



مطبوعة بيداغوجية تحت عنوان:

محاضرات في النمذجة القياسية

تخصص: مالية وتجارة

موجهة لطلبة: - سنة ثانية ماستر
دولية

قسم: العلوم التجارية

من اعداد الدكتور: شين لزهري

السنة الجامعية: 2022/2021

الفهرس

الصفحة	الفهرس
أ	تمهيد
1	الفصل الاول: نماذج الانحدار الخطي
2	1.1 تمهيد
04	2.1: أهداف الاقتصاد القياسي
04	3.1: نماذج الاقتصاد القياسي
10	4.1 : مراحل بناء النموذج
18	5.1 النموذج الخطي العام
23	6.1 تحليل الانحدار الخطي
25	7.1 خصائص مقدرات المربعات العادية الصغرى
28	8.1 النماذج الغير خطية
29	9.1 تمارين
42	الفصل الثاني : نماذج السلاسل الزمنية
44	1.2 تمهيد
44	2.2 السلاسل الزمنية العشوائية واختبارات الاستقرار
45	3.2 مفاهيم عامة حول السلاسل الزمنية.
46	4.2 السلاسل الزمنية المستقرة وغير المستقرة.

46	5.2 اختبارات الاستقرار.
47	6.2 نماذج شعاع الانحدار الذاتي VAR
57	7.2 التقديم العام لنموذج VAR.
62	8.2 تقدير النموذج Var.
63	9.2 استخدامات نماذج VAR
66	10.2 التكامل المشترك ونماذج تصحيح الخطأ.
68	11.2 التكامل المشترك.
75	12.2 نموذج تصحيح الخطأ ECM.
78	13.2 اختبار علاقة التكامل المشترك وتقدير نموذج تصحيح الخطأ.
81	14.2 نماذج الانحدار الذاتي وتوزيع الإبطاء ARDL
الفصل الثالث : نماذج البائل الساكنة	
85	1.3 تمهيد
85	2.3 مفاهيم حول بيانات بانيل
86	2.3 اختبارات التحديد
87	4.3 النماذج الأساسية لتحليل بيانات بانيل
89	5.3 أساليب اختيار النموذج الملائم لبيانات بانيل
93	6.3 : المشاكل القياسية لنموذج البائل

الفصل الرابع : امثلة تطبيقية حول تقدير النماذج باستخدام برنامج EVIEWS	
95	4 تمهيد
95	1.4 دراسة استقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج.
99	2.4 دراسة استقرارية سلسلة الناتج الداخلي الخام
103	3,4 دراسة استقرارية سلسلة الصادرات غير النفطية.
109	4.4 دراسة استقرارية سلسلة الاستثمار.
111	5.4 تطبيق تقنية نموذج الانحدار الذاتي على متغيرات الدراسة
116	6.4 تقدير النموذج VAR
118	7,4 دراسة السببية بين متغيرات الدراسة
119	8.4 تحليل الصدمات (دوال الاستجابة)، وتفكيك التباين
125	9.4 تقدير النموذج VAR
130	10.4 دراسة السببية بين متغيرات الدراسة
139	11,4 منهجية تقدير نماذج البانل (PANEL MODEL)
143	12,4 خطوات تقدير النماذج و اختبارات المفاضلة
145	13.4 تقدير النموذج المصحح
149	قائمة المراجع
150	الملاحق

مقدمة:

أعزائي الطلبة وزملائي أنقدم اليكم بهذه المطبوعة في مقياس النمذجة القياسية التي بين أيديكم وأملّي أن تزيد من معارفكم في مقياس الاقتصاد القياسي إضافة الى مقياس النمذجة المبرمج لطلبة سنة ثانية ماستر مالية و تجارة دولية ،شعبة علوم تجارية و المستمد من البرنامج الوزاري الصادرة سنة 2016 و المحدد لاهم محاور تدريس هذا المقياس في ميدان العلوم التجارية ، وتعتبر هاته المطبوعة عبارة عن رصيد الجهد المبذول خلال سنوات راجيا من الله تعالى أن يستفيد منها الجميع وخاصة طلبة العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير سواء وخاصة في طور الماستر .

وقد تم عرض النمذجة القياسية في هذه المطبوعة في اربعة فصول، تضمن الفصل الأول على مفاهيم، في تحليلالنماذج الخطية سواء كانت البسيطة او النموذج العام ، وفي الفصل الثاني فقد تم التطرق فيه إلى الانحدارات السلاسل الزمنية ا، أما في الفصل الثالث تم التطرق الى نماذج بيانات البائل ، وفي الفصل الاخير قمنا فيه بدراسة الاستقرارية والسببية والتكامل المشترك وتقدير بعض نماذج السلاسل الزمنية و كذا مثال تطبيقي حول نماذج بيانات البائل و ذلك باستخدام برنامج **Eviews** .

الفصل الأول

نماذج الانحدار الخطي

الفصل الاول : الانحدار الخطي

1.1 تمهيد

يمكن القول بأن الاقتصاد القياسي هو تكامل للنظرية الاقتصادية مع الرياضيات والأساليب الإحصائية بهدف اختبار الفروض عن الظواهر الاقتصادية، وتقدير معاملات العلاقات الاقتصادية، والتنبؤ بالقيم المستقبلية للظواهر الاقتصادية وهذا يعني أن الاقتصاد القياسي يحاول الاستعانة أولاً بالنظرية الاقتصادية لتحديد المشكلة المراد دراستها وأهم المتغيرات الاقتصادية والاجتماعية التي تؤثر فيها، ومن ثم يستعين بالاقتصاد الرياضي لتوصيف العلاقات القائمة بين المتغيرات في شكل رموز ومعادلات، وأخيراً يستعين بعلم الإحصاء فيستفيد منه في تطوير واستنباط طرق القياس لتقدير معالم الصيغ المقترحة واختبار الفروض ومن ثم الوصول إلى النتائج الدقيقة التي يمكن الاعتماد عليها في التنبؤ بالمشكلة المدروسة.¹

2.1: أهداف الاقتصاد القياسي

يسعى الاقتصاد القياسي بمختلف مناهجه إلى تحقيق ثلاث أهداف أساسية ألا وهي:

1- تحليل واختبار النظريات الاقتصادية المختلفة:

إن تحليل واختبار النظريات الاقتصادية يعد هدفاً رئيسياً من أهداف الاقتصاد القياسي، ولا يمكن عد النظرية الاقتصادية صحيحة ومقبولة ما لم تجتاز اختباراً كمياً عددياً يوضح قوة النموذج ويفسر قوة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية.

2- رسم السياسات واتخاذ القرارات

¹ حسين علي بخت، سحر فتح الله، الاقتصاد القياسي، دار اليازوري العلمية للنشر والتوزيع، عمان، الأردن، 2007، ص18.

يساهم الاقتصاد القياسي برسم السياسات واتخاذ القرارات عن طريق الحصول على قيم عددية لمعاملات العلاقات الاقتصادية بين المتغيرات، لتساعد رجال الأعمال والحكومات في اتخاذ القرارات الحالية من حيث توفيره لصيغ وأساليب مختلفة لتقدير المرونة والمعاملات الفنية والتكلفة الحدية والإيرادات الحدية، والميل الحدي للاستهلاك والادخار والاستثمار وغير ذلك، وتأسيسا على ذلك فإن معرفة القيم العددية لمعاملات النموذج المقدر تساعد على إجراء المقارنات واتخاذ القرار المناسب سواء على مستوى المنشأة أو الدولة.

3- التنبؤات بقيم المتغيرات الاقتصادية في المستقبل:

يساعد الاقتصاد القياسي رجال الأعمال والحكومات في وضع السياسات من خلال توفير القيم العددية للمعاملات المرتبطة بالمتغيرات الاقتصادية والتنبؤ بما ستكون عليه الظاهرة الاقتصادية مستقبلا، إن هذه التنبؤات تمكن واضعي السياسة ومتخذي القرار لتنظيم الحياة الاقتصادية واتخاذ الإجراءات اللازمة للتأثير في متغيرات اقتصادية معينة، ومثال ذلك لو أرادت الحكومة معرفة الآثار المحتملة للسياسة النقدية على التضخم والبطالة، وما هو الأثر المتوقع لزيادة أسعار السلع البديلة أو المكملة على الكمية المطلوبة من السلعة الأصلية، حيث إن الاقتصاد القياسي سوف يحدد مستوى الكمية فيما إذا كان مرتفعا أو منخفضا وهكذا لبقية الظواهر الاقتصادية وما يتعلق بهامستقبلا¹.

2.2: علاقة الاقتصاد القياسي بالعلوم الأخرى:

يستمد الاقتصاد القياسي أصوله من العلوم الثلاثة التالية : الاقتصاد والرياضيات والإحصاء، وبشكل أدق من المزج بينها مثنى مثنى، كما نحاول تبينه فيما يلي:

¹ السيفو وليد إسماعيل وآخرون، مشاكل الاقتصاد القياسي التحليلي: نظرية الاقتصاد القياسي والاختبارات القياسية من الدرجة الأولى، دار الأهلية للنشر والتوزيع، عمان، الأردن، 2006، ص 23

1 - علاقة الاقتصاد القياسي بالنظرية الاقتصادية:

فالنظرية الاقتصادية تقوم بدراسة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية فتتص النظرية الاقتصادية الجزئية مثلا على أن زيادة سعر سلعة ما تسبب انخفاضا في الطلب عليها، فتفترض هذه النظرية وجود علاقة عكسية بين السعر والكمية المطلوبة من السلعة، ولكنها لم تعطي أي قياس عددي للعلاقة بين هذين المتغيرين فلم تبين مقدار الانخفاض للكمية المطلوبة المصاحب لتغير معين في السعر، فتصبح هذه المهمة من مهمات الاقتصاد القياسي بعد توصيفه رياضيا.

2 - علاقة الاقتصاد القياسي بعلم الرياضيات:

أما علم الرياضيات فهو يستعمل في إعادة صياغة العلاقة التي تم تحديدها بالاعتماد على النظرية الاقتصادية رياضيا، أي على هيئة معادلات ورموز رياضية بدون قياس أو برهنة عددية لتلك الصياغات، فالقياسات والبرهنة العددية هي من مهمات القياس الاقتصادي.

3 - علاقته بعلم الإحصاء:

أما علم الإحصاء فيتم من خلاله استغلال المعطيات الميدانية من خلال تجميع البيانات الإحصائية الخاصة بالمتغيرات الاقتصادية التي تتكون منها العلاقات المشار إليها سابقا (علاقة القياس الاقتصادي بالنظرية الاقتصادية والرياضيات)، وتسجيلها وجدولتها أو رسمها.¹

¹ حسين علي بخت، سحر فتح الله، الاقتصاد القياسي، مرجع سبق ذكره، ص 20

3.1: نماذج الاقتصاد القياسي

1.3.1: التعريف بالنموذج القياسي:

يمكن تعريف النموذج القياسي على أنه عبارة عن مجموعة من العلاقات التي تستعمل الأدوات الرياضية ، والتي تصاغ لتوضيح سلوكية أو ميكانيكية هذه العلاقات من خلال التعاريف السابقة يمكن استخلاص أن النموذج الرياضي يهدف إلى تبسيط الواقع من خلال بناء نموذج لا يحتوي على جميع تفاصيل الظاهرة المراد دراستها ، بل يتضمن العلاقات الأساسية. ومن هنا يلاحظ أن النموذج الرياضي هو وصف للعلاقة بين متغيرات الظاهرة المدروسة بصورة تجريبية وبدقة ، وتعتبر النماذج الرياضية أكثر دقة وتجريدا ، كما تستخدم بسهولة و ذلك باستخدام الأدوات والأساليب الرياضية.¹

2.3.1: مكونات النموذج القياسي

عند توصيف النموذج القياسي يتم تحديد الظاهرة المراد دراستها ومن ثم تحديد المتغيرات أو العوامل التي تساعد على تفسير سلوك هذه الظاهرة، ليتم وضع الافتراضات التبسيطية تمهيدا لصياغة الفرضية المفسرة، ويتم التعبير عن هذه المتغيرات والعلاقات في صورة رياضية كما يلي:

1 - معادلات النموذج:

يتكون النموذج الاقتصادي من مجموعة من المعادلات تسمى بالمعادلات الهيكلية لأنها توضح الهيكل الأساس للنموذج المراد بناؤه، ويختلف عدد المعادلات من نموذج لآخر تبعا لنوع النموذج والهدف من بنائه، وتنقسم المعادلات الهيكلية إلى:

¹ عبد القادر محمد عبد القادر عطية، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق ، الدار الجامعية ، الإسكندرية ، مصر ، الطبعة الثانية، 2000 ،ص15

- **المعادلات السلوكية:** هي المعادلات التي تعبر عن العلاقات الدالية بين المتغيرات الاقتصادية ويمكن التعبير عنها بدالة ذات متغير مستقل واحد أو عدة متغيرات مستقلة.
 - **المعادلات التعريفية أو المتطابقات:** وهي المعادلات التي تعبر عن علاقة اقتصادية ناتجة عن تعاريف متفق عليها أو هي العلاقة التي تحدد قيمة المتغير التابع بتحديد تعريف له في صورة علاقة مساواة¹.
- متغيرات النموذج:**

تتكون معادلات النموذج من عدد من المتغيرات يمكن تصنيفها إلى عدة أنواع وهي موضحة فيما يلي:

- **المتغيرات الداخلية:** وهي المتغيرات التي تؤثر في النموذج وتتأثر به، وتحدد قيمتها من داخل النموذج عن طريق المعاملات وقيم المتغيرات الخارجية وتسمى هذه المتغيرات أيضا بالمتغيرات التابعة.
- **المتغيرات الخارجية:** هي المتغيرات التي تؤثر في النموذج ولا تتأثر به، وتحدد قيمتها بعوامل خارجية عن النموذج وفي بعض الأحيان تتحدد قيمتها عن طريق نموذج آخر مختلف عن النموذج الأصلي وتسمى هذه المتغيرات أيضا بالمتغيرات المستقلة.
- **المتغيرات المرتدة زمنيا (المبطأة):** وهي المتغيرات التي تنتمي إلى فترة زمنية سابقة أو التي تؤخذ قيمتها من الفترة السابقة².

¹ حسين علي بخت، ، مرجع سبق ذكره، ص 29

² عبد القادر محمد عبد القادر عطية، مرجع سبق ذكره، ص 24

4.1: مراحل بناء النموذج:**المرحلة الأولى: تعيين النموذج:**

يقصد بتعيين النموذج صياغة العلاقة الاقتصادية محل البحث في صورة رياضية حتى يمكن قياس معاملات استخدامها باستخدام ما يسمى بالطرق القياسية ، وتنطوي هذه المرحلة على عدة خطوات أهمها:

1- تحديد متغيرات النموذج: يمكن للباحث أن يحدد المتغيرات التي يتضمنها النموذج عند دراسته لظاهرة اقتصادية معينة من خلال مصادر عديدة ولعل من أهم هذه المصادر النظرية الاقتصادية ثم المعلومات المتاحة من دراسات قياسية سابقة أو المعلومات المتاحة بشكل خاص (أي تتعلق بدراسة خاصة بالظاهرة).

2- تحديد الشكل الرياضي للنموذج: يقصد بالشكل الرياضي للنموذج عدد المعادلات التي يحتوي عليها النموذج (فقد تكون معادلة واحدة أو عدة معادلات) ، ودرجة خطية النموذج (فقد يكون خطي أو غير خطي) ودرجة تجانس كل معادلة (فقد تكون غير متجانسة أو متجانسة من أي درجة).

3- تحديد التوقعات القبلية: يتعين تحديد توقعات نظرية مسبقة عن إشارة و حجم معاملات العلاقة الاقتصادية محل القياس بناء على ما تقدمه المصادر السابقة من معلومات ، وتعتبر التوقعات القبلية للإشارة و حجم المعلمات هامة بالنسبة لمرحلة ما بعد التقدير ، حيث يتم اختبار المدلول الاقتصادي للمعلمات المقدرة من خلال مقارنتها مع التوقعات القبلية من حيث إشارتها وحجمها¹.

¹ عبد القادر محمد عبد القادر عطية، مرجع سبق ذكره، ص 31

المرحلة الثانية: تقدير معلمات النموذج

بعد الانتهاء من صياغة العلاقات محل البحث في شكل رياضي خلال مرحلة التعيين يتم الاعتماد أساساً في التقدير للمعلمات على بيانات واقعية يتم جمعها عن المتغيرات التي يتضمنها النموذج و تسمى المقدرات ، وعلى فنون قياسية تستخدم في عملية القياس، وتتطوي هذه المرحلة على ثلاثة خطوات على الأقل:

1- تجميع البيانات: يتعين على الباحث أن يقوم بتجميع بيانات عن المتغيرات التي

يحتويها النموذج ، وهنا نجد عدة أنواع من البيانات:

- بيانات سلسلة زمنية و هو ما كان مرتب في شكل متسلسل زمنياً.
- بيانات قطاعية و هو ما كان مرتب في شكل قطاعات.
- بيانات سلسلة قطاعية و هو ما كان مرتب في شكل زمني وفقاً لقطاعات معينة.
- بيانات تجريبية و المتأتية من تجارب بعض الباحثين الاقتصاديين للحصول على بيانات اقتصادية أو غيرها من مصادر البيانات.

2- حل مشاكل التجميع: تنشأ مشاكل التجميع عندما يحتاج الباحث لاستخدام متغيرات تجميعية في

الدالة محل القياس ، فقد يكون التجميع على مستوى السلع (مثلاً)، أو على مستوى الأفراد أو على مستوى الفترات الزمنية ، و تكمن مشكلة التجميع في أنه مثلاً قد نكون مهتمين بدراسة ظاهرة ما فنحصل على معلومات بفترات فصلية ونريد معلومات سنوية فهل نجمع الفصول الأربعة أم نأخذ المتوسط البسيط أو نأخذ المتوسط المرجح أو كيف يتم تجميع هاته البيانات ، إذن مشكلة تجميع البيانات تكمن في كيفية أخذ البيانات ، وعلى الباحث الأخذ بطريقة مناسبة في حل مشاكل التجميع.

المرحلة الثالثة : تقييم المعلمات المقدرة بالنموذج

بعد الانتهاء من تقدير القيم الرقمية لمعلمات النموذج من خلال بيانات واقعية ، يتم الشروع في تقييم المعلمات المقدرة ، و المقصود هنا هو تحديد ما إذا كانت قيم هذه المعلمات لها مدلول أو معنى من النواحي التالية:

1- المعايير الاقتصادية : تتحدد من خلال مبادئ النظرية الاقتصادية ، وتتعلق هذه المعايير بحجم و إشارة المعلمات المقدرة ، فإذا جاءت هذه المعلمات المقدرة على عكس ما تقرره النظرية مسبقا فان هذا يمكن أن يكون مبررا لرفض المعلمات المقدرة.

2- المعايير الإحصائية: (اختبارات الرتبة الأولى)تهدف إلى اختبار مدى الثقة الإحصائية في التقديرات الخاصة بمعلمات النموذج ، ومن أهمها معامل التحديد و اختبارات المعنوية.

3- المعايير القياسية : (اختبارات الرتبة الثانية) تهدف هذه المعايير إلى التأكد من الافتراضات التي تقوم عليها المعايير الإحصائية مطبقة في الواقع ، فإذا كانت هذه الافتراضات متوفرة في الواقع فإن هذا يكسب المعلمات المقدرة صفات معينة أهمها عدم التحيز والاتساق و العكس يفقدها ذلك ، بل و يؤدي أصلا إلى عدم صلاحية المعايير الإحصائية نفسها لقياس مدى الثقة في المعلمات المقدرة ، وهذا يعني أن المعايير القياسية تستخدم في اختبار المعايير الإحصائية نفسها ، لذا تسمى باختبارات الرتبة الثانية.

المرحلة الرابعة : تقييم النموذج

بعد بناء النموذج و تقييم معلماته ، يتم تقييم النموذج و الاعتبارات التي تحكم عملية التقييم هي:

1- مطابقة الظاهرة : بحيث يصف الظاهرة بشكل صحيح.

2- قدرته على توضيح المشاهدات الواقعية : بحيث يكون متناسقا مع السلوك الفعلي لمتغيرات الظاهرة التي تحدد العلاقة بين هاته المتغيرات.

3- قدرة النموذج على التنبؤ : بحيث يعطي تنبؤات مقبولة للقيم المستقبلية للمتغيرات المعتمدة.

4- خاصية البساطة : إذ أن النموذج يجب أن يبرز العلاقات بأقصى حد ممكن من البساطة ، فكلما قل عدد المعادلات و كان شكلها الرياضي أبسط أعتبر النموذج أفضل ، شريطة أن لا يكون على حساب الدقة في التقدير¹.

المرحلة الخامسة:التنبؤ

هو استخدام تحليل الانحدار في تقدير القيمة المتوقعة (\hat{Y}) للمتغير التابع بدلالة القيمة المعلومة لمتغير أو أكثر من المتغيرات المستقلة. وبهذا يمكن القول أن التنبؤ يمثل تعبير شرطي بمعنى انه إذا كان لدينا قيمة معينة للمتغير المستقل (X) فهذا يمكننا من توقع قيمة المتغير التابع المناظر باستخدام معادلة الانحدار.

¹ عبد القادر محمد عبد القادر عطية، مرجع سبق ذكره، ص 33-34

5.1: النموذج الخطي العام

1.5.1: الانحدار الخطي

1 - أنواعه:

• الانحدار الخطي البسيط¹:

يستخدم نموذج الانحدار البسيط لتكوين العلاقة بين متغير تابع (y) ومتغير مستقل (x) وهذه العلاقة ليست لها طبيعة رياضية مؤكدة أو بواسطة قيم مأخوذة من طرف (Y) أو (X) يسمح بشرح قيم يقينية، بل ذات طبيعة عشوائية، بمعنى تحتوي على خطأ عشوائي. وتعرف العلاقة العامة للانحدار الخطي البسيط

$$Y_i = a + b x_i + e_i \quad \text{ب:}$$

Y_i : المتغير التابع x_i : المتغير المستقل e_i : الخطأ العشوائي

• الانحدار الخطي المتعدد

في الانحدار المتعدد نفترض أن لدينا متغيرا تابع واحد نرمز له بالرمز Y_i ومجموعة من المتغيرات

المستقلة عددها m متغيرا نرمز لها بالرمز $X_i (X_1, X_2, \dots, X_m)$

يكتب النموذج الخطي المتعدد بالصيغة:

$$y_i = b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i} + \dots + b_{m-1} X_{mi} + \varepsilon_j$$

2- أسباب وجود حد الخطأ في النموذج:

وجود المتغير العشوائي أو معامل الإزعاج أو التشويش يكون بسبب:

¹ عبلة مخرمش، تقدير نموذج للتنبؤ بالمبيعات باستخدام السلاسل الزمنية (نماذج بوكس جينكينز)، رسالة ماجستير، كلية الحقوق والعلوم الاقتصادية، قسم العلوم الاقتصادية، جامعة قاصدي مرباح، ورقلة، الجزائر، 2006. ص 54

• إهمال بعض العوامل: متوسط العلاقة يأخذ بأهم العوامل بالاعتبار, ولكن هناك بعض

العوامل الأخرى المتروكة والتي لها تأثير ضئيل على المتغير التابع.

• وجود مكون عشوائي في السلوك الإنساني: حيث إن تصرفات الأفراد تتخذ طابع العشوائية ولا

يمكن تعميم سلوك شخص على جميع الأفراد, فلا يمكن التنبؤ بكثير من سلوك الأفراد, حيث أن

سلوك الأفراد ينقسم إلى قسمين: أ- ما يمكن التنبؤ به. ب- ما لا يمكن التنبؤ به.

فالذوق مثلا لا يمكن قياسه ومن اجل ذلك ينعكس الذوق في معامل الإزجاج

• وجود أخطاء ممكنة في قياس المتغير التابع Y : قد يكون هناك أخطاء في المتغير التابع يمكن

تلافيها من خلال المتغير العشوائي.

• عدم وصف النموذج الرياضي بصورة دقيقة: قد يمثل النموذج في صورة خطية وهو في الواقع

غير خطي أو العكس, و يظهر ذلك في حد الخطأ.¹

3- فرضيات النموذج الخطي:

الفرضية الأولى: القيمة المتوقعة لحد الخطأ العشوائي تساوي صفر أي: $E(u_i) = 0$. والمقصود بـ E القيمة

المتوقعة ولأن الخطأ العشوائي سيكون في فترة من الفترات موجبة وفي فترة أخرى ستكون القيمة سالبة في

النهاية سيكون المتوسط معدوم.

الفرضية الثانية: أن حد الخطأ العشوائي يتبع التوزيع الطبيعي وكنتيجة لذلك فإن Y المتغير التابع يتبع

التوزيع الطبيعي

الفرضية الثالثة: أن تباين حد الخطأ ثابت في كل فترة ولكل قيم X ثابت. أي تجانس تباين حد الخطأ

$$E(u_i)^2 = \sigma^2 u \quad \text{والتباين حد الخطأ يعطى بالعلاقة:} \quad V(u_i) = \sigma^2 u$$

ويمكن تلخيص الفروض الثلاثة الأولى عن حد الخطأ هكذا

¹ صالح تومي، مدخل لنظرية القياس الاقتصادي، الجزائر، ديوان المطبوعات الجامعية، ج(1)، 1999، ص 183

$u \sim N(0, \sigma^2 u)$ حيث u يمثل حد الخطأ و N يمثل التوزيع الطبيعي بمتوسط معدوم وتباين ثابت يساوي $\sigma^2 u$.

الفرضية الرابعة: أن القيمة التي يأخذها حد الخطأ في فترة ما تكون غير مرتبطة بقيمته في أي فترة

$$E(u_i, u_j) = 0 \text{ for } i \neq j \text{ (أي انعدام الارتباط الذاتي)}$$

الفرضية الخامسة: انعدام الارتباط بين حد الخطأ وقيم المتغير المستقل (X) ، أي استقلالية حد الخطأ

$$\text{cov}(x_i, u_i) = 0 \text{ عن المتغير المستقل}$$

يستخدم الانحدار البسيط الفرضيات لاختبار العلاقة بين متغير تابع (Y) ومتغير مستقل أو مفسر (X)

وللتنبؤ.¹

6.1 : تحليل الانحدار الخطي:

1- وصف العلاقات السلوكية وكيفية قياسها:

تزودنا النظرية الاقتصادية بكثير من العلاقات السلوكية، مثل نظرية المستهلك، الإنتاج، وغيرها. ونستطيع

التعرف على العلاقات السلوكية وقياسها من خلال ما نحصل عليه من النظرية الاقتصادية، أو من خلال

ما نحصل عليه من الدراسات السابقة.

نتبين من النظرية الاقتصادية طبيعة العلاقة في دالة $y=f(x)$ و لو مثلناها على شكل دالة خطية

$$Y_i = a + bX_i + u_i \quad , \quad i = 1, 2, 3, \dots, n$$

حيث:

$$a: \text{يمثل الحد الثابت.} \quad , \quad b_i: \text{الميل الحدي حيث } 0 \leq b \leq 1 \quad , \quad (b = \Delta y / \Delta x)$$

¹ حسين علي بخت، سحر فتح الله، الاقتصاد القياسي، مرجع سبق ذكره، ص 45-46

2- تحديد شكل الانتشار: هو شكل يعبر فيه عن كل زوج من المشاهدات المستقلة والتابعة بنقطة في

مستوى (X, Y) والغرض منه هو أن نحدد بالنظر ما إذا كانت توجد علاقة خطية تقريبية بين المتغير

التابع (Y) والمتغير المستقل أو المفسر (X) .

حد الخطأ (u) أو العنصر العشوائي: يقيس انحراف القيمة المشاهدة لها من خط الانحدار الحقيقي

غير المشاهد.

3- رسم الانحدار الخطي البسيط: يبدأ الانحدار الخطي البسيط عادة برسم مجموعة قيم (Y, X) في

شكل انتشار. ثم التحديد بالنظر ما إذا كانت هناك علاقة خطية تقريبية بين المتغيرين Y, X من

$$\text{الشكل: } Y_i = \alpha + \beta X_i$$

حيث α, β معالم مجهولة القيم وترمز α إلى قاطع الدالة على المحور الرأسي وترمز β إلى

ميل الدالة.

4- تقدير الانحدار بطريقة المربعات الصغيرة العادية:

وهي أسلوب لتوفيق (أفضل) خط مستقيم لعينة مشاهدات Y و X يعبر عنه بخط الانحدار الحقيقي

والخاص بالمجتمع مجهول المكان والشكل ولذلك نحاول تقدير خط آخر من العينة. ويرمز لهذا الخط بـ

$$\hat{Y}_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta} X_i \quad \text{حيث:}$$

\hat{Y}_i : القيم المقدرة المناظرة للمشاهدة الفعلية Y_i

$\hat{\alpha}$: مقدرة للمعلمة الحقيقية المجهولة α

$\hat{\beta}$: مقدرة للمعلمة الحقيقية المجهولة β

ويمكن الحصول على قيم $\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}$ بطريقة المربعات الصغيرة العادية. ومن الشكل يمكننا تعريف البواقي (e_i) .

$$e_i = \text{القيم الحقيقية للملاحظة } Y_i - \text{القيم المقدرة للملاحظة } \hat{Y}_i$$

تبعاً لمبدأ المربعات الصغيرة يجري اختيار قيم $\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}$ بحيث تصغير المجموع إلى $\sum_{i=1}^n e_i^2$ إلى أدنى

حد ممكن وهذه مسألة في تحديد النهايات الصغرى للدالة: $\sum_{i=1}^n e_i^2$

$$\min \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X_i)^2$$

وبذلك تكون قيمة $\hat{\beta}$ كالتالي:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum (X_i - \bar{X})^2}$$

وحيث أن: $x_i = X_i - \bar{X}$ و $y_i = Y_i - \bar{Y}$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2} \quad \text{تكون قيمة } \hat{\beta}$$

5- اختبار معنوية المعلمات المقدرة:

• حساب متوسط مربعات الخطأ (EMS): يمثل التباين المقدر لحد الخطأ:

$$EMS = S^2 = \frac{ESS}{N-2} = \frac{\sum e_i^2}{N-2}$$

حيث: $S^2 =$ التباين المقدر لحد الخطأ.

$$ESS = (\sum e_i^2) = \text{مجموع مربعات الخطأ.}$$

$N-2 =$ درجات الحرية.

$$\text{تباين } \hat{\beta} = \frac{s^2}{\sum X_i^2} \quad \text{Var}(\hat{\beta})$$

$$SE(\hat{\beta}) = \sqrt{\text{Var}(\hat{\beta})} \quad \text{الخطأ المعياري:}$$

• اختبار ستودنت لمعنوية المعلمات:

تشكيل احصائية ستودنت:

$$t = \frac{\hat{\beta}}{SE(\hat{\beta})} \quad \text{اختبار } t \text{ الخاصة بـ } \hat{\beta}:$$

ومقارنتها مع القيمة الجدولية لستودنت .

تحت قيد فرضية العدم: $H_0: \hat{\beta} = 0$ غير معنوية

و الفرضية البديلة: $H_1: \hat{\beta} = b$ معنوية

اختبار الـ t (test) يبين لنا مدى مقدرة المتغير المستقل على تأثيره وبشكل واضح ومؤكد على المتغير التابع فإذا كانت t الجدولية $t >$ المحسوبة نستطيع أن نرفض الفرضية الصفرية ونقرر أن X تؤثر بكل وضوح على المتغير التابع.

أما إذا حدث العكس نقبل الفرضية الصفرية ونقول ليس هناك تأثير واضح للمتغير المستقل على المتغير التابع. ونفس الشيء أيضاً يقال حول α وبنفس الطريقة يمكن حساب t أيضاً ونفس الشيء هل نرفض النظرية الصفرية أم نقبلها يعتمد إذا كانت t المحتسبة الخاصة بـ $\alpha <$ الجدولية، نرفض الافتراضية

الصفرية وإذا كانت أقل نقبل الفرضية الصفرية $H_0: \alpha = 0, \beta = 0$

$H_1: \alpha \neq 0, \beta \neq 0$

إذن t تعتبر اختبار خاص للمعاملات أي هل لها تأثير واضح وصحيح أم لا¹

• مجالات الثقة:

¹ حسين علي بخت، سحر فتح الله، الاقتصاد القياسي، مرجع سبق ذكره، ص 47

السؤال الذي يمكن طرحه هنا : ما هو المدى المحدد الذي نكون متأكدين بنسبة α بأن القيمة

الفعلية للمعامل B تعطي قيمة محددات لمقدر المعامل β

$$\beta \in \{ \hat{\beta} - t_{n,k} \times SE(\hat{\beta}) \leq \beta \leq \hat{\beta} + t_{n,k} \times SE(\hat{\beta}) \}$$

حيث:

$\hat{\beta}$: القيمة المقدرة ل β .

$SE(\hat{\beta})$: الخطأ الحدي.

SE : الخطأ المعياري الخاص ب β المقدرة.

t_{n-k} : عندما يكون لدينا في النموذج متغير مستقل واحد تكون $n-2$.

k : درجة الحرية.

أي أن قيمة β الفعلية تتراوح بين β المقدرة زائد الخطأ الحدي و β المقدرة ناقص الخطأ الحدي. وكلما

اقتربت قيمة β المقدرة من β الفعلية كلما ازداد قيمة النموذج. وبنفس الخطوات بالنسبة للمعلمة α^1

• اختبار جودة توفيق النموذج:

حساب المجاميع:

$$\sum (Y_i - \hat{Y})^2 = \sum (\hat{Y} - \bar{Y})^2 + \sum (Y_i - \hat{Y})^2$$

$$TSS = RSS + ESS$$

مجموع المربعات الكلية = مجموع مربعات الانحدار + مجموع مربعات الخطأ

كلما صغر التباين المقدر لحد الخطأ كلما زادت جودة التقدير، والهدف دائماً تقليل متوسط مجموع

مربعات الخطأ.

¹ حسين علي بخت، سحر فتح الله، الاقتصاد القياسي، مرجع سبق ذكره، ص48

ومنه حساب R^2 (معامل التحديد) مهم لقياس مدى قدرة القيم المقدرة على شرح التغيرات التي تحدث

للمتغير التابع ولهذا فهو يساوي مجموع مربعات الانحدار RSS على مجموع المربعات الكلية TSS :

$$R^2 = \frac{RSS}{TSS} = \frac{TSS - ESS}{TSS} = 1 - \frac{ESS}{TSS}$$

معامل التحديد R^2 تبرز أهميته في مدى قدرة النموذج على توضيح التغيرات التي تحدث في المتغير

التابع وتكون قيمته بين الصفر والواحد: $0 \leq R^2 \leq 1$

$R^2 = 1$ فهذا يعني كل التغيرات التي تحدث في المتغير التابع Y يفسرها التغير الذي يحدث في المتغير

المستقل X .

$R^2 = 0$ يعني أن النموذج لا يفسر أي من التغيرات التي تحدث في المتغير التابع Y . أي أن المتغير

المستقل X لا يستطيع أن يشرح شيئاً من التغير الذي يحدث في Y , وبالتالي يكون النموذج غير مقبول

قياسياً فكلما قاربنا من الـ 1 كلما دل على قوة النموذج وأن المتغيرات المستقلة تشرح وبكل وضوح

التغيرات التي تحدث بالمتغير التابع

فإذا كان عندنا $R^2 = 0.95$ وكان عندنا نموذج يتكون فقط من متغير مستقل، فهذا يعني أن 95% من

التغيرات التي تحدث في المتغير التابع نجد أن المتغير المستقل يشرحها ويوضحها والباقي هو 5% تفسر

متغيرات خارج النموذج أي متروكة لحد الخطأ العشوائي.

حساب معامل التحديد المصحح: يحل مشكلة جودة التوفيق ويكون حساس لدرجات الحرية ويكتب على

الشكل التالي:

$$\overline{R^2} = 1 - (1 - R^2) \left[\frac{N-1}{N-2} \right]$$

• اختبار معنوية المعلمات ككل (مجمعة):

يسمى بـ *test de ficher*, ونستطيع وللحصول عليه نقوم بقسمة متوسط مربعات الانحدار على متوسط

مربعات الخطأ.

$$F_{cal} = \frac{RSS}{S^2} = \frac{RSS}{\frac{ESS}{N-2}} = \frac{RSS}{TSS} \frac{TSS}{N-2}$$

حيث:

TSS: مجموع المربعات الكلية. ESS: مجموع مربعات الخطأ. RSS: مجموع مربعات الانحدار

وبما أن:

$$R^2 = \frac{RSS}{TSS} \quad \text{RSS: مجموع مربعات الانحدار.} \quad \frac{1}{1-R^2} = \frac{TSS}{ESS}$$

ستكون قيمة الـ F المحسوبة تساوي:

$$F_{cal} = \frac{R^2}{\frac{1-R^2}{N-2}}$$

بناء الفرضيات

$H_0 : b = 0$ فرضية العدم:

$H_1 : b \neq 0$ الفرضية البديلة:

نحدد القيمة الجدولية من جداول التوزيع F عند مستوى معنوية ودرجات حرية معينة ثم نقوم بإجراء

الإختبار بحيث:

إذا كانت: $F_{cal} > F_{tab}$ فإننا نرفض فرضية العدم نقبل الفرضية البديلة مما يدل على معنوية المعلمة

أو خطية الانحدار، أما إذا كان العكس فإننا نقبل فرضية العدم و نرفض الفرضية البديلة مما يدل على

أن معنوية المعلمة معدومة وعدم صلاحيتها كمعلمة للتنبؤ في النموذج.¹

7.1: خصائص مقدرات المربعات العادية الصغرى:

مقدرات المربعات الصغرى العادية (OLS) هي أفضل مقدرات خطية غير متحيزة، وذات أقل تباين.

¹ حسين علي بخت، سحر فتح الله، الاقتصاد القياسي، مرجع سبق ذكره، ص50

1- خطية المتغيرات (Linéaire) أي أن β تمثل معامل إنحدار معادلة خطية $Y=a+\beta x$

2- خاصية عدم التحيز (Unbias): توصف المقدره بأنها غير متحيزة إذا كانت القيمة المتوقعة للقيمة

المقدرة تساوي القيمة الحقيقية للمعلمة أي $E(\hat{\beta})=\beta$.

3- خاصية أقل تباين (الكفاءة): بعد أن أثبتنا خاصية المقدرات غير متحيزة ونواصل الحديث حول

خاصية اقل تباين وهي تعني أن المقدرات على كفاءة عالية.

8.1 التمارين: 1

التمرين رقم 01 :

* ما الفرق بين العلاقة الانحدارية والعلاقة الارتباطية ؟

* هل وجود علاقة ارتباطيه يستلزم وجود علاقة انحدارية في حالة نموذج خطي بسيط؟ بين ذلك؟

* ماذا نعني و ما هي وظيفة كل من :

* تحليل الانحدار الخطي

* تحليل الانحدار البسيط

* شكل الانتشار ، حد الخطأ

* أذكر الفروض الكلاسيكية للانحدار الخطي البسيط وأعطي تفسيراً لكل منها ؟

* ما هو هدف طريقة المربعات الصغرى ولماذا لم نستعمل $\text{Min} \sum e_i$ و $\text{Min} \sum |e_i|$ ؟

* ما الفرق بين $\hat{\beta}_0$ و β_0 * $\hat{\beta}_1$ و β_1 * ε_i و e_i ؟

* لماذا تعتبر طريقة المربعات الصغرى أفضل طريقة للتقدير ؟

* متى يستعمل اختبار t -STUDENT ؟ وما هي خطوات تطبيقه ؟

* متى يكون معامل التحديد ضعيف ؟

التمرين رقم 02 :

إن مكتب الدراسات لميناء الجزائر يريد بناء نموذج اقتصادي للتنبؤ، و بالتالي أراد أن يفسر حركة البواخر

في هذا الميناء بالاستهلاك القومي، و تتوفر لديهم المعطيات لتسع السنوات الأخيرة .

