه أسعار الأسهم وبالتالي على كفاءة بورصة كوالالامبور الماليزي حيث ظهرت قيمة (α_2) مساوية للصفر وقيمة t غير معنوية، كما ظهرت معنوية الاختبارات الإحصائية مثل قيمة R^2 والبالغة (0.85) فضلاً عن معنوية اختبار F كما حدد معيار likelihood أعلى قيمة بلغت (284.9) أما معيار Akaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (11.4-) كما ظهرت قيمة معامل Schwarz (11.7 –). وهذا يدعم النتائج الايجابية والمعنوية للنموذج، ويدل على الاستجابة الآنية لحركة أسعار الأسهم إلى توقعات الوكلاء العقلانية لعرض النقد الضيق. ولغرض التأكد من حساسية النتائج تم استبدال عرض النقد الضيق بعرض النقد الواسع وظهرت النتائج كما في الجدول (70).

جدول (70)

نتائج اختبار سببية (Granger) في ماليزيا

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 53			
Lags: 4			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.42551	0.98728	49	LEM2 does not Granger Cause LSP
0.68990	0.56434		LSP does not Granger Cause LEM2
0.23664	1.44636	49	LUEM2 does not Granger Cause LSP
0.54668	0.77710		LSP does not Granger Cause LUEM2

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

بعد تخلف أربع فترات زمنية أظهرت النتائج عدم وجود علاقة سببية باتجاهين بين السياسة النقدية المتوقعة وأسعار الأسهم أي إن التغيرات في السياسة النقدية المتوقعة لا تسبب التغيرات في أسعار الأسهم، كذلك أسعار الأسهم لا تسبب التغيرات في السياسة النقدية المتوقعة، في حين لم تتحقق العلاقة السببية بين أسعار الأسهم والسياسة النقدية غير المتوقعة.

جدول (71)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في ماليزيا

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 53			
Included observations: 49 after adjustments			
LUEM2	LEM2	LSP	
-0.000847	0.059839	0.741726	LSP(-1)
(0.00125)	(0.05341)	(0.16258)	
[-0.67579]	[1.12039]	[4.56218]	
0.002110	0.011955	0.379793	LSP(-2)
(0.00151)	(0.06428)	(0.19569)	
[1.39928]	[0.18597]	[1.94081]	

-0.000699	-0.058703	-0.263728	LSP(-3)
(0.00153)	(0.06507)	(0.19808)	
[-0.45794]	[-0.90215]	[-1.33142]	
-0.001465	-0.004923	-0.024591	LSP(-4)
(0.00125)	(0.05332)	(0.16230)	
[-1.17162]	[-0.09233]	[-0.15152]	
-0.000995	0.314928	-0.155437	LEM2(-1)
(0.00399)	(0.16997)	(0.51740)	
[-0.24960]	[1.85285]	[-0.30042]	
-0.005727	-0.018671	-0.222591	LEM2(-2)
(0.00373)	(0.15925)	(0.48476)	
[-1.53349]	[-0.11725]	[-0.45918]	
0.364451	0.569452	0.222104	LEM2(-3)
(0.55386)	(0.16425)	(0.50000)	
[0.65802]	[3.46694]	[0.44421]	
0.003858	0.162241	0.003695	LEM2(-4)
(0.00427)	(0.18195)	(0.00385)	
[0.90403]	[0.89170]	[0.95917]	
0.056793	-0.661208	-14.54930	LUEM2(-1)
(0.16877)	(7.19603)	(21.9053)	
[0.33650]	[-0.09189]	[-0.66419]	
0.105593	2.304619	2.598224	LUEM2(-2)
(0.16635)	(7.09286)	(21.5913)	
[0.63475]	[0.32492]	[0.12034]	
0.074977	-5.736014	34.88366	LUEM2(-3)
(0.16312)	(6.95493)	(21.1714)	
[0.45964]	[-0.82474]	[1.64768]	
-0.133439	-9.575013	25.87243	LUEM2(-4)
(0.17375)	(7.40802)	(22.5507)	
[-0.76801]	[-1.29252]	[1.14730]	
1.364144	10.83744	-7.402109	C

(0.64917)	(27.6788)	(84.2566)	
[2.10135]	[0.39154]	[-0.08785]	
0.192984	0.974399	0.877155	R-squared
-0.076021	0.965866	0.836207	Adj. R-squared
10.30215	18728.31	173545.3	Sum sq. resides
0.534949	22.80857	69.43129	S.E. equation
0.717400	114.1836	21.42102	F-statistic
-31.32102	-215.2043	269.7511	Log likelihood
1.809021	9.314461	-11.54086	Akaike AIC
2.310933	9.816372	-12.04277	Schwarz SC
1.061837	577.2818	896.0408	Mean dependent
0.515706	123.4530	171.5565	S.D. dependent
648915.5		Determinant resid covariance (dof adj.)	
257340.1		Determinant resid covariance	
513.8087		Log likelihood	
-22.56362		Akaike information criterion	
24.06936		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

أظهرت النتائج بعد تخلف أربع فترات زمنية أن المعادلة الثالثة التخلف الرابع بالنسبة للسياسة النقدية المتوقعة تدعم الفرضية حيث ظهرت قيمة(α_2) مساوية للصفر وقيمة t غير معنوية وهذا يشير إلى التغيرات المتوقعة في السياسة النقدية ليس لها أثر معنوي على أسعار الأسهم وبالتالي على كفاءة بورصة كوالالامبور الماليزي، كما ظهرت معنوية الاختبارات الإحصائية مثل قيمة R^2 والبالغة (0.87) فضلاً عن معنوية اختبار F كما حدد معيار likelihoodأعلى قيمة بلغت (269.8) أما معيار Akaike فقد سجل أدنى قيمة بلغت (11.5-) كما ظهرت قيمة معامل Schwarz (12-). وهذا يدعم النتائج الايجابية والمعنوية للنموذج ويؤكد الاستجابة الآنية لحركة مؤشر أسعار الأسهم إلى توقعات الوكلاء العقلانية لعرض النقد

الواسع. ألا انه لم تثبت نتائج الاختبار أي اثر للسياسة النقدية غير المتوقعة على كفاءة بورصة كوالالامبور الماليزي خلال مدة الدراسة مما يدعو إلى رفض النموذج كونه لم يطابق فرضية الدراسة.