كبير مولود مطبوعة تمارين ومسائل محلولة في الاقتصاد القياسي ، جامعة الجلفة 1

10	6	9	8	6	4	7	5	2	حركة البواخر
11	10	8	6	7	5	4	3	1	الاستهلاك القومي

المطلوب:

- الاستهلاك القومي بالمليون طن . - حركة البواخر تقاس بألف وحدة.
- * أرسم شكل الانتشار؟ ماذا تلاحظ؟ هل العلاقة المأخوذة تقترب من الحقيقة الاقتصادية؟
- * قدر معالم النموذج باستعمال المعادلات الطبيعية ثم باستخدام طريقة تركيز المتغيرة؟
- * قدم تفسيراً اقتصادياً لمعالم النموذج؟ أرسم خط الانحدار الموافق؟ أحسب كل من: $Var(\hat{\beta}_0)$ و $Var(\hat{\beta}_1)$ ؟
- * ما هو حجم حركة البواخر فيما لو توقعنا أن حجم الاستهلاك القومي 15 طن؟

التمرين رقم 03 :

فيما يلي بيانات عن كمية البروتين اليومي بالجرام التي يحتاجها العجل الرضيع، ومقدار الزيادة في وزن العجل بالكمج، وذلك لعينة من العجول الرضيعة حجمها 10.

كمية البروتين	10	11	14	15	20	25	46	50	59	70
الزيادة في الوزن	10	10	12	12	13	13	19	15	16	20

المطلوب:

- * أرسم نقط الانتشار، وما هو توقعاتك لشكل العلاقة؟
- * قدر معادلة انحدار الوزن على كمية البروتين.
- * فسر معادلة الانحدار.
- * ما هو مقدار الزيادة في الوزن عند إعطاء العجل 50 جرام من البروتين؟ وما هو مقدار الخطأ العشوائي؟
- * ارسم معادلة الانحدار على نقط الانتشار في المطلوب (1) .

التمرين رقم 04 :

يمثل الجدول التالي تطور مستوى الدخل الفردي و الاستهلاك من 1983 - 1992 في إحدى البلدان بالدولار. علما أن :

$$\bar{Y} = 9985.5 \quad \bar{X} = 11280 \quad Cov(X, Y) = 5010472 \quad Var(X) = 6415600$$

السنة	الدخل الفردي (X_i)	الاستهلاك (Y_i)
1983	8000	7389.99
1984	9000	8169.65
1985	9500	8831.71
1986	9500	8652.84
1987	9800	8788.08
1988	11000	9616.21
1989	12000	10593.45
1990	13000	1186.11
1991	15000	12758.09
1992	16000	13869.62

المطلوب:

* أرسم شكل الانتشار؟ ماذا تلاحظ؟ أكتب معادلة الانحدار الحقيقية والمقدرة؟

* أوجد معادلة خط الانحدار المقدرة؟

* قدم تفسيراً اقتصادياً لمعالم النموذج؟

* ما هو تأثير زيادة الدخل بنسبة 8% على مستوى الاستهلاك أي ما هي نسبة تغير الاستهلاك الحاصل؟

* إذا وصل الدخل إلى 17000 دولار سنة 1993، فكم نتوقع أن يكون الاستهلاك؟

التمرين رقم 05:

يبين التوزيع التالي العلاقة بين تطور معدل النمو الاقتصادي وسعر النفط في إحدى الدول المصدرة للنفط

خلال 10 سنوات:

معدل النمو	0.9	3.6	4	5.6	4.1	5.2	1	-1.1	-1.1	-2.9
سعر النفط	35.1	39.54	35.5	30.6	29.67	29.11	14.18	18.75	16.26	18.41

المطلوب:

* حدد نوع العلاقة بين معدل النمو الاقتصادي وسعر النفط؟

* أكتب النموذج الموافق للعلاقة؟

* قدر معالم النموذج علماً أن:

$$Cov(X, Y) = 17.43 \quad \sum Y_i^2 = 118.84 \quad \sum X_i^2 = 7882 \quad \sum X_i = 267.21$$

* كيف سيكون معدل النمو الاقتصادي إذا بلغ سعر النفط 40 دولاراً؟

9.1 النماذج غير الخطية¹

لقد افترضنا أن شكل العلاقة التي رغبتنا في تقديرها هو الشكل الخطي، ففي الحقيقة الشكل الخطي يعد شرطاً مقيداً جداً وعادة ما تقترح النظرية الاقتصادية أو شكل انتشار النقط المشاهدة أن العلاقة بين المتغيرات غير خطية. و التساؤل هنا كيف يمكن التعامل مع العلاقات غير الخطية؟ هناك نوعان من النماذج: نماذج غير خطية يمكن تحويلها إلى شكل خطي و نماذج غير خطية لا يمكن تحويلها إلى شكل خطي.

1.9.1 التحويل الخطي للنماذج غير الخطية:

قبل تقدير العلاقة بين المتغير التابع و المتغيرات المستقلة، يجب أولاً البحث عن أنسب الصيغ الرياضية التي تعبر عن هذه العلاقة تعبيراً دقيقاً ولتحقيق ذلك يجب التعرف على الشكل البياني الحقيقي للعلاقة بين المتغيرات، ويتم ذلك بواسطة النظرية الاقتصادية أو الدراسات التطبيقية السابقة أو الرسم البياني للمتغير التابع وكل متغير مستقل على حدا ثم اختيار أنسب الصيغ الرياضية التي تتلاءم مع الشكل البياني الحقيقي للعلاقة محل الدراسة.

2.9.1 طرق تقدير النماذج غير الخطية التي غير قابلة للتحويل إلى شكل خطي

هناك بعض النماذج غير الخطية، من المستحيل تحت فرضيات معينة تطبيق طريقة المربعات الصغرى. نستعمل تقنيات أخرى للتقدير مهما يكن نوع الخوارزمية المستعملة².

يمكن تحويل هذه النماذج إلى الشكل الخطي عن طريق نشر تايلور Taylor وذلك بإعطاء قيم ابتدائية للمعالم ويتم تقديرها عن طريق تكرار العملية iteration. تستخدم طريقة المربعات الصغرى على المعادلة التي تم تحويلها إلى شكل خطي من أجل تقدير معاملات جديدة. تسمح هذه الأخيرة عن طريق نشر جديد محدود بتحويل خطي جديد، يتم إيقاف العملية عندما تكون المعاملات ساكنة نسبياً من مرحلة إلى مرحلة أخرى.

¹ شيخي محمد، اقتصاد القياسي تمارين ومسائل محلولة

² Greene, W.H. (2000), chapitre 10 لمزيد من التفاصيل أنظر

لكي تكون هذه الطريقة فعالة، ينبغي أن تكون القيم الابتدائية للمعالم قريبة من القيم المثلى. إذا لم تكن كذلك فإن التقدير غير جيد أي لا يوجد تقارب Convergence.

ليكن النموذج غير الخطي التالي: $Y_i = f(X, \beta) + \varepsilon_i$ حيث X هي مصفوفة المتغيرات المفسرة بعدها $(n, k+1)$ و β شعاع المعالم ذو بعد $k+1$.

في ظل الفرضيات الأساسية الكلاسيكية للنموذج، يمكن إيجاد مقدر لشعاع المعالم و ذلك بتصغير مجموع مربعات البواقي:

$$S(\beta) = \hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon} = [y_t - f(X, \beta)][y_t - f(X, \beta)]$$

لدينا $k+1$ مشتق جزئي من الدرجة الأولى:

$$\frac{\partial S}{\partial \beta} = -2 \frac{\partial f(X, \beta)}{\partial \beta} [y_t - f(X, \beta)] = 0$$

$$\frac{\partial f(X, \beta)}{\partial \beta} = Z(\beta) = \begin{pmatrix} \frac{\partial f(x_1, \beta)}{\partial \beta_0} & \dots & \frac{\partial f(x_1, \beta)}{\partial \beta_k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial f(x_n, \beta)}{\partial \beta_0} & \dots & \frac{\partial f(x_n, \beta)}{\partial \beta_k} \end{pmatrix} \quad \text{حيث:}$$

لتكن $Z(\beta^{(1)})$ هذه المصفوفة المحسوبة من أجل القيم الخاصة لـ β ($\beta = \beta^{(1)}$). ثم باستعمال نشر محدود لتايلور بجوار $\beta^{(1)}$ ، يمكن تقريب المشاهدة:

$$f(x_t, \beta) \approx f(x_t, \beta^{(1)}) + \left[\frac{\partial f(x_t, \beta)}{\partial \beta_0} \Big|_{\beta=\beta^{(1)}} \dots \frac{\partial f(x_t, \beta)}{\partial \beta_k} \Big|_{\beta=\beta^{(1)}} \right] (\beta - \beta^{(1)})$$

بعبارة أخرى:

$$f(X, \beta) \approx f(X, \beta^{(1)}) + Z(\beta^{(1)})(\beta - \beta^{(1)})$$

$$\text{إذن } Y \approx f(X, \beta^{(1)}) + Z(\beta^{(1)})(\beta - \beta^{(1)}) + \varepsilon$$

$$Y \approx f(X, \beta^{(1)}) + Z(\beta^{(1)})\beta - Z(\beta^{(1)})\beta^{(1)} + \varepsilon \quad \text{أي:}$$

$$Y^*(\beta^{(1)}) = Y - f(X, \beta^{(1)}) + Z(\beta^{(1)})\beta^{(1)} \quad \text{نضع:}$$

نستطيع من خلال العلاقة الأخيرة أن نقرب النموذج غير الخطي إلى شكل خطي¹:

$$\tilde{Y}(\beta^{(1)}) = Z(\beta^{(1)})\beta + \varepsilon$$

يمكن تقدير معلم هذا النموذج الخطي كما يلي:

$$\begin{aligned} \beta^{(2)} &= [Z(\beta^{(1)})' Z(\beta^{(1)})]^{-1} Z(\beta^{(1)})' \tilde{Y}(\beta^{(1)}) \\ &= \beta^{(1)} + [Z(\beta^{(1)})' Z(\beta^{(1)})]^{-1} Z(\beta^{(1)})' [Y - f(X, \beta^{(1)})] \end{aligned}$$

والذي يعطي أيضا قيم جديدة للشعاع $\beta = \beta^{(2)}$ ويمكن مواصلة عملية البحث عن القيم المثلى لشعاع المعالم إلى غاية p إعادة، فنلاحظ سكونا نسبيا للمعاملات المقدر:

$$\hat{\beta} = \beta^{(p)} = \beta^{(p-1)}$$

تجدر الإشارة إلى أن طريقة التقدير المتبعة لا تكون فعالة إلا إذا تمكنا من اختيار القيم الابتدائية للمعاملات بشكل ممتاز وفق النمذجة الاقتصادية و المعطيات.

¹ والتي تعتمد على النشر المحدود لتايلور. Gauss-Newton تم تقريب النموذج غير الخطي إلى دالة خطية باستعمال خوارزمية

الفصل الثاني

نماذج السلاسل الزمنية

الفصل الثاني : نماذج السلاسل الزمنية

1.2 تمهيد:

سنتاول في هذا الفصل بداية السلاسل الزمنية والتي تعبر عن مجموعة من المشاهدات مرتبة وفق حدوثها في الزمن كالسنين أو الأشهر أو الفصول، والتي لا يمكن استعمالها في تفسير الظاهرة في اللحظة t إلا إذا كانت مستقرة، ولكشف تحقق هذه الصفة من عدمها، يوجد عدة اختبارات إحصائية مخصصة لذلك منها: اختبار DF ، ADF ، فليبس وبيرون و $KPSS$.

ثم بعد ذلك تناولنا نماذج أشعة الانحدار الذاتي VAR ، والتي تمكننا من كشف السببية بين المتغيرات من خلال الاستعانة باختبار $Granger$ للسببية أو اختبار $Sims$ للسببية، وتمكننا أيضا من قياس أثر حدوث صدمة على متغيرة ما على باقي المتغيرات من خلال ما يعرف بتحليل دوال الاستجابة، إضافة إلى خاصية أخرى تتمتع بها نماذج الانحدار الذاتي وهي تحليل التباين الذي يسمح لنا بحساب مدى مساهمة كل تجديدة في تباين الخطأ.

ثم درسنا نماذج تصحيح الخطأ الشعاعية والتي تعتبر بديل لأشعة الانحدار الذاتي VAR في حالة ما إذا كان النموذج غير مستقر، والتي تسمح لنا بتحديد عدد علاقات التكامل المتزامن بالاعتماد على مقارنة $Granger$ ذات المرحلتين، أو مقارنة $Johansen$ ، ثم تقدير نموذج تصحيح الخطأ الشعاعي و حساب سرعة التعديل نحو التوازن في الأجل الطويل.

2.2 السلاسل الزمنية العشوائية واختبارات الاستقرار:

تفترض كل الدراسات التطبيقية التي تستخدم بيانات السلسلة الزمنية أن هذه السلسلة مستقرة، وصفة الاستقرار أو السكون تتحدد ببعض الخصائص الإحصائية، التي سوف نتعرض لها فيما بعد. وفي حالة غياب صفة الاستقرار فإن الانحدار الذي سوف نحصل عليه بين متغيرات السلسلة غالبا ما يكون زائفاً، والسبب في ذلك أن البيانات الزمنية غالبا ما يوجد بها عامل الاتجاه العام الذي يعكس ظروفًا معينة تؤثر على جميع المتغيرات فتجعلها تتغير في نفس الاتجاه بالرغم من عدم وجود علاقة حقيقية تربط بينها، ويحدث هذا غالبا في موجات الرواج وموجات الركود التي تجتاح المجتمعات.

3.2 مفاهيم عامة حول السلاسل الزمنية.

1. تعريف السلسلة الزمنية:

السلسلة الزمنية هي مجموعة من القيم لمؤشر إحصائي معين مرتبة حسب تسلسل زمني، بحيث كل فترة زمنية يقابلها قيمة عددية للمؤشر تسمى مستوى السلسلة، وبمعنى آخر هي متتالية لقيم متغير إحصائي خلال مجالات زمنية متساوية (سنة، شهر، أسبوع...)¹، أو هي مجموعة من المعطيات لظاهرة ما مشاهدة عبر الترتيب التصاعدي للزمن.

وينبغي التذكير إلى أنه عند بناء السلسلة الزمنية، وقبل استخدامها في التحليل أو التوقع، لا بد من التأكد من أن مستوياتها قابلة للمقارنة فيما بينها، وهو شرط أساسي لصحة أي تحليل و أي تقدير وأي توقع، وفيما يلي العناصر اللازمة لذلك²:

- ❖ أن تخص مستويات السلسلة فترات متساوية، حتى تكون المقارنة بين المستويات ممكنة.
- ❖ أن تكون جميع مستويات السلسلة خاصة بمكان معين، سواء كان إقليمًا أو ولاية أو مؤسسة.
- ❖ أن تكون وحدة القياس لجميع مستويات السلسلة موحدة.
- ❖ أن تكون طريقة ومنهجية قياس جميع المستويات موحدة.
- ❖ التعبير عن مستويات السلسلة القيمة بالأسعار الثابتة، لان الأسعار الجارية تخفي تقلبات الأسعار وتجعل المقارنة غير موضوعية.

¹ OPU, 1988, p299 *Statistique Descriptive et Expression Graphique*, Hamdani Hocine,

² سعيد هتهات، دراسة قياسية واقتصادية لظاهرة التضخم في الجزائر، مذكرة ماجستير في العلوم الاقتصادية، تخصص دراسات اقتصادية، كلية الحقوق والعلوم الاقتصادية، جامعو قاصدي مرياح، ورقلة، 2006، ص 130.

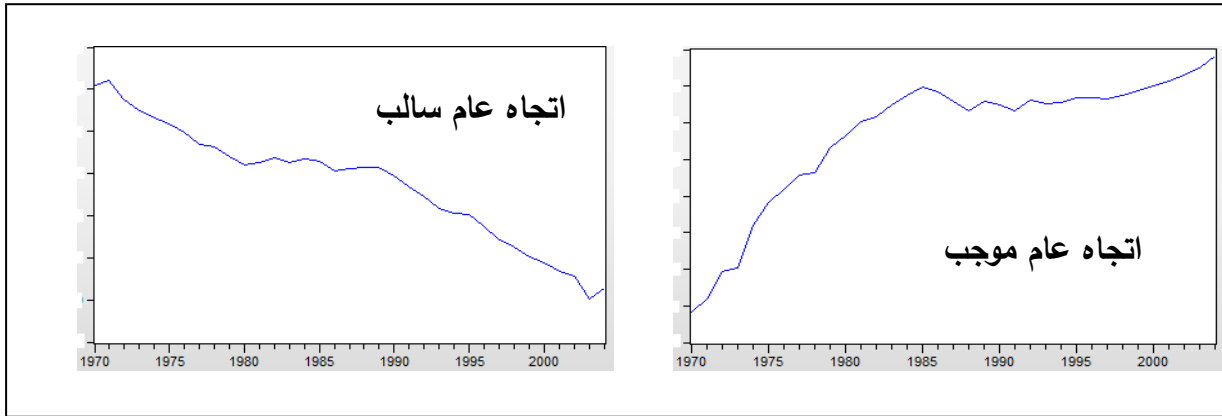
2. مركبات السلسلة الزمنية:

يقصد بها العناصر المكونة للسلسلة الزمنية، وهي تفيد في تحديد سلوكها في الماضي وكذا في المستقبل، ويمكن إدراج هذه المركبات في العناصر التالية¹:

2.1: مركبة الاتجاه العام:

تعبّر عن التطور بميل موجب أو سالب للظاهرة الاقتصادية عبر الزمن، وبالتالي فهي تعكس الاتجاه العام للظاهرة المدروسة.

الشكل رقم (07): سلسلة زمنية ذات اتجاه عام



المصدر: من إعداد الباحث.

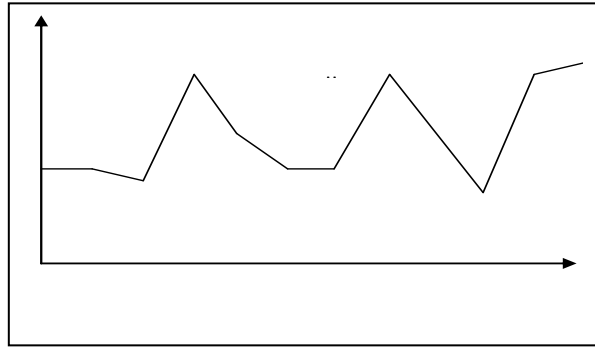
2.2: المركبة الفصلية (الموسمية):

هي التغيرات التي تحدث بانتظام في وحدات زمنية متعاقبة والتي تنجم من تأثير عوامل خارجية، أو هي تقلبات تتكرر على نفس الوتيرة كل سنة²، وخير مثال على ذلك، استهلاك المشروبات الباردة، حيث يزداد الطلب عليها في فصل الصيف وينقص في الشتاء.

الشكل رقم (08): سلسلة زمنية في حالة وجود المركبة الفصلية

مولود حشمان، السلاسل الزمنية وتقنيات التنبؤ قصير المدى، الطبعة الثالثة، ديوان المطبوعات الجامعية، 2010، ص 25¹

² Bernard Grais, *Methodes Statistiques*, Dunod, Paris, 1978, p 326.

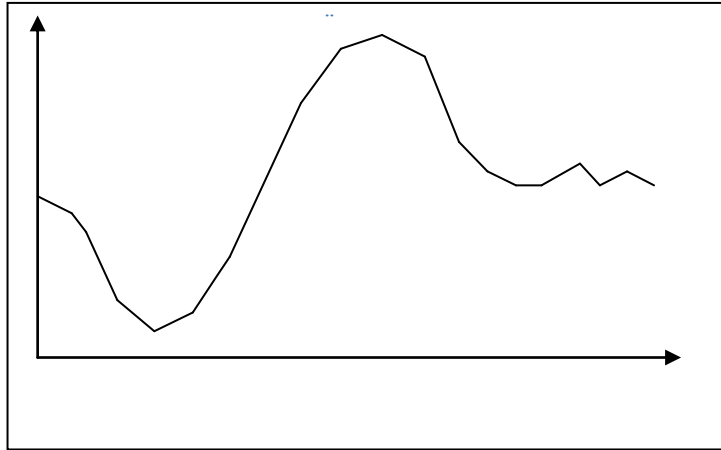


المصدر: من إعداد الباحث.

3.3: مركبة الدورات الاقتصادية:

تتعرض هذه المركبة في السلاسل الزمنية الطويلة الأجل، والتي تبرز أثر انتقال الأحوال الاقتصادية مثلا من الكساد إلى الانتعاش فالرؤاح فالركود وهكذا دواليك، وهي أيضا تمثل تأثير عوامل خارجية على السلسلة الزمنية بشكل منتظم.

الشكل رقم (09): سلسلة زمنية في حالة وجود المركبة الدورية

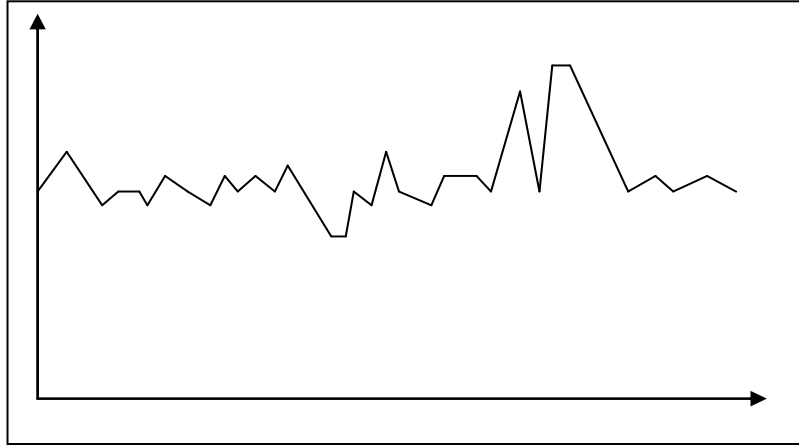


المصدر: من إعداد الباحث.

4.4: المركبة العشوائية:

تعتبر عن الذبذبات غير المنتظمة والمعبرة عن التغيرات التي تنتج سلوكا عشوائيا، بمعنى آخر هي تلك التغيرات التي تتجم عن ظروف طارئة لا يمكن التنبؤ بوقوعها أو تحديد نطاق تأثيرها، حيث تنشأ عن أسباب عارضة لم تكن في الحسبان مثل الزلازل، إضراب العمال... الخ

الشكل رقم (10): منحني يمثل التغيرات العشوائية في السلسلة الزمنية



المصدر: من إعداد الباحث

2.4 السلاسل الزمنية المستقرة وغير المستقرة.

1. السلاسل الزمنية المستقرة:

كل سلسلة زمنية X هي عبارة عن مجموعة من المتغيرات العشوائية مرتبة زمنياً، ويطلق عليها اسم «سيرورة عشوائية»¹.

وتكون السلسلة X مستقرة إذا توفرت الشروط التالية:

• المتوسط الحسابي للسلسلة ثابت ومستقل عن الزمن. $E(X_t) = \mu \forall t \dots (2.1)$

• التباين محدود ومستقل عن الزمن. $Var(X_t) = E(X_t - \mu)^2 = \delta^2 \dots (2.2)$

• التباين المشترك بين أي قيمتين لنفس المتغير وفي فترتين زمنيتين مختلفتين (k) ، نستقل عن

الزمن ويعطى بالعلاقة: $cov(X_t, X_{t+k}) = \gamma_k \dots (2.3)$

ونميز بين نوعين من الاستقرار، الاستقرار المشددة والاستقرارية الضعيفة.

2.1: الاستقرار المشددة:

إذا كان لدينا سلسلة زمنية عشوائية X تحتوي على T مشاهدة، فإنه يمكننا تقديم وصف شامل ودقيق لهذه السلسلة عن طريق تحديد دالة التوزيع الاحتمالي المشترك للمتغيرات X .

¹ G.S. Maddala, **introduction to econometrics**, second edition, Mac Millan publishing company, New York, 1992, p 527.

وعليه فإنه يمكن القول أن السلسلة الزمنية X_t مستقرة استقرارية مشددة إذا كان التوزيع الاحتمالي لـ X_t مستقل عن الزمن .

أي إذا كان من أجل كل: $(t_1, t_2, t_3, \dots, t_m) \in t^m$ حيث: $m \leq T$
ومن أجل كل: $\tau \in T$ مع: $t_{i+\tau}$ حيث: $(i = 1, 2, 3, \dots, m)$

التوزيع الاحتمال المشترك لـ $(X_{t_1}, X_{t_2}, \dots, X_{t_m})$ هو نفسه بالنسبة لـ
 $(X_{t_1+\tau}, X_{t_2+\tau}, \dots, X_{t_m+\tau})$
أي أنه:

$$f_{X_{t_1}, \dots, X_{t_m}}(X_{t_1}, \dots, X_{t_m}) = f_{X_{t_1+\tau}, \dots, X_{t_m+\tau}}(X_{t_1+\tau}, \dots, X_{t_m+\tau}) \dots \dots (2.4)$$

وبذلك فإن السلسلة الزمنية العشوائية المستقرة استقرارية مشددة هي سلسلة يكون متوسطها ، تباينها وكل عزومها من الدرجات العليا مستقلة عن الزمن t .

2.2: الإستقرارية الضعيفة:

نقول عن سلسلة X_t أنها مستقرة -بالمعنى الواسع للاستقرارية- إذا تذبذبت حول وسط ثابت، تباين محدود وليس له علاقة بالزمن، والتباين المشترك بين أي قيمتين مرتبط فقط بالفجوة الزمنية بين هاتين القيمتين، وليس على القيمة الفعلية للزمن الذي يحسب عنده التباين المشترك¹، أي:

$$E(X_t) = \mu$$

$$var(X_t) = \delta^2$$

$$cov(X_t X_k) = E(X_t X_k) - \mu^2 = \gamma_h; \quad k = t \pm h$$

و بالتالي فإن السلاسل الزمنية التي تحقق الخصائص السابقة، يكون لديها الميل للعودة إلى متوسطها، كما إن الانحرافات عن هذا المتوسط تكون ذات بعد ثابت.

2. السلاسل الزمنية العشوائية غير المستقرة:

توجد العديد من المتغيرات الاقتصادية والمالية التي لا تتوفر فيها خاصية الاستقرار، فيكون متوسطها و/أو تباينها مرتبطين بالزمن، حيث يميز كل من Nelson و Plosser (1982) بين نوعين من السلاسل

تومي صالح، مدخل لنظرية القياس الاقتصادي، الجزء الثاني، ديوان مطبوعات الجامعية، 1999، ص 1.173

الزمنية هما: السلاسل الزمنية المستقرة حول الاتجاه العام (TS) والسلاسل الزمنية المستقرة بالفروقات (DS).

2.1: السلاسل الزمنية المستقرة حول الاتجاه العام (TS):

هذه السلاسل غير مستقرة وتبرز عدم استقرارية تحديدية¹ (déterministe) وهي من الشكل:

$$X_t = f(t) + \varepsilon_t \dots (2.5)$$

حيث (t) دالة كثير حدود، و ε_t تشويش ابيض، وأكثر هذه النماذج انتشارا يأخذ شكل كثير الحدود من

$$x_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t \dots (2.6) \quad \text{الدرجة الأولى ويكتب من الشكل:}$$

هذه السلسلة غير مستقرة لان متوسطها مرتبط بالزمن (t) ، لكننا نجعله مستقرا بتقدير المعالم $\hat{\alpha}, \hat{\beta}$ بطريقة

$$X_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}t \dots (2.7) \quad \text{المربعات الصغرى وطرح المقدار } (\hat{\alpha} + \hat{\beta}t) \text{ من } X_t \text{ أي:}$$

2.2: السلاسل الزمنية المستقرة بالفروقات (DS):

هذه السلاسل أيضا غير مستقرة وتبرز عدم استقرارية عشوائية² (Stochastique) ، وتأخذ الشكل:

$$X_t = X_{t-1} + \beta + \varepsilon_t \dots (2.8)$$

و يمكننا جعلها مستقرة باستعمال الفروقات أي: $(1 - B)^d X_t = \beta + \varepsilon_t \dots (2.9)$.

حيث: β : ثابت حقيقي، B : معامل التأخير و d : درجة الفروقات وتسمى أيضا درجة التكامل.

لأجل إظهار الخصائص الجوهرية لهذه السلسلة، نستعمل نموذج السير العشوائي الممثل في المعادلة

(2.8)، والذي يكتب بالتعويض الخلفي التراجعي كما يلي:

$$X_t = X_0 + \beta t + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \dots (2.10)$$

لنحسب الآن كل من متوسط وتباين السلسلة X_t كما يلي:

$$E(X_t) = X_0 + \beta t \dots (2.11)$$

$$var(X_t) = t\sigma_\varepsilon^2 \dots (2.12)$$

نلاحظ من خلال المعادلتين (2.11) و (2.12) أن كل من متوسط وتباين السلسلة X_t مرتبط بالزمن وهذا

ما يؤكد أن السلسلة X_t غير مستقرة.

يمكن كتابة (2.8) كما يلي: $X_t - X_{t-1} = \beta + \varepsilon_t \dots (2.13)$.

¹ Isabelle Cadoret, *Econometrie Appliquée*, op-cit, p 338.

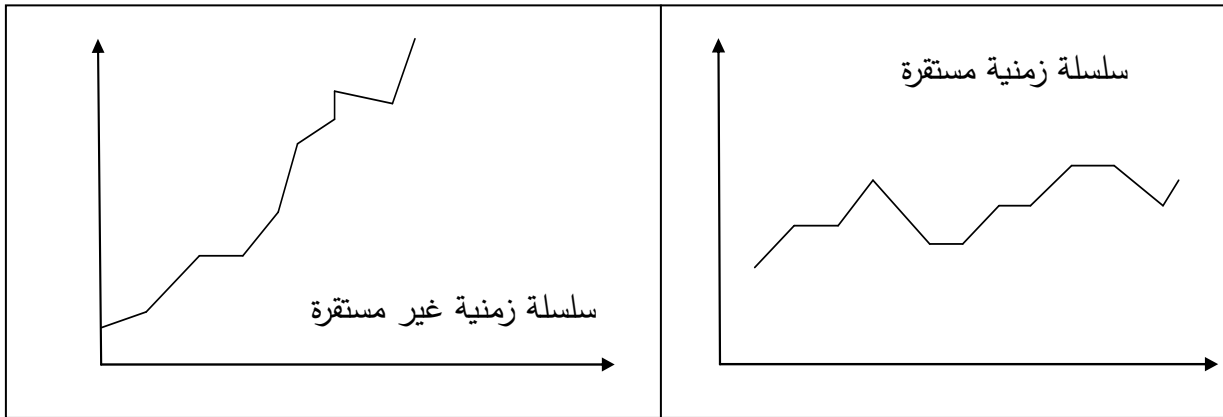
² Ibid, p 337.

يمكن الملاحظة بسهولة أن السلسلة ΔX_t - الفرق الأول للسلسلة X_t هي سلسلة مستقرة.

2.5: اختبارات الاستقرار:

في البداية، وبهدف تحديد طبيعة السلسلة الزمنية، يستحسن تمثيلها بيانياً لأن المنحنى البياني يمثل إشارة أولية عن الطبيعة المحتملة للسلسلة الزمنية، فمثلاً يكون الشكل العام للسلسلة المستقرة وغير المستقرة كما يلي:

الشكل رقم (11): تمثيل تقريبي لسلسلة زمنية مستقرة وسلسلة غير مستقرة.



المصدر: من إعداد الباحث

1. دالة الارتباط الذاتي:

توضح هذه الدالة الارتباط الموجود بين المشاهدات في فترات مختلفة، وهي ذات أهمية بالغة في إبراز الخصائص الجوهرية للسلسلة الزمنية، ويعرف الارتباط الذاتي من الدرجة k كما يلي¹:

$$\rho_k = \frac{cov(y_t, y_{t-k})}{\sqrt{var(y_t)var(y_{t-k})}} \dots \dots (2.14)$$

$$= \frac{E(y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})}{\sqrt{E(y_t - \bar{y})^2 \cdot E(y_{t-k} - \bar{y})^2}} \dots \dots (2.15)$$

$$= \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \dots \dots \dots (2.16)$$

حيث تتراوح قيمة معامل الارتباط ρ_k بين (1-) و(1).

مولود حشمان، السلاسل الزمنية وتقنيات التنبؤ قصير المدى، مرجع سابق، ص 145.

فإذا لاحظنا من خلال بيان دالة الارتباط الذاتي (correlogramme) أن كل المعاملات المحسوبة ρ_k تساوي الصفر أو قريبة منه، أي داخل مجال الثقة، فبإمكاننا القول أن السلسلة الزمنية محل الدراسة مستقرة، أما إذا لاحظنا عدم وجود تناقص لقيم ρ_k فإنه يمكننا القول أن السلسلة الزمنية محل الدراسة غير مستقرة.

2. اختبار Box-Pierce:

يسمح لنا هذا الاختبار بمعرفة ما إذا كانت السلسلة الزمنية تشكل لنا تشويش ابيض، واختبار معنوية معامل الارتباط الذاتي، ولإجراء اختبار مشترك لمعنوية معاملات الارتباط الذاتي، نستخدم إحصائية Q

$$Q = n \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2 \dots \dots (2.17) \quad \text{حيث:}$$

حيث: n : حجم العينة و m : عدد التأخيرات.

$$\begin{cases} H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0 \\ H_1: \text{يوجد على الأقل } \rho_i \text{ يختلف عن الصفر} \end{cases} \quad \text{تحت فرضيات:}$$

إذا كان حجم العينة كبير فإن: $Q \rightarrow \chi^2(m)$ حيث: m هي درجة الحرية.

❖ إذا كانت $Q_C < Q_t$: نقبل الفرضية الصفرية (فرضية العدم) وهذا يعني أن السلسلة مستقرة.

❖ إذا كانت $Q_C > Q_t$: نقبل الفرضية البديلة وهذا يعني أن السلسلة غير مستقرة.

كما أنه توجد إحصائية أخرى تستخدم لنفس الغرض السابق وهي إحصائية Ljung-Box (LB) وهي معرفة كما يلي:

$$LB = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k} \dots \dots (2.18)$$

هذه الإحصائية موزعة حسي توزيع χ^2 ذو درجة حرية m ، وهي تصلح للعينات الكبيرة¹.

1. عبد القادر محمد عبد القادر عطية، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية، مصر، 2005، ص 620.

3. اختبارات جذر الوحدة للاستقرار:

إن اختبارات Dickey Fuller لا تعمل فقط على كشف مركبة الاتجاه العام، بل إنها تساعد في تحديد الطريقة التي تجعل السلسلة مستقرة¹.

3.1: اختبار ديكي فولر البسيط (DF):

يعمل هذا الاختبار على البحث في الاستقرار من عدمها لسلسلة زمنية ما و ذلك بتحديد مركبة الاتجاه العام سواء كانت تحديدية أو عشوائية، ولعرض هذا الاختبار نبدأ بالنموذج التالي الذي يسمى بنموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى $AR(1)$ والذي يكتب من الشكل: $Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$

وبطرح Y_{t-1} من طرفي المعادلة نحصل على الصيغة التالية: (2.19) $\Delta Y_t = (\phi - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t$.

$$\begin{cases} H_0: |\phi| = 1 \\ H_1: |\phi| < 1 \end{cases} \quad \text{وبالتالي تصبح الفرضيات كما يلي:}$$

ولاختبار هذه الفرضية تقوم بتقدير النماذج الثلاث التالية باستخدام طريقة المربعات الصغرى:

- النموذج الأول: نموذج السير العشوائي البسيط: $\Delta Y_t = (\phi - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t$

- النموذج الثاني: نموذج السير العشوائي بثابت: $\Delta Y_t = (\phi - 1)Y_{t-1} + c + \varepsilon_t$

- النموذج الثالث: نموذج السير العشوائي بثابت واتجاه العام: $\Delta Y_t = (\phi - 1)Y_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$

فإذا تحققت فرضية العدم $\{H_0: |\phi| = 1\}$ في احد النماذج الثلاثة، فإن السلسلة تكون غير مستقرة.

3.2: اختبار ديكي فولر المطور (ADF):

في النماذج السابقة عند استخدامنا لاختبار ديكي فولر البسيط، فإن النموذج ε_t عبارة عن تشويش ابيض افتراضا، وبذلك فقد أهملنا احتمال ارتباط الأخطاء، لذلك فإن اختبار ديكي فولر المطور عمل على إدراج هذه الفرضية.

إن اختبارات ADF تركز على الفرضية البديلة $\{H_1: |\phi| < 1\}$ ، وعلى التقدير بطريقة المربعات الصغرى للنماذج²:

¹ R.Bourbonnais, *Econometrie*, 8^{ème} édition, Dunod, Paris, France, 2011, p246.

² Ibid, p248.

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta Y_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

- النموذج الرابع:

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta Y_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

- النموذج الخامس:

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta Y_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

- النموذج السادس:

- نستطيع أن نحدد قيم P حسب معياري Akaike و Schwarz.

إن اختبار ADF يحمل نفس خصائص اختبار DF، بحيث يستخدم الفروق ذات الفجوة الزمنية ΔY_{t-j+1} حتى تختفي مشكلة الارتباط الذاتي¹.

3.3: اختبار Philips et Perron (1988):

هذا الاختبار يعتمد إلى تصحيح غير معلمي لإحصاءات ديكي فولر، من أجل أخذ بعين الاعتبار الأخطاء المرتبطة، ويجري هذا الاختبار في أربعة مراحل كما يلي²:

(1) التقدير بطريقة المربعات الصغرى للنماذج الثلاثة القاعدية لاختبار Dickey Fuller، مع حساب الإحصائيات المرافقة.

(2) تقدير التباين المعطى في الأجل القصير: $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2$ ، حيث e_t تمثل البواقي.

(3) تقدير المعامل المصحح S_t^2 الذي يسمى بالتباين الطويل الأجل، والمستخرج من خلال التباينات المشتركة لبواقي النماذج السابقة حيث:

$$.s_t^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2 + 2 \sum_{i=1}^l \left(1 - \frac{i}{l+1}\right) \frac{1}{n} \sum_{t=i+1}^n e_t e_{t-1} \dots (2.20)$$

من أجل تقدير هذا التباين يجب إيجاد عدد التأخيرات I المقدر بدلالة عدد المشاهدات n على النحو التالي:

$$.I \approx 4 \left(\frac{n}{100}\right)^{2/9}$$

(4) حساب إحصائية فليبس وبيرون (statistique de pp):

$$.t_{\hat{\phi}_1}^* = \sqrt{k} \times \frac{(\hat{\phi}_1 - 1)}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}} + \frac{n(k-1)\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}}{\sqrt{k}} \dots (2.21)$$

¹ عبد القادر محمد عبد القادر عطية، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، مرجع سابق، ص623.

² R.Bourbonnais, *Économétrie, op-cit, p248.*

مع $k = \frac{\hat{\sigma}^2}{s_t^2}$ ، والذي يساوي 1 إذا كان e_t تشويش أبيض. هذه الإحصائية تقارن مع القيم الحرجة لجدول ماك كينون (Mackinnon).

3.4: اختبار KPSS (1992) :

في 1992، اقترح كل من Kwiatkowski و al استخدام اختبار مضاعف لاغرانج، لاختبار فرضية العدم التي تقرر الاستقرارية للسلسلة، ويكون اختبار KPSS كما يلي¹:

$$(1) \text{ بعد تقدير النموذج (2) أو (3) نحسب المجموع الجزئي للبواقي: } s_t = \sum_{i=1}^t e_i$$

$$(2) \text{ نقدر التباين الطويل الأجل } s_t^2 \text{ بنفس طريقة فليبس وبيرون.}$$

$$(3) \text{ نحسب إحصائية اختبار KPSS كما يلي: (2.22) } LM = \frac{1}{s_t^2} \frac{\sum_{t=1}^n s_t^2}{n^2} \dots\dots\dots$$

❖ نرفض فرضية العدم (فرضية الاستقرار) إذا كانت هذه الإحصائية أكبر من القيمة الحرجة المستخرجة من الجدول المعد من طرف Kwiatkowski و al.

❖ نقبل فرضية العدم إذا كانت الإحصائية LM أصغر من القيمة الحرجة.