8. جنوب أفريقيا

الجدول (72) يعرض نتائج اختبار سببية (Granger) لمؤشر أسعار الأسهم في سوق جنوب أفريقيا للأوراق المالية ومدى تأثره بالسياسة النقدية المتوقعة وغير المتوقعة باستخدام عرض النقد الضيق وكما مبين أدناه:

جدول (72)

نتائج اختبار سببية (Granger) في جنوب أفريقيا

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 53			
Lags: 4			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.00251	5.93132	49	LEM1 does not Granger Cause LSP
0.00118	6.89563		LSP does not Granger Cause LEM1
0.88617	0.28470	49	LUEM1 does not Granger Cause LSP
0.87350	0.30411		LSP does not Granger Cause LUEM1

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

أظهرت نتائج الاختبار بعد أربعة تخلفات زمنية بوجود علاقة سببية في كلا اتجاهين أي إن التغيرات المتوقعة في عرض النقد تسبب التغيرات في أسعار الأسهم كما أن التغيرات في أسعار الأسهم تسبب التغيرات في عرض النقد، فضلاً عن أنّ النتائج قد أظهرت عدم وجود علاقة سببية وفي كلا الاتجاهين من السياسة النقدية غير المتوقعة باتجاه عرض النقد وبالعكس، وكلتا النتيجتين تخالف منطق النظرية.

الجدول (73)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في جنوب أفريقيا

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 53			
Included observations: 49 after adjustments			
LUEM1	LEM1	LSP	
-1.32E-05	0.436035	1.019275	LSP(-1)
(0.00195)	(0.27880)	(0.14241)	
[-0.00674]	[1.56398]	[7.15742]	
-0.000288	-0.274720	-0.099278	LSP(-2)
(0.00269)	(0.38358)	(0.19593)	
[-0.10722]	[-0.71620]	[-0.50670]	
-0.002120	0.140109	-0.025605	LSP(-3)
(0.00265)	(0.37808)	(0.19312)	
[-0.80067]	[0.37058]	[-0.13258]	
0.000873	-0.029895	-0.087395	LSP(-4)
(0.00191)	(0.27206)	(0.13896)	
[0.45809]	[-0.10989]	[-0.62890]	
0.001535	-0.044534	-0.016148	LEM1(-1)
(0.00111)	(0.15806)	(0.08073)	
[1.38670]	[-0.28176]	[-0.20002]	
0.001628	0.091571	0.082855	LEM1(-2)
(0.00105)	(0.15027)	(0.07676)	
[1.54646]	[0.60938]	[1.07946]	
0.000230	0.129222	-0.052086	LEM1(-3)
(0.00107)	(0.15309)	(0.07820)	
[0.21462]	[0.84408]	[-0.66608]	
-0.000340	0.183720	0.293185	LEM1(-4)
(0.00106)	(0.15066)	(0.07696)	
[-0.32181]	[1.21941]	[3.80969]	

-0.181341	22.67740	3.618655	LUEM1(-1)
(0.16699)	(23.8422)	(12.1784)	
[-1.08595]	[0.95115]	[0.29714]	
-0.029694	19.84496	-9.348691	LUEM1(-2)
(0.16389)	(23.4000)	(11.9526)	
[-0.18118]	[0.84808]	[-0.78215]	
-0.008349	45.96977	-11.33075	LUEM1(-3)
(0.16248)	(23.1982)	(11.8495)	
[-0.05138]	[1.98161]	[-0.95622]	
0.032103	-4.042383	8.934793	LUEM1(-4)
(0.15329)	(21.8863)	(11.1794)	
[0.20942]	[-0.18470]	[0.79922]	
0.099529	137.3993	-49.38206	C
(0.50200)	(71.6739)	(36.6105)	
[0.19827]	[1.91701]	[-1.34885]	
0.166767	0.554780	0.942982	R-squared
-0.110978	0.406373	0.923976	Adj. R-squared
10.26517	209260.3	54598.03	Sum sq. resides
0.533988	76.24163	38.94370	S.E. equation
0.600432	3.738243	49.61497	F-statistic
-31.23293	-274.3361	-241.4183	Log likelihood
1.805426	11.72800	10.38442	Akaike AIC
2.307337	12.22991	10.88633	Schwarz SC
0.750612	507.6431	484.0408	Mean dependent
0.506616	98.95450	141.2414	S.D. dependent
2446220.		Determinant resid covariance (dof adj.)	
970096.2		Determinant resid covariance	
-546.3202		Log likelihood	
23.89062		Akaike information criterion	
25.39635		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

أظهرت نتائج الاختبار بعد تخلف أربع فترات زمنية إن قيم المعالم المقدرة نتائجها لم تطابق الفرضية ولم تثبت الأثر غير المعنوي لتأثير السياسة النقدية المتوقعة على مؤشر أسعار الأسهم في سوق جنوب أفريقيا للأوراق المالية. كما لم تثبت النتائج المقدرة أي أثر للسياسة النقدية غير المتوقعة على كفاءة سوق الأسهم مما يشير إلى رفض الفرضية باستخدام عرض النقد الضيق. وللتأكد من حساسية النتائج تم استبدال عرض النقد الضيق بالمعنى الواسع لعرض النقد

جدول (74)

نتائج اختبار سببية (Granger) في جنوب أفريقيا

Pair wise Granger Causality Tests			
Sample: 53			
Lags: 4			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
2.2E-06	11.6892	49	LEM2 does not Granger Cause LSP
0.33600	1.17586		LSP does not Granger Cause LEM2
0.96922	0.13326	49	LUEM2 does not Granger Cause LSP
0.52085	0.81882		LSP does not Granger Cause LUEM2

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

أظهرت نتائج اختبار السببية بين أسعار الأسهم والسياسة النقدية المتوقعة الواردة في الجدول (74) بعد تخلف أربع فترات زمنية أن العلاقة السببية متحققة باتجاه واحد فقط، أي إن التغيرات في السياسة النقدية المتوقعة تسبب التغيرات في أسعار الأسهم وهذا مخالف لمنطق الفرضية، في حين أظهرت النتائج عدم وجود علاقة سببية باتجاهين بين السياسة النقدية غير المتوقعة وأسعار الأسهم، ولقياس أثر المتغيرات الكمية تم اعتماد النتائج الموضحة في الجدول (75)

جدول (75)

نتائج اختبار نموذج (VAR) في جنوب أفريقيا

Vector Auto regression Estimates			
Sample (adjusted): 53			
Included observations: 49 after adjustments			
LUEM2	LEM2	LSP	
-0.000942	-0.207813	0.900892	LSP(-1)
(0.00114)	(0.12185)	(0.16400)	
[-0.82324]	[-1.70544]	[5.49320]	
0.000671	0.133076	0.099686	LSP(-2)
(0.00154)	(0.16367)	(0.22028)	
[0.43665]	[0.81310]	[0.45255]	
0.001785	0.070334	-0.060454	LSP(-3)
(0.00153)	(0.16321)	(0.21966)	
[1.16472]	[0.43094]	[-0.27521]	
-0.001861	0.016536	-0.072926	LSP(-4)
(0.00105)	(0.11175)	(0.15041)	
[-1.77352]	[0.14797]	[-0.48486]	
0.001178	0.243652	0.105323	LEM2(-1)
(0.00148)	(0.15729)	(0.21170)	
[0.79739]	[1.54903]	[0.49751]	
-0.000988	0.242213	0.120037	LEM2(-2)
(0.00151)	(0.16085)	(0.21649)	
[-0.65383]	[1.50583]	[0.55447]	
-0.000533	0.225849	0.107281	LEM2(-3)
(0.00151)	(0.16073)	(0.21632)	
[-0.35342]	[1.40518]	[0.49593]	
0.000412	0.291585	-0.124256	LEM2(-4)
(0.00149)	(0.15876)	(0.21368)	
[0.27626]	[1.83661]	[-0.58151]	
-0.028020	19.68560	0.233047	LUEM2(-1)