2.6: نماذج شعاع الانحدار الذاتي VAR

لقد واجهت النماذج الاقتصادية الهيكلية «والتي كانت مبنية على مجموعة من الفرضيات غير المختبرة التي لم يتم التأكد من جدواها مما استوجب إبعاد متغيرات كثيرة من النموذج بطريقة إحصائية أو انتقائية لا مبررة لها، سواء كانت هذه المتغيرات داخلية مؤخرة أو خارجية²» مجموعة من الانتقادات، وهذا بسبب هشاشتها في مواجهة الإختلالات الاقتصادية وعدم صلاحية التنبؤات المبنية عليها، كل هذا عمل على إعادة صياغة وتقدير النماذج الهيكلية باللجوء إلى تكثيف الدراسات، فتوصلوا في الأخير إلى بناء نموذج واحد هو نموذج المعادلات الآتية الخطية أو ما يطلق عليه بنموذج الانحدار الذاتي VAR.

2,7: التقديم العام لنموذج VAR:

يعتبر سيمس أول من جاء بفكرة شعاع الانحدار الذاتي VAR، وذلك في مقاله الشهير الذي يحمل العنوان التالي : (Macroéconomics and Reality) وهذا في سنة 1980، وهو عبارة عن دراسة لاقتصاد بلدين هما: الولايات المتحدة الأمريكية وألمانيا الغربية³.

¹ Ibid, p249.

مولود حشمان، السلاسل الزمنية وتقنيات التنبؤ قصير المدى، مرجع سابق، ص203.

³ مراد جنيدي، دراسة تحليلية قياسية لظاهرة الادخار في الجزائر، مذكرة ماجستير في العلوم الاقتصادية، تخصص اقتصاد كمي، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، جامعة الجزائر، 2006، ص 100.

وتعتبر نماذج الانحدار الذاتي الشعاعية VAR في الأصل نماذج سلاسل زمنية متعددة بسيطة، لا يتم فيها تفسير المتغير التابع سوى بسلوكه الماضي وماضي المتغيرات الداخلية الأخرى المقحمة في النموذج، والهدف من هذه النماذج بصفة عامة هو التنبؤ لأنظمة مختلف المتغيرات الاقتصادية.

1. النموذج العام:

ترتكز نمذجة شعاع الانحدار الذاتي VAR على فرضية تقارب التطور الاقتصادي لوصف السلوك الديناميكي لشعاع يتكون من n متغيرة X مرتبطة خطيا بالماضي. ويمكن نمذجة الشعاع على الشكل التالي:

$$.X_t = A_0 + \sum_{i=1}^n A_i X_{t-i} + \varepsilon_t \dots \dots (2.23)$$

$$X_t = (X_{1t} \ X_{2t} \ X_{3t} \ \dots \ X_{nt})^t \quad \text{بحيث:}$$

ويمكن كتابة النموذج بشكل آخر كما يلي:

$$.\phi(L)X_t = A_0 + \varepsilon_t \dots \dots (2.24)$$

حيث:

$$.\phi(L) = I_n - \sum_{i=1}^n A_i L^i$$

$$L^i X_t = X_{t-i} \quad \text{L هو معامل التأخير بحيث:}$$

المسار **VAR(P)**: هو عبارة عن مسار شعاع الانحدار الذاتي من الدرجة P والمتكون من K متغير يكتب كما يلي:

$$.X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots \dots \dots + A_P X_{t-P} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (2.25)$$

$$.t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

حيث:

$$A_i = \begin{pmatrix} a_{1i}^1 & a_{1i}^2 & \dots & a_{1i}^k \\ a_{2i}^1 & a_{2i}^2 & \dots & a_{2i}^k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{ki}^1 & a_{ki}^2 & \dots & a_{ki}^k \end{pmatrix} \quad A_0 = \begin{pmatrix} a_0^1 \\ a_0^2 \\ \vdots \\ a_0^k \end{pmatrix} \quad \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{kt} \end{pmatrix} \quad X_t = \begin{pmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \\ \vdots \\ X_{kt} \end{pmatrix}$$

X_t شعاع بعده $(k \times 1)$.

A_0 شعاع القيم الثابتة وبعده $(k \times 1)$.

X_t شعاع بعده $(k \times 1)$.

A_i مصفوفة المعالم ذات البعد $(k \times 1)$.

ε_t شعاع الصدمات العشوائية ذو بعد $(k \times 1)$ ويحقق الفرضيات التالية:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad \diamond$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega \quad \diamond$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_j') = 0, \quad \forall t \neq j \quad \diamond$$

2. استقرارية نموذج VAR:

يكون النموذج VAR مستقرا إذا تحققت الشروط التالية¹:

$$E(X_t) = \mu, \quad \forall t$$

$$\text{Var}(X_t) < \infty$$

$$\text{Cov}(X_t, X_{t+h}) = E[(X_t - \mu)(X_{t+h} - \mu)'] = \Gamma_h \quad \forall t$$

يكون النموذج مستقرا، عندما تكون²:

$$\diamond \quad \text{جذور كثير الحدود } \phi(L) \text{ والمعرفة من خلال المحدد. } \det(I_n - A_1 L^1 - \dots - A_p L^p) = 0$$

تقع كلها خارج الدائرة الأحادية. في هذه الحالة يعرف ε_t على أنه تجديد (innovation) للمسار X_t .

$$\diamond \quad \text{إذا كان شعاع المتغيرات } X_t \text{ يقبل التمثيل } \text{VAR}(p), \text{ فإنه يمكن كتابته على الشكل } \text{VAR}(1) \text{ كما يلي:}$$

$$.Y_t = \tilde{\phi}_0 + \tilde{\phi} Y_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_t \dots \dots (2.26)$$

حيث:

¹ Hamilton. J.D, **times series analysis**, Princeton university press, United Kingdom, 1994, p 258.

² Bekioua Fatah, **Éducation et croissance économique en Algérie**, mémoire en vue de l'obtention du diplôme d'Ingénieur d'État en Planification et Statistique, option : Statistique Appliquée, INPS, 2006, p62.

$$\tilde{\phi}_0 = \begin{pmatrix} \phi_0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}_{(NP \times 1)} \quad \tilde{\varepsilon}_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}_{(NP \times 1)} \quad Y_t = \begin{pmatrix} X_t \\ X_{t-1} \\ \vdots \\ X_{t-p+1} \end{pmatrix}_{(NP \times 1)}$$

$$\tilde{\phi} = \begin{pmatrix} \phi_1 & \phi_2 & \dots & \phi_{p-1} & \phi_p \\ I_n & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & I_n & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & I_n & 0 \end{pmatrix}_{(NP \times NP)}$$

$$Q = \begin{pmatrix} \Omega & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & 0 \end{pmatrix}_{(NP \times NP)} \quad \text{أين: } E(\tilde{\varepsilon}_t \tilde{\varepsilon}_j') = \begin{cases} Q; & t = j \\ 0; & t \neq j \end{cases} \text{ حيث:}$$

من المعادلة (2.26) يتبين لنا أن سلوك الشعاع Y_t يخضع لخصائص المصفوفة ϕ ، وبالتالي فإن تحقق شروط الاستقرار المذكورة سابقاً، يتم بلوغه من خلال وضع بعض القيود على القيم الذاتية الخاصة بهذه المصفوفة، والتي تحقق ما يلي:

$$|I_n \lambda^p - \phi_1 \lambda^{p-1} - \phi_2 \lambda^{p-2} - \dots - \phi_p| = 0 \dots (2.27)$$

وبالتالي فإن النظام Var الممثل للشعاع X_t يكون مستقراً، إذا كانت القيم التي تحقق العلاقة (2.27) تقع داخل دائرة الوحدة.

3. نماذج VAR MAX, VARX, VARMA:

هناك عدة نماذج ظهرت بعد ظهور نماذج VAR بهدف دراسة كل الحالات التي يمكن أن تأخذها السلاسل الزمنية، ومن أجل الإلمام بكل المعلومات التي تحتويها المتغيرات الاقتصادية المدروسة.

❖ المسار¹ VARMA:

يعتبر المسار ARMA المتعدد VARMA أو ARMAX تركيب لمسارين مختلفين: شعاع الانحدار الذاتي بدرجة p ، VAR(P) و شعاع المتوسطات المتحركة بدرجة q ، VMA(q)، ويأخذ الشكل الآتي:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + v_t + B_1 v_{t-1} + \dots + B_q v_{t-q} \dots (2.28)$$

¹ R.Bourbonnais, *Économétrie, op-cit*, p276.

ويكتب النموذج في شكله العام كما يلي:

$$X_t = A(L)^{-1}M(L)v_t \dots \dots (2.29)$$

$$A(L) = I_n - \sum_{i=1}^p A_i L^i \quad . \quad \text{حيث:}$$

$$B(L) = I_n - \sum_{i=1}^q B_i L^i \quad .$$

❖ نماذج VAR MAX, VARX

ليكن النموذج التالي:

$$A_0 Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + B_0 X_t + B_1 X_{t-1} + \dots + B_s X_{t-s} + W_t \dots (2.30)$$

الشعاع X_t بإمكانه الاحتواء على مركبات عشوائية وغير عشوائية¹، فإذا كان W_t تشويش أبيض، فيطلق على النموذج اسم VARX بدرجة (p,s)، وهذا يعني شعاع الانحدار الذاتي بمتغيرات خارجية X ، أما في حالة W_t عبارة عن شعاع للمتوسطات المتحركة MA(q)، فالنموذج يصبح مسارا من نوع VARMAX(p,s,q)، وعلى العموم فإنه يطلق على النموذج باسم النظام الخطي لوجود العلاقة الخطية بين كل المتغيرات

2.8: تقدير النموذج Var:

ليكن نموذج الانحدار الذاتي المستقر Var (p) المعروف كما يلي:

$$X_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

حيث:

$$A_0: \text{شعاع الثوابت وبعده } (k \times 1).$$

$$A_i: \text{مصفوفة المعاملات ذات البعد } (k \times k).$$

$$\varepsilon_t: \text{شعاع التشويش الأبيض وبعده } (k \times 1).$$

1. التقدير بطريقة المربعات الصغرى MCO²

لنأخذ نموذج شعاع الانحدار الذاتي من الدرجة p:

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

من أجل الحصول على النموذج المقدر:

$$\hat{y}_t = \hat{c} + \hat{\phi}_1 y_{t-1} + \hat{\phi}_2 y_{t-2} + \dots + \hat{\phi}_p y_{t-p} + \varepsilon_t \dots (2.30)$$

¹ مراد جنيدي، دراسة تحليلية قياسية لظاهرة الادخار في الجزائر، مرجع سابق، ص 107.

² Lardic. S et V. Mignon, *Économétrie des séries temporelles macroéconomique et financières*, economica, Paris, France, 2002, p 90-94

فإننا نطبق طريقة المربعات الصغرى العادية على كل المعادلات المشكلة لنموذج شعاع الانحدار الذاتي، مع العلم أن ε_t تمثل لنا شعاع البواقي المقدر.

2. التقدير بطريقة المعقولية العظمى:

ليكن نموذج شعاع الانحدار الذاتي المعروف كما يلي:

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

حيث أن شعاع الأخطاء العشوائية ε_t يشكل لنا اضطرابا أو تشويشا أبيضاً، كما أن المصفوفة Ω تمثل

لنا مصفوفة التباينات و التباينات المشتركة $[\Omega = E(\varepsilon_t \varepsilon_t')]$

يمكننا كتابة دالة أعظم احتمال كما يلي:

$$L(y_1, y_2, \dots, y_T) = \prod_{t=1}^T L(y_t / y_{t-1}) \dots \dots \dots (2.31)$$

حيث أن y_{t-1} : تشير إلى كل القيم السابقة حتى اللحظة $(t-1)$ ، و في ظل الفرضية التي مفادها أن الأخطاء العشوائية تشكل لنا تشويشا أبيضاً فإن:

$$(y_t / y_{t-1} \dots \dots \dots y_{-p+1}) \rightarrow N(\Pi' x_t, \Omega)$$

$$\Pi' = [c \phi_1 \dots \dots \dots \phi_p] \quad \text{حيث أن:}$$

$$x_t = \begin{bmatrix} 1 \\ y_{t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ y_{t-p} \end{bmatrix}$$

إذن فدالة الكثافة المشتركة لـ y_t و المشروطة بـ: $y_{t-1} \dots \dots \dots y_{-p+1}$ يمكن كتابتها كما

يلي:

$$f(y_t / y_{t-1} \dots \dots \dots y_{-p+1}) = (2\pi)^{-\frac{N}{2}} |\Omega^{-1}|^{-\frac{1}{2}} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2} (y_t - \Pi' x_t)' \Omega^{-1} (y_t - \Pi' x_t)\right\} \dots \dots \dots (2.32)$$

وكما نعلم فإن دالة أعظم احتمال تساوي إلى:

$$L(y_t, \dots \dots \dots, y_T) = \prod_{t=1}^T f(y_t / y_{t-1} \dots \dots \dots y_{-p+1})$$

$$L = \prod_{t=1}^T (2\pi)^{-\frac{N}{2}} |\Omega^{-1}|^{-\frac{1}{2}} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2} (y_t - \Pi' x_t)' \Omega^{-1} (y_t - \Pi' x_t)\right\} \dots \dots \dots (2.33)$$

بإدخال اللوغاريتم على العلاقة السابقة نجد ما يلي:

$$l = \frac{-NT}{2} \cdot \text{Ln}2\pi - \frac{T}{2} \text{Ln}|\Omega| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (y_t - \Pi'x_t)' \Omega^{-1} (y_t - \Pi'x_t) \dots (2.34)$$

من أجل الحصول على مقدرات أعظم احتمال ما علينا إلا اشتقاق العلاقة السابقة بالنسبة لـ Π' و Ω ، و جعل هذه المشتقة مساوية إلى الصفر.

3. تحديد درجة تأخير المسار VAR:

توجد عدة معايير لتحديد درجة تأخير p لنموذج VAR، ونذكر على سبيل المثال المعيارين: Akaike و Schwarz، وطريقة اختيار درجة التأخير تعتمد على تقدير كل نماذج الـ VAR من أجل درجة تتغير من 0 إلى h (حيث h هو أكبر تأخير مقبول من طرف النظرية الاقتصادية أو من خلال المعطيات الموجودة).

وتحسب المعايير $Aik(p)$ و $Sc(p)$ بالطريقة التالية:

$$.Aic(p) = \text{Ln}[det|\Sigma_e|] + \frac{2k^2p}{n} \dots \dots (2.35)$$

$$.Sc(p) = \text{Ln}[det|\Sigma_e|] + \frac{k^2p \text{Ln}(n)}{n} \dots \dots (2.36)$$

حيث:

k : عدد متغيرات النموذج.

n : عدد المشاهدات.

Σ_e : مصفوفة التباينات والتباينات المشتركة للبواقي.

ونختار التأخير p الذي يعطي أدنى قيمة للمعيارين Aik و Sc .

4. التنبؤ¹:

بعد تحديد درجة التأخير p والقيام بعملية تقدير معالم النموذج، يمكننا القيام بعملية التنبؤ، ولفهم منهجية التنبؤ لنماذج شعاع الانحدار الذاتي، نأخذ على سبيل المثال النموذج $VAR(1)$ ولحساب القيمة التنبؤية للفترة الأولى أي من أجل $(h = 1)$ ، نقوم بما يلي:

$$\hat{X}_n(1) = \hat{A}_0 + \hat{A}_1 X_n \dots \dots (2.37)$$

بحيث أن X_n هي آخر مشاهدة.

في الفترة الثانية، القيمة التنبؤية تكون:

$$\hat{X}_n(2) = \hat{A}_0 + \hat{A}_1 \hat{X}_n(1) = \hat{A}_0 + \hat{A}_1 \hat{A}_0 + \hat{A}_1^2 X_n \dots \dots (2.38)$$

¹ R.Bourbonnais, *Économétrie, op-cit*, p278.

في الفترة الثالثة، القيمة التنبؤية تكون:

$$\hat{X}_n(3) = \hat{A}_0 + \hat{A}_1 \hat{X}_n(2) = (I + \hat{A}_1 + \hat{A}_1^2) + \hat{A}_1^3 X_n \dots (2.39)$$

وبصفة عامة، التنبؤ للفترة h يكون:

$$\hat{X}_n(h) = (I + \hat{A}_1 + \hat{A}_1^2 + \dots + \hat{A}_1^{h-1}) \hat{A}_0 + \hat{A}_1^h X_n \dots (2.40)$$

ملاحظة:

❖ لما $(h \rightarrow \infty)$ ، نلاحظ أن القيم التنبؤية تتجه نحو قيمة ثابتة (حالة مستقرة) وذلك لأن:

$$\hat{A}_1^h \rightarrow 0 \text{ إذا كان } (h \rightarrow \infty)$$

توقع خطأ التنبؤ يكون معدوم، ومصفوفة التباينات تعطى بالعلاقة التالية:

$$\Sigma_e(h) = M_0 \Sigma_e M_0' + M_1 \Sigma_e M_1' + \dots + M_{h-1} \Sigma_e M_{h-1}' \dots (2.41)$$

حيث: M_i تحسب بالعلاقة التراجعية التالية:

$$M_i = \sum_{j=1}^{\min(p,i)} \hat{A}_j M_{i-j} \quad i = 1, 2, \dots \text{ و } M_0 = I$$

وبالتالي يكون لدينا:

$$M_1 = \hat{A}_1$$

$$M_2 = \hat{A}_1 M_1 + \hat{A}_2 M_0 = \hat{A}_1^2 + \hat{A}_2$$

$$M_3 = \hat{A}_1 M_2 + \hat{A}_2 M_1 + \hat{A}_3 M_0 = \hat{A}_1^3 + \hat{A}_1 \hat{A}_2 + \hat{A}_2 \hat{A}_1 + \hat{A}_3$$

تباين خطأ التنبؤ لكل قيمة لتنبؤ k متغيرة أي $(\hat{\sigma}_n^2(H))$ يمكن قراءته على القطر الأول للمصفوفة

$\Sigma_e(h)$ ، وبالتالي فإن مجال التنبؤ عند نسبة خطأ $(1 - \frac{\alpha}{2})$ يعطى بالعلاقة:

$$\hat{X}_n(h) \pm t^{\alpha/2} \times \hat{\sigma}_n(h) \dots (2.42)$$

حيث:

$t^{\alpha/2}$ تمثل القيمة المجدولة لتوزيع « student »، و $\hat{\sigma}_n(h)$ تمثل الانحراف المعياري لخطأ التنبؤ.

2,9: استخدامات نماذج VAR:

بالإضافة إلى القدرة التنبؤية الجيدة التي تميز أشعة الانحدار الذاتي VAR، نجد أنه يمكننا الاعتماد على هذه النماذج للقيام باختبار السببية بين المتغيرات، كما أنها تسمح بتحليل آثار السياسة الاقتصادية،

وهذا من خلال دراسة خصائص الصدمات العشوائية وكذا تفكيك التباين، لكن هذا التحليل يفترض ثبات المحيط الاقتصادي.

1. السببية:1

إن توضيح العلاقات السببية الموجودة بين المتغيرات الاقتصادية يعطي انعكاس جد مناسبة لفهم وتفسير الظواهر الاقتصادية، أما عمليا فإن ذلك ضروري من أجل صياغة صحيحة للسياسة الاقتصادية، في حين أن معرفة اتجاه السببية جد مهم أيضا من أجل توضيح العلاقة الموجودة بين المتغيرات الاقتصادية. فإلى جانب الدراسة التي يقوم بها القياسي الاقتصادي حول طبيعة النموذج وطريقة تقديره، هناك جانب آخر مهم، وهو معرفة العلاقة الموجودة بين جزء من متغيرات الشعاع X ومتغيرات الجزء المتبقي منه.

1.1: السببية حسب مفهوم Granger²:

في 1969، قام Granger بوضع مصطلحي السببية والخارجية، كما عبر عن السببية بقابلية التنبؤ المتزايدة، بمعنى آخر فإن دراسة العلاقة السببية بين متغيرين تعتمد على دراسة العلاقة التنبؤية بينهما، بحيث أنه يمكن القول أن X تسبب Y إذا تحسنت القيمة التنبؤية ل Y عند إضافة معلومات متعلقة ب X خلال التحليل.

ليكن لدينا النموذج $VAR(p)$ ، بحيث يقسم الشعاع X_t إلى قسمين: X_{1t} و X_{2t} .

$$\begin{pmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_0 \\ b_0 \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} a_1^1 & b_1^1 \\ a_1^2 & b_1^2 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} X_{1t-1} \\ X_{2t-1} \end{pmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_p^1 & b_p^1 \\ a_p^2 & b_p^2 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} X_{1t-p} \\ X_{2t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_0 \\ b_0 \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} a_i^1 & b_i^1 \\ a_i^2 & b_i^2 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} X_{1t-i} \\ X_{2t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \dots \dots (2.43)$$

تعتبر مجموعة المتغيرات $(X_{2t-1}, \dots, X_{2t-p})$ خارجية بالنسبة لمجموعة المتغيرات $(X_{1t-1}, \dots, X_{1t-p})$ ، إذا كانت إضافة المجموعة X_{2t} لا تحسن بطريقة معتبرة تحديد قيم X_{1t} . وهذا يتطلب إجراء اختبار لبعض الفرضيات بعد وضع قيود على معاملات المجموعة X_{2t} لنموذج VAR ، ويسمى حينئذ النموذج بنموذج VAR المقيد ويرمز له بالرمز $RVAR$ أي: (Restricted VAR)، وتحدد درجة التأخير باستعمال معياري Aic و Sc .

¹ Hiroy. Toda, Philips. C.B, *Vevtor Autoregression and Causality*, Econometrica, vol 61, N06, 1993, p123.

² R.Bourbonnais, *Économétrie*, op-cit, p290.

• X_{2t} لا يسبب X_{1t} إذا تحققت الفرضية التالية:

$$.H_0: b_1^1 = b_2^1 = \dots = b_p^1 = 0$$

• X_{1t} لا يسبب X_{2t} إذا تحققت الفرضية التالية:

$$.H_0: a_1^1 = a_2^1 = \dots = a_p^1 = 0$$

إذا تم قبول الفرضيتين البديلتين أي: X_{1t} يسبب X_{2t} و X_{2t} يسبب X_{1t} ، نكون في حالة حلقة ذات أثر تغذية إرجاعي.

ولاختبار هذه الفرضيات نستعمل اختبار فيشر (Fisher) المتعلق بانعدام المعاملات معادلة معادلة، أو مباشرة بالمقارنة بين نموذج VAR غير المقيد (UVAR) ونموذج VAR المقيد (RVAR)، ونحسب نسبة أعظم احتمال L^* :

$$.L^* = (n - c) \times (\ln|\Sigma_{RVAR}| - \ln|\Sigma_{UVAR}|) \dots \dots \dots (2.44)$$

حيث $L^* \rightarrow \chi^2$ ذو درجة الحرية $p2$.

Σ_{UVAR} : هي مصفوفة التباينات والتباينات المشتركة لبواقي النموذج غير المقيد.

Σ_{RVAR} : هي مصفوفة التباينات والتباينات المشتركة لبواقي النموذج المقيد.

n : يمثل عدد المشاهدات.

c : عدد المعلمات المقدرة في كل معادلة للنموذج غير المقيد.

إذا كان $L^* > \chi_{TAB}^2$ ، فإننا نرفض الفرضية H_0 أي فرضية وجود القيد. (حيث χ_{TAB}^2 هي القيمة المجدولة).

2.2: السببية حسب مفهوم Sims:

في 1980، قام Sims، بوضع اختبار يختلف قليلا عن اختبار Granger، وذلك باعتبار أنه إذا سمحت القيم المستقبلية ل X_{1t} بتفسير القيم الحالية ل X_{2t} فإن X_{2t} هي سبب X_{1t} وهذا يترجم بالصيغة التالية:

$$.X_{1t} = a_1^0 + \sum_{i=1}^p a_{1i}^1 X_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{1i}^2 X_{2t-i} + \sum_{i=1}^p b_i^2 X_{2t+i} + \varepsilon_{1t} \dots \dots \dots (2.45)$$

$$.X_{2t} = a_2^0 + \sum_{i=1}^p a_{2i}^1 X_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{2i}^2 X_{2t-i} + \sum_{i=1}^p b_i^1 X_{1t+i} + \varepsilon_{2t} \dots \dots \dots (2.46)$$

• X_{1t} لا تسبب X_{2t} إذا تحققت الفرضية التالية:

$$.H_0: b_1^2 = b_2^2 = \dots = b_p^2 = 0$$

• X_{2t} لا تسبب X_{1t} إذا تحققت الفرضية التالية:

$$.H_0: b_1^1 = b_2^1 = \dots = b_p^1 = 0$$

ويتعلق الأمر كذلك باختبار فيشر للمعاملات المدمومة بحيث:

$$.F^* = \frac{(SCRR - SCRU)/C}{SCRU/(n-k-1)} \dots \dots (2.47)$$

حيث:

C: هي عدد المعاملات المختبرة.

n: عدد المشاهدات.

k: عدد المعالم المقدر في المعادلة.

SCRR: مجموع مربعات البواقي للنموذج المقيد.

SCRU: مجموع مربعات البواقي للنموذج غير المقيد.

2. تحليل الصدمات ودوال الاستجابة:

يهدف تحليل الصدمات إلى قياس أثر حدوث صدمة على المتغيرات¹، فمثلا التغير في لحظة ما ل

e_{1t}

له آثار على $X_{1t}, X_{1t+1}, X_{2t+1}, \dots$ ، فمثلا إذا حدثت صدمة في اللحظة t على e_{1t} بمقدار وحدة

واحدة، فإن الأثر يكون كما يلي:

$$\begin{pmatrix} \Delta X_{1t} \\ \Delta X_{2t} \\ \vdots \\ \Delta X_{kt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} \quad \text{عند الفترة } t$$

عند الفترة $t + 1$:

$$\begin{pmatrix} \Delta X_{1t+1} \\ \Delta X_{2t+1} \\ \vdots \\ \Delta X_{kt+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1^1 & a_1^2 & \dots & a_1^p \\ a_2^1 & a_2^2 & \dots & a_2^p \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_k^1 & a_k^2 & \dots & a_k^p \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} \Delta X_{1t} \\ \Delta X_{2t} \\ \vdots \\ \Delta X_{kt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1^1 & a_1^2 & \dots & a_1^p \\ a_2^1 & a_2^2 & \dots & a_2^p \\ \vdots & \dots & \ddots & \vdots \\ a_k^1 & a_k^2 & \dots & a_k^p \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$$

$$\Leftrightarrow \Delta X_{t+1} = \hat{B} \Delta X_t$$

جيندي مراد،¹ دراسة تحليلية قياسية لظاهرة الادخار في الجزائر، مرجع سابق، ص 110.

حيث: \hat{B} هي مصفوفة مقدرات معالم النموذج.

عند اللحظة $t + 2$:

$$\begin{pmatrix} \Delta X_{1t+2} \\ \Delta X_{2t+2} \\ \vdots \\ \Delta X_{kt+2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1^1 & a_1^2 & \dots & a_1^p \\ a_2^1 & a_2^2 & \dots & a_2^p \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_k^1 & a_k^2 & \dots & a_k^p \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} \Delta X_{1t+1} \\ \Delta X_{2t+1} \\ \vdots \\ \Delta X_{kt+1} \end{pmatrix} \Leftrightarrow \Delta X_{t+2} = \hat{B}\Delta X_{t+1}$$

وبصفة عامة عند الفترة $t + h$:

$$\Delta X_{t+h} = \hat{B}\Delta X_{t+h-1} \dots \dots \dots (2.48)$$

تسمى قيم التغير عند كل فترة بدالة الاستجابة (la fonction de réponse impulsionnelle)، والتي تسمح بحساب المضاعفات الديناميكية، حيث أنها تبين رد فعل نظام المتغيرات الداخلية على إثر حدوث صدمة في الأخطاء، وهذا إذا تحققت فرضية عدم وجود ارتباط بين الأخطاء، لكن هذه الفرضية نادرا ما تكون محققة، ففي حالة وجود ارتباط بين الأخطاء يمكن تقديره بالعلاقة التالية:

$$\rho_{e_i e_j} = \frac{\text{Cov}(e_i, e_j)}{\sigma_{e_i} \times \sigma_{e_j}}$$

وإذا كان معامل الارتباط يبين لنا العلاقة بين الأخطاء، إلا أنه لا يبين معنى السببية ولهذا يجب علينا إضافة فرضية تخص العلاقة بين الأخطاء، ولحل مشكل الارتباط الموجود بين الأخطاء، نلجأ عموما إلى البحث عن شكل لأخطاء عمودية أي مستقلة فيما بينها.

ولمزيد من التوضيح، نأخذ المثال التالي لشعاع انحدار ذاتي لمتغيرين والمعطى بالصيغة التالية¹:

$$y_{1t} = a_1 y_{1t-1} + b_1 y_{2t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$y_{2t} = a_2 y_{1t-1} + b_2 y_{2t-1} + \varepsilon_{2t}$$

مع:

$$\text{Var}(\varepsilon_{1t}) = \sigma_{\varepsilon_1}^2, \text{Var}(\varepsilon_{2t}) = \sigma_{\varepsilon_2}^2, \text{Cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) = k \neq 0$$

وعند حساب: $y_{1t} - (\sigma_{\varepsilon_1}^2/k)y_{2t}$ نحصل على:

$$\begin{aligned} y_{2t} &= (k/\sigma_{\varepsilon_1}^2)y_{1t} + (a_2 - a_1 \times k/\sigma_{\varepsilon_1}^2)y_{1t-1} + (b_2 - b_1 \times k/\sigma_{\varepsilon_1}^2)y_{2t-1} \\ &\quad + \varepsilon_{2t} - (k/\sigma_{\varepsilon_1}^2)\varepsilon_{1t} \end{aligned}$$

¹ R.Bourbonnais, *Économétrie*, op-cit, p284.

$$v_t = \varepsilon_{2t} - (k/\sigma_{\varepsilon_1}^2)\varepsilon_{1t} \quad . \quad \text{نضع:}$$

فنحصل على:

$$Cov(\varepsilon_{1t}, v_t) = E(\varepsilon_{1t}v_t) = Cov(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) - (k/\sigma_{\varepsilon_1}^2)E(\varepsilon_{1t}^2) = k - k = 0$$

نلاحظ إذن أن الأخطاء غير مرتبطة، وبالتالي يمكن تحليل الصدمات باستعمال المعادلتين التاليتين والتي تكون فيهما التجديدات عمودية مستقلة:

$$y_{1t} = a_1y_{1t-1} + b_1y_{2t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$y_{2t} = (k/\sigma_{\varepsilon_1}^2)y_{1t} + (a_2 - a_1 \times k/\sigma_{\varepsilon_1}^2)y_{1t-1} + (b_2 - b_1 \times k/\sigma_{\varepsilon_1}^2)y_{2t-1} \\ + \varepsilon_{2t} - (k/\sigma_{\varepsilon_1}^2)\varepsilon_{1t}$$

إن تعميم هذه الطريقة على نموذج VAR يحتوي K متغيرة يحتاج إلى طرق جد معقدة، كما تجدر الإشارة هنا إلى أن البواقي تتأثر باختيار المعادلة التي تستعمل كقاعدة للتحويل، حيث أن النتائج المتحصل عليها تكون مختلفة لو أننا قمنا بالتحويل على y_{1t} مكان y_{2t} ، ولهذا فإن اختيار درجة المتغيرات تعدل من النتائج المتحصل عليها¹.

3. تحليل التباين:

الهدف من تحليل تباين خطأ التنبؤ هو حساب نسبة مساهمة كل تجديدة (innovation) في تباين الخطأ. وباستعمال تقنية رياضية يمكن كتابة خطأ التنبؤ للفترة h بدلالة تباين الخطأ الخاص بكل متغيرة، ولمعرفة نسبة مساهمة (وزن) كل تباين، نقوم فقط بقسمة هذا التباين على التباين الكلي لخطأ التنبؤ. وللتوضيح أكثر، نأخذ نموذج VAR(1) بمتغيرتين: X_{1t} و X_{2t} ، تباين خطأ التنبؤ ل X_{1t+h} يكتب كما يلي:

$$\sigma_{X_1}^2(h) = \sigma_{\varepsilon_1}^2 [m_{11}^2(0) + \dots + m_{11}^2(h-1)] + \sigma_{\varepsilon_2}^2 [m_{22}^2(0) + \dots + m_{22}^2(h-1)] \\ \dots \dots \dots (2.49)$$

حيث: m_{ij} تمثل عناصر المصفوفة M (مصفوفة مضاعفات الأثر).

• في الفترة h، تحليل التباين لتجديدات X_{1t} على X_{1t} يعطى على شكل نسبة كما يلي:

$$\frac{\sigma_{\varepsilon_1}^2 [m_{11}^2(0) + m_{11}^2(1) + \dots + m_{11}^2(h-1)]}{\sigma_{X_1}^2(h)} \dots \dots \dots (2.50)$$

• تحليل التباين لتجديدات X_{2t} على X_{1t} يعطى على شكل نسبة كما يلي:

برامج القياس الاقتصادي تعطي إمكانية اختيار درجة المتغيرات وتسمح كذلك بمحاكاة كل الحالات الممكنة¹.

$$\frac{\sigma_{\varepsilon_2}^2 [m_{22}^2(0)+m_{22}^2(1)\dots+m_{22}^2(h-1)]}{\sigma_{X_1}^2(h)} \dots \dots \dots (2.51)$$

❖ إذا لم تؤثر صدمة ε_{1t} على تباين الخطأ ل X_{2t} فإنه يمكن اعتبار X_{2t} كمتغيرة خارجية لأن X_{2t} تتطور بصفة مستقلة عن ε_{1t} .

❖ إذا أثرت صدمة ε_{1t} جزئيا أو كليا على تباين الخطأ ل X_{2t} فإنه يمكن اعتبار X_{2t} كمتغيرة داخلية.

في الواقع هذه النتائج من الصعب تحديدها بسهولة، لكنها تبين مساهمة كل متغيرة في تباين الخطأ.

2.10: التكامل المشترك ونماذج تصحيح الخطأ.

قدم تحليل التكامل المشترك (cointegration) من طرف Granger سنة 1983، ومن طرف Engle و Granger سنة 1987، وقد اعتبره العديد من الاقتصاديين مفهوم جديد ذو أهمية كبيرة في مجال القياس الاقتصادي وتحليل السلاسل الزمنية¹.

1: التكامل المشترك:

إن العديد من السلاسل الزمنية وخاصة سلاسل الاقتصاد الكلي تتميز بعدم الاستقرار، وإذا ما قمنا بإجراء انحدار سلسلة غير مستقرة على سلسلة أخرى هي أيضا غير مستقرة فإننا نحصل على ما يسمى بالانحدار الزائف، ولتجنب ذلك يؤكد جل الباحثين الاقتصاديين على ضرورة تحويل السلاسل غير مستقرة إلى مستقرة بالطريقة المناسبة، إلا أن هذه العملية كثيرا ما تكون غير مناسبة، إذ أنها لا تسمح بتوضيح العلاقة بين المتغيرات عند مستوياتها، وتؤدي إلى إخفاء الخصائص طويلة المدى المميزة لها، وهو ما يؤدي بدوره إلى استبعاد معلومات مهمة (إذا كانت موجودة) حول العلاقات طويلة الأجل التي تتحدث عنها مختلف النظريات الاقتصادية². ولهذا فإن تحليل التكامل المشترك يسمح لنا بتحديد جيد وواضح للعلاقة الحقيقية بين المتغيرات وهذا بالبحث عن وجود شعاع إدماج ثم إزالة أثره.

1. خصائص رتبة التكامل:

نقول عن سلسلة زمنية X_t أنها متكاملة من الرتبة d ونكتب: $I(d)$ $\rightarrow X_t$ ، إذا تطلب إجراء الفروقات d لجعلها مستقرة.

¹ R.Bourbonnais, *Économétrie*, op-cit, p.295

² G.S. Maddala, *introduction to econometrics*, op-cit, p 589.

❖ لنكن لدينا سلسلة X_{1t} مستقرة، وسلسلة X_{2t} متكاملة من الدرجة الأولى أي: $d = 1$:

$$\left. \begin{array}{l} X_{1t} \rightarrow I(0) \\ X_{2t} \rightarrow I(1) \end{array} \right\} \Rightarrow \alpha X_{1t} + \beta X_{2t} \rightarrow I(1) \dots \dots \dots (2.52)$$

السلسلة $Y_t = \alpha X_{1t} + \beta X_{2t}$ هي سلسلة غير مستقرة لأنها مجموع سلسلتين إحداها غير مستقرة.

❖ التركيبة الخطية لسلسلة $I(d)$ هي سلسلة $I(d)$ أي:

$$X_{1t} \rightarrow I(d) \Rightarrow \alpha + \beta X_{1t} \rightarrow I(d) \dots \dots \dots (2.53)$$

❖ لنكن لدينا سلسلتين زمنييتين X_{1t} و X_{2t} متكاملتين من نفس الدرجة ولتكن d :

$$\left. \begin{array}{l} X_{1t} \rightarrow I(d) \\ X_{2t} \rightarrow I(d) \end{array} \right\} \Rightarrow \alpha X_{1t} + \beta X_{2t} \rightarrow I(?) \dots \dots \dots (2.54)$$

رتبة تكامل السلسلة $Y_t = \alpha X_{1t} + \beta X_{2t}$ مرتبطة بإشارة المعاملين α و β :

- فإذا كانت α و β من نفس الإشارة، فإن Y_t يكون متكامل من الرتبة d .
- أما إذا كانا مختلفين في الإشارة، فإن الاتجاهات العامة قد تتعدم والسلسلة Y_t تكون مستقرة.

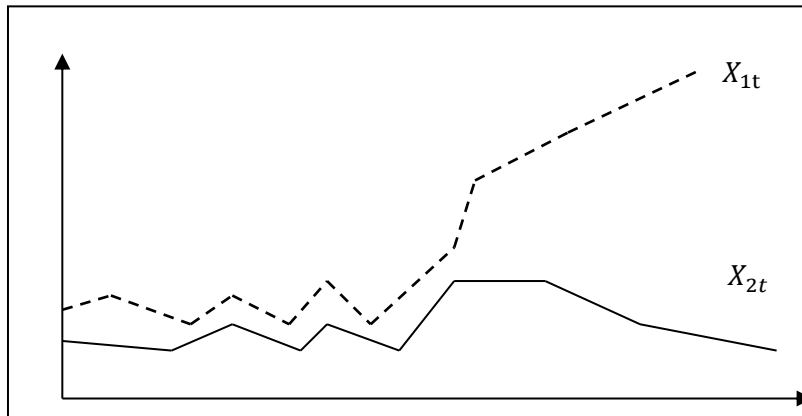
❖ لنكن لدينا سلسلتين X_{1t} و X_{2t} متكاملتين من الدرجة d ، d' على الترتيب:

$$\left. \begin{array}{l} X_{1t} \rightarrow I(d) \\ X_{2t} \rightarrow I(d') \end{array} \right\} \Rightarrow \alpha X_{1t} + \beta X_{2t} \rightarrow I(?) \dots \dots \dots (2.55)$$

من غير الممكن جمع سلسلتين مختلفتان من حيث درجة التكامل.

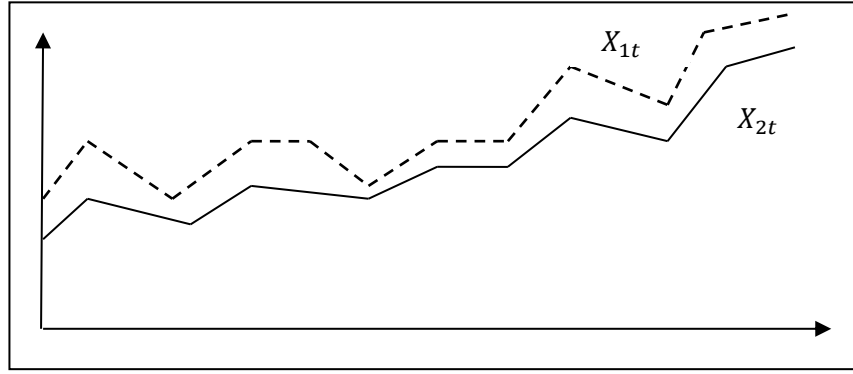
❖ لنكن لدينا السلسلتين X_{1t} و X_{2t} ، إذا كان لهما اتجاه نمو ثابت في الفترة الأولى، ثم اتجاه نمو متباعد في الفترة الثانية، فالسلسلتان ليستا في تكامل مشترك.

الشكل رقم (12): تمثيل تقريبي لسلسلتين زمنيتين في حالة عدم وجود تكامل مشترك



❖ لنكن السلسلتان X_{1t} و X_{2t} ، إذا كان لهما اتجاه نمو ثابت على طول فترة الدراسة، فالسلسلتان في حالة تكامل مشترك.

الشكل رقم (13): تمثيل تقريبي لسلسلتين زمنيتين في حالة تكامل مشترك.



المصدر: من إعداد الباحث

2. شروط التكامل المشترك:

يعد تحليل التكامل المشترك أحد الأدوات المهمة عند دراسة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية على المدى الطويل، إضافة إلى ذلك فإنه يساعد في تحديد مستوى التوازن بين البيانات غير المستقرة وتلك التي تتسم بالثبات، فالتكامل المشترك تصاحب بين سلسلتين زمنيتين أو أكثر، بحيث تؤدي التقلبات في إحداها لإلغاء التقلبات في الأخرى بطريقة تجعل النسبة بين قيمتهما ثابتة عبر الزمن. وتكون السلسلتان X_t و Y_t في حالة تكامل مشترك إذا تحقق الشرطان التاليان:

- ❖ السلسلتان X_t و Y_t لهما اتجاه عشوائي من نفس درجة التكامل d .
- ❖ التركيبة الخطية لهما تسمح بالحصول على سلسلة ذات درجة تكامل أقل من درجة تكامل السلسلتين.

أي:

$$\left. \begin{array}{l} X_t \rightarrow I(d) \\ Y_t \rightarrow I(d) \end{array} \right\} \Rightarrow \alpha X_t + \beta Y_t \rightarrow I(d - b) \dots \dots (2.56)$$

حيث: $d \geq b > 0$

ونكتب: $X_t, Y_t \rightarrow CI(d, b)$ و (α, β) هو شعاع الإدماج (vecteur de cointégration)

لتكن ε_t البواقي الناتجة عن تقدير العلاقة التالية:

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

ε_t والذي يمثل الحد العشوائي يقيس انحراف العلاقة المقدرة في الأجل القصير عن اتجاهها التوازني في الأجل الطويل.

إذن فالتكامل المشترك هو التعبير الإحصائي لعلاقة التوازن طويلة الأجل، فلو وجد متغيرين في حالة تكامل مشترك فإن العلاقة بينهما تكون متجهة لوضع التوازن في الأجل الطويل بالرغم من إمكانية وجود انحرافات عن هذا الاتجاه في الأجل القصير، وتنعكس هذه الانحرافات في البواقي المتمثلة في:

$$\varepsilon_t = Y_t - \alpha - \beta X_t \dots \dots \dots (2.57)$$

وبالتالي يكون النظام في حالة توازن عندما تكون $\varepsilon_t = 0$ وفي حالة عدم توازن عندما تكون $\varepsilon_t \neq 0$.

3. مفهوم التكامل المشترك بين k متغيرة:

إن الدراسات الحالية للاقتصاد الكلي والتي تدرس نظرية التوازن، تبين أن كل سلسلة زمنية مستقرة يمكن أن تكون نتيجة لتوفيق بين عدد من المتغيرات غير المستقرة، وتكون دراسة التكامل المشترك بين k متغيرة معقدة جداً، وذلك لاحتمال وجود عدة أشعة تعبر عن علاقة التكامل المشترك.

ليكن لدينا نموذج قياسي يحتوي على k متغيرة مفسرة حيث¹:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t \dots \dots (2.58)$$

إذا كانت المتغيرات Y_t و X_{kt} غير مستقرة ولنفرض أنها متكاملة من الدرجة الأولى، في هذه الحالة هناك احتمال وجود تكامل مشترك بين هذه المتغيرات، فإذا وجدت توفيق خطية مستقرة لهذه المتغيرات فإنها في تكامل مشترك، وبتقدير النموذج بطريقة المربعات الصغرى العادية، يمكننا حساب البواقي:

$$e_t = Y_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_{1t} - \hat{\beta}_2 X_{2t} - \dots - \hat{\beta}_k X_{kt} \dots \dots (2.59)$$

إذا كانت البواقي مستقرة² فإننا نقبل فرضية وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، وشعاع الإدماج يعطى بالشكل التالي:

$$[1, -\beta_0, -\beta_1, -\beta_2, \dots, -\beta_k]$$

وبصفة عامة، إذا كان لدينا نموذج بمتغير تابع واحد و k متغيرة مفسرة، أي هناك (k+1) متغيرة، فإنه من المحتمل وجود k شعاع إدماج مستقلة خطياً تعبر عن علاقة التكامل المشترك. عدد أشعة الإدماج يسمى: رتبة التكامل المشترك (rang de la cointegration).

إذا كانت المتغيرات لها نفس درجة التكامل، ففي هذه الحالة احتمال وجود شعاع إدماج وحيد أمر ممكن، أما إذا كانت السلاسل مختلفة من حيث درجة التكامل، فمن المؤكد أن شعاع التكامل ليس وحيداً.

¹ R.Bourbonnais, *Économétrie*, op-cit, p304.

² دراسة استقرارية البواقي يتم بواسطة اختبار ديكي فولر وبالاعتماد على القيم الحرجة المجدولة ل Mackinnon (1991).

عملياً، ولاختبار فرضية التكامل المشترك بين المتغيرات، يجب أولاً إجراء الاختبار على $(k+1)$ متغيرة، ثم بعد ذلك- في حالة وجود التكامل المشترك- يمكن إجراء الاختبار على مختلف التوفيقات بين هذه المتغيرات.

2.10: نموذج تصحيح الخطأ ECM:

إن وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الشعاع $(N \times 1)X_t$ ، يعني وجود علاقة توازن طويلة الأجل بين هذه المتغيرات، بالرغم من إمكانية حدوث اختلال في التوازن في الأجل القصير يعبر عنه بخطأ التوازن Z_t ، وبالتالي يمكن استعمال هذا الأخير لغرض ربط سلوك المتغيرات في الأجل القصير بقيمتها في الأجل الطويل من خلال نماذج تصحيح الخطأ التي تسمح بنمذجة الآليات والتعديلات التي تؤدي إلى حالة التوازن في الأجل الطويل.

ولمزيد من التوضيح ندرس الحالة الخاصة التالية:

$$\beta X_t - Y_t \rightarrow I(0) \quad \text{و} \quad \begin{cases} X_t \rightarrow I(1) \\ Y_t \rightarrow I(1) \end{cases} \quad \text{وبالتالي نكتب:}$$

$$\beta = -\frac{\alpha_1}{\alpha_2} \quad \text{حيث: } X_t, Y_t \rightarrow CI(1, 1) \quad \text{و} \quad [\beta, -1]$$

في هذا النوع من التخصيص، مجرد كون السلاسل مدمجة وغير مستقرة يخلق مشكل في التقدير والجودة الإحصائية للنموذج (قيمة R^2 كبيرة ومعنوية المعاملات مرتفعة).

عند إجراء انحدار مباشر للسلسلة Y_t على السلسلة X_t عندما يكون $X_t, Y_t \rightarrow CI(1, 1)$ - يكون استعمال هذا النموذج لأهداف تنبؤية غير صالح، لأن العلاقة المفسرة لانحدار Y_t على X_t غير حقيقية، وهذا لأنها علاقة بين مركبتي اتجاه عام (Deux tendances).

وبالتالي فالمشكل يكون في استخراج علاقة موحدة للتكامل (الاتجاه الموحد) من جهة، ومن جهة أخرى، في البحث عن العلاقة الحقيقية بين هذه المتغيرات، وهو الهدف من نموذج تصحيح الخطأ. وهذا النموذج هو عبارة عن نموذج ساكن (Statique) أي: $(\beta_1 \Delta X_t)$ ، ونموذج ديناميكي أي:

$$(\beta_2 (Y_{t-1} - \beta X_{t-1}))$$

وهكذا يمكن كتابة العلاقة¹

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t + \beta_2 (Y_{t-1} - \hat{\beta} X_{t-1}) + \mu_t \dots \dots \dots (2.60)$$

¹ Isabelle Cadoret, *Econometrie Appliquée*, op-cit, p 345.

$$.I(0) \quad I(0) \quad I(0)$$

من خلال علاقة المدى الطويل، نموذج تصحيح الخطأ ECM يسمح بدمج تقلبات المدى القصير، المعامل β_2 (والذي يجب أن يكون سالبا) يعبر عن قوة الحشد (Force de rappel) نحو التوازن في الأجل الطويل.

2.11: اختبار علاقة التكامل المشترك وتقدير نموذج تصحيح الخطأ:

إن دراسة موضوع التكامل المتزامن تتطلب معرفة الآليات أو العمليات التي تؤكد أو تنفي وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات نظام ما X ، ومن ثم كيفية تقدير واختبار العلاقات الطويلة وقصيرة المدى بين هذه المتغيرات، على المستوى النظري نجد أن هناك العديد من المقاربات تهتم بهذه المسألة، لكن أكثر هذه المقاربات استعمالا هي مقارنة Engle و Granger (1987) و مقارنة Johansen (1988-1991).

1. مقارنة Engle و Granger :

يعتبر هذا الاختبار من بين أهم الطرق المستخدمة للكشف عن وجود تكامل متزامن بين المتغيرات المتكاملة، كما أن اللجوء إلى هذا الاختبار لا يتم إلا في ظل الفرضية التي مفادها وجود شعاع تكامل مشترك وحيد بين متغيرات الدراسة كما أن $(b = d)$.

وحسب Granger¹ فإن المتغيرات التي تكون في حالة تكامل مشترك من الممكن أن يتم تقدير العلاقة بينها في شكل نموذج تصحيح خطأ (Error correction model)، ولتقدير هذا النموذج فإننا نتبع المراحل التالية:

المرحلة الأولى: اختبار درجة تكامل المتغيرات:

الشرط الأساسي للتكامل هو أن تكون للسلاسل الزمنية نفس درجة التكامل، إذا لم يتحقق هذا الشرط فإنه لا يمكن أن يكون هناك تكامل مشترك، وبالتالي يجب أن نحدد وبدقة نوع الاتجاه العام سواء كان تحديدي أو عشوائي، ثم بعد ذلك تحديد درجة الفرق (التكامل) وهذا لكل متغير (بالاستعانة باختبارات DF و ADF)، وبالتالي إذا تحقق هذا الشرط يكون لدينا:

¹ Robert. F. Engle C.W.J Granger, cointegration and error correction : représentation, estimation, and testing, Econometrica, paris, france, Vol 56, N° 02 (March 1987), p 251-275.

$$\begin{cases} Y_t \rightarrow I(d) \\ X_{1t} \rightarrow I(d) \dots \dots \dots (2.61) \\ \vdots \\ X_{kt} \rightarrow I(d) \end{cases}$$

المرحلة الثانية: تقدير علاقة المدى الطويل:

نقوم بتقدير علاقة الأجل الطويل بين المتغيرات باستعمال طريقة المربعات الصغرى العادية MCO كما يلي:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + \alpha_2 X_{2t} + \dots + \alpha_k X_{kt} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (2.62)$$

نقوم بعد هذا بحساب البواقي التقدير كما يلي:

$$e_t = Y_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 X_{1t} - \hat{\alpha}_2 X_{2t} - \dots - \hat{\alpha}_k X_{kt} \dots \dots \dots (2.63)$$

بعد حساب البواقي بالطريقة السابقة، نقوم بدراسة استقراريتها بالاستعانة باختبار DF و ADF ، فإذا كانت غير مستقرة فإنه لا يوجد تكامل مشترك بين هذه المتغيرات، وفي الحالة العكسية أي استقرار البواقي، فإن المتغيرات محل الدراسة تكون في حالة تكامل مشترك، ويعطى شعاع التكامل المشترك كما يلي: $[1, -\alpha_0, -\alpha_1, -\alpha_2, \dots, -\alpha_k]$. وعند هذه الحالة يمكننا تقدير نموذج تصحيح الخطأ.

تقدير نموذج تصحيح الخطأ:

قام كل من Engle و Granger سنة 1987 بإثبات أن كل السلاسل الزمنية غير المستقرة والمتكاملة يمكن تمثيلها بواسطة نموذج تصحيح الخطأ، وفيما يلي سنقوم بعرض الطريقة الأكثر سهولة والأكثر ملائمة لتقدير نموذج تصحيح الخطأ ECM وذلك كما يلي :

❖ تقدير النموذج بواسطة طريقة المربعات الصغرى MCO في الأجل الطويل:

$$Y_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 X_{1t} + \hat{\alpha}_2 X_{2t} + \dots + \hat{\alpha}_k X_{kt} + e_t \dots \dots \dots (2.63)$$

❖ التقدير بواسطة المربعات الصغرى MCO لعلاقة النموذج الديناميكي (الأجل القصير):

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_{1t} + \beta_2 \Delta X_{2t} + \dots + \beta_k \Delta X_{kt} + \gamma_1 e_{t-1} + \mu_t \dots \dots \dots (2.64)$$

المعامل γ_1 يجب أن يكون سالب $[\gamma_1 < 0]$ ، ومعنوي، وهو يمثل قوة الإرجاع نحو التوازن (قوة الحشد)، أما إذا كان العكس فإنه من غير الممكن تقدير العلاقة بين Y_t و X_{kt} على شكل نموذج تصحيح الخطأ.

2. مقارنة Johansen:

إن تطبيق طريقة Engle و Granger يكون فقط في حالة وجود شعاع تكامل مشترك وحيد، لكن غالباً هذه الحالة لا تكون محققة، وتصبح طريقة Engle و Granger غير صالحة لأن مقدرات طريقة المربعات الصغرى العادية تكون غير متسقة، وبالتالي يجب علينا اللجوء في هذه الحالة إلى تمثيل العلاقة في شكل نموذج شعاع تصحيح الخطأ¹ («Vector Error Correction Model», VECM).

ولمعرفة أهم الخطوات المتبعة في بناء هذا النموذج، نأخذ المثال التالي:

ليكن نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR(2) والمعرف كما يلي:

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \varepsilon \dots \dots \dots (2.65)$$

حيث:

Y_t : شعاع بعده $(k \times 1)$ ويتكون من k متغيرة أي: $(y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})$.

A_0 : شعاع بعده $(k \times 1)$.

A_i : شعاع بعده $(k \times k)$.

يمكن كتابة هذا النموذج على شكل فروقات كما يلي:

$$Y_t - Y_{t-1} = A_0 + A_1 Y_{t-1} - Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \varepsilon$$

$$\Delta Y_t = A_0 + (A_1 - I) Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \varepsilon \dots \dots \dots (2.66)$$

نضيف: $(A_1 Y_{t-2} - Y_{t-2})$ إلى الطرف الأيمن للمعادلة (2.66) ثم نحذفه مباشرة كما يلي:

$$\Delta Y_t = A_0 + (A_1 - I) Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + A_1 Y_{t-2} - Y_{t-2} - A_1 Y_{t-2} + Y_{t-2} + \varepsilon$$

$$\Delta Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} - Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + A_1 Y_{t-2} - Y_{t-2} - A_1 Y_{t-2} + Y_{t-2} + \varepsilon$$

$$\dots \dots \dots (2.67)$$

وبوضع:

$$\Delta Y_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-2}$$

تصبح العلاقة السابقة كما يلي:

$$\Delta Y_t = A_0 + A_1 (Y_{t-1} - Y_{t-2}) - (Y_{t-1} - Y_{t-2}) + A_1 Y_{t-2} + A_2 Y_{t-2} - Y_{t-2} + \varepsilon$$

$$\Delta Y_t = A_0 + (A_1 - I) \Delta Y_{t-1} + (A_1 + A_2 - I) Y_{t-2} + \varepsilon \dots \dots \dots (2.68)$$

¹ R.Bourbonnais, Économétrie, op-cit, p 306.

وحتى نتمكن من تمثيل علاقات التكامل المشترك التي تربط بين المتغيرات خلال الفترة t والفترة $(t - 1)$ ، نبحث عن كتابة العلاقة (2.67) بدلالة (Y_{t-1}) ، وذلك بإضافة $A_2 Y_{t-1}$ إلى الطرف الأيمن للمعادلة (2.66) ثم حذفه مباشرة كما يلي:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= A_0 + (A_1 - I)Y_{t-1} + A_2 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} - A_2 Y_{t-1} + \varepsilon \\ \Delta Y_t &= A_0 + (A_1 + A_2 - I)Y_{t-1} - A_2(Y_{t-1} - Y_{t-2}) + \varepsilon \\ \Delta Y_t &= A_0 - A_2 \Delta Y_{t-1} + (A_1 + A_2 - I)Y_{t-1} + \varepsilon \dots \dots (2.69) \end{aligned}$$

نضع:

$$(A_1 + A_2 - I) = \pi \quad \text{و} \quad A_2 = -B_1$$

العلاقة (2.69) تصبح كما يلي:

$$\Delta Y_t = A_0 + B_1 \Delta Y_{t-1} + \pi Y_{t-1} + \varepsilon \dots \dots (2.70)$$

يمكن تعميم هذه العلاقة على نموذج VAR(p) يحتوي على k متغيرة وذلك كما يلي:

$$\Delta Y_t = A_0 + (A_1 - I)\Delta Y_{t-1} + (A_2 + A_1 - I)\Delta Y_{t-2} + \dots + (A_{p-1} + \dots + A_2 + A_1 - I)\Delta Y_{t-p+1} + \pi Y_{t-p} + \varepsilon.$$

وبوضع:

$$B_1 = (A_1 - I), \quad B_2 = (A_2 + A_1 - I), \quad B_{p-1} = (A_{p-1} + \dots + A_2 + A_1 - I).$$

تصبح العلاقة السابقة كما يلي:

$$\Delta Y_t = A_0 + B_1 \Delta Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + B_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \pi Y_{t-p} + \varepsilon \dots (2.71)$$

حيث:

$$\pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$$

يمكن كتابة المصفوفة π كما يلي: $\pi = \alpha\beta'$ ، حيث الشعاع α يمثل قوة الإرجاع نحو التوازن، والشعاع β يتكون من المعاملات المقدرة من خلال العلاقات الموجودة بين المتغيرات في الأجل الطويل، وكل توليفة خطية تمثل لنا علاقة تكامل مشترك.

❖ إذا كانت عناصر المصفوفة π معدومة (رتبة المصفوفة π تساوي الصفر، $A_{p-1} + \dots + A_1 =$

(I

فإنه من غير الممكن تمثيل العلاقة الموجودة بين المتغيرات في شكل نموذج تصحيح خطأ.

❖ إذا كانت رتبة المصفوفة π تساوي k ، هذه يعني أن المتغيرات متكاملة من الدرجة صفر أي :

$$I(0)$$

فانه لا توجد علاقة تكامل مشترك بين هذه المتغيرات.

❖ إذا كانت رتبة المصفوفة π ولتكن r محصورة بين 1 و $(k-1)$ أي: $1 \leq r \leq (k-1)$ ، فتوجد

$$r$$

علاقة تكامل متزامن، ويتم تمثيل هذه العلاقة في شكل نموذج تصحيح الخطأ كما يلي:

$$\Delta Y_t = A_0 + B_1 \Delta Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + B_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \alpha e_{t-1} + \varepsilon \dots (2.72)$$

$$e_t = \beta' Y_t \text{ حيث:}$$

اختبار علاقة التكامل المشترك:

من أجل تحديد عدد علاقات التكامل المشترك، اقترح Johansen (1988) اختبارين مبنين اعتماداً على القيم الذاتية لمصفوفة ناتجة عن مجموعة من الحسابات تتم على مرحلتين:

المرحلة الأولى: حساب باقيا تقدير v_t و μ_t : ويكون ذلك بإجراء انحدارين:

• الانحدار الأول:

$$\Delta Y_t = \hat{A}_0 + \hat{A}_1 \Delta Y_{t-1} + \hat{A}_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \hat{A}_p \Delta Y_{t-p} + \mu_t$$

• الانحدار الثاني:

$$Y_{t-1} = \hat{A}'_0 + \hat{A}'_1 \Delta Y_{t-1} + \hat{A}'_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \hat{A}'_p \Delta Y_{t-p} + v_t$$

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{kt} \end{bmatrix} \text{ حيث:}$$

في هذين النموذجين لدينا نفس المتغيرات المفسرة والاختلاف يكمن فقط في المتغيرات التابعة.

μ_t و v_t يمثلان مصفوفتي البواقي بعد $(k \times n)$ ، حيث k يمثل عدد المتغيرات و n عدد المشاهدات.

المرحلة الثانية: حساب القيم الذاتية للمصفوفة M :

أولاً نقوم بحساب أربع مصفوفات تباين وتباين مشترك بعد $(k \times k)$ بالاعتماد على البواقي μ_t و v_t

كما يلي:

$$\hat{\Sigma}_{\mu\mu} = (1/n) \sum_{t=1}^n \mu_t \mu_t'$$

$$\hat{\Sigma}_{vv} = (1/n) \sum_{t=1}^n v_t v_t'$$

$$\hat{\Sigma}_{\mu v} = (1/n) \sum_{t=1}^n \mu_t v_t'$$

$$\hat{\Sigma}_{v\mu} = (1/n) \sum_{t=1}^n v_t \mu_t'$$

بعد ذلك نقوم بحساب القيم الذاتية للمصفوفة M التي تحسب بالطريقة التالية :

$$.M = \hat{\Sigma}_{vv}^{-1} \times \hat{\Sigma}_{v\mu} \times \hat{\Sigma}_{\mu\mu}^{-1} \times \hat{\Sigma}_{\mu v}$$

(1) اختبار الأثر:

اعتمادا على القيم الذاتية للمصفوفة M السابقة ، نقوم بحساب الإحصائية التالية¹:

$$\lambda_{\text{trace}} = -n \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i) \dots \dots (2.73)$$

حيث: n = عدد المشاهدات.

λ_i = القيم الذاتية للمصفوفة M.

k = عدد المتغيرات.

r = رتبة المصفوفة M .

هذه الإحصائية لها توزيع احتمالي يشبه χ^2 ، أعد من طرف Johansen و Juselius سنة 1990. نقوم

الآن باختبار الفرضيات التالية:

❖ رتبة المصفوفة M يساوي الصفر ($r = 0$) اي: $\begin{cases} H_0: r = 0 \\ H_1: r > 0 \end{cases}$ ، إذا ما تم رفض فرضية العدم H_0 ،

فإننا ننتقل إلى الاختبار الموالي (نرفض H_0 اذا كان $\lambda_{\text{trace}} > \lambda_t$).

❖ رتبة المصفوفة M يساوي الواحد ($r = 1$) اي: $\begin{cases} H_0: r = 1 \\ H_1: r > 1 \end{cases}$ ، وإذا تم رفض H_0 ، ننتقل إلى

الاختبار الموالي، وهكذا حتى نصل إلى الاختبار التالي:

❖ $\begin{cases} H_0: r = k - 1 \\ H_1: r = k \end{cases}$ ، إذا تم رفض H_0 تكون رتبة المصفوفة M مساوية إلى k ، ومنه فإنه لا توجد

علاقة تكامل متزامن، لأن المتغيرات متكاملة من الرتبة صفر، ومنه يمكن استعمال أشعة تقنية

الانحدار الذاتي VAR.

هنا تجدر الإشارة إلى أن أغلب البرمجيات المستعملة في القياس الاقتصادي تحسب مباشرة هذه الإحصائية وتعطي أيضا قيمها المجدولة أو المعيارية¹.

بعد تحديد عدد علاقات التكامل المتزامن، نقوم بتقدير شعاع تصحيح الخطأ VECM باستخدام طريقة أعظم احتمال، وأيضاً اختبار استقرارية البواقي.

(2) اختبار القيمة الذاتية العظمى:

الاختبار الثاني المقدم من طرف Johansen يعطى بالإحصائية التالية:

$$\lambda_{\max} = -n \text{Log}(1 - \lambda_{r+1}) \quad r = 0, 1, 2, \dots \dots (2.74)$$

هذا الاختبار يقوم على نفس مبدأ الاختبار السابق، وفي حالة وجود اختلاف بين الاختبارين (اختبار القيمة الذاتية العظمى و اختبار الأثر)، فإننا نعتمد على اختبار الأثر.

2.12: أسلوب الدمج بين نماذج الانحدار الذاتي وتوزيع الإبطاء ARDL

Autoregressive Distributed lag model (ARDL)

1- التعريف بالنموذج:

وضع (Pesarane et al. (2001) منهجية ARDL للتكامل المشترك، ودمج فيها نماذج الانحدار

الذاتي ونماذج فترات الإبطاء الموزعة وفي هذه المنهجية تكون السلسلة الزمنية دالة في إبطاء قيمها، وقيم

المتغيرات التفسيرية الحالية وابطائها بفترة واحدة أو أكثر ويتم التقدير باستعمال طريقة المربعات الصغرى

العادية. كما يتيح إمكانية تطبيق اختبار الحدود للتكامل المشترك بغض النظر عما إذا كانت المتغيرات

المستقلة مستقرة عند المستوى أو مستقرة من الدرجة الأولى ومع ذلك يتطلب أن يكون المتغير التابع

ساكناً في المستوى وأن لا تكون أيًا من المتغيرات التفسيرية مستقرة من درجة أعلى من الدرجة الأولى،

وهناك عدة طرق لاختبار وجود تكامل مشترك بين المتغيرات (وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين

المتغيرات) منها:

- اختبار انجل و كرانجر (1987): يستعمل في النماذج المكونة من متغيرين فقط أحدهما تابع والآخر توضيحي.
- واختبار جوهانسن (1988-1991) اختبار جوهانسن وجوسيلوس (1990) : ويستعملان في حالة النماذج المتعددة المتغيرات، ويستخدم كذلك في إطار نموذج ال VAR.

2- أسباب إستعماله :

إن اختبارات التكامل المشترك السابق ذكرها تتطلب أن تكون المتغيرات محل الدراسة متكاملة من الرتبة نفسها، وأن هذه الاختبارات ينتج عنها نتائج غير دقيقة في حالة إذا كان حجم العينة المدروسة (عدد المشاهدات) صغير . ونتيجة لهاتين المشكلتين أصبح منهج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة شائع الاستخدام في الفترة الأخيرة، فهو يستند إلى تقدير نموذج تصحيح خطأ غير مقيد إذ يمتاز هذا الأسلوب على النوع التقليدي لتقنيات التكامل المشترك بما يلي:

- -قادر على التمييز بين المتغيرات التوضيحية والمعتمدة.
- إمكان تقدير المركبات قصيرة الأمد وطويلة الأمد بشكل آني وبالوقت نفسه.
- إنه يساعد على التخلص من المشكلات المتعلقة بحذف المتغيرات ومشكلات الارتباط الذاتي
- المقدرات الناتجة عن هذه الطريقة تكون غير متحيزة و كفاءه لأنها تسهم في منع حدوث الارتباط الذاتي.
- يطبق في حالة المتغيرات مستقرة في قيمها أي متكاملة من الرتبة صفر أو متكاملة من الرتبة الأولى أو من الرتبة نفسها ويجب أن لا يكون أحد المتغيرات متكاملًا من رتبة أعلى.

- يمكن تطبيقه في حالة إذا كان حجم العينة صغير وهذا عكس معظم اختبارات التكامل المشترك التقليدية التي يتطلب أن يكون حجم العينة كبير لكي تكون النتائج أكثر كفاءة.

3- أهم الخطوات المتبعة:

أول خطوة تقوم عليها الدراسة هي اختبار إستقرارية المتغيرات وذلك باستعمال إختبار ديكي-فولر أو إختبار فليب بيرون، وبعد التأكد من إستقرار المتغير التابع عند المستوى وإستقرار المتغيرات المستقلة عند المستوى أو عند الدرجة الأولى يمكن الإنتقال إلى باقي الإختبارات.

يقدم كل من (Pesaran et Al, 2001) منهاجاً حديثاً لاختبار مدى تحقق العلاقة التوازنية بين المتغيرات في ظل نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد، وتعرف هذه الطريقة بطريقة اختبار الحدود. من أجل اختبار وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، و إذا تأكدنا من وجود هذه العلاقة ننتقل إلى تقدير معاملات الأجل الطويل وكذا معاملات المتغيرات المستقلة في الأجل القصير، حيث نقوم بحساب إحصائية F (فيشر الكلاسيكي) من خلال (Wald test) حيث يتم اختبار فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج (غياب علاقة توازنية طويلة الأجل)¹

$$H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots \dots \dots \alpha_k$$

مقابل الفرض البديل بوجود علاقة تكامل مشترك في الأجل الطويل بين مستوى متغيرات النموذج:

$$H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots \dots \dots \alpha_k$$

حيث أن: $\alpha_1, \dots, \alpha_k$ = تمثل معاملات المتغيرات المبطأة.

ويشار إلى إحصاءة الاختبار بما يلي $F(Y/X_1, X_2, \dots, X_k)$

¹ علي عبد الزهرة ،حسن(2013)تحليل العلاقة التوازنية طويلة الأجل باستعمال إختبارات جذر الوحدة وأسلوب ARDL ، مجلة العلوم الإقتصادية،المجلد9،العدد34،ص ص 1- 34

بعد القيام باختبار (Wald test) نقوم بمقارنة إحصائية (F) مع القيم الجدولية التي وضعها كل من Pesaran et Al حيث نجد بهذه الجداول (3,2,1) قيم حرجة للحدود العليا و الحدود الدنيا عند حدود معنوية مبينة لاختبار إمكانية وجود علاقة تكامل بين متغيرات الدراسة، و يفرق كل من Pesaran et Al بين المتغيرات المتكاملة عند فروقها الأولى (1) المتغيرات المتكاملة عند مستواها (0)، أو تكون عند نفس درجة التكامل. فإذا كانت قيمة (F) المحدسوبة أكبر من الحد الأعلى المقترح للقيم الحرجة، فإننا نرفض فرضية العدم أي نرفض فرضية عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل و نقبل الفرض البديل بوجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، أما إذا كانت القيمة المحسوبة أقل من الحد الأدنى للقيم الحرجة، فإننا نقبل فرضية البديل غياب العلاقة التوازنية في الأجل الطويل.

ويمكن إدراج أهم الخطوات في:

Bound test: والذي يعتمد على إحصائية فيشر للكشف عن وجود تكامل مشترك

SHORT RUN RESULT تحليل نتائج المدى القصير : إختبار معنوية المعلمات إحصائيا وإقتصاديا

لكل فترة $t-1$ و t . ولا ننسى معنوية معامل ECM (معنوية و سالبة).

LONG RUN RESULT تحليل نتائج المدى الطويل: إختبار معنوية المعلمات إحصائيا وإقتصاديا.

Diagnostic test يضم قيمتين : قيمة لإحصائية LM وقيمة لإحصائية فيشر F، ويقوم هذا الإختبار

على فرضية العدم والفرضية البديلة لها. يستعمل هذا الإختبار للكشف عن:

Serial Correlation وجود مشكل الإرتباط الخطي: حيث نقوم بمقارنة قيمة F مع كل من 1% و 5%،

فإذا كانت قيمة F أكبر من إحدى هذه القيم فإننا نقبل فرضية العدم التي تنص على

إنعدام الإرتباط الخطي ونرفض الفرضية البديلة .

Functional Form : نقوم بنفس الخطوات السابقة نقارن قيمة F مع كل من 1%، 5%، 10%

فإذا كانت قيمة F أكبر من إحدى هذه القيم فإننا نقبل فرضية العدم ونرفض الفرضية البديلة، ومنه فإن صياغة النموذج صحيحة.

Normality: مشكل غياب التوزيع الطبيعي وفي حال قيمة F أكبر من إحدى هذه القيم 1%، 5%،

10% فإننا نقبل فرضية العدم ونرفض الفرضية البديلة التي تنص على أن الخطأ العشوائي يتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط معدوم وتوقع ثابت.

Heteroscedasticity الكشف عن مشكل عدم ثبات تجانس تباين الخطأ وذلك باتتبع نفس

الخطوات السابقة: 1%، 5%، 10% $F >$ معناه نرفض الفرضية الصفرية ونقبل الفرضية البديلة أي ثبات تجانس تباين الخطأ (عدم وجود المشكل¹).

علي عبد الزهرة، نفس المرجع أعلاه¹

الفصل الثالث

نماذج بيانات البائل

الفصل الثالث: نماذج بيانات البائل

1.3 تمهيد:

إن الهدف الرئيسي من الدراسات التطبيقية هو مطابقة النظريات الاقتصادية مع الواقع الذي نعيش فيه، ولتحقيق هذا الهدف سنقوم بالتطرق إلى أهم المحاور المتعلقة بمنهجية الاقتصاد القياسي الذي قمنا باتباعه في التحليل، والذي يتناول بيانات السلاسل الزمنية المقطعية أو ما يسمى ببيانات بانيل (Panel Data)، فقد اكتسبت بيانات بانيل في الآونة الأخيرة اهتماما كبيرا خصوصا في الدراسات الاقتصادية بحيث أن

أغلبية الباحثين الاقتصاديين يعتمدون على بيانات بانيل لتفسير ظاهرة اقتصادية ما، و بهذا سنتناول في هذه الفصل عدة نقاط:

مفاهيم حول بيانات بانيل؛

اختبارات التحديد؛

النماذج الأساسية لتحليل بيانات بانيل؛

أساليب اختيار النموذج الملائم لبيانات بانيل.

2.3 مفاهيم حول بيانات بانيل

أولاً : تعريف بيانات بانيل

بغية تحديد مصطلح دقيق لبيانات بانيل تطرقنا إلى عديد من التعريفات نذكر منها:

التعريف 01 :

إن مصطلح بيانات بانيل أو بيانات السلاسل الزمنية المقطعية تعني أنها مجموعة من المشاهدات كمية كانت أم نوعية، والتي تتكرر عند مجموعة من الأفراد في عدة فترات من الزمن.¹

التعريف 02 :

بيانات بانيل، أو بيانات الطولية هي مجموعة من المشاهدات التي تتمتع ببعده مزدوج، بعد فردي وبعده زمني، وتسمح ببيانات بانيل بدراسة تطور العلاقات عبر الزمن من جهة، وتحليل التغيرات (عدم التجانس) بين الأفراد من جهة أخرى.²

التعريف 03 :

بيانات بانيل أو البيانات الطولية هي عبارة عن مجموعة مشاهدات لأفراد (دول، شركات... الخ) في عدة فترات زمنية، بحيث أنها تسمح للباحث في نمذجة أو دراسة الاختلافات والفوارق لسلوك الأفراد.³

التعريف 04 :

¹ بدر اوي شهبيناز، موضوع تأثير أنظمة سعر الصرف على النمو الاقتصادي في الدول النامية، أطروحة منشورة، جامعة أبي بكر بلقايد، تلمسان، 2015، ص 201.

² Boumediene Khadidja, **le parc automobile en Algérie**, école nationale supérieure de statistique et d'économie appliquée, kolea(Alger), 2017, P 40.

³ Greene, William, **econometric analysis**, fifth edition, New York University: Macmillan Publishing Company Co, 2002, P 284.

من خلال البعد المزدوج (بعد فردي وبعد زمني) التي تتميز به بيانات بانيل تقدم لنا هذه البيانات وجهات نظر جديدة في الاقتصاد التطبيقي، وبصفة خاصة، أنها تجعل من الممكن تمثيل سلوك الأفراد بشكل أفضل (الأسرة، الشركات، الموظفين، الأقاليم، البلدان.... الخ)، فقد أصبح من الممكن تحديد النماذج الاقتصادية على أسس الاقتصاد الجزئي والعمل على بيانات بانيل، لذلك من المهم فهم خصائص بيانات بانيل، بحيث أن ثراء وكثافة المعلومات هي ميزة من مزايا بيانات بانيل ولكن أيضا لها عيوب.¹

إذن يمكن القول أن بيانات بانيل (panel data) هي مجموعة من المشاهدات التي تتمتع ببعد مزدوج (بعد فردي وبعد زمني) وهذا يعني كثافة في المعلومات، مما يسمح لنا بدراسة سلوكيات والاختلافات وفوارق الأفراد فيما بينهم عبر الزمن.

ثانيا : خصائص بيانات بانيل

لمعطيات بانيل خصائص نذكر منها :

1. تكون المعطيات مؤشرة بواسطة الزمن لكل الفرد؛
2. يكون قياس الزمن منتظم؛
3. المتغيرات التابعة لكل فرد تتغير ترتيبياً ضمن مجرى الزمن.

مثال : وهو مثال بانيل مبسط يتناول الكمية المستهلكة من الغاز، جراء توزيعه في كل إقليم عبر التراب الوطني الجزائري خلال فترة 2007-2017، والذي رمزنا له بالرمز X_{it} حيث i يمثل الإقليم و t يمثل الزمن، إذن يمكننا إنشاء جدول خاص بمعطيات بانيل الموضح في الأسفل :

الجدول رقم 1.2 : مثال مبسط لبيانات بانيل

الشرق الجزائري	الوسط الجزائري	الغرب الجزائري	الجنوب الجزائري	
$i=1$	$i=2$	$i=3$	$i=4$	
				2007
$X_{1, 1}$	$X_{2, 1}$	$X_{3, 1}$	$X_{4, 1}$	$t=1$

¹ Alain Pirotte, *économétrie des donnée de panel théorie et applications*, France (paris), 2011, E8483, P 09.

2008				
$X_{4,2}$	$X_{3,2}$	$X_{2,2}$	$X_{1,2}$	$t=2$
.
.
2017				
$X_{4,11}$	$X_{3,11}$	$X_{2,11}$	$X_{1,11}$	$t=11$

ثالثا : أهمية بيانات بانيل

إن كون بيانات بانيل تتميز ببعده مزدوج (بعد فردي و بعد زمني) بحيث أنها تأخذ بعين الاعتبار أثر تغير الزمن و الاختلافات و الفوارق بين الأفراد ما جعلها تتمتع بخصائص البيانات المقطعية و كذلك السلاسل الزمنية في نفس الوقت، و يتفوق تحليل بيانات بانيل على تحليل بيانات السلاسل الزمنية بمفردها أو البيانات المقطعية بمفردها، لأنها تتضمن محتوى معلوماتي أكثر من تلك التي في المقطعية أو الزمنية، و بالتالي إمكانية الحصول على نتائج أكثر دقة و ذات ثقة أعلى، و هذا ما جعل دراستها الميدان أكثر دقة و نشاط في الاقتصاد القياسي، و بالتالي فهي تكتسي أهمية بالغة نوجزها في النقاط التالية :

تأخذ بيانات بانيل بعين الاعتبار أثر الخصائص الغير مشاهدة للأفراد على سلوكياتهم مثل : أثر الخصائص الاجتماعية، السياسية أو الدينية للبلدان على أدائها الاقتصادي، حيث يسمح هذا النوع من المعطيات بدراسة الاختلافات و الفوارق في سلوك الأفراد فيما بينهم عبر الزمن، بحيث أن البعد المضاعف الذي تتميز به بيانات بانيل يمكن تفسيره على أنه بعد مضاعف للمعلومة المتاحة ($N \times T$) أكثر من المعلومات المتوفرة لدى السلاسل الزمنية (T) أو السلاسل المقطعية (N)¹، فالسلاسل الزمنية ببعدها الزمني (T) تكون تقديراتها غير موثوقة (لا تتسم بثقة أعلى) و غير دقيقة في بعض الحالات (تغير أنظمة الحكم،

¹ بدرأوي شهيناز، مرجع سبق ذكره، ص 202

أزمات... الخ)، و هذا ما يؤدي في بعض الأحيان إلى قبول فرضيات متناقضة مع الواقع الاقتصادي الذي نعيش فيه أو الفرضيات المثبتة من طرف الباحثين الاقتصاديين، كذلك لا تأخذ بعين الاعتبار تجانس (Homogénéité) سلوكيات الأفراد فيما بينهم، أما بالنسبة للسلاسل المقطعية فهي تتمتع ببعدها الفردي فقط (N)، فعلى سبيل المثال إذا أردنا أن نلاحظ السلوك الاستثماري لـ N عدد مقاول في لحظة معينة (سنة، شهر، أي الزمن يكون ثابت)، فإنه من المستحيل فهم أو تفسير ديناميكية سلوكهم، لأنه لا يوجد تسلسل زمني، و كذلك اقتصاديا فإنه من الصعب لنا تصور أن قرارات الاستثمار المتخذة اليوم ليست لها صلة بالقرارات المتخذة في الفترة الزمنية السابقة¹، بما أن بيانات بانيل تتميز ببعد مزدوج (بعد فردي و بعد زمني) ما يؤدي إلى عدم التجانس بين الوحدات الفردية المأخوذة، فإن طريقة بيانات بانيل تأخذ بعين الاعتبار هذا التباين (عدم التجانس) كما تسمح لنا بإظهار الآثار الغير موجودة في السلاسل المقطعية².