(0.12810)	(13.6400)	(18.3580)	
[-0.21873]	[1.44323]	[0.01269]	
-0.082625	10.42180	-45.97686	LUEM2(-2)
(0.12919)	(13.7560)	(18.5141)	
[-0.63954]	[0.75762]	[-2.48334]	
0.040926	-3.963422	-10.06487	LUEM2(-3)
(0.13322)	(14.1847)	(19.0911)	
[0.30721]	[-0.27942]	[-0.52720]	
-0.084579	-11.43013	-18.98748	LUEM2(-4)
(0.13123)	(13.9723)	(18.8053)	
[-0.64453]	[-0.81806]	[-1.00969]	
0.758978	-3.995422	-57.92172	C
(0.81162)	(86.4181)	(116.310)	
[0.93514]	[-0.04623]	[-0.49800]	
0.161029	0.821223	0.932576	R-squared
-0.118628	0.761630	0.910102	Adj. R-squared
3.143779	35641.44	64562.22	Sum sq. resides
0.295512	31.46490	42.34850	S.E. equation
0.575808	13.78067	41.49465	F-statistic
-2.241319	-230.9694	-245.5253	Log likelihood
0.622095	9.957933	10.55205	Akaike AIC
1.124006	10.45984	11.05397	Schwarz SC
0.565918	812.3718	484.0408	Mean dependent
0.279404	64.44675	141.2414	S.D. dependent
148486.7		Determinant resid covariance (dof adj.)	
58885.27		Determinant resid covariance	
-477.6759		Log likelihood	
21.08881		Akaike information criterion	
22.59455		Schwarz criterion	

المصدر: نتائج البرنامج الإحصائي

- تقرأ المعادلات بشكل عمودي (القيمة الأولى تمثل قيمة المعلمة والثانية تمثل الخطأ المعياري والثالثة قيمة (T) المحتسبة.

أظهرت نتائج اختبارVAR بعد تخلف أربع فترات زمنية إن قيم المعالم المقدرة نتائجها لم تختلف عن سابقتها باستخدام عرض النقد الواسع ولم تطابق قيم المعالم فروض النظرية. مما يدعو للقول إن تطبيق اختبار فرضية السوق الكفؤة في سوق جنوب أفريقيا للأوراق المالية لم يظهر بنتائج مرضية إحصائيا.

ومما تجدر الإشارة إليه أن نتائج الدراسة في جزء منها تطابقت مع نتائج دراسة (Rozeff)، دراسة (Hoffman)، ودراسة (Cornelius)[1].

وبشكل عام تكاد الدراسات تجمع على عدم فعالية السياسة النقدية في التأثير على أسعار الأسهم في الدول المتقدمة، في حين الجزء غير المتوقع فقط هو المؤثر على أسعار وعوائد هذه الأسهم.

(1) – للمزيد من التفاصيل راجع الفصل التاسع

المصادر والمراجع

أولا: الكتب

1. ألشمري، د. ناظم محمد نوري، النقود والمصارف، مديرية دار الكتب للطباعة والنشر، جامعة الموصل، 1988.
2. الحبيب، د. فايز بن إبراهيم، مبادئ الاقتصاد الكلي، الطبعة الرابعة، الوطنية للنشر، الرياض، السعودية، 2000.
3. المعموري، د. عبد علي كاظم شديد، تاريخ الأفكار الاقتصادية الجزء الثاني من الكلاسيكية إلى التوقعات العقلانية، الطبعة الأولى، مركز حمورابي للبحوث والدراسات الاستراتيجية للطبع والنشر، العراق 2007.
4. جوارتيني، استروب، جميس، ريجارد، الاقتصاد الكلي الاختيار العام والخاص، دار المريخ للنشر، الرياض، السعودية، 1988.
5. علي، العيسى، د. عبد المنعم السيد، د. نزار سعد الدين، النقود والمصارف وأسواق المال، الطبعة الأولى، دار الحامد للنشر والتوزيع، الأردن، عمان، 2004.
6. ساموبلسون، نورهاوس، بول، د. ويليام، الاقتصاد ، ترجمة هشام عبد الله، الطبعة الخامسة عشر، الأهلية للنشر والتوزيع، المملكة الأردنية الهاشمية، 2001.
7. سيجل، باري، ترجمة د. طه عبد الله منصور، و د. عبد الفتاح عبد الرحمن عبد المجيد، النقود والبنوك والمصارف – وجهة نظر النقوديون، دار المريخ للنشر، الرياض، 1987.
8. لطفي، د. عامر، مساهمة في شرح وتوضيح النظرية الاقتصادية ، دار الرضا للنشر، سلسلة الرضا لمعلومات، سوريا، دمشق، 2002.
9. معروف، هوشيار، تحليل الاقتصاد الكلي، الطبعة الاولى، دار الصفا للنشر والتوزيع، عمان، الأردن، 2005.
10. محجوب، د. عادل عبد الغني، مقدمة في الاقتصاد القياسي، مترجم، مديرية دار الكتب للطباعة والنشر، جامعة الموصل، 1982.

ثانياً: الأبحاث والدراسات

1. السقا، د. محمد إبراهيم طه، التطبيقات الحديثة لفرضية التوقعات الرشيدة (1990 - 1995)، مجلة جامعة حلوان، كلية التجارة وإدارة الأعمال، حلوان، 1996.
2. البازعي، دياب، د. حمد بن سليمان ود. علي زاوي، السياسة النقدية وكفاءة سوق الأسهم: دليل قياسي من سوق الأسهم السعودي، مجلة جامعة الملك بن عبد العزيز، كلية الاقتصاد والإدارة، 1998.
3. الجنابي، د. نبيل مهدي، كفاءة سوق العراق للاوراق المالية والسياسة النقدية:درسة قياسية للمدة (2006-2012)، مجلة القادسية للعلوم الاقتصادية والادارية، كلية الادارة والاقتصاد، المجلد\15 العدد3، 2013.
4. الجنابي، د.نبيل مهدي وهلال، جنان سليم، طروحات نظرية لدور التوقعات في تحليل منحنى Phlips، مجلة القادسية للعلوم الاقتصادية والادارية، كلية الادارة والاقتصاد، المجلد12،العدد 2، 2010

ثالثاً: الرسائل الجامعية

1. الجنابي، د.نبيل مهدي كاظم، العلاقة بين تقلبات أسعار الأسهم والتضخم والتوقعات في أسواق أسهم ناشئة مختارة، أطروحة دكتوراه، غير منشورة، مقدمة إلى مجلس كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة القادسية، 2005.
2. الفتلاوي، جنان سليم هلال، دور التوقعات العقلانية في التحليل الاقتصادي الكلي، رسالة ماجستير، غير منشورة، مقدمة الى مجلس كلية الادارة والاقتصاد، جامعة القادسية، 2008
3. المولى، إيمان عبد المطلب حسن، تأثير السياسة النقدية في أداء أسواق راس المال في مجموعة من الدول العربية، رسالة ماجستير، غير منشورة، مقدمة إلى مجلس كلية الإدارة والاقتصاد، قسم العلوم المالية والمصرفية، جامعة الموصل، 2004.
4. كاظم، د.كامل علاوي، استخدام التباطؤات الزمنية لتقدير اثر الإنفاق الاستثماري الفعلي في تكوين راس المال الثابت في القطاعين الزراعي والصناعي في العراق، دراسة قياسية للمدة 1968 – 1988، أطروحة دكتوراه، غير منشورة، مقدمة إلى مجلس كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة بغداد، 1992.

5. نوري، د. هاتف احمد محمد، التوقعات في النظرية الاقتصادية مع التركيز على نظرية التوقعات العقلانية، أطروحة دكتوراه، غير منشورة، مقدمة إلى مجلس كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة بغداد، 1991.

رابعاً: المحاظرات

1. الجنابي، د.نبيل مهدي ، محاظرات في مادة النظرية النقدية، ألقيت على طلبة الدراسات العليا، ماجستير اقتصاد، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة القادسية، للمدة 2006 – 2012.
2. .....، محاظرات في مادة النظرية الاقتصادية الكلية، ألقيت على طلبة الدراسات العليا، ماجستير اقتصاد، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة القادسية، للمدة 2006 – 2012.
3. .....، محاضرات في الاقتصاد الكلي المتقدم، القيت على طلبة الدكتوراه اقتصاد، كلية الادارة والاقتصاد، جامعة القادسية، للعام الدارسي 2013-2014.

Foreign References

A. The Books:

1. Away , Stewart , David Green and Ian , A guide To Modern Economics , ISBN , New York , 1996.
2. Dornbusch and Fischer , Rudiger and Stanley , Macroeconomics , Six thed , McGraw , Hill , INC , New York , 1994.
3. Dellon , Begg , The Rational Expectation in Macroeconomic , The complot Press , U.P. Briton , London , 1987.
4. Enders , Walter , Applied Econometric Time Series , 2nd Edition , ISBN 471 , New York , 2000.
5. Gorge , A. Metzler , The economic Analysis and Expectations , University of Chicago Press , Chicago , 1983.
6. Gujarati , N.D. , Basic Econometrics , 4thed , McGraw – Hill , Inc , New York , 1995.
7. Granger , C.W. , Forecasting in Business and Economics , Academic press , New York , 1989.
8. Hamilton , J. D. , Time Series Analysis , Princeton University Press , Princeton , New Jersey , 1994.
9. Hill , Pesaran M. , The Limits to Rational Expectations , Blak Well , Oxford , U.K. 1987.
10. Hutt & A , William and Stonier , Economic Theory , 4th Edition , Longman Group Limited , London , 1979.

11. Jordi , Hanson , Dictionary pf Economic and Commerce , Macdonald and Evans Ltp , 3_{ed} Edition , London , 1999.
12. Lion , Heilrn , R. Macro Dynamiqe Paris Economic , 2 section , Inc , New York , 1981.
13. Mishkin , Frederic , S. The Economics of Money , Banking and Financial , 7^{th} , Edition Person Addison – Wesley , , New York ,2004.
14. M. & Edward , Kydland & A. Introduction to Quantitative Macroeconomic Theory , 1982.
15. Ruby , Douglas , A., Macroeconomic theory , 5^{th} Edition ,Grow – Hill , INC , New York , 2002.
16. Robert , Cooper , Complementarities and Macroeconomic , McGraw – Hill , Book Company , Inc , New York , 1999.
17. Pindyck & Rubinfeld , Robert & Daniel , L. , Econometric Model and Economic Forecasts , Fourth Edition , Irwin , McGraw – Hill Companies (ISBN) , 1997.
18. Sheffrin , Steven M. , Rational Expectation , Cambridge University Press , Cambridge , London , 1993 .
19. Shapiro , Edward , Macroeconomic Analysis , 3dth , INC , New York , 1974.
20. The Beouritites Groups , International Monetary Advisory Board , Supply – Side Economics , World Finance and the IMF , New York , 1980.
21. Taylor , J. B., Macroeconomic Policy in a World Economy: ISSN 34 , New York , 1993.
22. --------, Monetary Policy Rules, ed (2) Chicago: University of Chicago Press , 1999
23. Cooper, Donald R. and Emory, C. William, "Business Methods," 5^{th} Ed., Irwin, Inc, New York, 1995.
24. Coiner, C. and Paul, H., "The Random characer of stock market prices," Cambridge, M.I.T, press, 1964.
25. Cootner, H., "Random charater of stock priecs, Johnf Wiley," New York, 2000.
26. Craire, R., "Note on Random walks, Mean reversion, and efficient Markets," 3^{th} edition, Mall-Kill, N.Y, 1993.
27. Delkaoui, A., "Capital Market theory," Harourt Brace Javonovich, Inc, New York, 1981.
28. Elton, Edwin J. and Gruber, Martin J., "Modern portfolio theory and investment Analysis," 5^{th} Edition, John Wiley & Sons, Inc, New York, 1991.
29. Francis, J., "Investments: Analysis and Management," 5^{th} Edition, Mc Graw-mill, New York, 1993.
30. Fisher, Donald E. and Jordan, Ronald J., "Security Analysis and portfolio management," I^{st} Edition, Prentice-Hall, Inc, New York, 1995.