إن المشكلة التي تواجهها السلاسل الزمنية تكمن أيضا في التعداد الخطي للمتغيرات المفسرة، هذا يعني أن المتغيرات تكون مرتبطة بصفة قوية فيما بينها، و يمكننا شرح هذه الفكرة عن طريق نموذج ديناميكي (Le modèle dynamique à retards échelonnés) وهو كما يلي :

$$y_t = a + \sum_{k=0}^h b_k x_{t-k} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T$$

بحيث أن x_t هو المتغير المفسر المفروض أنه غير عشوائي، و ε_t هي الاضطرابات العشوائية، عموما يكون x_t قريب جدا من x_{t-1} و x_{t-2} وهكذا، و يمكن تفسيره على أن معامل الارتباط ما بين التأخيرات للمتغيرات التفسيرية للنموذج السابق نكره يكون قريب جدا من الواحد، تعني قوة هذا الارتباط أن جل المعلومات المحصلة لكل متغير مؤخر هو في الأساس يمثل جزء كبير من المتغيرات المؤخرة الأخرى، وعليه فإن المعلومات المتاحة هي غير كافية من أجل الحصول على تقديرات دقيقة للمعلمات، و الأسوء من ذلك، من الغير الممكن تحديد الأثر الذاتي لكل المتغيرات المفسرة الأخرى، في حين إذا استعملنا طريقة بيانات بانيل فهذه الأخيرة تسمح لنا بالتقليل من حدة هذه المشكلة (أي مشكلة التعداد الخطي) و هذا راجع إلى عدم تجانس بين الأفراد الذي سيتيح لنا التخفيف من حدتها دون إلغائها تماما³.

من المعلوم أن بيانات بانيل لها ميزة دمج بعدين، ما أدى إلى وجود تغيرات عديدة (plusieurs variabilité)، و لتمثيل هذه الفكرة سنقوم بدراسة علاقة ما بين لوغاريتمية التوظيف و لوغاريتمية الإنتاج من خلال 411 مؤسسة فرنسية المشاهدة في الفترة الزمنية الممتدة من 1978 إلى غاية 1988، و لهذا قمنا بالتمثيلات النقطية لـ 5 مؤسسات الممثلة للعينة في الشكل 1.2، هذا الأخير يبين لنا الفروقات المهمة

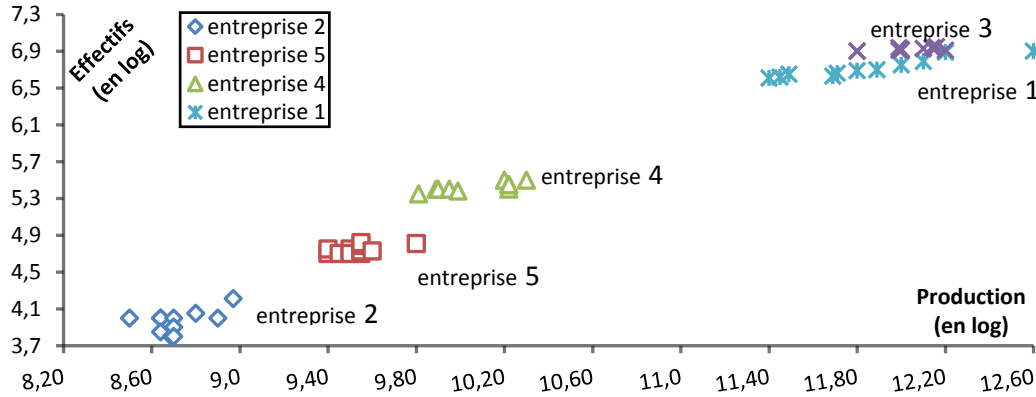
¹ Alain Pirotte, Op.cit., P.10

² Gujarati, Damodar, **Basic Econometrics**, fourth edition, The McGraw-Hill companies, 2004, P 638.

³ Alain Pirotte, Op.cit., P.11

ما بين التمثيلات النقطية لمختلف المؤسسات، و كذلك بالنسبة لنفس المؤسسة تكون مشاهداتها قريبة جدا من بعضها البعض، إذن هذا الشكل البياني يظهر لنا وجود تغيرات عديدة (*plusieurs variabilité*)¹.

الشكل رقم 1.2 : تمثيل البياني للمثال المأخوذ عن كثرة التغيرات



Alain Pirotte, **économétrie des donnée de panel théorie et applications**,

France (paris), 2011, P 12 المصدر :

كما تتميز بيانات بانيل بعدد أكبر من درجات الحرية وكذلك بكفاءة أفضل، وهذا ما يؤثر إيجابيا على دقة المقدرات.

ملاحظة :

نعلم أن بيانات بانيل تتميز ببعدين (بعد فردي وبعد زمني)، ولهذا فمن الممكن أن تكون بيانات بانيل متوازنة والتي يطلق عليها أيضا بـ بانيل المتوازن، إذا كان عدد المشاهدات للسلسلة الزمنية للفرد الأول T هي نفسها عدد المشاهدات للسلسلة الزمنية للفرد الثاني والثالث وهكذا، كما يمكن أن تكون أيضا بالغير المتوازنة أي بانيل الغير المتوازن، إذا كان عدد المشاهدات للسلاسل الزمنية للأفراد مختلفة فيما بينها، يمكن شرح هذه الفكرة بأخذ مثال حول دراسة شهيرة و معروفة لنظرية الاستثمار المقترحة من قبل $Y. Grunfeld$ لـ أربعة شركات « $N=4$ » خلال المدة 1954-1935 « $T=20$ » ، بحيث أنه يمكن القول أنه لدينا بانيل متوازن لأن كل الشركات لها نفس عدد المشاهدات للسلاسل الزمنية « $T=20$ »².

¹Ibid., P.12

² Gujarati, Damodar, Loc.Cit.

3.3 : اختبارات التحديد

نعلم أن بيانات بانيل تأخذ بعدين (بعد زمني وبعد فردي)، ففي هذا الإطار، العملية الاعتيادية هي جمع أو دمج البيانات مع فرض أن كل المعلمات الانحدارية تكون متجانسة فيما بينها، ففي أغلب الأحيان نقوم برفض هذه الفرضية عند اختبارها وذلك عند ازدياد البعد الزمني لبعض السلات (panels)، في حين تساءل بعض الباحثين عن مدى ملائمة هذه العملية أي عملية دمج بيانات الأفراد فيما بينهم، فبدلاً من ذلك فقد اقترحوا التفكير في تقديرات فردية التي يمكن دمجها في الأخير للحصول على تقديرات متجانسة إذا لزم الأمر، العيب الأساسي أنه سيكون هناك تحيز كبير جداً في النتائج عندما يكون البعد الزمني ضعيفاً، Li، Trost، Maddala، و Joutz في 1997 كان لهم نهج أو بتعبير بسيط رأي وسيطي، فبالنسبة لهم كل شيء غير متجانس و كل شيء متجانس، و لكن الحقيقة هي بالتأكيد ستكون بين هذين النقيضين، بحيث أنهم يدعون إلى استخدام مقدرات التي تكون غير متجانسة في البداية لتميل بعد ذلك نحو التجانس، و لكن هذه الطريقة تعتمد على معايير معينة مما يجعل تطبيقها صعب جداً، إذن السؤال الذي سي طرح حول وجود تغاير (عدم التجانس) الأفراد فيما بينهم، هو هل يمكن اعتبار عملية دمج أو بأخص العبارة جمع بيانات الأفراد المعرفة في بعد زمني القصير جداً (ضعيف جداً) بالصحيحة؟ وهل هو البديل الوحيد القابل للتطبيق؟، هذين السؤالين سيسمحان لنا أن نتساءل عما إذا كان النموذج، مطابق لجميع الأفراد، أو ما إذا كانت هنالك خصوصيات خاصة لكل فرد.¹

لدينا النموذج التالي :

$$Y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

هذا النموذج يفرض أن كل المعلمات تكون مشتركة بين الأفراد، البديل الأقل تقييداً، الذي يعتبر أن المعلمات تتغير مع الأفراد، وهذا يحدد بالإجراء اختبار التجانس المتداخل، فعلى سبيل المثال إذا كان المرء يعمل على سلة من البلدان، فهل من الصحيح افتراض أن وظيفة الإنتاج متجانسة تماماً أو غير متجانسة؟، أم أن الوضع يكون أكثر دقة مع تجانس مرونة عوامل الإنتاج ولكن عدم تجانس مستويات الإنتاج الهيكلي؟، تكمن إذن الصعوبة في تحديد مصدر عدم التجانس الذي يقع غالباً بين هذين النقيضين، إذن إن رفض التجانس بسبب نوع معين من عدم التجانس الفردي يقودنا إلى التشكيك في الصيغة الرياضية المحددة سابقاً.²

سؤال رئيسي آخر حول طبيعة الآثار الخاصة الفردية، هو هل من الممكن اعتبار هذه الآثار على أنها عشوائية أم ثابتة؟، ما يجعلنا في حيرة من أمرنا حول اختيار ما بين النموذج ذو الآثار الثابتة والنموذج ذو

¹ Alain Pirotte, Op.cit., P.73

² Idem

الآثار العشوائية، في الواقع يظهر المشكل الأساسي من خلال وجود علاقة ما بين خصائص الأفراد و المتغيرات المفسرة، و بالتالي عند قيامنا باختبار غياب هذه العلاقة سوف تمدنا بنظرة حول طبيعة هذه الخصائص، فعلى سبيل المثال أجرة الأفراد ليست لها علاقة فقط بالتكوين السابق للأجراء وخبرتهم و لكن لها علاقة أيضا بمواصفات غير مرئية مثل التحفيزات و القدرات الجوهرية¹، و عليه سنتطرق في العنوان القادم على كيفية إثبات وجود هذه الخصائص أو إثبات تجانس أو عدم التجانس للمعلومات ككل.

أولا : التجانس أو عدم التجانس ؟

للقدرة على تحديد مصدر عدم التجانس نستخدم نموذج عام حيث يكون التباين (عدم التجانس) على مستوى المعلومات التقاطعية و المعلومات للمتغيرات التفسيرية أي المعلومات الانحدارية و هو كالاتي :

$$Y_{i,t} = \alpha_i + X_{i,t}\beta_i + u_{i,t} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

حيث أن أخطاء هذا النموذج غير مرتبطة فيما بينها و $u_{i,t} \sim N(0, \sigma^2 I)$

من خلال هذا النموذج نقوم باستخراج عدة حالات ممكنة :

- "تماثل الثوابت α_i و تطابق شعاع المعلومات β_i بحيث أن: $\alpha_i = \alpha$ ، $\beta_i = \beta$ ، $\forall i \in [1, N]$ بالتالي نقول أنه لدينا سلة متجانسة"²، إذن النموذج يحتوي على معادلة واحدة للتقدير لـ $N \times T$ مشاهدة بطريقة المربعات الصغرى العادية (أو طريقة المربعات الدنيا المعممة وذلك حسب شكل مصفوفة التباين للأخطاء)³؛
- "اختلاف الثوابت α_i و اختلاف شعاع المعلومات β_i حسب الأفراد، و بالتالي نقول أنه يوجد N نموذج مختلف وعليه نرفض صيغة السلة"⁴، إذن تقدير النموذج يكون معادلة بمعادلة لـ N فرد بطريقة المربعات الصغرى العادية (أو طريقة مربعات الدنيا المعممة وذلك حسب شكل مصفوفة التباين للأخطاء)⁵؛
- "تطابق الثوابت α_i و اختلاف شعاع المعلومات β_i بين الأفراد، بحيث أن $\alpha_i = \alpha$ $\forall i \in [1, N]$ و في هذه الحالة نقول بأن كل معلومات النموذج باستثناء الثوابت تكون مختلفة حسب الأفراد، و بالتالي نقول أنه يوجد N نموذج مختلف"⁶، إذن يمكن القول بأننا في نفس الحالة

¹ Ibid., P.74

² بدرابي شهيناز، مرجع سبق ذكره، ص205

³ Régis Bourbonnais, **Econométrie Cours et exercices corrigés**, 9^eedition, France (paris), 2015, P 348.

⁴ بدرابي شهيناز، مرجع سبق ذكره، نفس الصفحة

⁵ Régis Bourbonnais, Loc.Cit.

⁶ بدرابي شهيناز، مرجع سبق ذكره، نفس الصفحة

السابقة أي تقدير النموذج يكون معادلة بمعادلة N فرد بطريقة المربعات الصغرى العادية (أو طريقة مربعات الدنيا المعممة وذلك حسب شكل مصفوفة التباين للأخطاء)¹؛
 • "اختلاف الثوابت α_i و تطابق شعاع المعلمات β_i في أفراد المجموعة، بحيث أن $\beta_i = \beta$ ،
 $\forall i \in [1, N]$ لتتحصل في هذه الحالة على نموذج التأثيرات الفردية".²

نسند لكل حالة من الحالات السابقة فرضيات خاصة حول التجانس و عدمه للمعاملات التقاطعية والمعاملات الانحدارية، قبل البدء في التفريق بين هذه الحالات من الواجب أن نتبع استراتيجية اختبار تجانس المتداخل لـ *Hsiao(2003)* الذي يتفرع إلى ثلاثة مراحل :

في المرحلة الأولى نشرع في اختبار فرضية التجانس لمجموعة المعلمات ككل، هذا الاختبار يكتب بالصيغة التالية :

$$H_0^1: \alpha_i = \alpha, \beta_i = \beta \quad H_1^1: \exists (i, j) \in [1, N] / \alpha_i \neq \alpha_j \text{ أو } \beta_i \neq \beta_j$$

وبالتالي نقوم بحساب إحصائية فيشر التالية :

$$F_1 = \frac{SCR_{1,c} - SCR_1}{SCR_1} \times \frac{NT - N(K + 1)}{(N - 1)(K + 1)} \sim F((N - 1)(K + 1), NT - N(K + 1))$$

SCR_1 تمثل مجموع مربعات البواقي للنموذج (1) (الفرضية H_0^1) و $SCR_{1,c}$ تمثل مجموع مربعات البواقي للنموذج المقيد (الفرضية H_1^1)³، فإذا كانت F_1 أصغر (\geq) من إحصائية فيشر المجدولة عند درجة الحرية $((N - 1)(K + 1), NT - N(K + 1))$ لعتبة α بالمئة إذن نقبل فرض العدم H_0^1 للتجانس و بالتالي يتم الحصول على نموذج بانيل المتجانس كليا أي :

$$Y_{i,t} = \alpha + X_{i,t}\beta + u_{i,t}$$

فإذا كانت F_1 أكبر تماما ($<$) من إحصائية فيشر المجدولة عند درجة الحرية $((N - 1)(K + 1), NT - N(K + 1))$ لعتبة α بالمئة، إذن نرفض فرض العدم و بالتالي ننتقل إلى المرحلة الثانية التي تتمثل في تحديد إذا كان عدم التجانس مصدره المعلمات الانحدارية β_i .

في المرحلة الثانية نشرع في اختبار تجانس المعلمات الانحدارية أي المعلمات للمتغيرات المفسرة فقط (β_i) وهذا الاختبار يكتب بالصيغة التالية :

$$H_0^2: \beta_i = \beta \quad H_1^2: \exists (i, j) \in [1, N] / \beta_i \neq \beta_j$$

وبالتالي نقوم بحساب إحصائية فيشر التالية :

¹ Régis Bourbonnais, Op.Cit., P.349

² بدر اوي شهيناز، مرجع سبق ذكره، نفس الصفحة

³ Alain Pirotte, Op.Cit., P.75

$$F_2 = \frac{SCR_{2,c} - SCR_1}{SCR_1} \times \frac{NT - N(K + 1)}{(N - 1)K} \sim F((N - 1)K, NT - N(K + 1))$$

SCR_1 تمثل مجموع مربعات البواقي للنموذج (1) (الفرضية H_1^2) و $SCR_{2,c}$ تمثل مجموع مربعات البواقي للنموذج المقيد بالفرضية¹، فإذا كانت F_2 أكبر تماماً (>) من إحصائية فيشر المجدولة عند درجة الحرية $((N - 1)K, NT - N(K + 1))$ لعتبة α بالمئة إذن نرفض فرض العدم لتجانس المعلمات الانحدارية β_i ، و عليه نرفض نموذج بانيل لأنه في هذه الحالة تكون الثوابت α_i إما مختلفة من فرد لفرد (أي عدم التجانس) أو متماثلة بين الأفراد و يمكن تمثيلهما بصيغتين التاليتين :

$$Y_{i,t} = \alpha_i + X_{i,t}\beta_i + u_{i,t}$$

$$Y_{i,t} = \alpha + X_{i,t}\beta_i + u_{i,t}$$

فإذا كانت F_2 أصغر (\geq) من إحصائية فيشر المجدولة عند درجة الحرية $((N - 1)K, NT - N(K + 1))$ لعتبة α بالمئة إذن نقبل فرض العدم H_0^2 للتجانس المعلمات الانحدارية β_i ، و بالتالي ننتقل إلى المرحلة الثالثة التي تتمثل في تحديد إذا كان عدم التجانس مصدره المعلمات التقاطعية α_i .

في المرحلة الثالثة نشرع في اختبار تجانس المعلمات التقاطعية فقط (α_i)، وهذا الاختبار يكتب بالصيغة التالية :

$$H_0^3: \alpha_i = \alpha \quad H_1^3: \exists (i, j) \in [1, N] / \alpha_i \neq \alpha_j$$

وبالتالي نقوم بحساب إحصائية فيشر التالية :

$$F_3 = \frac{SCR_{1,c} - SCR_{2,c}}{SCR_{2,c}} \times \frac{N(T - 1) - k}{(N - 1)} \sim F(N - 1, N(T - 1) - K)$$

$SCR_{1,c}$ تمثل مجموع مربعات البواقي للنموذج المقيد بالفرضية H_0^3 ، و $SCR_{2,c}$ تمثل مجموع مربعات بواقي للنموذج المقيد بالفرضية H_1^3 ²، فإذا كانت F_3 أكبر تماماً من إحصائية فيشر المجدولة عند درجة الحرية $(N - 1, N(T - 1) - K)$ لعتبة α بالمئة إذن نرفض فرض العدم لتجانس المعلمات التقاطعية α_i ، يتم إذن قبول نموذج بانيل ذو التأثيرات الفردية ويمكن تمثيله بالصيغة التالية :

$$Y_{i,t} = \alpha_i + X_{i,t}\beta + u_{i,t}$$

وإذا كانت F_3 أصغر من إحصائية فيشر المجدولة عند درجة الحرية $(N - 1, N(T - 1) - k)$ لعتبة α بالمئة إذن نقبل فرض العدم H_0^3 للتجانس α_i ، و عليه يتم قبول نموذج بانيل التجميعي (بانيل المتجانس) ويمكن تمثيله بالصيغة التالية :

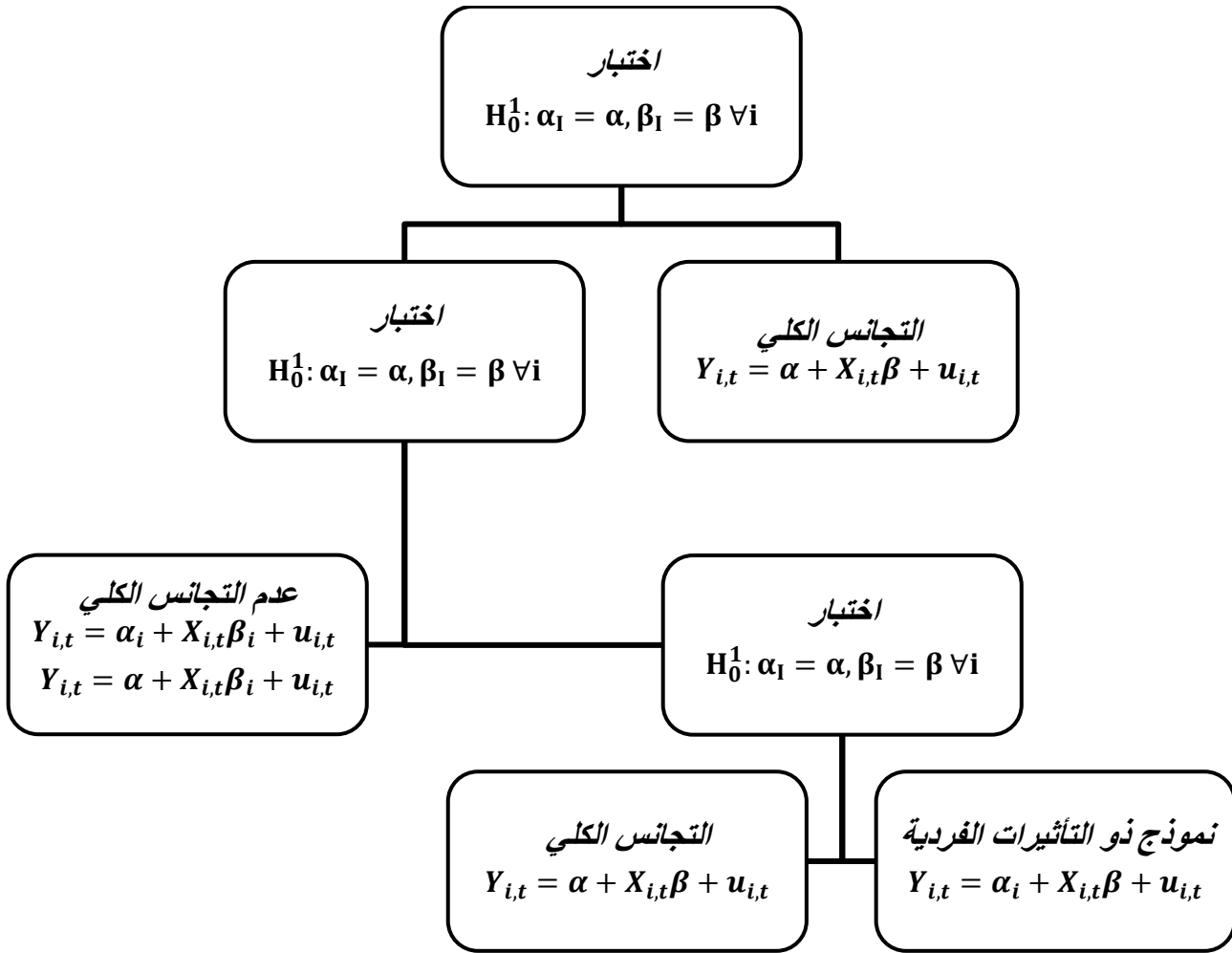
$$Y_{i,t} = \alpha + X_{i,t}\beta + u_{i,t}$$

يمكن تلخيص هذا الاختبار في إتباع الخطوات الموضحة في الشكل التالي :

الشكل رقم 2.2 : خطوات ومراحل اختبار تجانس لـ Hsiao

¹Ibid., P.76

² Idem



Régis Bourbonnais, **Econométrie Cours et exercices corrigés**, 9^eedition,

France : المصدر (paris), 2015, P 349

من الممكن التحقق حول إذا ما كانت تلك الآثار الخاصة للأفراد الغير المشاهدة على أنها عشوائية وليست ثابتة، وفي هذه الحالة سنأخذ بعين الاعتبار التغيرات (عدم التجانس) الغير المشاهد على مستوى التباين وليس على مستوى الأمل الرياضي للمتغيرات المفسرة.

4,3 : النماذج الأساسية لتحليل بيانات بانيل**أولاً : نموذج الانحدار التجميعي (Pooled Regression model)**

يمكن اعتبار هذا النموذج من أبسط نماذج بيانات بانيل، بحيث أن هذا النموذج المقدر يفترض فيه أن يكون α_i الأثر الفردي هو نفسه بالنسبة لجميع الأفراد ($\alpha_i = \alpha$)، و كذلك تماثل معاملات الانحدار للمتغيرات المفسرة بين الأفراد، و يمكن تمثيل هذا النموذج بالصيغة التالية:¹

$$Y_{i,t} = \alpha + X_{i,t}\beta + u_{i,t}$$

يحتوي هذا النموذج على معادلة واحدة للتقدير لـ $N \times T$ مشاهدة بطريقة المربعات الصغرى العادية (أو طريقة المربعات الصغرى المعممة و ذلك حسب شكل مصفوفة التباين للأخطاء)².
إن هل يمكن أن يكون هذا الأثر دائماً متماثل بين الأفراد ؟ ، نستنتج من هذا السؤال أن الأثر الفردي لا يكون فقط متماثل بين الأفراد بل مختلف، وهذا الاختلاف يمكن تمثيله في النموذج القادم.

ثانياً : نموذج ذو الآثار الثابتة

إن القيم المقدرة لمعاملات الانحدار في نموذج الانحدار التجميعي الناتجة عن استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية، تكون متحيزة إذا كان هنالك فروق و اختلافات واضحة بين الأفراد المكونة للعينة³، و لهذا نفترض في نموذج الآثار الثابتة أن طبيعة الآثار الخاصة تكون محددة لكل فرد، بحيث أن هذه الآثار تكون ممثلة بثوابت فردية التي تأخذ بعين الاعتبار الخصائص الغير المشاهدة للأفراد، الفائدة من هذه الخصائص أنها تسمح لنا بتقدير الثوابت الخاصة لكل فرد (α_i) و تعطي لنا تقييماً لها و التي نستطيع في بعض الأحيان تفسيرها، و على سبيل المثال بعد دمجنا للأفراد في البداية نقوم بإعادة دمجهم (إعادة تجميعهم) أو تصنيفهم حسب درجة تجانسهم، ويستحسن القيام بذلك قبل تقييم أثر التغيرات الغير المشاهد حول ظاهرة اقتصادية المراد تحليلها و تفسيرها.

على أساس هذه المعاملات المقدرة المؤثرة للأفراد، نستطيع إعداد تصنيف لأربعة أقاليم جزائرية (الشرق الجزائري، الوسط الجزائري، الغرب الجزائري والجنوب الجزائري) ما يؤدي إلى تخصيص نماذج مختلفة حول

¹ البطران أحمد م.، العلاقة بين اللامساواة في توزيع الدخل والنمو الاقتصادي (دراسة تطبيقية على مجموعة دول للفترة 1980-2010، مذكرة منشورة، كلية الاقتصاد والعلوم الإدارية جامعة الأزهر، غزة(فلسطين)، 2013، ص 101.

² الطالبة بدر اوي شهنيز، مرجع سبق ذكره، ص 209

³ مجدي الشوربجي، أثر تكنولوجيا المعلومات والاتصالات على النمو الاقتصادي في الدول العربية، كلية الإدارة والاقتصاد جامعة مصر للعلوم والتكنولوجيا، مصر، 2011، صص 16-20.

حجم الطلب الغاز الطبيعي لكل مجموعة (إقليم)، ولكن من عيوبه أن هذه الآثار هي آثار خاصة لكل فرد وليس لكل مجموعة.¹

الكتابة العامة لنموذج الآثار الثابتة تفرض أن α_i ثابت عبر الزمن ولكن متغير عبر الأفراد، وأيضا معاملات الانحدار تكون ثابتة بين الأفراد و عبر الزمن ($\beta_i = \beta$)، و يمكن تمثيل ذلك بالصيغة التالية:²

$$Y_{i,t} = \alpha_i + X_{i,t}\beta + u_{i,t} \quad (2)$$

ملاحظة :

نلاحظ أننا قمنا بوضع مؤشر i على المعلمة التقاطعية α_i لكي نوضح أنه يختلف من فرد لآخر.

يطرح في أذهاننا، أنه كيف نسمح في الحقيقة لهذه الآثار الثابتة أن تتغير بين الأفراد؟ ولهذا من السهل علينا أن نقوم باستعمال طريقة المتغيرات الصورية، إذن نستطيع إعادة تمثيل النموذج السابق (2) بالصيغة التالية :

$$Y_{i,t} = \alpha_1 + \sum_{n=2}^N \alpha_n D_{n,i} + X_{i,t}\beta + u_{i,t}$$

و بشكل أكثر تفصيلا تحتوي المعادلة السابقة على :

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ y_{3,t} \\ \vdots \\ y_{n,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & D_{2,1} & \cdots & D_{n,1} \\ 1 & D_{2,2} & \cdots & D_{n,2} \\ 1 & D_{2,3} & \cdots & D_{n,3} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & D_{2,n} & \cdots & D_{n,n} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \\ X_{3,t} \\ \vdots \\ X_{n,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \\ \vdots \\ \beta_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \\ \vdots \\ u_{n,t} \end{bmatrix}$$

$$Y = D\alpha + X\beta + U$$

حيث :

$$u_{i,t} \sim i.i.d. (0, \sigma_u^2)$$

$D_{n,i}$: تمثل المتغيرات الصورية المؤشرة لكل فرد.

$$D_{n,i} \begin{cases} 1 & \text{إذا كان } n = i \\ 0 & \text{ما عدا ذلك} \end{cases}$$

$$\sum_{n=2}^N D_{n,i} = 1$$

¹ Alain Pirotte, Op.Cit., P.57

² Gujarati, Damodar, Op.Cit., P. 642

حيث أن $D_{2,i} = 1$ إذا كانت المشاهدات خاصة بالفرد الثاني ($i=2$)، و $D_{2,i} = 0$ ما عدا ذلك، وكذلك $D_{3,i} = 1$ إذا كانت المشاهدات خاصة بالفرد الثالث ($i=3$) و $D_{3,i} = 0$ ما عدا ذلك، وهكذا....، مادام لدينا N فرد فقد قمنا باستعمال $(N-1)$ متغير صوري لكي نتجنب الوقوع في فخ المتغيرات الصورية (أي في حالة التعداد الخطي التام بسبب وجود المعلمة التقاطعية)، نلاحظ أن هذا النموذج يحتوي على فرد بدون متغير صوري (فرد مرجعي)¹، بصفة أخرى α_1 يمثل الحد الثابت لهذا الفرد المرجعي و α_2 و α_3 تمثل المعاملات الثابتة التقاضلية التي توضح لنا درجة الاختلاف بين الأفراد و الفرد المرجعي، ويكون اختيار هذا الفرد المرجعي بحرية تامة، باختصار إذا قمنا بإدخال المتغيرات الصورية لكل الأفراد أي :

$$Y_{i,t} = \sum_{n=1}^N \alpha_n D_{n,i} + X_{i,t} \beta + u_{i,t}$$

سنتحصل في الأخير على النموذج الأولي (2) الذي يوقعنا في مشكلة التعداد الخطي التام إذا أضفنا المعلمة التقاطعية في النموذج، فإذا لم يحتوي النموذج على معلمة تقاطعية ستكون نتائج تقديره جيدة أيضا، فعلى الباحث أن يختار إما أن يستخدم فرد مرجعي في دراسته أو لا يستخدم ذلك وهذا لأن تقديرهما يختلف عن الآخر، بما أننا نستخدم المتغيرات الصورية لتقدير الآثار الثابتة إذن تسمى هذه الطريقة بطريقة المربعات الصغرى ذات المتغيرات الصورية (LSDV) ذو الصيغة التالية :²

$$\hat{\beta} = (X' M_D X)^{-1} X' M_D Y$$

$$M_D = 1 - D(D'D)^{-1} D'$$

هل يمكن أن يكون هذا الأثر دائما ثابت عند كل فرد؟، إذن نستنتج من هذا السؤال أن الأثر الفردي لا يكون فقط ثابت عند كل فرد بل قد يكون عشوائي، ويمكن تمثيل هذا الأثر في النموذج القادم.

ثالثا : نموذج الآثار العشوائية

عند تقديرنا لنموذج الآثار الثابتة سيكلفنا ذلك الانخفاض في درجات الحرية إذا كان لدينا عدد معتبر من الأفراد، وإذا كانت المتغيرات الصورية لا تعرف لنا النموذج الحقيقي، إذن لماذا لا نعبر عن هذا النقص عبر توزيع الاضطرابات؟، هذا هو بالأخص ما نقصد به بالنموذج المعرف بنموذج مكونات الأخطاء (ECM) أو بنموذج ذو الآثار العشوائية، حيث أن الفكرة الأولية كانت تعبر بالصيغة التالية :

$$(3) Y_{i,t} = \alpha_i + X_{i,t} \beta + u_{i,t}$$

¹ Idem

² idem

ففي عوض أن نتعامل مع الآثار الخاصة للأفراد α_i على أنها ثابتة لكل فرد عبر الزمن، سنفترض الآن على أنها عشوائية مع قيمة متوسطة α (هنا لا يوجد مؤشر i للأفراد) بحيث أن الحد الثابت للأفراد في هذا النموذج يمكن التعبير عنه كآتي¹:

$$\alpha_i = \alpha + \varepsilon_i \quad (4)$$

حيث أن ε_i تمثل الخطأ العشوائي بمتوسط معدوم و تباين σ_ε^2 ، نقول في الأصل أن كل الأفراد لديهم متوسط مشترك يعبر عنه بـ α و يكمن الفرق أو الاختلاف بين الأفراد في الخطأ العشوائي ε_i ، فبتعويض المعادلة (4) في المعادلة (3) نتحصل على :

$$\begin{aligned} Y_{i,t} &= \alpha + X_{i,t}\beta + \varepsilon_i + u_{i,t} \\ &= \alpha + X_{i,t}\beta + \omega_{i,t} \end{aligned}$$

حيث أن :

$$\omega_{i,t} = \varepsilon_i + u_{i,t}$$

لمركبة الأخطاء $\omega_{i,t}$ عنصرين، الأول هو ε_i الذي يمثل الآثار الفردية (الاضطرابات العشوائية)، والثاني $u_{i,t}$ التي تمثل مركبة الأخطاء الاعتيادية، فمن فرضيات نموذج الآثار العشوائية هي أن² :

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$u_{i,t} \sim N(0, \sigma_u^2)$$

$$\mathbf{E}(\varepsilon_i u_{i,t}) = 0 \quad \mathbf{E}(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0 \quad (i \neq j)$$

$$\mathbf{E}(u_{i,t} u_{i,s}) = \mathbf{E}(u_{i,t} u_{j,t}) = \mathbf{E}(u_{i,t} u_{j,s}) = 0 \quad (i \neq j; t \neq s)$$

ليكن في العلم أن الفرق بين نموذج الآثار الثابتة و نموذج الآثار العشوائية هو أن في نموذج الآثار الثابتة نجد كل فرد لديه حد ثابت (أي أثر ثابت يعبر عنه بحد ثابت)، في حين أن نموذج الآثار العشوائية يأخذ بعين الاعتبار أن α تمثل قيمة المتوسط المشترك لكل الأفراد، و مركبة الأخطاء تمثل انحراف كل حد ثابت (أي الأثر الخاص) عن هذه القيمة α ، و لكن هذا لا يعني أن مركبة الأخطاء ε_i تأخذ قيم مشاهدة مباشرة أي أنها تأخذ قيم غير معروفة، فبعد قيامنا بذكر فرضيات حول ε_i و $u_{i,t}$ سيسمح لنا هذا بالحصول على الفرضية التالية :

$$\begin{aligned} \mathbf{E}(\omega_{i,t}) &= 0 \\ \mathbf{Var}(\omega_{i,t}) &= \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2 \end{aligned} \quad (5)$$

ملاحظة :

إذا كان تباين اضطرابات العشوائية معدوم ($\sigma_\varepsilon^2 = 0$) هذا يعني أنه لا يوجد فرق بين نموذج الانحدار التجميعي ونموذج الآثار العشوائية، في هذه الحالة نستطيع دمج (جمع) كل البيانات المشاهدة للأفراد عبر الزمن في معادلة واحدة ثم القيام بتقدير هذه المعادلة مثلما ذكرنا سابقا³.

¹ Ibid.,P.647

² Idem

³Ibid.,P. 648

نستطيع تمثيل مصفوفة تباين لمركبة الأخطاء $\omega_{i,t}$ للفرد على النحو التالي :

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_u^2 & \sigma_{\varepsilon}^2 & \sigma_{\varepsilon}^2 & \dots & \sigma_{\varepsilon}^2 \\ \sigma_{\varepsilon}^2 & \sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_u^2 & \sigma_{\varepsilon}^2 & \dots & \sigma_{\varepsilon}^2 \\ & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{\varepsilon}^2 & \sigma_{\varepsilon}^2 & \sigma_{\varepsilon}^2 & \dots & \sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_u^2 \end{bmatrix}$$

تُظهر لنا المعادلة (5) و المصفوفة السابقة Σ أن اضطرابات النموذج $\omega_{i,t}$ ذات تباين متماثل لكل الأفراد و عبر الزمن $Cov(\omega_{i,t}; \omega_{i,s}) = \sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_u^2 (t = s)$ و لكن نستطيع القول أن اضطرابات النموذج المشاهدة في الزمن t ($\omega_{i,t}$) و اضطرابات المشاهدة في الزمن s ($\omega_{i,s}$) مرتببتان مع بعضهما البعض بالنسبة لنفس الفرد مع العلم أن الزمنين مختلفين تماما ($t \neq s$) و عليه يمكن تمثيل هذه الفكرة بالصيغة التالية :

$$Cov(\omega_{i,t}; \omega_{i,s}) = \sigma_{\varepsilon}^2 \quad (t \neq s)$$

و

$$Corr(\omega_{i,t}; \omega_{i,s}) = \frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{\sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_u^2} \quad (t \neq s)$$

و ليكن في العلم أن هذا المعامل الارتباطي لديه خاصيتين، الأولى أن العلاقة لا تتغير مهما يكن الفرق الزمني بين t و s ، و الثانية أنه يبقى متماثل بالنسبة لكل الأفراد (أي متطابق بين الأفراد)²، و عليه فإن مصفوفة التباينات لكل الأفراد يمكن تمثيلها على الشكل التالي³:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \Sigma & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Sigma & 0 & \dots & 0 \\ & & & \vdots & \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Sigma \end{bmatrix}$$

¹ Greene, William, Op.Cit., P.294

² Gujarati, Damodar, Loc.Cit.

³ Greene, William, Op.Cit., P.295

كمجموعة تؤثر تأثيرا جوهريا على المتغير التابع، و عليه يمكن أن نجري اختبار المعنوية باستخدام اختبار فيشر¹ الذي يأخذ الصيغ التالية:²

$$F = \left[(\hat{\beta} - \beta_0)' [var(\hat{\beta})]^{-1} (\hat{\beta} - \beta_0) \right] / q \sim F(q, NT - k' - k)$$

$\hat{\beta}$ هو عبارة عن شعاع للمعاملات الانحدارية، و β_0 هو عبارة عن قيمة المعاملات الانحدارية المثبتة و المراد فحصها، كما يمكن القول أن $var(\hat{\beta})$ عبارة عن مصفوفة الانحرافات المعيارية للمعاملات الانحدارية .

حيث أن :

$$var(\hat{\beta}) = \hat{\sigma}^2 (X'X)^{-1}$$

و بهذا تصبح إحصائية فيشر تكتب على الشكل التالي:³

$$F = \frac{[(\hat{\beta} - \beta_0)' (X'X)^{-1} (\hat{\beta} - \beta_0)] / q}{SCR / (NT - k' - k)} \sim F(q, NT - k' - k)$$

مع العلم أن :

$$\hat{\sigma}^2 = SCR / (NT - k' - k)$$

و بطريقة أخرى يمكن كتابة الإحصائية السابقة على الشكل التالي:⁴

$$F = \frac{(SCR_C - SCR_{NC}) / q}{SCR_{NC} / (NT - k' - k)} \sim F(q, NT - k' - k)$$

و يوجد، لحسن الحظ، منهج مباشر لاختبار فرض العدم و يمكن توضيح ذلك في الخطوات التالية :
الخطوة الأولى : ندخل فرض العدم موضع الاهتمام في النموذج الانحدار، و هو في حالتنا أن كل المعاملات الانحدارية مساوية للصفر.