31. Ford, Janette rutter, "Introduction to stock Exchange Investment," 2nd Edition, Mac-Millan press, Ltd., London, 1993.
32. Gallinger, George W. and Poe, Jerry B., "Essential of Finance: An Integrated Approch," Ist Edition, prentice-Hall international, Inc, New York, 1995.
33. Garber, peter, "Famous First bubbles, " MIT press, Cambridge, 2000.
34. Gibson, W. and Kaufman, G., "Monetary Economics: readings on current," Mc Graw-Hill Book, Co. New York, 1971.
35. Granger, C.W.J.," Forecasting in Business and Economics," Academic press, New York, 1989.
36. Jones, Charles P., "Investment Analysis and Management," 5th Edition, Jone willy R. Sons. Inc, New York, 1996.
37. Johnston, J., "Econometric Method," Mc Grew-Hill, Tokyo, 1985.
38. Koutsoyiannis, A., "Theory of Econometrics," 2nd Edition, Mac-Millan press, LID, Hong Kong, 1977.
39. Leffler, G., "The stock Market, Ronald press company," New York, 1951.
40. Lorie, J. and Hamilton, M., "The stock Market: theories and Evidence," Irwin, Inc, London, 1973.
41. Myers, Brealey and will, Mothew, "Principles of Corporate Finance," 6th Edition, Irwin, Mc Graw-Hill, Inc, New York, 2000.
42. Mish kin, Frederic, S., "The Economics of Money, Banking and Financial," 7th Edition, person Addison-Wesley, New York, 2004.
43. Malkiel, Burton, "A Random walk Down wall street," Norton publishing New York, 1990.
44. Pindyck, Robert. S. and Rubinfeld, Daniel L., "Econometric Models and Economic Forecasts," 4th Edition, Irwin Mc Graw-Hill, New York, 1998.
45. Romer, Divad , " Advanced Macroeconomics , fourth edition , McGraw-Hill Companies, Inc., New York, 2012.
46. Roberi, C. Rancliffe, "Investment," Addrson-wesley, New York, 1977.
47. Ruby, Douglas A., "Macroeconomic Theory," 5th Edition, Irwin, Mc Graw-Hill Companies, Inc, New York, 2000.
48. Samules, J.M. et al., "Management of Company Finance," 6th Edition, published by Chapman & Hall, Bath press, London, 1992.
49. Shapiro, Edward, "Macroeconomic Analysis," 3rd Edition, Harcourt Brace Jovanovich, Inc, New York, 1974.
50. Solrik, Bruno, "International Investment," Addison Wesley Inc. London, 2000.
51. Shiller, Robert J., "Market Volatility," MIT press, Cambridge, MA, 1989.
52. Williams, J.B., "The theory of Investment value," Combridge, Harvard university press, 1938.

B. Researches , Reviews and Studies.

1. Almond , Camus , The Expectation of Macroeconomic Analysis , Journal of Monetary Economics , 1998.
2. Andrew , Abel , An Integrated View of Tests of Rationality , Market Efficiency and short – run Neutrality of Money Policy , Journal of Monetary Economics 11 , 1994.
3. Asirim , Oguz , Out Put Inflation Tradeoff – Evidence From Turkey , The Central Bank of Republic of Turkey , 1995.
4. Aillon , Hansen , The Rational Expectations Revolution in Macroeconomic , Journal of Monetary Economic,Vol. 71, 1987.
5. A. , Darrat , Policy Impact under Rational Expectations , Journal of Banking and Finance , Vol.15 , 1991.
6. Bill , Cornell W. , Essays on The Relational Between Interest rate and Inflationary Expectation , Study of University Microfilms International , London , 1980.
7. Beth , Allen , Approximate Equilibia in Macroeconomic Rational Expectation Model , Journal of Economic Theory , 26 , 2000.
8. Benhabib , Jess , Adaptive Monetary Policy and Rational Expectation , Journal of Economic Theory 23 , 1990.
9. Barro , Robert , Money Growth and Unemployment in United States , American Economic Review , 2 , 1988.
10. Boschen & Grossman , John and Herschel , Test of Equilibrium Macroeconomic With Contemporaneous Money Data , Journal of Monetary Economics , 2001.
11. Bensen & Wright , Gary D. and Randall , The Labor Market in Real Business Cycle Theory , Federal Reserve Bank of Minneapolis , Quarterly Review , Spring , 1992.
12. Cooray , Aretha , The Fisher Effect: A Review of the Literature , Applied Economics Litter , 4 , 1997.
13. C. , Chen , A note on Taxation and the Real Balance Effect in Rational Expectations Model , American Economic Review , Vol. 43 , 2000.
14. Curtin , Richard , Inflation Expectation: Theoretical Model and Empirical , Journal Monetary Economics , 6 , 1989.
15. C., Walsh ,The New Output – Inflation Tradeoff , Economic Letter , Federal Reserve Bank of Canada , Feb. 6 , 1998
16. Canibek , Havva , Macroeconomic Expectation , International Economic Review , 44 , 1988.
17. Donald , Blumel , Easley Learning and Rational Expectation of Economic Theory , Journal Monetary Economics , Vol. 26 , 1982.
18. Delong , J. Bradford , The Phillips Curve and Expectation , Journal Monetary Economics , 2 , 2002.

19. D., M. Beechey , The Efficient Market Hypothesis: A Survey , Reserve Bank of Australia , Research Discussion Paper , Jan., 2000.
20. Evans , George , W. , Expectation in Macroeconomic: Adaptive Versus Eductive Learning , Journal of American Statistical Association , Vol. 52 , N3 , 2001.
21. Eduard , Manuel E. Phillips Curve for Advanced Economies on Period 1996 – 2007 , United States and Euro Area Case , Journal of Political Economy , no. 98 , 2007.
22. Fair , Ray C. , Testing The Rational Expectations Hypothesis in Macroeconomic , ox ford , Economic Papers , Press , 1993.
23. Friedman , Milton , A Theoretical Framework for Monetary Analysis , Journal of Political Economy , No. 78 , 2002.
24. --------, The Role of Monetary Policy , American Economic Review 58 , 1968
25. Fama , Eugene , Efficient Capital Market , A Review of Theory and Empirical Work , Journal of Finance 28 , No. 11 , 1970.
26. -------, The Behavior of Stock Market Prices , Journal of Economics , Vol. 38 , 1965.
27. -------, Stock Retunes , Real Activity , Inflation and Money , American Economic Review , 71 , 1981.
28. Henry , Grossman , Rational Expectation and Business Cycles: Real Government Behavior , Study of Economic Theory , 1980.
29. H., Pesaran Patton , Expectation formation and Macroeconomic Modeling , Journal of American Statistical Association , 55 , 2001.
30. H. & D. , Atesoglu and Dutkowsky , Aggregater Demoded and the Macro Rational Expectation Hypothesis , Journal of Economic Theory , Vol. 12 , 1990.
31. Hughart , Matthew , Controlling in inflation ; Applying Rational Expectation to Latin American , Journal of Political Economy , Vol. 11 , 2000.
32. H. and Prescott ,Cooley , T.. & E. , An adaptive Regression Model , International Economic Review 14 , 1973.
33. −−−−−, ------, Estimation in the presence of Stochastic Parameter variation , Econometrica 44 , 1988.
34. Hutt , William , Theory of the Consumption Function , Journal of Economic , 1975..
35. Jordi and Gertler , Gali & Mark , Inflation Dynamics A Structural Econometric Analysis , Journal Monetary Economics , Vol. 44 1999.
36. James & Mitro , B. and Kaushik , Learning about Monetary Policy Rules , Journal of Monetary Economic , Vol. 23 , 2004.
37. K. Arrow , The Future and Present in Economic Life , Journal of Money Credit and Banking , 1987.

38. K. & Mishkin , Abel , S. and F. , An Integrated View of Tests of Rationality , The Short Run Neutrality of Monetary Policy , Journal Monetary Economics , Vol. 11 , 1983.
39. Kenreth , Savin , Testing for Autocorrelation With Missing Observation , Econometrica 46 , 1988.
40. Low , Hoffman D. , Tests of Rationality , Neutrality and Market Efficiency , Journal of Monetary Economic , Vol. 14 , 1989.
41. Lucas , Robert , Rational Expectation , Econometric Policy Evaluation , Journal Monetary Economics , Supplement Series , 1976.
42. -------, Economic Policy:A Critique Carnegie Rochester Conference Series of Public Policy , Journal of Money , Credit and Banking , Vol.1 1976.
43. -------, and R. , Leonard A , , Real Wage , Employment and Inflation , Journal of Political Economy , 77 , (September / October) 1977
44. -------, Expectation and Equilibrium approach , Journal of Economic Theory , 4, 1978.
45. -------, Some International Evidence on Out put – Inflation , Trade off , American Economic Review , 63. 1973.
46. -------, Forward Looking Rules For Monetary Policy , Journal of Economics , 1999.
47. --------, Studies of Business Cycle Theory , American Economic Review , 1999.
48. --------, and Sargent , Robert & T. , Rational Expectations of Government Policy: An Application of Newcomb's Problem , Journal of Money , Credit and Banking , 1997.
49. ------,-------, After Keynesian Macroeconomic , Federal Banking of Boston , Vol. 19 , Boston , 1978.
50. Grossman , Sanford , An Introduction to the theory of Rational Expectation Under Asymmetric Information , Review of Economic Studies , 48 , 1987.
51. Gibson ,W. , Interest Rate and Inflation Expectation , Journal of Monetary Economics , Vol. 8 , 1986.
52. G. Alan , Phillips Curve , Journal of Financial Economics , Vol. 2001 , p201.
53. G. , Evans , Adaptive forecasts and endogenous fluctuation , Federal Reserve bank of Francisco Economic Review , 1993.
54. M. , Sijben Pool , Rational Expectations and Monetary Policy , Journal of Monetary Economics , December 81 , 1999 ,
55. M., Fisher S. , Long – Term Contract , Rational Expectation and Optimal Money Supply rule , Journal of Economics , 37 (2) , 1996.
56. Moore , Fuhrer , J., Inflation Persistence , Quarterly Journal of Economics , Vol. 110 , 1995.
57. Michael & Robert , Dotsey , & King , Monetary Instruments and Policy Rules in a Rational Expectation Environment , Journal of Monetary Economics 12 , 1996 , p 123.

58. M. Salemi , Adaptive Expectation , Rational Expectation and Money Demoned , Journal of Monetary , 1974.
59. McCulloch , J. Huston , The Kalman Foundation of Adaptive Least Squares With Application to U.S. Inflation , Journal of Political Economy , 88 , 1971.
60. Mishkin , Frederic S. , Anticipated Monetary Policy Matte in Economic Investigation , Journal of Political Economy , Vol. 90 , 1982.
61. ---------, The New Neoclassical Synthesis and Role of Monetary Policy , Journal of Economic Theory , 1997.
62. ----------, Monetary Policy Regimes and Beliefs. International Economic Review 44 , 2003.
63. Nelson , Clarence , W. Rational Expectation and Phillips Curve , Journal of Financial Economics , Vol. 33 , 2003.
64. N. & A. , Manning and Mohammed , Money Income and Price in Singapore Reconsidered , Applied Economics , Vol.22 , 1999.
65. Oliver , Basdevant , Learning Process and Rational Expectation An analysis using Macroeconomic Model , Journal of Monetary Economics , 59 , 2003.
66. -------, Imperfect Policy Credibility and Tests of the Expectation Hypothesis , Econometrica Journal , 57 (2) , 2005.
67. Paul , Anderson , Rational Expectation Forecast Form Non Rational Model , Studies in the Quantity Theory of Money ,Chicago: University of Chicago Press , 1992.
68. Phillips , Gagan , The Monetary Dynamics of Hyperinflation in Milton Freidman , Journal of Monetary Economics , 1965.
69. Phelps , Edmund , S. , Phillips Curves , Expectation of Inflation and Optimal Employment Over Time , Economics, ISSUE , 135 , 1979.
70. ---------, Optimal Monetary Policy Inertia , Paper Economic , Princeton University , 1999.
71. -------, and Taylor , Edmund , S & J. , Stabilizing Powers of Monetary Policy under Rational Expectations , Journal of Political Economy , 1994.
72. Peter , Cornelius , Rational Expectation and Market Efficiency: A Study of The Mexico Stock Market , Journal of Econometrics , Vol. 2 , 1993.
73. Sargeant , Tomas , Rational Expectation and Economic Policy , Journal of Money , Credit and Banking , Vol. 91 , 1983.
74. -------, Rational Expectation – The Real Rate of Interest and The Natural Rate of Unemployment , Brooking Papers on Economic Activity , 2 , 1978.
75. --------, and Wallace N. , Impacts of Priors on Convergence and Escapes from Nash Inflation , Review of Economic Dynamics , No. 80 , 2000.
76. Samuelson & Solow , Paul and Robert , Analytical Aspects of Anti Inflation Policy , American Economic Review , 1971.
77. Schwarz , A. , Estimating The Dimension of Model , Annals of Statistics , 6, (2) , 1978.

78. Svensson , L., Open – Economy Inflation Targeting , Journal of International Economics , Vol. 50 , No.1 , 2000.
79. Sanford , Grossman , The Efficiency of Competitive Stock Market Where Traders have Diverse information , Journal of Finance Papers and Proceedings 31 , 1997.
80. Ramey & George , Y. P. and S. , Survey Measures of Expected Inflation , Federal Reserve Bank of Richmond Quarterly Review , 88 , 2004.
81. Rozff , M. , Money and Stock Prices: Market Efficiency of New York , Canadian , and the Effect of Monetary Policy , Journal of Financial Economics ,Vol.1 ,1983.
82. R. , Shiller , Rational Expectation and Dynamic Structure of Macroeconomic Model , Journal of Economics , Jan , 1998.
83. Robert & Nord , D. L. and S. , Causality Tests and Functional Form Sensitivity , Applied Economics , 17 , 1985.
84. Robert , Hall , The Monetary Controversy or , Should we Forsake Stabilization Policy , American Economic Review 28 , 2003.
85. Taylor , John , B. How The Rational Expectation Revolution Has Changed Macroeconomic Policy Research , Journal of Political Economy , 29 , 2000.
86. Tanggard , Carsten , The Relation Between Asset Return and inflation at short and long horizons , Working Paper , Journal of Economics , Nov. 1999.
87. W. Evans G., Learning and Expectation Macroeconomic , Journal of Monetary Economics , 810 , 2001.
88. Williams , John , Learning and Monetary Shift , Review of Economic Dynamics 8 (2) 2005 , p 19.
89. Al-Qudah, Kamal A., "An Empirical Testing of the Randomness Hypothesis in AFM," Dirasat, Ad. min strative sciences, vol. 24, No. 2, 1997.
90. Allen, Frankin and Corton, Gary, "Rational Finite bubbles," university of Pennsylvania, Rodney L. white, working paper, 1988.
91. Almon, S., "The Distributed lag between Capital Appropriations and Expenditures," Econometric, 33, 1965.
92. Aygoren, Hakan and Saritas, H., "Impact of inflation on Turkish stock prices: An empirical investigation," working paper, Dep. Of Busines Adminstration, Pamukal university, 2004.
93. Adrangi, B. & Chartrath, A. and Sanvicente, A.Z., "Inflation, output and stock prices: Evidence from Brazil," Financel working paper, FLWP, Brazil, 2000.
94. Al. khazali, Osamah M., "Empirical Tests of proxy Hypothesis: Evidence from Jordan," Financel working paper, Aman, 2001.
95. Adrangi, B. & chatrath, A. and Raffree, K., " Inflation, output and stock prices: Evidence from to Major Emerging Markets," Journal of Economics and Finance, vol. 23, No. 3, 1999.
96. Beechey, M. & Gruen, D. and Vickery. J., "The Efficient Market Hypothesis: A survey," Research Discussion paper, Reserve bank of Australai, Jan. 2000.