الخطوة الثانية : تقدير النموذج المقيد بفرضية العدم و حساب مجموع مربعات البواقي SCR_C .

الخطوة الثالثة : تقدير النموذج الغير المقيد و حساب مجموع مربعات البواقي SCR_{NC} .

الخطوة الرابعة : تحديد الفرق في عدد المعاملات بين الانحدار المقيد و الغير المقيد، حيث أننا رمزنا له بالحرف q الذي يدل على عدد المعاملات المراد فحصها.

الخطوة الخامسة : حساب النسبة السابقة مع العلم أن NT تمثل عدد المشاهدات الكلية للنموذج الغير المقيد و k تمثل عدد المعاملات الانحدارية و k' تمثل عدد المعاملات التقاطعية.

¹ عطية محمد م.ع، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الطبعة الثانية، الدار الجامعية 84 شارع زكريا فنيم بالإسكندرية، مصر، 2000، ص 367.

² Phil Chan, **F-Test based on wald principle and wald test**, 21 novembre 2017 à 15.41, <https://www.youtube.com/watch?v=l66kDWqloU0>

³ شليخي محمد، طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات، الطبعة الأولى، الحامد، الجزائر، 2011، ص 73.

⁴ هاري كلجيان و والاس أوتس، مقدمة في الاقتصاد القياسي المبادئ و التطبيقات، المرسي السيد ح. و عطية محمد ع. الطبعة الأولى، النشر العلمي و المطابع-جامعة الملك سعود، المملكة العربية السعودية، 2001، ص 295

يمكن مقارنة الإحصائية السابقة مع فيشر الجدولة عند مستوى معنوية معينة و درجة حرية $(q, NT - k' - k)$ ، بحيث أنه يمكن الوصول لقرار ما بشأن معنوية الانحدار ككل على النحو التالي:

إذا كانت فيشر المحسوبة أكبر تماما من فيشر الجدولة نرفض فرض العدم ونقبل فرض البديل، أي أنه يمكن القول أن كل قيم المعلمات المراد فحصها لا تساوي الصفر، و بهذا يمكن القول أن النموذج الانحداري ذو معنوية إحصائية، أما إذا كانت فيشر المحسوبة أصغر تماما من فيشر الجدولة نقبل فرض العدم و نرفض فرض البديل، و بهذا يمكن القول أن الانحدار لا تكون له معنوية إحصائية.

كما يمكننا الإشارة أنه عندما نختبر المعلمات الانحدارية المقدره بصورة مستقلة و يتضح أنها معنوية ففي الغالب عند اختبار معنويتها مجتمعة سوف تكون ذات معنوية احصائية أيضا، و من ناحية أخرى قد يثبت عند اختبار معنوية المعلمات الانحدارية المقدره بصورة مستقلة أن كل واحدة منها غير معنوية، و لكن عند اختبار معنوية الانحدار ككل يثبت أنه معنوي احصائيا، و قد اتضح أن هذا يحدث عندما تكون المتغيرات التفسيرية مرتبطة ارتباطا قويا فيما بينها، كما يمكن أن يحدث في بعض الحالات أن تكون لكل معلمة انحدارية مقدره معنوية إحصائية عند اختبارها بصفة مستقلة، و لكن يثبت من اختبار معنوية المعلمات الانحدارية ككل أنها ليست معنوية احصائيا.

2. اختبار وولد :

يمكن القول أن لاختبار وولد و اختبار فيشر نفس المفهوم، والذي ينص على فحص معنوية النموذج الانحداري ككل احصائيا، أي اختبار معنوية تأثير المتغيرات التفسيرية ككل (مجتمعة) على المتغير التابع، و عليه ستأخذ إحصائية وولد الصيغة التالية :

$$W = (\hat{\beta} - \beta_0)' [var(\hat{\beta})]^{-1} (\hat{\beta} - \beta_0) \sim X^2(q)$$

حيث أن $\hat{\beta}$ هو عبارة عن شعاع للمعلمات الانحدارية، و β_0 هو عبارة عن قيمة المعلمات الانحدارية المثبتة و المراد فحصها، كما يمكن القول أن $var(\hat{\beta})$ عبارة عن مصفوفة الانحرافات المعيارية للمعلمات الانحدارية، و عليه يمكن القول أن إحصائية وولد عند الفرضية الصفرية تتبع توزيع كاي المربع مع درجة حرية q التي تمثل عدد معلمات الانحدارية، كما يمكننا ملاحظة شيء مهم جدا ألا و هو بخصوص إحصائية وولد التي تظهر أنها عبارة عن إحصائية فيشر مضروبة في q و الذي يعبر عن عدد المعلمات الانحدارية، و عليه إذا كانت إحصائية وولد أكبر تماما من قيمة كاي المربع لدرجة الحرية q نرفض فرض العدم و نقبل فرض البديل، أي أنه يمكن القول أن كل قيم المعلمات المراد فحصها لا تساوي الصفر، و بهذا يمكن القول أن الانحدار ذو معنوية إحصائية، أما إذا كانت إحصائية وولد أصغر تماما من قيمة كاي

المربع لدرجة الحرية q نقبل فرض العدم و نرفض فرض البديل، و بهذا يمكن القول أن الانحدار لا تكون له معنوية إحصائية.¹

5.3 : أساليب اختيار النموذج الملائم لبيانات بانيل

أولاً : نموذج الانحدار التجميعي أم نموذج الآثار الثابتة ؟

التحدي الذي سيواجهه الباحث هو : ما هو أفضل نموذج ملائم للدراسة؟ هل هو نموذج الانحدار التجميعي أم نموذج الآثار الثابتة ؟ ، الجواب يكون مقيماً باختبار فيشر للنموذجين وهو كالتالي :

النموذج ذو الآثار الثابتة هو الأفضل: H_1 النموذج التجميعي هو الأفضل: H_0

و تتمثل إحصائية فيشر في:²

$$F = \frac{R_{Fix}^2 - R_{pooled}^2}{(1 - R_{Fix}^2)} \times \frac{(NT - N - K)}{(N - 1)} \sim F(N - 1, NT - N - K)$$

K : تمثل عدد المعلمات الانحدارية المقدرة.

R_{Fix}^2 : تمثل قيمة معامل التحديد في النموذج الآثار الثابتة.

R_{pooled}^2 : تمثل قيمة معامل التحديد في النموذج الانحدار التجميعي.

إذا كانت إحصائية فيشر المحسوبة (F) ($>$) أصغر تماماً من إحصائية فيشر الجدولة إذن سنقوم بقبول فرض العدم، أي النتائج تشير إلى افضلية وملائمة نموذج الانحدار التجميعي للبيانات ما يستدعي التوقف عند هذه المرحلة، و إذا كانت إحصائية فيشر المحسوبة (F) أكبر (\leq) من إحصائية فيشر الجدولة إذن سنقوم برفض فرضية العدم أي النتائج تشير إلى افضلية وملائمة نموذج الآثار الثابتة على نموذج الانحدار التجميعي وبهذا ننتقل إلى المرحلة الثانية وهي أي من النموذجين هو الأفضل نموذج الآثار الثابتة أم نموذج الآثار العشوائية؟³ الجواب على هذا السؤال يكون ممثلاً في العنوان القادم.

ثانياً : نموذج الآثار الثابتة أم نموذج الآثار العشوائية ؟

وللإجابة على هذا السؤال نقوم باستخدام اختبار هوسمان المقترح عام 1978، وهو عبارة عن اختبار خاص يسمح بتحديد إذا ما كانت معلمات المقدرة للنموذجين الآثار الثابتة و نموذج الآثار العشوائية

¹ شياخي محمد، مرجع سبق ذكره، ص 74.

² Gujarati, Damodar, Op.Cit., P.643

³ أحمد مصطفى البطران، مرجع سبق ذكره، ص 104

متطابقة أم لا (تساوي أو عدم تساوي) احصائيا، حيث يركز هذا الاختبار على فرضية العدم التي تفترض ملائمة نموذج الآثار العشوائية مقابل فرضية بديلة التي تفترض ملائمة نموذج الآثار الثابتة على الشكل التالي :

$$H_0: \hat{\beta}_{LSDV} = \hat{\beta}_{MCG} \quad \text{نموذج الآثار العشوائية هو الأفضل} \quad H_1: \hat{\beta}_{LSDV} \neq \hat{\beta}_{MCG} \quad \text{نموذج الآثار لثابتة هو الأفضل}$$

و تتمثل إحصائية هوسمان في :

$$H = (\hat{\beta}_{LSDV} - \hat{\beta}_{MCG})' [Var(\hat{\beta}_{LSDV}) - Var(\hat{\beta}_{MCG})]^{-1} (\hat{\beta}_{LSDV} - \hat{\beta}_{MCG}) \sim X^2(k)$$

حيث أن ¹:

K : يمثل عدد المعاملات الانحدارية المقدرة.

$Var(\hat{\beta}_{LSDV})$: يمثل تباين لمعاملات نموذج الآثار الثابتة.

$Var(\hat{\beta}_{MCG})$: يمثل تباين لمعاملات نموذج الآثار العشوائية.

إذا كانت إحصائية هوسمان (H) (>) أصغر تماما من إحصائية كاي المربع (Khe-deux) المجدولة إذن سنقوم بقبول فرض العدم، أي النتائج تشير إلى أفضلية وملائمة نموذج الآثار العشوائية للبيانات، أما إذا كانت إحصائية هوسمان (H) أكبر (<=) من إحصائية كاي المربع (Khe-deux) المجدولة إذن سنقوم برفض فرضية العدم أي النتائج تشير إلى افضلية وملائمة نموذج الآثار الثابتة على نموذج الآثار العشوائية.

إن تحديد أفضل نموذج من النموذجين السابقين لا يستلزم فقط الاختبار الاحصائي السابق، بل من الممكن الاختيار عبر ملاحظة بعض النقاط التي ذكرها Judge وآخرون والتي من الممكن أن تجعلنا في ثقة أكبر حول النموذج المختار : ²

- إذا قمنا بافتراض على أنه لا توجد علاقة بين مركبة الأخطاء العشوائية (الأثر العشوائي) ε_i و المتغيرات المفسرة X إذن من الممكن أن يكون نموذج الآثار العشوائية الأكثر ملائمة، أما إذا كانت هناك علاقة بين ε_i و X من الممكن أن يكون نموذج الآثار الثابتة أكثر ملائمة من نموذج الآثار العشوائية، باختصار إذا كانت مركبة الأخطاء مرتبطة مع أحد المتغيرات المفسرة أو أكثر ستكون تقديرات نموذج الآثار العشوائية متحيزة، في حين أن تقديرات نموذج الآثار الثابتة غير متحيزة.

¹ Régis Bourbonnais, Op.Cit., P.358

² Gujarati, Damodar, Op.Cit., P.675

- إذا كان T (أي عدد المشاهدات في السلاسل الزمنية) ذو حجم كبير و N (عدد الأفراد) صغير، سيكون هناك اختلاف طفيف في قيم المعاملات المقدرة في نموذج الآثار الثابتة ونموذج الآثار العشوائية، ولهذا يمكن أن يكون نموذج الآثار الثابتة الأكثر ملائمة.
- إذا كان T (أي عدد المشاهدات في السلاسل الزمنية) ذو حجم صغير و N (عدد الأفراد) كبير مع العلم أن نموذج الآثار العشوائية يتكون من مركبة عشوائية ε_i ، في حين أن α_i في نموذج الآثار الثابتة يتم التعامل معه على أنه ثابت و غير عشوائي بمعنى آخر أن قيمته معروفة في العينة، و لهذا إذا كنا في ثقة تامة أن عينة الدراسة ليست عشوائية يمكن القول أن نموذج الآثار الثابتة هو الأكثر ملائمة، في حين إذا كانت عينة الدراسة مأخوذة بصفة عشوائية سيكون نموذج الآثار العشوائية الأكثر ملائمة.
- إذا كان T (أي عدد المشاهدات في السلاسل الزمنية) ذو حجم صغير و N (عدد الأفراد) كبير مع بقاء فرضية عدم وجود علاقة بين ε_i و X ستكون تقديرات نموذج الآثار العشوائية أكثر فعالية و ملائمة من تقديرات نموذج الآثار الثابتة.¹

6.3 : المشاكل القياسية

تقوم طريقة المربعات الصغرى العادية (MCO) على أساس عدد من الافتراضات، و لاشك أن هذه الافتراضات قد تتوفر في الواقع و قد لا تتوفر، و في حالة توافرها تكون طريقة مربعات الصغرى العادية صالحة للاستخدام في قياس العلاقات الاقتصادية محل الاهتمام، أما في حالة عدم توافرها فإن طريقة المربعات الصغرى العادية لا تصبح هي الطريقة الملائمة لتقدير معاملات العلاقات الاقتصادية، و يتعين البحث في هذه الحالة عن طرق قياسية أخرى أكثر ملائمة، و بمعنى آخر إذا لم تتوفر الافتراضات التي تقوم على أساسها طريقة مربعات الصغرى العادية في الواقع فإن هذا يترتب عليه ظهور بعض المشاكل القياسية التي تجعل من هذه الطريقة أسلوباً غير ملائم لتقدير العلاقات الاقتصادية، و حتى نختبر مدى توافر هذه الافتراضات يتعين علينا إجراء بعض الاختبارات مستخدمين بعض المعايير القياسية، و سوف نعرض في هذا العنوان مشكلتين قياسيتين ألا و هما مشكلة الارتباط الذاتي و عدم ثبات التباين.

1. مشكلة الارتباط الذاتي وكيفية الكشف عنها :

¹ Idem

يعتبر الارتباط الذاتي أحد المشاكل التي يترتب على وجودها عدم الدقة في قياس معاملات العلاقات الاقتصادية عند استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية، كما يشير الارتباط الذاتي بوجه عام إلى وجود ارتباط بين القيم المشاهدة لنفس المتغير، وفي نماذج الانحدار عادة ما تشير مشكلة الارتباط الذاتي إلى وجود ارتباط بين القيم المتتالية للحد العشوائي و في هذه الحالة تكون قيمة معامل الارتباط بين القيم المتتالية للحد العشوائي غير مساوية للصفر، و هي تعني أن خطأ ما حدث في فترة ما، ثم أخذ يؤثر في الأخطاء الخاصة بالفترات التالية بطريقة تؤدي لتكرار نفس الخطأ أكثر من مرة، أي أنه قد يوجد هناك خطأ واحد و لكنه يتكرر في كل الفترات التالية ما يؤدي لظهور قيم الحد العشوائي عند المستوى تختلف عن القيم الحقيقية.¹

ملاحظة :

للارتباط الذاتي أشكال عديدة حيث أنه قد يكون من الرتبة الأولى أو الرتبة الثانية أو من رتبة أعلى، كما يمكن أن يكون الارتباط الذاتي موجبا أو سالبا حيث أن قيمة معامل الارتباط الذاتي تتراوح بين -1 و $+1$ ، أما إذا كان يساوي الصفر فهنا يمكن القول أن مشكلة الارتباط الذاتي غير موجودة، و يمكن توضيح فكرة الارتباط الذاتي الموجب أو السالب من الرتبة الأولى عبر شكل انتشار البواقي.²

من بين الاختبارات التي تستخدم في التحقق من وجود ارتباط ذاتي بين القيم الحد العشوائي هو اختبار ديرين-واتسون وبروش-بايجن.

• اختبار ديرين-واتسون المعدل:

لقد طُور هذا الاختبار على يد باحثين و هم بهجافا، فرانزيني و ناروندرانتون عام 1982 لكي يناسب نموذج بانيل للآثار الثابتة، وهناك بعض الشروط التي يتعين توافرها قبل أن يطبق هذا الاختبار، وهي نفس الشروط السابقة لاكتشاف الارتباط الذاتي ألا وهي أنه يُستَخدم في حالة الارتباط الذاتي من الرتبة الأولى فقط ومن ثم فهو لا يصلح في حالة الارتباط الذاتي من أي رتبة أعلى، كما لا بد أن تحتوي معادلة الانحدار الأصلية بالنموذج على معلمة تقاطعية، ويتعين أيضا ألا يحتوي نموذج الانحدار الأصلي على متغير تابع ذات الفجوة الزمنية كأحد المتغيرات التفسيرية، وفي الأخير يجب أن يكون حجم العينة أكبر من 14 حتى يمكن إجراء الاختبار لأن الجداول الخاصة به تبدأ من 15.³

¹ عطية محمد ع.م.ع، مرجع سبق ذكره، ص 386.

² المرجع السابق، ص 388

³ Valérie Mignon, **Econométrie Théorie et Applications**, Corpus Economie, France, 2008, P 104

فقد بني اختبار ديرين-واتسون المعدل على فرضية صفرية و التي تنص أن معامل الارتباط الذاتي يساوي صفرا في مواجهة الفرضية البديلة التي تنص أن معامل الارتباط الذاتي مختلف عن الصفر فإذا دل هذا الاختبار عن قبول فرض العدم فهذا يعني عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي بالنموذج، أما إذا دل الاختبار عن رفض فرض العدم و قبول الفرض البديل فإن هذا يعني وجود مشكلة ارتباط ذاتي إما طردي أو عكسي¹، و بهذا تأخذ إحصائية ديرين-واتسون المعدلة الصيغة التالية²:

$$d = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}^2}$$

و لقد ثبت أنه إذا كان حجم العينة كبيرا فإن :

$$d = 2(1 - \hat{\rho})$$

و بهذا يمكننا القول أنه إذا كان معامل الارتباط الذاتي منعدم فإن إحصائية ديرين-واتسون المعدلة ستساوي اثنان و هذا يعني أن الفرضية الصفرية بشأن معامل الارتباط الذاتي تكافئ أن إحصائية ديرين-واتسون المعدلة تساوي اثنان، و إذا كان معامل الارتباط الذاتي يساوي الواحد أي ارتباط ذاتي تام موجب، فإن إحصائية ديرين-واتسون المعدلة ستساوي الصفر، و عليه يمكن القول أنه إذا كانت إحصائية ديرين-واتسون المعدلة محصورة ما بين الصفر و اثنان فإن الارتباط الذاتي يكون موجبا و كلما قلت قيمته مبتعدة عن الرقم اثنان و مقتربة من الصفر كلما زادت درجة الارتباط الذاتي الموجب، أيضا إذا كان معامل الارتباط الذاتي يساوي 1- أي ارتباط ذاتي تام سالب فإن إحصائية ديرين-واتسون المعدلة ستساوي أربعة، و عليه يمكن القول أنه إذا كانت إحصائية ديرين-واتسون المعدلة محصورة ما بين الرقم اثنان و الرقم أربعة فإن الارتباط الذاتي يكون سالبا و كلما زادت قيمته مبتعدة عن الرقم اثنان و مقتربة من الرقم أربعة كلما زادت درجة الارتباط الذاتي العكسي، و يوضح الشكل التالي ما ذكرناه سابقا و أيضا يوضح القيم المجدولة التي تشير إلى وجود أو عدم وجود ارتباط ذاتي من الرتبة الأولى موجبا أو سالبا.³

الشكل رقم 3.2 : مناطق القبول و الرفض لاختبار ديرين-واتسون

0	d_1	d_2	0	$4 - d_2$	$4 - d_1$	4
						0
$\rho > 0$	؟	$\rho = 0$	$\rho = 0$	؟	$\rho > 0$	
ارتباط ذاتي موجب	غير محدد	عدم وجود ارتباط ذاتي	عدم وجود ارتباط ذاتي	غير محدد	ارتباط ذاتي سالب	
رفض فرض العدم	(منطقة الشك)	عدم وجود ارتباط ذاتي قبول فرض العدم	ذاتي قبول فرض العدم	(منطقة الشك)	رفض فرض العدم	

¹ Laszlo Matays and Patrick Sevestre, **The Econometrics of Panel Data**, second editon, Kluwer Academic Publishers , london,1995, P 298

² Benjamin Born and Jörg Breitung, **Testing for Serial Correlation in Fixed-Effects Panel Data Models**, University of Cologne, 2014, P.2-45

³ شياخي محمد، مرجع سبق ذكره، ص 99.

المصدر : شيخي محمد، طرق الاقتصاد القياسي محاضرات و تطبيقات، الطبعة الأولى، الحامد، الجزائر، 2011، ص99

• اختبار بروش-بايجن :

يرتكز هذا الاختبار على مضاعف لاغرانج (LM) و الذي يسمح باختبار وجود ارتباط ذاتي، و هذا الاختبار نستطيع تطبيقه على بيانات نماذج بانيل بحيث يكون عدد الأفراد N صغير مقارنة مع عدد الوحدات الزمنية T، كما يجب أن تكون المتغيرات التفسيرية مستقلة استقلالاً تاماً، أما إذا كان عدد الأفراد N كبير مقارنة مع عدد الوحدات الزمنية T لا يمكن تطبيقه، و لهذا فقد اقترح بروش و بايجن إحصائية مضاعف لاغرانج (LM) عندما يكون عدد الأفراد N صغير مقارنة مع عدد الوحدات الزمنية T تحت الفرضية الصفرية التي تنص على أن كل المعاملات الارتباط الذاتي بين الأفراد مساوية لصفر أي عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي في النموذج، و بهذا يأخذ الاختبار الصيغة التالية:¹

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \sim X_{(N(N-1)/2)}^2$$

يتم حساب $\hat{\rho}_{ij}^2$ من خلال مصفوفة معامل الارتباط الذاتي لأخطاء النموذج أو من خلال الصيغة التالية :

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}}{(\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T \varepsilon_{jt}^2)^{1/2}}$$

و نلاحظ من خلال الصيغة الإحصائية لاختبار مضاعف لاغرانج أنه يتبع توزيع كاي المربع عند درجة حرية $N(N-1)/2$ ، فإذا كانت إحصائية مضاعف لاغرانج (LM) أكبر تماماً من إحصائية كاي المربع نرفض فرض العدم و نقبل فرض البديل لوجود مشكلة الارتباط الذاتي، أما إذا كانت إحصائية مضاعف لاغرانج (LM) أصغر تماماً من إحصائية كاي المربع نقبل فرض العدم لعدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي.²

¹ Hashem Pesaran, Aman Ullah, Takashi Yamagata, **A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross Section Independence**, Cambridge University, second version, 2007, P.2-20.

² Ibid., P.3-20

2. مشكلة عدم ثبات التباين و كيفية الكشف عنها :

يعتبر ثبات التباين أحد الفرضيات الأساسية التي تقوم عليها طريقة مربعات الصغرى العادية، فإذا توافر هذا الافتراض الذي يشير إلى تباين قيم البواقي حول الخط المقدر و إلى تشتت القيم المشاهدة للمتغير التابع حول الخط المقدر يكون ثابتاً، أي يوجد تباين واحد لجميع القيم المشاهدة حول خط الانحدار المقدر، و في حالة اختلال هذا الافتراض و تغير تباين القيم المشاهدة و بالتالي تغير تباين الحد العشوائي مع تغير قيم المتغير التفسيري يؤدي إلى ظهور مشكلة تسمى بمشكلة عدم ثبات التباين، حيث تتمثل هذه المشكلة في تغير قيم الحد العشوائي مع تغير قيم المتغير التفسيري ما يدل على وجود علاقة ارتباط بينهما، و يلاحظ أن وجود مثل هذا الارتباط بين الحد العشوائي و المتغير التفسيري يؤدي لعدم ثبات التباين للحد العشوائي، و بالتالي يترتب على ذلك الاخلال بالافتراضات الأساسية التي تقوم عليها طريقة مربعات الصغرى العادية و هو ثبات تباين الحد العشوائي¹، و لفحص أو كشف عن هذه المشكلة سنستعين باختبار وولد المعدل.

• اختبار وولد المعدل :

يقوم هذا الاختبار على نفس مبدأ اختبار وولد السابق ولكن هذه المرة هو مبني على أساساً فرض عدم الثبات الذي ينص على أن تباين الحد العشوائي ثابت بين الأفراد، أي عدم وجود مشكلة عدم ثبات التباين، في مواجهة فرض البديل الذي ينص على أن التباين يتغير أو يختلف من فرد إلى آخر، و بهذا تأخذ إحصائية وولد الصيغة التالية :²

$$w = \sum_{i=1}^N \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{\sigma}^2)}{\text{var}(\hat{\sigma}_i^2)} \sim X_{(N)}^2$$

حيث أن $\hat{\sigma}^2$ هو تباين المقدر للنموذج التجميعي، بما أن $\hat{\sigma}_i^2$ تمثل متوسط لـ T وحدة زمنية بالنسبة لكل فرد أي:

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}^2$$

وعليه يمكن أن تأخذ $\text{var}(\hat{\sigma}_i^2)$ الصيغة التالية :

$$f_{ii} = \frac{1}{T} \frac{1}{T-1} \sum_{i=0}^n (\varepsilon_{it}^2 - \hat{\sigma}_i^2)$$

¹ عطية محمد ع.م.، مرجع سبق ذكره، ص 438.

² William H.Greene ,Op.Cit., P.323

و عليه تأخذ إحصائية وولد المعدلة الصيغة التالية:¹

$$w' = \sum_{i=1}^N \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{\sigma}^2)}{f_{ii}} \sim X^2_{(N)}$$

ويلاحظ أن إحصائية وولد المعدلة تتبع توزيع كاي المربع، بحيث أنه إذا كانت إحصائية وولد المعدلة أكبر تماما من إحصائية كاي المربع عند درجة الحرية N نرفض فرض العدم ونقبل فرض البديل الذي ينص على عدم ثبات التباين بين الأفراد أي وجود مشكلة عدم ثبات التباين، أما إذا كانت إحصائية وولد المعدلة أصغر تماما من إحصائية كاي المربع عند درجة الحرية N نقبل فرض العدم لثبات التباين بين الأفراد أي عدم وجود مشكلة عدم ثبات التباين.

وفي الأخير يمكننا معالجة النموذج المراد تقديره من المشاكل القياسية المذكورة سابقا عن طريق تقنية معروفة بـ "بانيل المصحح لتباينات الأخطاء" أو "انحدار برايس-وينستن" التي يفترض وجود مشكلة الارتباط الذاتي وكذلك مشكلة عدم ثبات التباين في نفس الوقت ليزيلهما في الأخير من النموذج ليصبح أكثر دقة في التقدير، و هذه التقنية مبنية على ثلاث خطوات، الخطوة الأولى تكمن في تحويل البيانات لإزالة مشكلة الارتباط الذاتي بنفس الطرق المعروفة و التي تعمل بها هذه التقنية، الخطوة الثانية هي تقدير البيانات المحولة بطريقة مربعات الصغرى العادية، ثم في الأخير يقوم بإزالة مشكلة عدم ثبات التباين، بعد ذلك نتحصل على نموذج خالي من مشكلة الارتباط الذاتي ومشكلة عدم ثبات التباين، ومن الأفضل تطبيق هذه التقنية عندما يكون عدد الأفراد N صغير مقارنة مع عدد الوحدات الزمنية T.²

¹ Ibid., P.324

² Xiujian Chen, Shu Lin and W.Robert, **A Monte Carlo Evaluation of The Efficiency of The PCSE Estimator**, Applied Economics Letters, 2010, London, P.1-5

الفصل الرابع

دراسة تطبيقية لنماذج

السلاسل الزمنية، و نماذج

بيانات البائل .

الفصل الرابع: دراسة تطبيقية لنماذج السلاسل الزمنية، و نماذج بيانات البائل.

4.دراسة تطبيقية لنموذج VAR

تعريف بمتغيرات الدراسة

لقد تم الاعتماد في قياس علاقة الصادرات خارج المحروقات بالنمو الاقتصادي بالنسبة للجزائر على ثلاث متغيرات هي: الناتج الداخلي الخام ممثلا للنمو الاقتصادي، الصادرات غير النفطية وكذا الاستثمار، وبالتالي سنتطرق في هذا المثال الى دراسة استقرارية كل منها.

1.4 دراسة استقرارية السلاسل الزمنية

سنقوم في هذا المثال التطبيقي بدراسة أولية لهذه السلاسل الزمنية، وذلك من أجل تحضير النموذج لتطبيق منهجية الانحدار الذاتي، حيث سنقوم بدراسة استقرارية السلاسل بالاعتماد على دالة الارتباط الذاتي واختبار الجذر الأحادي لنستنتج بعد ذلك درجة تكاملها، ولنتأكد من إمكانية تطبيق نماذج VAR و VECM. ويتضح لنا أن السلاسل المدروسة على شكل أسي، أي أنها غير خطية، ومن أجل إرجاعها خطية، ولتحقيق بعض التجانس في أحجام الأرقام الإحصائية المستخدمة في الدراسة، ولأجل استبعاد تأثير الاتجاه العام (Trend) من التقلبات الدورية للمتغيرات، حولت البيانات الأصلية للنموذج المدروس إلى اللوغاريتم، كما يلي:

$$.Lpib = \log(pib), \quad lexphh = \log(exphh),$$

$$.linv = \log(inv)$$

2.4: دراسة استقرارية سلسلة الناتج الداخلي الخام.

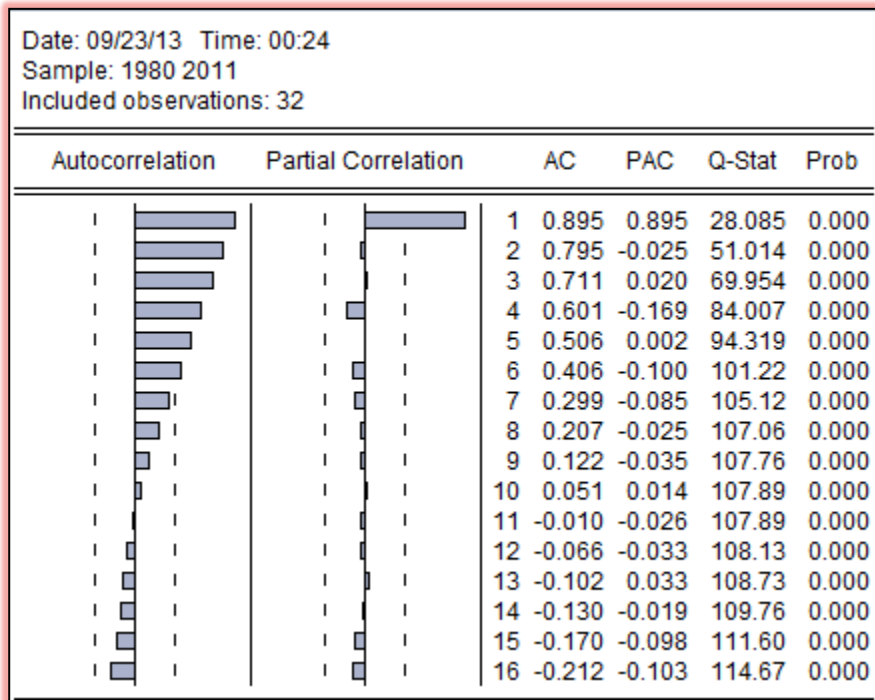
كما رأينا في الفصل الثاني، فإن من بين أهم الاختبارات المستعملة في الكشف عن الاستقرارية، نجد اختبار ديكي فولر البسيط (DF) واختبار ديكي فولر المطور (ADF)، حيث يستعمل الاختبار الأول في حالة عدم وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء، أما الاختبار الثاني فيستعمل في حالة عدم تحقق الفرضية السابقة

1. رسم المنحنى البياني واختبار معنوية دالة الارتباط الذاتي:

انطلاقاً من المنحنى البياني الممثل لسلسلة الناتج الداخلي الخام¹ وكذلك من خلال دالة الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي الممثلة في الشكل الموالي، يمكن أن نستنتج أن السلسلة غير مستقرة.

الشكل رقم (1): دالة الارتباط الذاتي للسلسلة I_{pib}

المنحنى البياني لسلسلة الناتج الداخلي الخام ممثل في الملحق رقم (09).¹



المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.09

الشكل رقم (16) يوضح لنا دالة الارتباط الذاتي البسيط (العمود AC) ودالة الارتباط الذاتي الجزئي (العمود PAC)، الحدود المنقطعة المبينة في الشكل هي حدود مجال الثقة، وبالتالي كل حد خارج عن مجال الثقة فهو معنويًا يختلف عن الصفر عند حدود 5%، ونلاحظ من خلال الشكل السابق أن كل حدود correlogram البسيط هي خارج مجال الثقة، ومنه نستنتج أن السلسلة غير مستقرة، وهذا ما تتسم به غالبًا السلاسل الزمنية التي تصف المتغيرات الاقتصادية الكلية، وذلك لأن معظمها ينمو ويتغير مع الزمن. وللتأكد من صحة هذا التحليل، نستعمل اختبارات الجذور الأحادية (DF) و (ADF)، لكن قبل ذلك يجب تحديد درجة التأخير الملائمة لهذه السلسلة، والممثلة في الجدول التالي:

الجدول رقم (01): درجة التأخير للسلسلة IPIB

P=4	P=3	P=2	P=1	P=0	درجة التأخير
-1.70	-1.72	-1.81	-1.89	-1.96	AIC
-1.36	-1.43	-1.57	-1.70	-1.82	SC

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.09

من خلال هذا الجدول، نلاحظ أن درجة التأخير الموافقة لأقل قيمة للمعيارين: AIC و SC هي: P=0.

2. اختبارات ADF:

نقوم بتقدير النماذج [4] ، [5] و [6]، بطريقة المربعات الصغرى العادية، والنتائج المتحصل عليها موضحة كما يلي:

❖ اختبار معنوية الاتجاه العام (في النموذج رقم 6):

$$\begin{cases} H_0: b = 0 \\ H_1: b \neq 0 \end{cases} \quad \text{نقوم باختبار الفرضيات التالية:}$$

الجدول رقم (02): نتائج تقدير النموذج (06)

Null Hypothesis: LPIB has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.510252	0.8042
Test critical values:		1% level	-4.284580	
		5% level	-3.562882	
		10% level	-3.215267	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LPIB) Method: Least Squares Date: 09/23/13 Time: 11:05 Sample (adjusted): 1981 2011 Included observations: 31 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIB(-1)	-0.151909	0.100586	-1.510252	0.1422
C	1.470736	0.968840	1.518039	0.1402
@TREND(1980)	0.010657	0.005482	1.943833	0.0620
R-squared	0.148391	Mean dependent var		0.053225
Adjusted R-squared	0.087562	S.D. dependent var		0.090739
S.E. of regression	0.086676	Akaike info criterion		-1.961524
Sum squared resid	0.210354	Schwarz criterion		-1.822751
Log likelihood	33.40362	Hannan-Quinn criter.		-1.916287
F-statistic	2.439469	Durbin-Watson stat		1.743862
Prob(F-statistic)	0.105527			

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.09

إذا كانت $prob > 0.05$ ، نقبل الفرضية: $H_0: b = 0$ ، أي: عدم معنوية الاتجاه العام.

إذا كانت $prob < 0.05$ ، نقبل الفرضية: $H_1: b \neq 0$ ، أي: معنوية الاتجاه العام.
 لدينا: $prob = 0.06 > 0.05$ ، وبالتالي نقبل فرضية العدم، أي عدم وجود الاتجاه العام، وبالتالي
 ننتقل إلى تقدير النموذج رقم (05).

❖ اختبار معنوية الثابت (في النموذج رقم 5):

$$\begin{cases} H_0: c = 0 \\ H_1: c \neq 0 \end{cases} \quad \text{نقوم باختبار الفرضيات التالية:}$$

الجدول رقم (03): نتائج تقدير النموذج (05)

Null Hypothesis: LPIB has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Fixed)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		1.002117	0.9956	
Test critical values:	1% level	-3.661661		
	5% level	-2.960411		
	10% level	-2.619160		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LPIB) Method: Least Squares Date: 09/23/13 Time: 11:21 Sample (adjusted): 1981 2011 Included observations: 31 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIB(-1)	0.033498	0.033427	1.002117	0.3246
C	-0.296952	0.349817	-0.848879	0.4029
R-squared	0.033470	Mean dependent var	0.053225	
Adjusted R-squared	0.000141	S.D. dependent var	0.090739	
S.E. of regression	0.090733	Akaike info criterion	-1.899455	
Sum squared resid	0.238741	Schwarz criterion	-1.806940	
Log likelihood	31.44155	Hannan-Quinn criter.	-1.869297	
F-statistic	1.004238	Durbin-Watson stat	1.839230	
Prob(F-statistic)	0.324576			

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.09

لدينا: $prob = 0.40 > 0.05$ ، وبالتالي نقبل فرضية العدم، أي عدم وجود الثابت، وبالتالي ننتقل
 إلى تقدير النموذج رقم (04).

❖ اختبار معنوية الجذر الأحادي:

$$\begin{cases} H_0: \Phi = 1 \\ H_1: \Phi < 1 \end{cases}$$

نقوم باختبار الفرضيات التالية:

الجدول رقم (4): نتائج تقدير النموذج (04)

Null Hypothesis: LPIB has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Fixed)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		3.324755	0.9995	
Test critical values:				
1% level		-2.641672		
5% level		-1.952066		
10% level		-1.610400		
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LPIB)				
Method: Least Squares				
Date: 09/23/13 Time: 11:30				
Sample (adjusted): 1981 2011				
Included observations: 31 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIB(-1)	0.005153	0.001550	3.324755	0.0023
R-squared	0.009453	Mean dependent var	0.053225	
Adjusted R-squared	0.009453	S.D. dependent var	0.090739	
S.E. of regression	0.090309	Akaike info criterion	-1.939427	
Sum squared resid	0.244673	Schwarz criterion	-1.893169	
Log likelihood	31.06111	Hannan-Quinn criter.	-1.924348	
Durbin-Watson stat	1.746187			

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

$$\text{لدينا: } t_c = 3.32 \text{ و } t_{\text{tab}} = -1.95$$

$t_c > t_{\text{tab}}$ ومنه نقبل فرضية العدم أي: وجود الجذر الأحادي ومنه نستنتج أن السلسلة $lpib$ غير مستقرة ومن نوع DS، وكما رأينا في الفصل الثاني فإنه لإرجاعها مستقرة نقوم بإجراء الفروقات من الدرجة الأولى باستعمال طريقة مصفاة الفوارق الأولية كما يلي:

$$.Dlpib = lpib - lpib(-1)$$

3. دراسة استقرارية السلسلة $Dlpib$:

- المنحنى البياني ودالة الارتباط الذاتي:

من خلال المنحنى البياني للسلسلة Dlpib وكذا دالة الارتباط الذاتي الممثلين في الملحق رقم (09)، حيث يظهر لنا أن كل حدود correlogram داخل مجال الثقة، يمكن أن نستنتج أن السلسلة Dlpib مستقرة، وسنتأكد من ذلك بالاستعانة باختبارات الجذر الأحادي.

- تحديد درجة التأخير:

الجدول رقم (5): درجة التأخير للسلسلة Dlpib

P=4	P=3	P=2	P=1	P=0	درجة التأخير
-1.57	-1.69	-1.70	-1.78	-1.84	AIC
-1.23	-1.41	-1.46	-1.60	-1.70	SC

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

من خلال هذا الجدول، نلاحظ أن درجة التأخير الموافقة لأقل قيمة للمعيارين: AIC و SC هي: P=0.

- اختبارات ADF:

سنقوم بتقدير النماذج [4] ، [5] و [6]، بطريقة المربعات الصغرى العادية، والنتائج المتحصل عليها موضحة كما يلي:

❖ اختبار معنوية الاتجاه العام:

من الملحق رقم (09) والخاص بتقدير النموذج (06) لدينا:

$prob = 0.17 > 0.05$ ، وبالتالي نقبل الفرضية الصفرية، أي عدم وجود الاتجاه العام في السلسلة.

❖ اختبار معنوية الثابت:

من الملحق رقم (09) والخاص بتقدير النموذج (05) لدينا:

$prob = 0.02 < 0.05$ ، وبالتالي نقبل الفرضية البديلة، أي وجود الثابت في السلسلة.