97. Ball, R., "What Do we Know about market Efficiency?," working paper series, No. 31, New south Wales school of Banking and Finance, 1990.
98. Bos, J.W.D., "stock market Efficiency: the Evidence from FTA indices of Eleven major stock market," Economist-Leiden, Nov. 1994.
99. Barnes, Michelle L. and shiguang, Ma, " the Behaviour of China's stock prices in Response to proposal and Approval of Bonus Issues, " Federal Reserve Bank of Boston, Research T-8, April, 2002.
100. Blanchard, Olivier, "Speculative Bubbles, Crashes and Rational Expectation," Economic, Letter 3, 1996.
101. Badie, Z., "Common stocks as Hedge Against inflation," the Journal of Finance, May, 1976.
102. Coy, peter, "Headed for bubble trouble?: the market rebound maybe investor optimism run amok," Economic, 2002.
103. Colin, Camerer, "Bubbles and Fads in Asset prices," 3,1, Journal of Economic survey, 1989.
104. Cooray, Arusha, "The Fisher Effect: A Review of the Literature," Applied Economics Litter, 4, 1997.
105. Carlson, J., "short term Interest Rates as predictors of inflation," American Economic Review, 67, 1977.
106. Chatrath, A. & Ramchander, S. and Song, F., "stock prices, inflation, and output: Evidence from India," Journal of Asia Economics, vol. 7, No. 2, 1996.
107. Cavallo, D. and Hole, J., "Lessons from the stabilization in Argentina; 1990-1996, work papers, the Federal Reserve Bank of Kansas, 1996.
108. Dryden, Miler M., "Filter tests of UK. Share prices," Applied Economis, vol. L, 1970.
109. Darrat, Ail F. and Zhong, Maosen, "on Testing the Random-walk Hypothesis: A model Comparism Approch," Review of Financial Economics, vol. 12, 2000.
110. Diba, B. and Grossman, H., "Rational inflationary Bubble," Journal of Monetary Economies, 21 (1), 1998.
111. Darby, M. R., "the Financial and tax Effects of monetary policy on Interest Rates," Economic Inquiry, 13, 2000.
112. Duke, Lawrence K., "Accessing emerging stock markets, prerequisities for international Investore," the Journal investing, summer, 1993.
113. Ercan, Balaban and Kunter, Kursat, "Financial Market Efficiency in Developing Economy: the Turkish Case," Discussion paper, No. 9611, Research Dep., the Central Bank of Republic of Turkey, March, 1996.
114. Evans, Martin and Lewis, Karen, "Do Expected shifts in inflation Effect Estimates of the Long-Run Fisher Relation?," Journal of Financial Economics, vol. 62, Nov. 1977.
115. Engsted, T. and tanggard, C., "the Relation between Asset returns and inflation at short and long horizons, working paper, Nov. 1999.

116. Fama, E., "Efficient Capital market: A Review of theory and Empirical work," Journal of Finance, Vol. 28, No. 11, 1970.
117. ------ , "the Behavior of stock market price," Journal of Busines, Vol. 38, No. 1, 1965.
118. ------ , et al., "the Adjustment of stock prices to new information," International Economic Review, Vol. 20, No. 2, 1969.
119. ------- , "short-term interest Rates as predictors of future inflation," American Economic Review, Vol. 65, 1975.
120. Fama, E and Schwert, W., "Asset Returns, inflation," Journal of Financial Economics, Vol. 62, Nov. 1977.
121. ------- , "stock Returns, Real Activity, inflation and Money," American Economic Review, 71, 1981.
122. ------ , "stock Returns, Real Activity, inflation and Money: Reply," American Economic Review, 71, 1981.
123. Fisher, L. and Lorie, J., "Rates of Return on Investments in Common stock: the year-by year Record 1926-1962," Journal of Busines, Jan. 1964.
124. Fried, Joel and Howith, peter, "the Effects of inflation on Real interest Rates," American Economic Review, 73 (5), 1983.
125. Frith, M., "the Relationship between stock market and rates of inflation," Journal of Finance, Jun. 1979.
126. Feldstein, martin, " Inflation, tax Rules, stock market," Journal of monetary Economics, Jun. 1980.
127. Groenewod, Nicolas, "share market Efficiency: tests using Daily data for Australia and New Zeland," Applied Financial Economics, Vol. 7, No.6, 1977.
128. Groenewold, N. and Kuag, Kang, "the semi-strong Efficiency of the Australian share market," the Economic Record, Vol. 69, 1993.
129. Granger, C. W. J., " Investigating Causal Relation by Econometric models and Cross spectral methods," Econometrica , Vol. 37, 1969.
130. Gibson, W., "price-Expectations Effects on Interest Rates," Journal of Finance, Vol. 25, 1970.
131. ------ , "Interest rates and inflationary Expectations: New Evidence," American Economic Review, 62, 1972.
132. Giammario, R., "Central Bank policy, inflation, and stock prices," working paper, Bank of Canada, 1999.
133. Geyser, J.M. and Lowies, G. A., "the impact of inflation on stock prices in two SADC Countries," working paper, Dep. Of Agricultural Economics, university of Pretoria, south a Africa, 2001.
134. Gursoy, C. Tuncer, "stock market and Economic Growth: A causality test," the word bank Economic Review, Vol. 10 (2), 1996.
135. Geske, R and Roll, R., "The Fiscal and monetary Linkage between stock Returns and inflation," Journal of Finance, 38, No.1, 1983.

136. Hudson, Robert et al., " A note on the weak form Efficiency of Captial markets: the Application of simple technical Trading Rules to UK stock price (1935-1994)," Journal Banking Finance, Vol. 20, 1996.
137. Hattacharya, B and Makherjee, J., "causal Relationship between stock market and Exchange rate, Foreign exchange Reserves and Value of Trade Blance: A case study for India, Dep. Of Economics, Jadavpur university, Kolkata, 2000.
138. Hatemi, A bdulnasser and Irandouts, M., "A structural time-series to test the Fisher effect," working paper, Dep. Of Economics, university of skovde, Sweden, 2004.
139. Hess, J. and Bicksler, L., " Capital Asset prices versus time series models as predictors of inflation", Journal of financial Economics, Vol. 2, 1979.
140. Ibrahim, Ismail and Yong, othman, "Relation ship between price- Earring rations and Expected Return of Common stock: the case of Malaysia, "Journal of Pengurusam, 10,1991.
141. Jeong Jinho, "foreign Currency Crisis and semi-strong efficiency of korean stock Market, working paper, school of Business Administration, Kyungnam University, Korea, jun. 2004.
142. Joines, D. "Short term Interest Rates as predictors of inflation", American Economic review, 67, 1977.
143. L. Blume and Easley, D. " Learning to be Rational", Journal of Economic theory, Vol. 26, 1982.
144. Lahiri, K., "inflationary Exectations: their Formation and Interest Rate effects", American Economic Review, 66, 1976.
145. Mile, Robert D., " the dow Jones Industrial Average Re- examined", Financial Analysis Journal, Vol. 22, No. 6, 1966.
146. Marsh, T. A. and Merton, R. C., " Dividend variability and variance Bound Tests for the Rationality of stock Prices, "American economic Review", Jun. 1986.
147. Mathews, John, " Choas and the Stock Market", Review of Financial studies, Vol. 5. No. 1, 1998.
148. Norden, Simon V., "fad or bubbles, Muntley schaller, Work paper, No. 1303, Bank of Canada, may. 1994.
149. -------, " Speculative Behaviour, Regime-switching and stock market fundamentals, " Journal of financial Economics, Vol. 22, No. 1, 2000.
150. Djah, Kalu and Karemera, David, " random walks and market efficiency of Latin American Emerging Equity market: A Revisit", The financial Review , May. 1999.
151. Olesen, J., " stocks hedage against inflation in the long run: Evidence from Denmark", Working paper: 6, Institut for National Okonomi, koben havn, 2000.
152. Poterba, M. J. and summers, L. H., " Mean reversion in stock prices: Evidence and implications", Journal of financial Economics, 22, 1988.

153. Posenkrantz, Walter A., " Why stock prices have alognormal Distribution", NBER, Technical working papers, Economic ResearchEconomic Research, Inc, 2004.
154. Palani, rajan K., " reduction of constraints on Arbitage Trading and market efficiency: An examination of Ex- dag Returns in Hong Kong after introduction of Elctronic settlement, The Journal of Finance, Cambrige, Vol. 55, No.6, Dec. 2000.
155. Patel, S. and Sarkar, A. " Crises in Developed and Emerging stock Markets, " Internaational Monetary Fund, western Hemisphere Department, Working paper, No. wp/97/79/Jul. 1997.
156. Rajen, Mookerjee, " Monetary policy and the informational efficiency of the stock market: the evidence from many Countries", Applied Economics, vol. 19, 1987.
157. Rothbard, Murray N., " Chaos theory: Destroying Mathematical Economics from with in ?, " The Mises in stiute Monthly, Vol.6, No. 3, 1988.
158. Rilly, frank K. et. al., " Inflation, inflation Hedges, and Common stocks", Financial Analysts Journal, 1970.
159. Shiller, Robert J., " do stock prices Move too much to be justified by subseguent changes in Dividends ?", American Economic Review, Vol. 71, Jun. 1981.
160. -----, " The use of volatility measures in Assessing market efficiency ", Journal of Finance, Vol. 36, May. 1981.
161. -----, " Bubbles, Human Judgment, and Expertopinion", Cowles foundation Discussion paper, no. 1303, Yale University, New Haven, may, 2001.
162. -----, " Testing the Random walk hypothesis: power versus ferquency of observation" , NBER, Technical working papers, Economic Research, Inc, 1985.
163. Solnik Bruno h., " Note on validity of the random walk for European stock prices", journal of Finance, Vol. 28, Dec. 1973.
164. Schwert, William, " the Adjustment of stock prices to information about inflation", Journal of finance, Vol. 36, No. 1, 1981.
165. Siegel, Jeremy J., " What is an Asset price Bubble?: An operational Definition", Journal of Economic survey, SP-2002.
166. Sims, A. Christopher, " Money, Income and Causality", American Economic Review, Vol. 62, Spt. 1972.
167. thanasisstengos, E and Panas, A. " Testing the efficiency of the Athens stock Exchange: som Results from the banking sector, " Empirical economics, Vol. 12, 1992.
168. Vihang, R. Errunza, " Testing of Random walks and Market efficiency of LDC, The financial Review, jul. 1981.

169. William, freund et. al., " Market efficiency before and after the introduction of electronic trading at the Toronto stock exchange ", Review of Financial Economics, Vol. 6, No. 1, 1997.
170. Worthing to, Andrew C. and Higgs, Helen, " Tests of Random walks and market efficiency in Latin American stock markets: An empirical note", discussion paper, No. 157, Technical report school of Economics and finance, Queensland University, 2003.
171. Wayne, E. Ferson & Heuson A. and Su, Tie, " Weak and semistrong form stock Return predicatability Revisited", Work paper, No. 1893, University of Miami, Coral Gables, 2004.
172. Weidman, Jens, " New hope the fisher effect ? A reexamination using threshold Coitegration", Discussion paper: 13-383, University of Bonn, Jan. 1997.
173. wood ward, G. T., " Evidence of the fisher effect from UK indexed bonds", Review of Economics and statistics, Vol. 74, 1992.
174. William, J. and sonora, R. j., " International Evidence of fisher effect", Working paper, dep. Of Economic, University of texas of Arlington, No. 7, 2002.
175. Zhou, wei-Xing and Sornette, didier," 2000-2003 real estate bubble in UK but not in the USA", Work paper, Nice, Cedex 2, 2003.
176. ----, " stock prices, inflation and output: Evidence from China", Applied Economics letters, Vol. 6, No. 8, 1999.

c. Thesies

1. B., Young Sekim , Expectation , Learning and Exchange Rate Dynamics , Dissertation , for Doctor of Philosophy in the Graduate School of the Ohio State University , 1984.
2. Khreisat , Mohammed Abd Allah Hassan , Money Supply and Estimation of Reaction Function under Rational and Irrational Expectation Hypothesis , Master Thesies of art to faculty of Economics and Business Administration , at Yarmouk University , 1992.

D. Inter net Work:

1. Http: / www. ty Papal. com /t/ track beak / 42367 / 5513017.
2. Http: / www: The Expectation – Augmented Phillips Curve. com.

E. Statistics

1. International Financial Statistics (IFS) , International Monetary Found , Supplement on Monetary and Financial Statistics , Supplement Series , December. 1985 - 2007.
2. International Financing Corporation (IFC) , Emerging Stock Market , Fact Book , various numbers.