❖ اختبار معنوية الجذر الأحادي:

من الملحق رقم (09) والخاص بتقدير النموذج (04) لدينا:

$t_{tab} = -1.95$ و $t_c = -3.59$

$t_c < t_{tab}$ ومنه نقبل الفرضية البديلة أي: عدم وجود الجذر الأحادي ومنه نستنتج أن السلسلة $Dlpib$ مستقرة، وبالتالي نقول عن السلسلة $lpib$ أنها متكاملة من الدرجة الأولى، ونكتب:

$$lpib \rightarrow I(1)$$

3.4: دراسة استقرارية سلسلة الصادرات غير النفطية:

1. رسم المنحني البياني واختبار معنوية دالة الارتباط الذاتي:

المنحني البياني الممثل لسلسلة الصادرات غير النفطية¹ يظهر أن للسلسلة $lexphh$ اتجاه عام موجب، مما يدل على أن هذه السلسلة غير مستقرة، وهذا ما يمكن استنتاجه كذلك من خلال دالة الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي الممثلة في الشكل الموالي، حيث أن حدود $correlogram$ البسيط هي خارج مجال الثقة.

الشكل رقم (2): دالة الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة $lexphh$

المنحني البياني لسلسلة الناتج الداخلي الخام ممثل في الملحق رقم (10).¹

Date: 09/23/13 Time: 13:54
Sample: 1980 2011
Included observations: 32

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.834	0.834	24.427	0.000
		2	0.698	0.006	42.087	0.000
		3	0.672	0.290	59.016	0.000
		4	0.595	-0.141	72.769	0.000
		5	0.503	-0.001	82.960	0.000
		6	0.421	-0.113	90.388	0.000
		7	0.312	-0.147	94.630	0.000
		8	0.192	-0.146	96.304	0.000
		9	0.091	-0.096	96.696	0.000
		10	0.038	0.079	96.767	0.000
		11	0.032	0.181	96.820	0.000
		12	-0.024	-0.069	96.851	0.000
		13	-0.105	-0.067	97.486	0.000
		14	-0.120	0.036	98.351	0.000
		15	-0.152	-0.141	99.834	0.000
		16	-0.240	-0.229	103.74	0.000

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام البرنامج Eviews.9

تحديد درجة التأخير:

الجدول رقم (6): درجة التأخير للسلسلة lexphh

P=4	P=3	P=2	P=1	P=0	درجة التأخير
0.56	0.56	0.47	0.40	0.54	AIC
0.90	0.85	0.70	0.58	0.68	SC

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام البرنامج Eviews.9

من خلال هذا الجدول، نلاحظ أن درجة التأخير الموافقة لأقل قيمة للمعيارين: AIC و SC هي: P=1.

2. اختبارات ADF:

نقوم بتقدير النماذج [4] ، [5] و [6]، بطريقة المربعات الصغرى العادية، والنتائج المتحصل عليها

موضحة كما يلي:

❖ اختبار معنوية الاتجاه العام:

الجدول رقم (7): نتائج تقدير النموذج (06)

Null Hypothesis: LEXPHH has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:			1% level	-4.296729
			5% level	-3.568379
			10% level	-3.218382
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LEXPHH) Method: Least Squares Date: 09/23/13 Time: 14:50 Sample (adjusted): 1982 2011 Included observations: 30 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEXPHH(-1)	-0.893417	0.193029	-4.628409	0.0001
D(LEXPHH(-1))	0.411719	0.173382	2.374638	0.0252
C	3.884496	0.841105	4.618326	0.0001
@TREND(1980)	0.074638	0.016587	4.499842	0.0001
R-squared	0.455028	Mean dependent var		0.069070
Adjusted R-squared	0.392146	S.D. dependent var		0.356737
S.E. of regression	0.278130	Akaike info criterion		0.402111
Sum squared resid	2.011267	Schwarz criterion		0.588938
Log likelihood	-2.031668	Hannan-Quinn criter.		0.461879
F-statistic	7.236283	Durbin-Watson stat		1.881366
Prob(F-statistic)	0.001099			

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

لدينا: $prob = 0.0001 < 0.05$ ، وبالتالي نقبل الفرضية البديلة: $H_1: b \neq 0$ ، أي وجود الاتجاه العام، وبالتالي وحسب مخطط الإستراتيجية المبسطة لاختبارات ديكي فولر (الملحق رقم (05))، ننقل مباشرة إلى اختبار معنوية الجذر الأحادي.

❖ اختبار معنوية الجذر الأحادي:

من الجدول رقم (13) لدينا: $t_c = -4.62$ و $t_{tab} = -3.56$.

$t_c < t_{tab}$ ومنه نقبل فرضية البديلة أي: عدم وجود الجذر الأحادي ومنه نستنتج أن السلسلة $lexphh$ غير مستقرة، ومن نوع TS.

وكما رأينا في الفصل الثاني، فإن هذا النوع من السلاسل غير المستقرة يصبح مستقرا بعد نزع مركبة الاتجاه العام، وبالتالي وباعتماد الطريقة التي أوضحناها سابقا في كيفية نزع مركبة الاتجاه العام، أصبحت السلسلة $lexphh$ مستقرة ، وهذا ما بدا واضحا من خلال المنحنى البياني ودالة الارتباط الذاتي الموضحتين في الملحق رقم (10)، حيث نلاحظ أن كل حدود $correlogram$ داخل مجال الثقة.

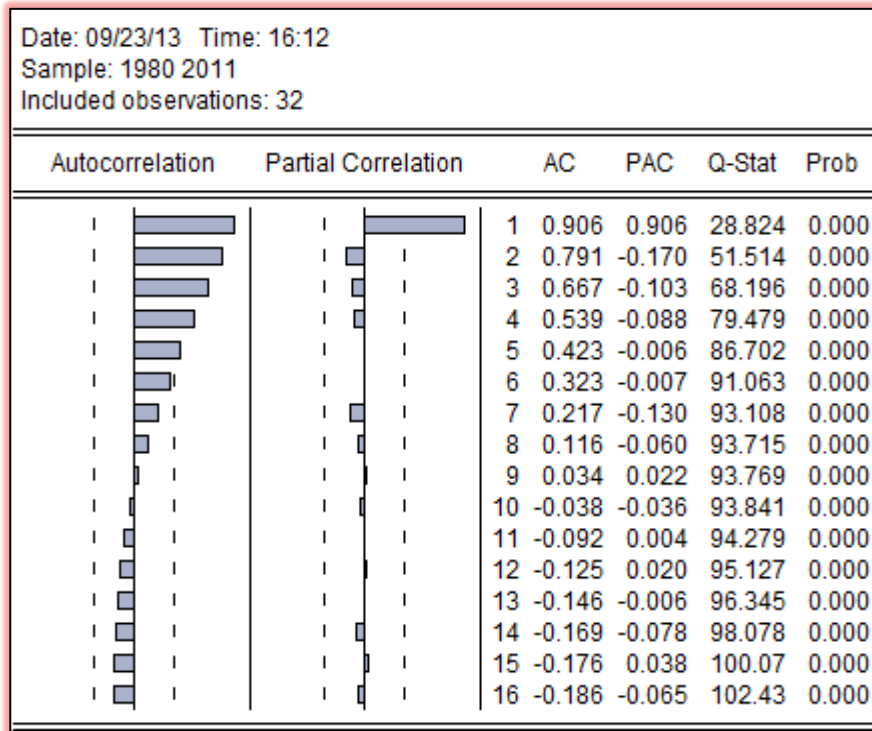
4.4: دراسة استقرارية سلسلة الاستثمار.

1. رسم المنحنى البياني واختبار معنوية دالة الارتباط الذاتي:

المنحنى البياني الممثل لسلسلة الاستثمار¹ يظهر أن للسلسلة $linv$ اتجاه عام موجب، مما يدل على أن هذه السلسلة غير مستقرة، وهذا ما يمكن استنتاجه كذلك من خلال دالة الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي الممثلة في الشكل الموالي، حيث أن حدود $correlogram$ هي خارج مجال الثقة.

الشكل رقم (3): دالة الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي لسلسلة $linv$

¹ المنحنى البياني لسلسلة الاستثمار ممثل في الملحق رقم (11).



2. المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

3. اختبارات ADF:

قبل القيام باختبارات الجذر الأحادي، لابد أولاً من تحديد درجة تأخير السلسلة $linv$

الجدول رقم (8): درجة التأخير للسلسلة $linv$

P=4	P=3	P=2	P=1	P=0	درجة التأخير
-1.33	-1.44	-1.48	-1.56	-1.59	AIC
-1.00	-1.16	-1.24	-1.37	-1.45	SC

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

من خلال هذا الجدول، نلاحظ أن درجة التأخير الموافقة لأقل قيمة للمعيارين: AIC و SC هي: P=0.

• اختبار معنوية الاتجاه العام:

الجدول رقم (9): نتائج تقدير النموذج (06)

Null Hypothesis: LINV has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:			-1.202240	0.8925
1% level			-4.284580	
5% level			-3.562882	
10% level			-3.215267	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LINV)				
Method: Least Squares				
Date: 09/23/13 Time: 18:10				
Sample (adjusted): 1981 2011				
Included observations: 31 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LINV(-1)	-0.078448	0.065252	-1.202240	0.2393
C	0.638070	0.555141	1.149384	0.2601
@TREND(1980)	0.008845	0.003924	2.254292	0.0322
R-squared	0.195964	Mean dependent var		0.049942
Adjusted R-squared	0.138533	S.D. dependent var		0.112329
S.E. of regression	0.104258	Akaike info criterion		-1.592129
Sum squared resid	0.304353	Schwarz criterion		-1.453356
Log likelihood	27.67800	Hannan-Quinn criter.		-1.546893
F-statistic	3.412161	Durbin-Watson stat		1.508039
Prob(F-statistic)	0.047191			

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

لدينا: $prob = 0.03 < 0.05$ ، وبالتالي نقبل الفرضية البديلة: $H_1: b \neq 0$ ، أي وجود الاتجاه العام، وبالتالي ننتقل مباشرة إلى اختبار معنوية الجذر الأحادي.

لدينا: $t_c = -1.20$ و $t_{tab} = -3.56$.

$t_c > t_{tab}$ ومنه نقبل فرضية العدم أي: وجود الجذر الأحادي ومنه نستنتج أن السلسلة $linv$ غير مستقرة ومن نوع DS، ولإرجاعها مستقرة نقوم بإجراء الفروقات من الدرجة الأولى باستعمال طريقة مصفاة الفوارق الأولية كما يلي:

$$.Dlinv = linv - linv(-1)$$

4. دراسة استقرارية السلسلة $Dlinv$:

- المنحنى البياني ودالة الارتباط الذاتي:

من خلال المنحنى البياني للسلسلة Dlinv وكذا دالة الارتباط الذاتي الممثلين في الملحق رقم (11)، حيث يظهر لنا أن كل حدود correlogram داخل مجال الثقة، يمكن أن نستنتج أن السلسلة Dlinv مستقرة، وسنتأكد من ذلك بالاستعانة باختبارات الجذر الأحادي.

- تحديد درجة التأخير:

الجدول رقم (10): درجة التأخير للسلسلة Dlinv

P=4	P=3	P=2	P=1	P=0	درجة التأخير
-1.20	-1.28	-1.37	-1.47	-1.54	AIC
-0.86	-0.99	-1.14	-1.28	-1.40	SC

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

من خلال هذا الجدول، نلاحظ أن درجة التأخير الموافقة لأقل قيمة للمعيارين: AIC و SC هي: P=0.

- اختبارات ADF:

سنقوم بتقدير النماذج [4] ، [5] و [6]، بطريقة المربعات الصغرى العادية، والنتائج المتحصل عليها موضحة كما يلي:

- ❖ اختبار معنوية الاتجاه العام:

من الملحق رقم (11) والخاص بتقدير النموذج (06) لدينا:

$prob = 0.16 > 0.05$ ، وبالتالي نقبل الفرضية الصفرية، أي عدم وجود الاتجاه العام في السلسلة.

0.05

- ❖ اختبار معنوية الثابت:

من الملحق رقم (11) والخاص بتقدير النموذج (05) لدينا:

$prob = 0.1 > 0.05$ ، وبالتالي نقبل الفرضية الصفرية، أي عدم وجود الثابت في السلسلة.

- ❖ اختبار معنوية الجذر الأحادي:

من الملحق رقم (11) والخاص بتقدير النموذج (04) لدينا: $t_c = -3.29$ و $t_{tab} = -1.95$

$t_c < t_{tab}$ ومنه نقبل الفرضية البديلة أي: عدم وجود الجذر الأحادي ومنه نستنتج أن السلسلة $Dlinv$ مستقرة، وبالتالي نقول عن السلسلة $linv$ أنها متكاملة من الدرجة الأولى، ونكتب:

$$linv \rightarrow I(1)$$

وهكذا يمكن تلخيص ما سبق كما يلي:

$Ipib$: سلسلة مستقرة ومتكاملة من الدرجة الأولى.

$lexphh$ سلسلة من نوع TS .

$linv$: سلسلة مستقرة ومتكاملة من الدرجة الأولى.

❖ اختبار علاقة التكامل المتزامن بين المتغيرات:

بعد أن قمنا بدراسة خصائص السلاسل الزمنية واستخلصنا أن كل من السلسلتين $Ipib$ و $linv$ مستقرتين ومتكاملتين من الدرجة الأولى، بالإضافة إلى أن السلسلة $lexphh$ هي من النوع TS ، حيث نزعنا مركبة الاتجاه العام منها وأصبحت في حالة استقرار. وهكذا نستطيع القول أن اختبار إمكانية وجود تكامل مشترك بين المتغيرات لا يكون إلا بين المتغيرات المتكاملة من نفس الدرجة والتي تنمو بنفس وتيرة الاتجاه على المدى الطويل وعليه وحسب المعطيات التي لدينا فإنه لا يوجد مجال للتكامل المشترك بين هذه المتغيرات كون تكاملها ليس من نفس الدرجة.

5.4: تطبيق تقنية نموذج الانحدار الذاتي على متغيرات الدراسة

بعد قيامنا بدراسة خصائص السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة، وتوصلنا إلى أنها ليست متكاملة من نفس الدرجة، وبالتالي فهي ليست في تكامل متزامن، سنقوم في هذه المرحلة بتطبيق تقنية أشعة الانحدار الذاتي VAR وهذا لتقدير واختبار العلاقة بين النمو الاقتصادي والصادرات خارج المحروقات.

1.5.4: تقدير النموذج VAR:**1. تحديد درجة التأخير واختبار استقرارية النموذج:**

قبل تقدير معادلات نموذج الانحدار الذاتي VAR، ينبغي تحديد عدد درجات التأخير لهذا النموذج، حيث يتم تحديد درجة التأخير p بالاعتماد على معياري Akaike و Schwarz، حيث تحدد درجة التأخير p التي تحقق أقل قيمة للمعيارين السابقين والنتائج معروضة كما يلي:

الجدول رقم (11): درجة التأخير للسلسلة النموذج VAR

درجة التأخير	P=1	P=2	P=3	P=4
AIC	8.57	8.85	9.41	9.01
SC	9.13	9.84	10.83	10.88

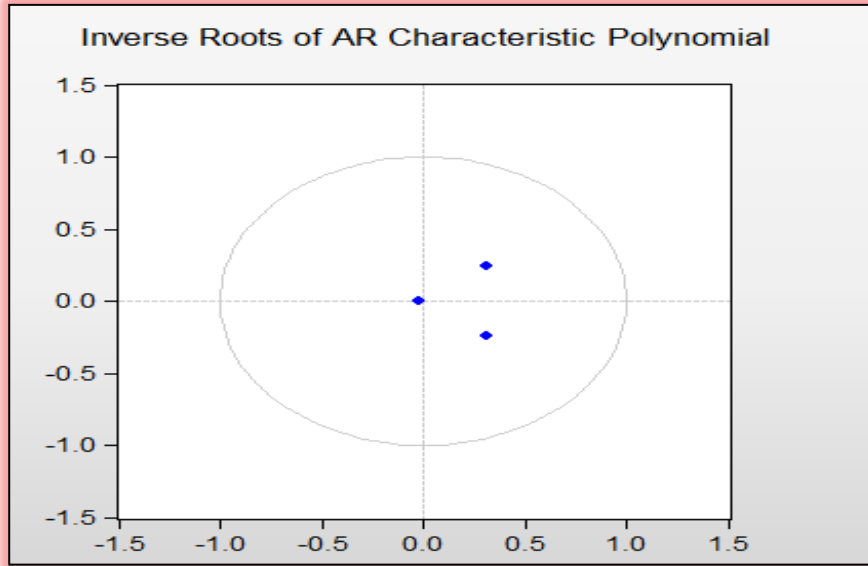
المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

إن أقل قيمة للمعيارين Akaike و Schwarz تصاحب التأخير رقم 1 مما يعني أن درجات التأخير في النموذج VAR هي 1.

• اختبار استقرارية النموذج VAR:

من خلال اختبار الاستقرارية، يتبين لنا عدم وجود جذر الوحدة، حيث إن قيم الجذور هي أقل من الواحد الصحيح.

الشكل رقم (4): نتائج اختبار استقرارية النموذج VAR



المصدر: من إعداد الباحث باستخدام البرنامج Eviews.9

الجدول رقم (12): نتائج اختبار استقرارية النموذج VAR

Roots of Characteristic Polynomial	
Endogenous variables: DLPIB DLINV TEXPHH	
Exogenous variables: C	
Lag specification: 1 1	
Date: 10/06/13 Time: 22:07	
Root	Modulus
0.310571 - 0.245276i	0.395745
0.310571 + 0.245276i	0.395745
-0.019299	0.019299
No root lies outside the unit circle. VAR satisfies the stability condition.	

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام البرنامج Eviews.9

6.4. تقدير النموذج VAR :

لقد سبق وأن رأينا أن مختلف الأدوات والمعايير المعتمدة لتحديد أفضل درجة تأخير، أفضت إلى اعتماد الدرجة المقدره بسنة واحدة كأفضل درجة تأخير يمكن من خلالها تقديم أمثل وصف لمختلف التفاعلات التي تحدث بين عناصر النظام المدروس، لتكون بذلك كل متغيرة من متغيرات هذا النظام مفسرة بواسطة قيمتها المؤخرة بفترة واحدة ، بالإضافة إلى الحد الثابت والتأخيرات الأولى لباقي المتغيرات. وفي هذه الحالة يمكن استخدام طريقة المربعات الصغرى لتقدير النموذج VAR، ونتائج التقدير كانت كما يلي:

الجدول رقم (13): نتائج تقدير النموذج VAR

Vector Autoregression Estimates			
Date: 09/29/13 Time: 16:29			
Sample (adjusted): 1982 2011			
Included observations: 30 after adjustments			
Standard errors in () & t-statistics in []			
	DLINV	DLPIB	TEXPHH
DLINV(-1)	0.206069 (0.22002) [0.93659]	0.088050 (0.16949) [0.51952]	158.4907 (250.538) [0.63260]
DLPIB(-1)	0.263729 (0.28699) [0.91894]	0.205722 (0.22108) [0.93055]	32.11881 (326.802) [0.09828]
TEXPHH(-1)	-0.000221 (0.00019) [-1.14825]	-0.000377 (0.00015) [-2.53747]	0.190052 (0.000109) [2.658825]
C	0.025875 (0.02372) [1.09091]	0.034541 (0.01827) [1.89046]	-16.09563 (27.0090) [-0.59594]
R-squared	0.164741	0.056861	0.250831
Adj. R-squared	0.068365	-0.051962	0.164389
Sum sq. resids	0.310968	403218.8	0.184525
S.E. equation	0.109363	124.5328	0.084244
F-statistic	1.709360	0.522509	2.901717
Log likelihood	25.97079	-185.1587	33.799349
Akaike AIC	-1.464719	12.61058	-1.986623
Schwarz SC	-1.277893	12.79741	-1.799796
Mean dependent	0.052530	-8.628836	0.054093
S.D. dependent	0.113305	121.4182	0.092159
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.732837	
Determinant resid covariance		0.477050	
Log likelihood		-116.6024	
Akaike information criterion		8.573497	
Schwarz criterion		9.133976	

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

سنقوم الآن بتحليل نتائج التقدير للنموذج ، وذلك بدراسة وتحليل كل معادلة على حدى كما يلي:

المعادلة الأولى: معادلة الناتج الداخلي الخام

وهي على الشكل:

$$\widehat{Dlpib} = 0.088 Dlinv_{t-1} + 0.2057 Dlpib_{t-1} \\ - 0.0003 Texph_{t-1} + 0.0345 \\ R^2 = 0.05 \quad F - stat = 0.52 \quad n = 30$$

من خلال المعادلة أعلاه، نلاحظ أن إشارة كل من معلمة الاستثمار (للفترة (t-1)) ومعلمة الناتج الداخلي الخام (للفترة (t-1)) موجبة وهذا ما يدل على العلاقة الطردية بين الاستثمار والناتج الداخلي الخام، أما معلمة الصادرات غير النفطية (للفترة (t-1)) فقد كانت سالبة في إشارة إلى العلاقة العكسية بين الصادرات (للفترة (t-1)) والناتج الداخلي الخام (النمو الاقتصادي)، وهذا يعني أنه كلما ارتفعت قيمة الصادرات خارج المحروقات في الفترة (t-1) بوحدة واحدة، فإن الناتج الداخلي الخام للفترة t يشهد انخفاضا بمقدار 0.0003، وهذه النتيجة مخالفة لما توصلنا إليه في العرض النظري، كما أننا نلاحظ أن الحد الثابت أكبر من الصفر. أما من الناحية الإحصائية فإننا نلاحظ أن معاملات النموذج لا تختلف عن الصفر بمعنوية، حيث كانت قيمة إحصائية t-student الخاصة بكل معلمة (للفترة (t-1)) أقل من القيمة الحرجة (2.064) عند مستوى معنوية 5% (كما أن $prob > 0.05$)، مما يعني أنها غير معنوية. ما عدا متغيرة الصادرات فقد كانت معنوية والدليل على ذلك أن: $prob = 0.01 < 0.05$.

وفيما يخص اختبار جودة التوفيق، فإن قيمة R^2 كانت مساوية ل $R^2 = 0.05$ ، وهي قيمة ضعيفة جدا وهي تعني أن متغيرات النموذج تفسر المتغير التابع بنسبة 5% فقط في حين أن 95% من التغيرات في المتغير التابع مفسرة بواسطة عوامل أخرى.

أما فيما يخص المعنوية الكلية للنموذج، فإن إحصائية فيشر كانت مساوية $F - stat = 0.52$ ، و $prob = 0.6 > 0.05$ وبالتالي فالنموذج ككل غير معنوي عند مستوى 5%.

المعادلة الثانية: معادلة الصادرات خارج المحروقات:

وهي على الشكل:

$$\widehat{Texphh}_t = 158.4907 Dlinv_{t-1} + 32.1188 Dlpib_{t-1} \\ + 0.1900 Texphh_{t-1} - 16.0956 \\ R^2 = 0.25 \quad F - stat = 2.90 \quad n = 30$$

من خلال المعادلة أعلاه، نلاحظ أن إشارة كل من معلمة الاستثمار (للفترة (t-1))، معلمة الناتج الداخلي الخام (للفترة (t-1)) ومعلمة الصادرات غير النفطية (للفترة (t-1)) موجبة وهذا ما يدل على العلاقة الطردية بينها وبين الصادرات، وهذه النتيجة توافق النظرية الاقتصادية، كما أننا نلاحظ أن الحد الثابت سالب، وهذا ما يدل على وجود عوامل خارجية تؤثر بالسلب على النموذج. وبالتالي يكون لدينا:

❖ كلما ارتفعت قيمة الاستثمار في الفترة (t-1) بوحدة واحدة، فإن قيمة الصادرات للفترة t ترتفع بمقدار 158.49.

❖ كلما ارتفعت قيمة الناتج الداخلي الخام في الفترة (t-1) بوحدة واحدة، فإن قيمة الصادرات للفترة t ترتفع بمقدار 32.11.

❖ كلما ارتفعت قيمة الصادرات خارج المحروقات في الفترة (t-1) بوحدة واحدة، فإن قيمة الصادرات للفترة t ترتفع بمقدار 0.19.

وإذا حاولنا دراسة النموذج من الناحية الإحصائية يكون لدينا:

- كل معاملات النموذج لا تختلف عن الصفر بمعنوية، حيث كانت قيمة إحصائية t-student الخاصة بكل معلمة (للفترة (t-1)) أقل من القيمة الحرجة (2.064) عند مستوى معنوية 5% (كما أن $prob > 0.05$)، مما يعني أنها غير معنوية. ما عدا متغيرة الصادرات فقد كانت معنوية وذلك لأن قيمة إحصائية t-student المحسوبة أكبر من الجدولة.

وفيما يخص اختبار جودة التوفيق، فإن قيمة R^2 كانت مساوية لـ $R^2 = 0.25$ ، وهي قيمة ضعيفة وهي تعني أن متغيرات النموذج تفسر المتغير التابع بنسبة 25% فقط في حين أن 75% من التغيرات في المتغير التابع مفسرة بواسطة عوامل أخرى.

أما فيما يخص المعنوية الكلية للنموذج، فإن إحصائية فيشر كانت مساوية $F - stat = 2.90$ ، و $prob = 0.053 \approx 0.05$ وبالتالي فالنموذج ككل معنوي عند مستوى 5%.

3. اختبار غياب الارتباط الذاتي للأخطاء :

كما هو معروف، فإن غياب الارتباط الذاتي للأخطاء يعتبر من أهم الشروط الأساسية التي ينبغي توفرها في النماذج المقدر باستخدام طريقة المربعات الصغرى، إذ أن فعالية المقدرات تتوقف بشكل كبير على مدى تحقق هذه الشروط.

انطلاقاً من هذه الفكرة، ولغرض التأكد من أن النموذج قد تم تقديره بطريقة سليمة، سنعمد إلى اختبار فرضية غياب الارتباط الذاتي لأخطاء كل معادلة من معادلاته، بالاعتماد على البواقي الناتجة عن تطبيق طريقة OLS على كل معادلة من هذه المعادلات، وذلك باستعمال مضاعف لاغرانج متعدد المتغيرات، أين تكون فرضية غياب الارتباط الذاتي هي الفرضية المختبرة.

نتائج الاختبار موضحة في الجدول أدناه، تثبت أنه لا يوجد مشكل ارتباط ذاتي واضح لدى بواقي النموذج المقدر، إذ أن المعنوية المرتفعة لإحصائية الاختبار LM المرافقة لمختلف درجات التأخير: $[prob(LM - Stat) > 0.05] h = 1, 12$ ، تقودنا إلى قبول الفرضية الصفرية مما يعني أن النموذج محدد بشكل تام.

الجدول رقم (14): نتائج اختبار مضاعف لاغرانج للارتباط الذاتي بين الأخطاء

VAR Residual Serial Correlation LM T...
 Null Hypothesis: no serial correlation ...
 Date: 09/28/13 Time: 22:07
 Sample: 1980 2011
 Included observations: 30

Lags	LM-Stat	Prob
1	2.804075	0.9716
2	9.821514	0.3651
3	2.470564	0.9817
4	20.97523	0.1276
5	12.40933	0.1912
6	14.13426	0.1176
7	4.892145	0.8436
8	6.321097	0.7074
9	9.950753	0.3545
10	10.20867	0.3339
11	22.76317	0.6750
12	4.859931	0.8463

Probs from chi-square with 9 df.

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

7.4: دراسة السببية بين متغيرات الدراسة:

فيما يلي سنعمد إلى اختبار فرضية "غياب العلاقات السببية حسب مفهوم Granger" في كل معادلة معادلات النموذج، والنتائج المتحصل عليها ممثلة في الجدول التالي:

الجدول رقم (15): نتائج اختبار السببية

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 09/29/13 Time: 14:10			
Sample: 1980 2011			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLPIB does not Granger Cause DLINV	30	0.25560	0.0317
DLINV does not Granger Cause DLPIB		1.43504	0.2414
TEXPHH does not Granger Cause DLINV	30	0.73689	0.3981
DLINV does not Granger Cause TEXPHH		0.74558	0.3954
TEXPHH does not Granger Cause DLPIB	30	8.11231	0.0083
DLPIB does not Granger Cause TEXPHH		0.33515	0.0467

1. المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

2. اختبار الفرضية: "الناتج الداخلي الخام لا يسبب الصادرات خارج المحروقات":

لدينا $prob = 0.04 < 0.05$ وبالتالي نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة أي أن الناتج الداخلي الخام يسبب الصادرات خارج المحروقات.

3. اختبار الفرضية: "الصادرات خارج المحروقات لا تسبب النمو الاقتصادي":

لدينا $prob = 0.008 < 0.05$ وبالتالي نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة والتي تقول أن الصادرات خارج المحروقات تسبب الناتج الداخلي الخام.

4. اختبار الفرضية: "الاستثمار لا يسبب الناتج الداخلي الخام (الصادرات)":

لدينا $prob = 0.2 > 0.05$, $(prob = 0.3 > 0.05)$ وبالتالي نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة أي أن الاستثمار لا يسبب الناتج الداخلي الخام (الصادرات).

8.4 تحليل الصدمات (دوال الاستجابة)، وتفكيك التباين

1. تحليل الصدمات ودوال الاستجابة:

إن نماذج أشعة الانحدار الذاتي تمكنا من تحليل مختلف السياسات الاقتصادية الممكنة، و ذلك من خلال إحداث صدمة في إحدى المتغيرات العشوائية، ثم دراسة أثر هذه الصدمة على باقي المتغيرات المكونة لشعاع الانحدار الذاتي، إذن سنحاول أن نحدث صدمة على متغيرات النموذج ، و نرى ما مدى تأثير ذلك على المتغيرات المكونة لشعاع الانحدار الذاتي.

ويقصد باستجابة الصدمات، سلوك المتغيرات الداخلة في النموذج نتيجة الصدمات المختلفة التي يتعرض إليها النظام، ويهدف هذا الاختبار إلى توضيح مدى قدرة المتغيرات المتضمنة في النموذج على تفسير سلوك بعضها البعض من خلال معرفة نسبة تأثير صدمة في متغير ما على نفسه وعلى المتغيرات الأخرى.

❖ إحداث صدمة على الناتج الداخلي الخام:

سنقوم بإحداث صدمة على الناتج الداخلي الخام لنرى مدى استجابة المتغيرات الأخرى، والجدول رقم 20 يوضح النتائج المتحصل عليها:

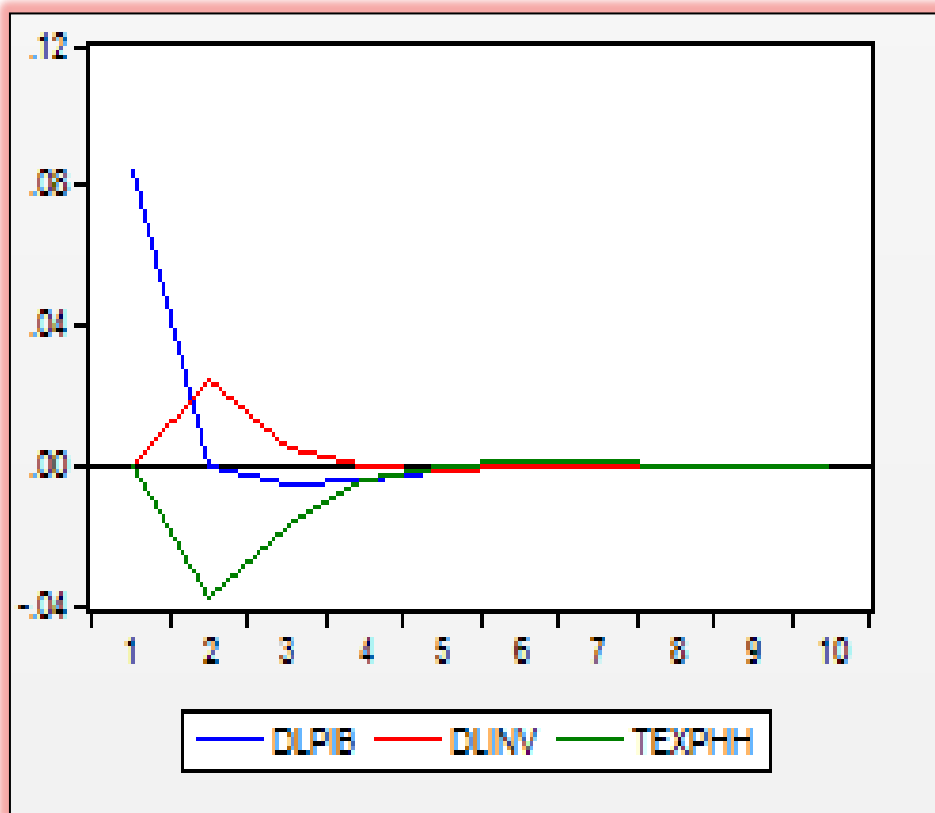
الجدول رقم (16): نتائج الصدمات العشوائية

Response of DLPIB:			
Period	DLPIB	DLINV	TEXPHH
1	0.084244 (0.01088)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
2	-0.000118 (0.01718)	0.024904 (0.01795)	-0.038498 (0.01596)
3	-0.006163 (0.01018)	0.004890 (0.01055)	-0.017228 (0.01197)
4	-0.003947 (0.00521)	-0.000659 (0.00543)	-0.004801 (0.00772)
5	-0.001484 (0.00253)	-0.001179 (0.00267)	-0.000281 (0.00415)
6	-0.000303 (0.00121)	-0.000629 (0.00115)	0.000577 (0.00195)
7	4.39E-05 (0.00059)	-0.000206 (0.00050)	0.000403 (0.00090)
8	7.48E-05 (0.00028)	-2.95E-05 (0.00024)	0.000160 (0.00044)
9	3.96E-05 (0.00013)	1.40E-05 (0.00012)	3.61E-05 (0.00021)
10	1.29E-05 (5.5E-05)	1.33E-05 (5.5E-05)	-2.57E-06 (9.2E-05)

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

من خلال الجدول السابق، نلاحظ أنه عند إحدائنا لصدمة عشوائية في متغيرة الناتج الداخلي الخام خلال الفترة (t=1)، بحيث أن مقدار هذه الصدمة يعادل 0.084، فإن هذا لم يؤدي إلى أي تغيير في كل من الاستثمار والصادرات خلال نفس الفترة، لكن في الفترة الموالية، نلاحظ أن كلا منهما قد استجاب لهذه الصدمة، فقد انخفض حجم الصادرات بقيمة 0.038، وزاد حجم الاستثمار بقيمة 0.02، أما في الفترة الثانية، فإننا نسجل انخفاض أقل حدة بالنسبة للصادرات بقيمة 0.017، بالنسبة للاستثمار فقد سجل زيادة بقيمة 0.004، أما عن باقي الفترات، فكانت الاستجابة متغيرة ما بين الإيجاب والسلب. أما عن استجابة نفس المتغيرة لهذه الصدمة، فنلاحظ استجابتها في الفترة الموالية بالسالب وبقيمة (-0.0001)، ويستمر الانخفاض في الفترات الأخرى، غير أن حدة هذا الانخفاض تبدأ في التناقص حتى الفترة (t=6) مسجلة انخفاضا قدره 0.0003، ثم بعد ذلك تصبح الاستجابة عكسية. والشكل الموالي يشرح بصورة أفضل نتائج دوال الاستجابة:

الشكل رقم (5): الشكل البياني للصدمة العشوائية



المصدر: من إعداد الباحث باستخدام البرنامج Eviews.9

❖ إحداء صدمة على الصادرات خارج المحروقات:

سنقوم بإحداء صدمة على الصادرات خارج المحروقات ونرى مدى استجابة المتغيرات الأخرى لهذه الصدمة

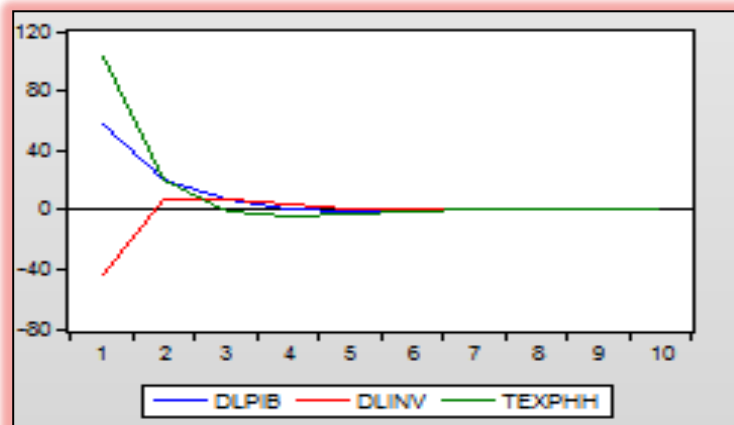
الجدول رقم (17): نتائج الصدمات العشوائية

Response of TEXPHH:			
Period	DLPIB	DLINV	TEXPHH
1	56.91225	-42.83765	102.1487
2	20.72306	7.625068	19.41354
3	6.942871	7.001134	-1.131208
4	1.009387	3.240266	-3.797272
5	-0.459269	0.914531	-2.180434
6	-0.443377	0.060613	-0.759671
7	-0.203471	-0.105580	-0.130376
8	-0.056945	-0.075073	0.037994
9	-0.003505	-0.030096	0.044018
10	0.006742	-0.006936	0.021391

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

نلاحظ من خلال الجدول السابق أن إحداء صدمة على متغيرة الصادرات خارج المحروقات خلال الفترة (t=1) بقيمة 102.14، أدى إلى استجابة فورية وفي نفس الفترة بالنسبة لكل من الناتج الداخلي الخام والاستثمار، حيث أن استجابة Dlpib كانت موجبة وبقيمة 56.91، في حين أن استجابة Dlinv كانت سالبة وبقيمة (-42.83)، أما عن استجابة نفس المتغيرة لهذه الصدمة، فقد موجبة في الفترة المالية وبقيمة 19.41، وبالنسبة لباقي الفترات ولكل المتغيرات فقد كانت الاستجابة متغيرة ما بين الإيجاب والسلب، والشكل الموالي بشرح بصورة أفضل نتائج دوال الاستجابة:

الشكل رقم (6): الشكل البياني للصدمة العشوائية



2. المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

3. تفكيك التباين

بعد دراسة الاستجابات الديناميكية بين متغيرات النموذج، ننتقل الآن إلى توضيح الأهمية النسبية التي تحتلها كل متغيرة من متغيرات النموذج في تفسير بعضها البعض، أو بالأحرى توضيح دور وأهمية كل صدمة في تفسير التقلبات الظرفية للمتغيرات من خلال تفكيك تباين خطأ التنبؤ لهذه المتغيرات، إذ يستعمل تحليل التباين لمعرفة نسبة التباين التي يسببها متغير في نفسه وفي المتغيرات الأخرى.

الجدول رقم (18): نتائج تفكيك التباين

Variance Decomposition of DLPIB:				
Period	S.E.	DLINV	DLPIB	TEXPHH
1	0.084244	17.25957	82.74043	0.000000
2	0.095913	18.86944	65.02010	16.11046
3	0.097765	18.19860	63.19038	18.61102
4	0.097965	18.17678	63.04782	18.77540
5	0.097984	18.19954	63.03141	18.76905
6	0.097988	18.20306	63.02603	18.77091
7	0.097989	18.20297	63.02484	18.77220
8	0.097989	18.20291	63.02469	18.77240
9	0.097989	18.20291	63.02468	18.77241
10	0.097989	18.20291	63.02468	18.77241

Variance Decomposition of TEXPHH:				
Period	S.E.	DLINV	DLPIB	TEXPHH
1	124.5328	1.513761	31.20440	67.28184
2	127.9566	2.909774	31.05891	66.03131
3	128.3409	3.412144	30.94364	65.64421
4	128.4419	3.475487	30.89610	65.62841
5	128.4645	3.476756	30.88910	65.63415
6	128.4675	3.476693	30.88876	65.63455
7	128.4678	3.476876	30.88875	65.63438
8	128.4678	3.476925	30.88873	65.63435
9	128.4678	3.476929	30.88872	65.63435
10	128.4678	3.476929	30.88872	65.63435

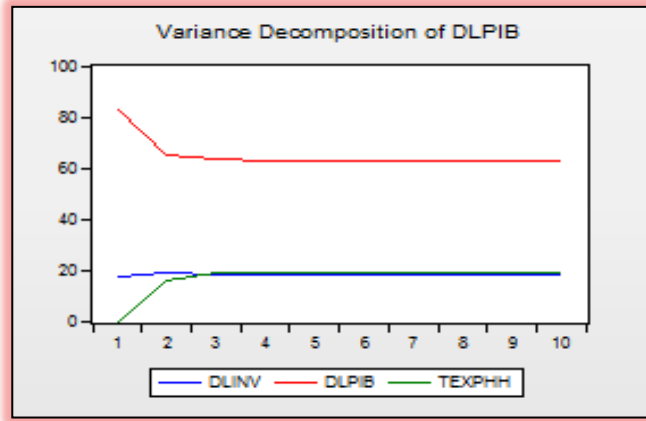
❖ المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

❖ تحليل تباين المتغيرة Dlpib:

كقراءة للجدول رقم (18)، يمكن القول أنه في المدى القصير، معظم التغيرات الظرفية التي تحدث في الناتج الداخلي الخام تتعلق بتجديدات المتغيرة نفسها، إذ أن هذا التجديد يسمح بتفسير حوالي 82.74% من تغيرات الناتج الداخلي الخام خلال الفترة التي تشهد حدوثه، لتتراجع هذه النسبة مع مرور الزمن حتى تبلغ 63.02% في الفترة $t=10$.

ومن جهة أخرى، نجد بالموازاة مع تناقص نسبة مساهمة صدمات الناتج الداخلي الخام في تفسير تغيراتها الذاتية، تتزايد نسبة مساهمة كل من الصادرات والاستثمار من الفترة الثانية إلى أن تصل إلى 18.77% و 18.20% على الترتيب في الفترة $t=10$ ، والشكل الموالي يوضح بصورة أفضل نتائج تحليل التباين:

الشكل رقم (7): الشكل البياني لتفكيك التباين

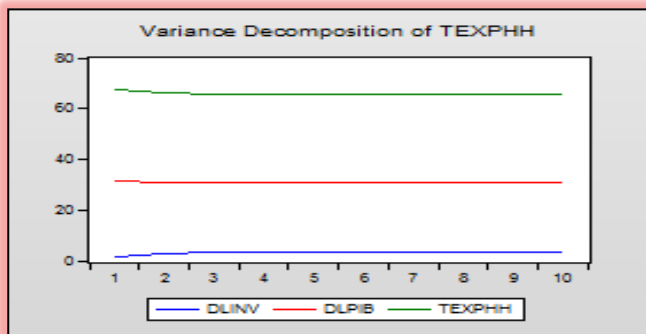


❖ المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

❖ تحليل تباين المتغيرة Texphh:

بالعودة إلى الجدول رقم (18)، نلاحظ أن معظم التغيرات التي تحدث في متغيرة الصادرات تتعلق أيضا بتجديدات الصادرات نفسها والتي تفسر حوالي 67.28% ثم تبدأ هذه النسبة في التناقص حتى تبلغ 65.63% في آخر فترة. كما أننا نلاحظ أن الناتج الداخلي الخام يساهم بنسبة متوسطة تغيرات الصادرات، حيث بلغت قيمة مساهمته 31.20% في الفترة الأولى لتصل إلى 30.88% في الفترة الأخيرة، أما فيما يخص الاستثمار فقد كانت مساهمته ضعيفة، حيث بلغت 1.51% في الفترة الأولى ثم ارتفعت هذه النسبة قليلا فوصلت إلى 3.47% في نهاية الفترة. والشكل الموالي يوضح بصورة أفضل نتائج تحليل التباين:

الشكل رقم (8): الشكل البياني لتفكيك التباين



المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

9.4 الدراسة التطبيقية لنماذج بيانات البائل

1,9,4 منهجية الدراسة و النماذج المستعملة

تتمثل المنهجية المستعملة في هذه الدراسة باختبار مدى تأثير درجات الحرارة على الكمية أو حجم الاستهلاك الوطني للغاز الطبيعي من إقليم إلى آخر، و أيضا بوجود تأثير الكمية المنتجة من الطاقة الكهربائية على حجم الاستهلاك الوطني للغاز الطبيعي من إقليم إلى آخر، كما سنقوم أيضا باختبار التغير في عدد مستعملي الغاز الطبيعي له تأثير على حجم الاستهلاك الوطني، و لاختبار مدى صحة الأفكار السابقة سنقوم باستخدام بيانات السلاسل الزمنية المقطعية أي بيانات بانيل، بحيث أن هذه النماذج قد اكتسبت أهمية كبيرة عند الباحثين الاقتصاديين نظرا لما تتمتع أو تتميز به هذه النماذج عن النماذج الاقتصادية القياسية الأخرى، لأنها تأخذ بعين الاعتبار أثر تغير الزمن و أثر الاختلافات بين الوحدات المقطعية أو الأفراد.

أولا : النموذج المستخدم في الدراسة

حتى يمكننا القيام بدراسة تطبيقية حول هذه الظاهرة يتوجب علينا أولا تعريف النموذج المستخدم في هذه الدراسة مع مراعاة ترتيب المتغيرات حسب طبيعتها، أي القيام بتحديد المتغيرات التابعة و المتغيرات المفسرة و هذا ما يجعل النموذج يأخذ الصيغة التالية :

$$cons = f(tem, per, nba)$$

و لتطبيق هذا النموذج نقوم باستخدام قاعدة بيانات مدمجة (مقاطع عرضية و سلاسل زمنية) حيث أن عدد الوحدات المقطعية "i" المستعملة في الدراسة و المتمثلة في الأقاليم الجزائرية هي أربعة (N=4) و في نفس الوقت تحتوي كل وحدة مقطعية على سلسلة شهرية التي تساوي 132 وحدة شهرية فهي بذلك تغطي الفترة الشهرية من جانفي 2007 إلى غاية ديسمبر 2017 (T=132)، و بهذا يكون عدد المشاهدات المستخدمة في هذه الدراسة هي 528 مشاهدة (N×T=528)، إذن انطلاقا من العينة المستخدمة في هذه الدراسة يمكننا كتابة الصيغة الأساسية للنموذج على الشكل التالي :

$$cons_{it} = \alpha_i + \beta_1 tem_{it} + \beta_2 per_{it} + \beta_3 nba_{it} + \varepsilon_{it}$$

ويلاحظ أننا قمنا باستخدام نموذج ذو معلمة تقاطعية مختلفة بين الأفراد أو قد تكون مشتركة بين الأفراد، أما بالنسبة لمعلمة الانحدار فقد قمنا بفرضها على أنها مشتركة بين الأفراد أي أنها ثابتة عبر الزمن وبين الأفراد، وهذا لأننا بصدد استخدام نماذج بانيل في التحليل، ويمكن اثبات ذلك عن طريق اختبار Hsiao للتأكد من صحة ذلك.

الجدول رقم 19 : تعريف لرموز المتغيرات المستعملة في الدراسة

اسم المتغير	رمز المتغير
-------------	-------------

يمثل الكمية المستهلكة من الغاز الطبيعي.	Cons
يمثل درجات الحرارة المسجلة.	Tem
يمثل الكمية المنتجة من الطاقة الكهربائية.	Per
يمثل عدد مستعملي الغاز الطبيعي.	Nba

ثانيا : تعريف بمتغيرات الدراسة

لقد تم الاعتماد في هذا المثال التطبيقي على مجموعة من المتغيرات المفسرة لاستهلاك الوطني للغاز الطبيعي، و ذلك من أجل تحديد و تقييم تأثير هذه المتغيرات على الاستهلاك الوطني في الأقاليم الجزائرية المختارة في الدراسة، و فيما يلي سيتم شرح مفصل لمختلف هذه المتغيرات المستخدمة في النموذج القياسي :

• الكمية المستهلكة من الغاز الطبيعي (cons) :

وهو يمثل المتغير التابع باعتباره المكون الأساسي للظاهرة المراد تفسيرها، بحيث أنه يمثل حجم استهلاك الغاز الطبيعي بوحدة "th"، حيث أن هذه الوحدة هي محسوبة من ضرب وحدة المتر المكعب في 9.35 وهي قيمة معطاة من طرف مديرية تشغيل نظام الغاز حسب السيد المحترم حجيج نزييم، وقد تم الحصول على المعلومات حول هذا المتغير من نفس المصدر المذكور سابقا.

• درجات الحرارة المسجلة (tem) :

وهو يمثل المتغير المفسر الأول، و من المتوقع أن يكون تأثيره سلبي على المتغير التابع أي أن تكون له علاقة عكسية مع المتغير التابع، و قد تم الحصول على معلومات حول درجات الحرارة لكل الولايات المُمَثَلَة للأقاليم الجزائرية من الطرف المركز الوطني للأرصاد الجوية، حيث أن بيانات هذا المتغير عبارة عن معدل شهري لدرجات الحرارة المسجلة خلال أيام كل شهر.

• الكمية المنتجة من الطاقة الكهربائية (per) :

وهو يمثل المتغير التفسيري الثاني، ومن المتوقع أن يكون تأثيره إيجابي على المتغير التابع أي تكون له علاقة طردية مع المتغير التابع، وقد تم الحصول على المعلومات حول الكمية المنتجة من الطاقة الكهربائية لكل إقليم جزائري من طرف المؤسسة الوطنية لإنتاج الكهرباء .SPE.

• عدد مستعملي الغاز الطبيعي (nba) :

وهو يمثل المتغير التفسيري الثالث، ومن المتوقع أن يكون تأثيره إيجابي على المتغير التابع أي أن تكون له علاقة طردية مع المتغير التابع، وقد تم الحصول على البيانات حول عدد مستعملي الغاز الطبيعي بالنسبة لكل إقليم من طرف مكتبة الشركة الوطنية للكهرباء والغاز.

ثالثا : وصف العينة المستعملة في الدراسة

تتكون العينة التي سنجري عليها هذه الدراسة من أربعة أقاليم جزائرية للفترة الممتدة من جانفي 2007 إلى غاية ديسمبر 2017، وقد تم اختيار هذه الأقاليم وفقا للتقسيم المنصوص عليه للشركة الوطنية لتسيير نظام الغاز (GRTG)، أي وفقا لتوزيع الولايات الجزائرية لكل إقليم حسب المصدر المذكور سابقا،

و فيما يلي سيتم شرح مجموعة الأقاليم المذكورة سابقا و سبب التقرييق بين هذه الأقاليم :

• إقليم الوسط الجزائري :

يمثل إقليم أو منطقة الوسط الجزائري، وهو مجموعة من الولايات التي تتمركز في وسط البلاد أنظر الملحق رقم 3، وسبب اختيار هذا الإقليم أنه يتميز بخصائص عديدة من كثافة السكان ودرجات الحرارة المسجلة أي مناخ هذا الإقليم، وأيضا بعدد المصانع أو المستثمرين الصناعيين الذين يتواجدون فيه، ويتميز أيضا أو يختلف بعدد محطات توليد الطاقة الكهربائية المتمركزة في هذا الإقليم.

• إقليم الشرق الجزائري :

يمثل إقليم أو منطقة الشرق الجزائري، وهو مجموعة من الولايات التي تتمركز في شرق البلاد أنظر الملحق رقم 3، وسبب اختيار هذا الإقليم أنه يتميز بخصائص عديدة كالكثافة السكانية وكثرة تمركز المستثمرين الصناعيين فيه وهذا لوفرة المواد الأولية بغية تخفيض تكلفة نقلها، أما الخاصية الثانية أنه يتميز بدرجات حرارة مسجلة مختلفة عن درجات الحرارة المسجلة في الأقاليم الأخرى، كما يختلف أيضا بعدد محطات توليد الطاقة الكهربائية المتواجدة فيه.

• إقليم الغرب الجزائري :

يمثل إقليم أو منطقة الغرب الجزائري، وهو مجموعة من الولايات التي تتمركز في غرب البلاد أنظر الملحق رقم 3، وسبب اختيار هذا الإقليم أنه يتميز بخصائص عديدة من كثافة السكان ودرجات الحرارة المسجلة أي مناخ هذا الإقليم، وأيضا بعدد المصانع أو المستثمرين الصناعيين الذين يتواجدون فيه، ويتميز أيضا أو يختلف بعدد محطات توليد الطاقة الكهربائية المتمركزة في هذا الإقليم.

• إقليم الجنوب الجزائري :

يمثل إقليم أو منطقة الجنوب الجزائري، وهو مجموعة من الولايات التي تتمركز في جنوب البلاد أنظر الملحق رقم 3، وسبب اختيار هذا الإقليم أنه يتميز بخصائص عديدة من كثافة السكان ودرجات

الحرارة المرتفعة مقارنة مع الأقاليم الأخرى أي أنه يعتبر منطقة من المناطق الحارة في البلاد، وكما يتميز أيضا بعدد المصانع أو المستثمرين الصناعيين الذين يتواجدون فيه، وكذلك يختلف بعدد محطات توليد الطاقة الكهربائية المتمركزة في هذا الإقليم.

رابعاً : الحالة التحليلية لمحددات استهلاك الغاز الطبيعي

إن الكمية المستهلكة من الغاز الطبيعي تتحد بعدة عوامل كدرجات الحرارة المسجلة، الكمية المنتجة من الطاقة الكهربائية وعدد مستعملي الغاز الطبيعي، والمدة الزمنية المأخوذة هي من جانفي 2007 إلى غاية ديسمبر 2017، ولتطبيق هذه الدراسة سنستعين بتقنية التحليل الشعاعي بالمكونات الأساسية (ACP)، حيث أنها تسمح لنا بمعالجة عدد غير محدود من المتغيرات الكمية وهذا بعرض وتحليل السريع للارتباطات ما بين المتغيرات الكمية، كذلك عرض وتحليل للمتغيرات على رسم بياني ذو بعدين أو ثلاثة أبعاد.

1. الارتباط بين المتغيرات التفسيرية :

سنقوم في هذه المرحلة بعرض مصفوفة معامل الارتباط الخطي بين متغيرات الدراسة وذلك لتحديد قوة الارتباط بين هذه المتغيرات، وكذلك تحديد علاقة الارتباط بينها بغية أن يكون النموذج المراد تقديره مبني على متغيرات مفسرة و مرتبطة بالظاهرة ارتباطاً تاماً لكي نقلل من نسبة الخطأ وسوء التقدير. الجدول رقم 20: مصفوفة معامل الارتباط الخطي بين متغيرات الدراسة

المتغيرات	cons	tem	per	nba
Cons	1	-0.455	0.531	0.669
Tem	-0.455	1	0.106	-0.059
Per	0.531	0.106	1	0.879
Nba	0.669	-0.059	0.879	1

من خلال ملاحظتنا للجدول السابق يمكننا القول أن معامل الارتباط بين الكمية المستهلكة من الغاز الطبيعي و درجات الحرارة المسجلة يساوي -0.455 وهو ذو دلالة إحصائية، وهذا يتفق مع الواقع الذي ينص على أن الارتفاع في درجات الحرارة يؤدي إلى انخفاض في الكميات المستهلكة من الغاز الطبيعي، وهذا يعطينا فكرة أن الارتباط بين هذين المتغيرين عكسي، أي أن علاقة الارتباط التي تجمع بينهما هي علاقة عكسية، كما أن القيمة المطلقة لمعامل الارتباط تساوي 0.455 و هي أصغر تماماً من 0.5 مما

يجعل الارتباط بين هذين المتغيرين ضعيف نسبياً، و لكن يمكن القول بأن هناك علاقة ارتباط بين هذين المتغيرين لأن قيمة معامل الارتباط قريبة جداً من 0.5.

كما نلاحظ أيضاً أن معامل الارتباط بين الكمية المستهلكة من الغاز الطبيعي والكمية المنتجة من الطاقة الكهربائية يساوي 0.531 وهو ذو دلالة إحصائية، وهذا يوحي بأن علاقة الارتباط التي تجمع بينهما طردية، ويتفق هذا مع الواقع الذي ينص على أن الزيادة في الكمية المنتجة من الطاقة الكهربائية يؤدي إلى الزيادة في الكمية المستهلكة من الغاز الطبيعي، وزيادةً على ذلك فإن القيمة المطلقة لمعامل الارتباط تساوي 0.531 أي أنها أكبر تماماً من 0.5 مما يجعل الارتباط بين هذين المتغيرين قوي.

يُظهر لنا الجدول أيضاً أن معامل الارتباط بين الكمية المستهلكة من الغاز الطبيعي وعدد مستعملي الغاز الطبيعي يساوي 0.669 وهو ذو دلالة إحصائية، وهذا يوحي بأن علاقة الارتباط التي تجمع بينهما طردية أيضاً، ويتفق هذا مع الواقع الذي ينص على أن ازدياد عدد مستعملي الغاز الطبيعي يؤدي إلى الزيادة في الكمية المستهلكة من الغاز الطبيعي، وزيادةً على ذلك فإن القيمة المطلقة لمعامل الارتباط تساوي 0.669 أي أنها أكبر تماماً من 0.5 مما يجعلنا نستنتج أن الارتباط بين هذين المتغيرين قوي.

أما بالنسبة لمعامل الارتباط الذي يجمع بين المتغيرات التفسيرية نلاحظ أنه يكاد أن يكون معدوم، حيث أن معامل الارتباط الذي يجمع بين درجات الحرارة و الكمية المنتجة من الطاقة الكهربائية يكاد أن يكون مساوياً للصفر و هذا يعني أنه ليس هناك علاقة ارتباط تجمع بينهما، و أيضاً بالنسبة لمعامل الارتباط الذي يجمع بين درجات الحرارة المسجلة و عدد مستعملي الغاز الطبيعي، فمن الشيء الجيد أن تكون المتغيرات التفسيرية مستقلة إحصائياً، أي أنه "إذا وجد أكثر من متغير تفسيري فإن الارتباط بينهم يكون إلزامياً معدوماً أو ضعيف جداً، فلو أن هناك متغيرين تفسيريين مرتبطين ارتباطاً خطياً تماماً لأعتبرنا متغيراً واحداً، و من ثم فإن إدراجهما سوياً في معادلة الانحدار يؤدي إلى عدم دقة في قياس المعلمات"¹، و على الرغم من ذلك فإن معامل الارتباط الذي يجمع بين الكمية المنتجة من الطاقة الكهربائية و عدد مستعملي الغاز الطبيعي يساوي 0.879 أي أن هناك علاقة ارتباط طردية و قوية بينهما، هذا لا يعني أننا سنقع في مشكلة الارتباط الخطي التام لا بل يمكن تفسير سبب هذا الارتباط القوي هو أن الكمية المنتجة من الطاقة

¹ عطية ع.م.ع، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الطبعة الثانية، الدار الجامعية 84 شارع زكريا فيم بالإسكندرية، مصر، 2000، ص

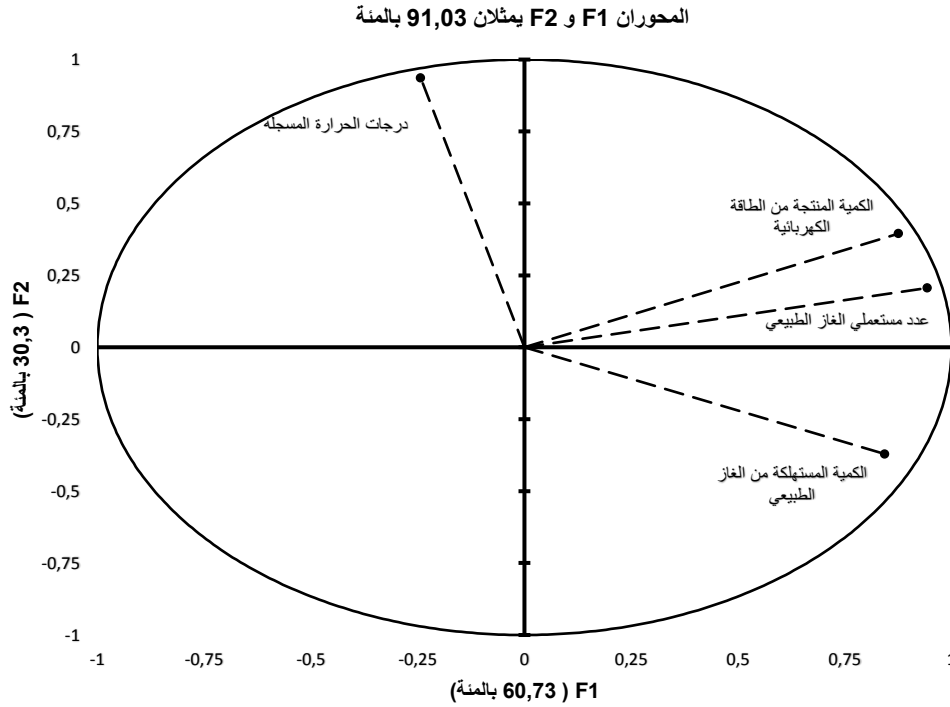
الكهربائية تزداد مع زيادة عدد مستعملي الطاقة الكهربائية حيث أن سيرورة الزيادة في عدد مستعملي الطاقة الكهربائية هي نفسها سيرورة الزيادة في عدد مستعملي الغاز الطبيعي، أي أن هناك تشابه كبير في كيفية دراسة الكمية المنتجة من الطاقة الكهربائية و الكمية المستهلكة من الغاز الطبيعي.

2. دائرة معامل الارتباط الخطي بين متغيرات الدراسة :

نلاحظ من خلال الملحق رقم 9 والملحق رقم 10 أن المتغيرات سُمِّت على مستوي ذو بعدين (F1 و F2)، وهذا لأن مجموع القيمة الذاتية لمحور الشعاعي الأول F1 ومحور الشعاعي الثاني F2 يمتلك نسبة كبيرة من الكثافة الاجمالية (Inertie totale)¹ ما يقارب 91.034 بالمئة، أي أننا سُمِّت على المستوي محاور شعاعية ذات قيمة ذاتية أكبر من الواحد، كما نلاحظ أيضا أن باقي القيم الذاتية عرفت انخفاضا حادا أو سقوط حر في نسبة تمثيلها من الكثافة الاجمالية، فهذا يوحي أن نتائج هذه الدراسة التحليلية ستكون مرضية جدا.

¹ $J_{t(o)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n d^2(i, 0) = p(\text{le nombre des variable})$

الشكل رقم 9 : دائرة معامل الارتباط الخطي بين المتغيرات و المحاور



نلاحظ من خلال الشكل السابق أن كل المتغيرات التفسيرية لها علاقة ارتباط مع المتغير التابع (الكمية المستهلكة من الغاز الطبيعي)، حيث أن هذه العلاقة تكون إما علاقة طردية أو علاقة عكسية كما سبق ووضحناه في مصفوفة معامل الارتباط الخطي، أي أننا نؤكد مرة أخرى صحة النتائج التي تحصلنا عليها سابقاً أن الكمية المنتجة من الطاقة الكهربائية و عدد مستعملي الغاز الطبيعي يتمتعان بعلاقة طردية مع الكمية المستهلكة من الغاز الطبيعي، و كذلك بالنسبة لدرجات الحرارة المسجلة التي تتمتع بعلاقة عكسية مع الكمية المستهلكة من الغاز الطبيعي، حيث أن هذه النتائج مطابقة لما تظهره دائرة معامل الارتباط الخطي.

كما يمكننا تأكيد صحة استقلالية المتغيرات التفسيرية الملاحظة سابقاً في مصفوفة معامل الارتباط الخطي، حيث أن المسافة التي تربط النقطة الممثلة لدرجات الحرارة المسجلة بالنقطة الممثلة لعدد مستعملي الغاز الطبيعي بتقريب الجذر التربيعي للرقم إثنين¹، ما يؤكد لنا أنهما غير مرتبطين خطياً أي مستقلان، و نفس الشيء بالنسبة للكمية المنتجة من الطاقة الكهربائية، أما بالنسبة لسبب الارتباط القوي

¹ $d^2(j', j) = 2(1 - cor(j', j))$

الذي يظهر في دائرة معامل الارتباط الخطي للكمية المنتجة من الطاقة الكهربائية مع عدد مستعملي الغاز الطبيعي قد تم تفسيره سابقا.

10.4 : خطوات تقدير النماذج

و انطلاقا مما سبق فان الخطوة الأولى تتمثل في اختبار أو فحص خاصية التغيرات أو عدم التغيرات في البيانات المستعملة في الدراسة، و لاختبار ذلك سنقوم باعتماد على اختبارات التجانس لـ Hsiao المطروح سنة 1986 و التي تم التطرق لها بالتفصيل سابقا، أما الخطوة الثانية فنتمثل في تقدير النماذج الثلاث، والخطوة التي تليها أي الخطو الثالثة تتمثل في اختبارين و اللذان ينصان على الاختيار بين النموذج التجميعي والنموذج ذو الآثار الثابتة، و بعد ذلك الاختيار بين نموذج ذو الآثار الثابتة و نموذج ذو الآثار العشوائية و هذان الاختباران هما اللذان يؤكدان صحة نتيجة اختبار Hsiao، أما الخطوة الرابعة فتتمثل في تصحيح النموذج المختار و تحديد معايير جودته لكي يكون تفسير النتائج المحصلة تفسيرا منطقيا مطابقا للتفسير النظري أو التفسير الاحصائي أو كلاهما معا.

أولا : اختبار التجانس لـ Hsiao

تعرض نتائج هذا الاختبار في الجدول التالي :

الجدول رقم 21: نتائج اختبار التجانس لـ Hsiao

درجات الحرية	مجموع مربعات البواقي	النماذج المقدره
128	1.281583	الفرد الأول (الوسط الجزائري) ¹
128	1.004674	الفرد الثاني (الغرب الجزائري) ²
128	1.169493	الفرد الثالث (الشرق الجزائري) ³
128	0.940680	الفرد الرابع (الجنوب الجزائري) ⁴
512	4.401256	المجموع

1 أنظر للملحق رقم 1

2 أنظر للملحق رقم 2

3 أنظر للملحق رقم 3

4 أنظر للملحق رقم 4

524	18.75582	النموذج الانحدار التجميعي ¹
521	4.421026	النموذج ذو الآثار الثابتة ²
-	139.156100	فيشر المحسوبة F_1
-	0.255539	فيشر المحسوبة F_2
-	563.397959	فيشر المحسوبة F_3
(12, 512)	1.75 / 2.18	فيشر المجدولة $F_1^{(0.05 و 0.01)}$
(9, 512)	1.89 / 3.78	فيشر المجدولة $F_2^{(0.05 و 0.01)}$
(3, 521)	2.60 / 2.42	فيشر المجدولة $F_3^{(0.05 و 0.01)}$

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

نلاحظ من خلال الجدول السابق أن القيمة الإحصائية المحسوبة لفيشر F_1 أكبر تماماً من قيمة فيشر المجدولة عند عتبتني واحد بالمئة و خمسة بالمئة، مما يسمح لنا برفض فرض العدم القائل أن نموذج الانحدار التجميعي هو الأفضل، و لهذا نقوم الآن بمقارنة فيشر المحسوبة F_2 التي تظهر أنها أصغر تماماً من فيشر المجدولة عند عتبتني واحد بالمئة و خمسة بالمئة، مما يسمح لنا بقبول فرض العدم القائل بأن المعلمات الانحدارية للمتغيرات التفسيرية تكون متماثلة بين الأفراد و أن مصدر الاختلاف قد يكون في المعلمات التقاطعية، و بهذا نلاحظ أن القيمة الإحصائية لفيشر المحسوبة F_3 أكبر تماماً من فيشر المجدولة عند عتبتني واحد بالمئة و خمسة بالمئة، مما يسمح لنا برفض فرض العدم القائل أن المعلمات التقاطعية متماثلة بين الأفراد، أي أننا في حالة نموذج نو الآثار الفردية، و يمكن التحقق من صحة ذلك في المراحل التالية.

ملاحظة :

ليكن في العلم أننا قمنا بحساب لوغاريتمية متغيرات الدراسة وهذا لنزاع تأثير اختلاف وحدة قياس المتغيرات على نتائج الدراسة، حيث أصبحت رموز هذه المتغيرات تأخذ الصيغ $lper$ ، $litem$ ، $lcons$ ، $lnba$.

¹ أنظر للملحق رقم 5
² أنظر للملحق رقم 6

ثانيا : تقدير نماذج بانيل

تظهر نتائج تقدير هذه النماذج في الجدول التالي :

الجدول رقم 22: نتائج تقدير نماذج بانيل

نموذج ذو الآثار العشوائية ¹	نموذج ذو الآثار الثابتة	نموذج الانحدار التجميعي	
17.99301	5.049946	17.99301	المعلمة التقاطعية
(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	القيمة الاحتمالية
-0.380684	-0.494204	-0.380684	Ltem
(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	القيمة الاحتمالية
0.090639	0.894972	0.096039	Lper
(0.0001)	(0.0000)	(0.0627)	القيمة الاحتمالية
0.260762	0.014471	0.260762	Lnba
(0.0000)	(0.6750)	(0.0000)	القيمة الاحتمالية
0.651690	0.917898	0.651690	معامل التحديد
0.649695	0.916953	0.649695	معامل التحديد المصحح
0.000000	0.000000	0.000000	احتمالية إحصائية فيشر
0.435045	0.616852	0.435045	ديرين-واتسون

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

نلاحظ من الجدول الأعلى أن جل المعاملات المقدره أي المعاملات الانحدارية للمتغيرات التفسيرية و المعلمة التقاطعية ذو دلالة إحصائية بصورة مستقلة باستثناء نموذجي الانحدار التجميعي و الآثار الثابتة اللذان يحتويان أو يتضمنان على معلمة انحدار غير معنوية عند العتبة واحد بالمئة و خمسة بالمئة، فهل

¹ أنظر للملحق رقم 17

يمكن الاعتماد على هذه المعلمات لتفسير الظاهرة محل الدراسة، بطبع لا، لأنه يحبذ أولاً النظر في قيمة معامل التحديد في النماذج الثلاث، حيث أن كل النماذج تحتوي على معامل تحديد أكبر من 0.5، وكذلك بالنسبة لمعامل التحديد المصحح الذي لا يتأثر بعدد المتغيرات التفسيرية بحيث أن قيمته تتساوى بالتقريب مع معامل التحديد، كما يمكننا النظر أيضاً في احتمالية إحصائية فيشر التي تظهر أنها أصغر تماماً من 0.05 و 0.01 مما يدل على أن المتغيرات التفسيرية كمجموعة تؤثر تأثيراً جوهرياً على المتغير التابع أي أن النماذج الثلاث ذات جودة عالية، إذن هل يمكن اعتبار أن معايير تحديد جودة النماذج في تفسير ظاهرة الدراسة هي المعايير التي سبق و ذكرناها، بطبع لا، حيث أننا نلاحظ في الجدول أن قيمة ديرين-واتسون في النماذج الثلاث توحى لنا بوجود مشكلة من المشاكل القياسية، فلهذا يجب علينا أولاً أن نزيح هذه المشاكل التي تؤثر سلباً في التقدير الدقيق لمعاملات النموذج، حيث أن الخطوة الأولى تتمثل في إيجاد أو تحديد النموذج الذي سنعمد عليه في دراستنا، و نقوم بتصحيحه أو إيجاد حل للمشكلة السابق ذكرها أو مشاكل قياسية أخرى المحتوية فيه.

ثالثاً : اختيار النموذج الأكثر ملائمة لبيانات الدراسة

و تتمثل نتائج هذين الاختبارين في الجدول التالي :

الجدول رقم 23 : نتائج اختبار فيشر و هوسمان

القيمة الاحتمالية	قيمة الاختبار	
القيمة الاحتمالية أصغر من 0.01 و 0.05	563.09780517	اختبار فيشر
القيمة الاحتمالية أصغر من 0.01 و 0.05	1689.297414	اختبار هوسمان

المصدر : من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

تتمثل الخطوة الأولى في اختيار نموذج الانحدار التجميعي أو نموذج ذو الآثار الثابتة، حيث أننا نلاحظ من الجدول أن القيمة الاحتمالية لفischer أصغر تماماً من 0.01 و 0.05، و بهذا يمكننا القول أن النموذج ذو الآثار الثابتة هو النموذج المختار في هذه المرحلة، وبهذا نكون قد أكدنا صحة النتائج المحصلة من اختبار التجانس لـ Hsiao، و عليه سننتقل إلى الخطوة الثانية التي تتمثل في الاختيار النموذج الذي سيمثل الدراسة أو الذي سنقوم بالاعتماد عليه في الدراسة، ألا و هو النموذج المختار بين النموذج ذو الآثار الثابتة

والنموذج ذو الآثار العشوائية، حيث أن نتائج اختبار هوسمان الظاهرة في الجدول السابق توحى لنا بأن النموذج المختار هو نموذج ذو الآثار الثابتة، و هذا لأن القيمة الاحتمالية أصغر تماما من 0.01 و 0.05، و كذلك يمكن تدعيم هذه النتيجة من خلال تحديد أو الكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين لأن وجود هذه المشكلة القياسية تدل على أن هناك علاقة تربط الحد العشوائي للنموذج مع المتغيرات التفسيرية، و نلاحظ أيضا أن عدد الأفراد صغير مقارنة مع عدد الوحدات الزمنية، كل هذه الملاحظات ترجح أن يكون النموذج الملائم للدراسة هو نموذج ذو الآثار الثابتة.

وعليه يمكننا الآن معالجة المشكلة القياسية التي صادفناها في السابق أو المشاكل القياسية أخرى فقط من خلال نموذج ذو الآثار الثابتة كل هذا سنراه في المبحث القادم.

11.4 : تقدير النموذج المصحح

بعد مصادفتنا في المرحلة السابقة لمشكلة من مشاكل القياسية و الزامية معالجة هذه المشكلة، يجعلنا هذا نشك في وجود مشاكل قياسية أخرى معروفة، و لهذا فالخطوة الأولى التي سنتخذها أو الاجراء الأول الذي سنتخذه لمواجهة هذه المشاكل يتمثل أولا في الفحص و القيام باختبار لمعرفة إذا ما كان النموذج الذي سنتعمد عليه في الدراسة يحتوي على مشاكل قياسية، فإذا أظهرت الاختبارات عدم وجود المشاكل القياسية فهذا يعني أن النموذج السابق لا ينسب له أي شبهة من الشبهات السابقة، و عليه ننقل مباشرة إلى مرحلة تفسير النتائج، أما إذا أظهرت نتائج الاختبارات وجود مشاكل قياسية في النموذج فهذا يعني أن المعلومات المقدره تكون متحيزة بدرجة كبيرة أي أنها لا تتسم بالدقة في التقدير، ما يترك لنا خيار وحيد ألا و هو الزامية معالجة هذه المشاكل بطرق أو تقنيات رياضية معروفة وذات كفاءة و ثقة عالية في معالجة أو حل هذه المعضلة والتي سنتعرف عليها في المراحل التالية.

12.4: اختبارات تحديد المشكلة

سوف نتطرق في هذا العنوان لاختبارين اللذان سيتيحان لنا اتخاذ قرار حول ما إذا كان النموذج يحتوي على مشكلة من المشاكل السابقة، فيمكن القول أن المشكلة الأولى قد ظهرت في السابق من خلال القيمة الإحصائية لديرين-واتسون، ما جعلنا نفترض بوجود هذه المشكلة ألا وهي مشكلة الارتباط الذاتي بين أخطاء النموذج، و لكن لنكون متيقنين حول ذلك سنقوم باختبار آخر الذي سيؤكد لنا صحة الكلام الذي

افتراضنا سابقا، أما المشكلة القياسية الثانية هي مشكلة عدم ثبات التباين التي سنقوم بفحصها عن طريق اختبار معروف.

الجدول رقم 24 : نتائج اختبارات لتحديد المشكلة

الاختبار	ديرين-واتسون	بروش-بايجن ¹	وولد المعدل ²
القيمة الإحصائية	0.616852	83.573000	18.290000
القيمة الاحتمالية	-	0.0000	0.0011

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

نلاحظ من خلال نتائج الاختبارات الظاهرة في الجدول السابق أن المشاكل القياسية المذكورة سابقا قد تم التعرف عليها، حيث أن إحصائية ديرين-واتسون الظاهرة في الجدول محصورة ما بين الصفر و 1.61، مما يوحي لنا أن مشكلة الارتباط الذاتي بين أخطاء النموذج موجودة حيث أنها تأخذ علاقة طردية أي ارتباط موجب من الرتبة الأولى³، وللتأكد من صحة ذلك قمنا أيضا باختبار بروش-بايجن التي تظهر نتائجها في الجدول السابق، حيث قيمته الاحتمالية أصغر تماما من 0.01 و 0.05، ما يجعلنا نرفض فرض عدم القائل أن أخطاء النموذج غير مرتبطة فيما بينها، وبهذا نكون قد أتمنا الخطوة الأولى أو المرحلة الأولى من تحديد مشكلة من المشاكل القياسية، أما بالنسبة لمشكلة عدم ثبات التباين لأخطاء النموذج يمكن إثبات وجودها باختبار وولد المعدل التي تظهر نتائجها في الجدول السابق، حيث أن قيمته الاحتمالية أصغر تماما من 0.01 و 0.05، ما يوحي أن مشكلة عدم ثبات التباين أو عدم تجانس التباين بين الأفراد موجودة، وفي الأخير يمكننا استنتاج أن النموذج الذي سنعمل عليه في دراستنا يحتوي على مشكلتين قياسيتين التي يجب علينا معالجتهما أو إزالتها من النموذج، وبهذا ننتقل إلى المرحلة الأخيرة والتي تكمن في معالجة نموذج الدراسة وذلك بإزالة كافة الشوائب أو المشاكل القياسية التي وجدها.

ثانيا : انحدار برايس-وينستن

في هذا العنوان سنتطرق إلى كيفية وطريقة معالجة النموذج الذي سنعمل عليه في دراستنا، حيث أننا سنعمل على طريقة انحدار برايس-وينستن التي تنص أو تفترض من البداية وجود مشكلة الارتباط الذاتي

¹ أنظر الملحق رقم 13 و 14

² أنظر الملحق رقم 15

³ أنظر الملحق رقم 16

لأخطاء النموذج، وأيضا في نفس الوقت مشكلة عدم ثبات التباين أو احدهما فقط، لأنها ذات قاعدة رياضية ملمة لكل الطرق التي نعرفها لمعالجة هذه المشاكل القياسية التي قد نصادفها، والجدول التالي يوضح نتائج تقدير النموذج المصحح.

الجدول رقم 25 : نتائج تقدير النموذج المصحح

القيم المقدرة	القيمة الاحتمالية
3.178009	d_1 الفرد الأول (الشرق الجزائري)
(0.00000)	
3.479351	d_2 الفرد الثاني (الغرب الجزائري)
(0.00000)	
3.585492	d_3 الفرد الثالث (الشرق الجزائري)
(0.00000)	
4.149386	d_4 الفرد الرابع (الجنوب الجزائري)
(0.00000)	
-0.472312	Ltem
(0.00000)	
0.903803	Lper
(0.00000)	
0.403362	Inba

(0.00000)	
0.989300	معامل التحديد
0.000000	احتمالية وولد

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج Eviews.9

في هذه الخطوة سيتم تحديد معايير الجودة اللازمة لتقييم النموذج، أي أننا سنقوم بغرلة النتائج المحصلة لكي نأخذ قرار حول مساوي هذا النموذج المصحح و مزاياه، و بهذا يمكننا ملاحظة أن كل المعلمات المقدره بما فيها معلمات المتغيرات الصورية ذات دلالة إحصائية بصورة مستقلة و التي يمكن تفسيرها فيما بعد، كما نلاحظ أيضا أن احتمالية وولد أصغر تماما من 0.01 و 0.05 ما يسمح لنا أن نقول أن للنموذج معنوية إحصائية ككل، أي كل معلمات النموذج كمجموعة تؤثر تأثيرا جوهريا على المتغير التابع مما يدل على جودة و قوة النموذج المقدر في تفسير الظاهرة، و أخيرا المعيار الأساسي و هو معيار معامل التحديد، الذي يتضح أنه قد بلغت قيمته المقدره بـ 0.9893 أي 98 بالمئة ما يعني أن النموذج المختار أو بالأحرى المتغيرات التفسيرية الموضوعه في النموذج أو المتخذة في الدراسة ذات قوة تفسيرية كبيرة و لها تأثير قوي على المتغير التابع، كما يمكننا استنتاج أنه بسبب ارتفاع معامل التحديد و بلوغه هذه القيمة يؤكد لنا أن النموذج المختار في الدراسة لا يحتوي نسبيا على متغيرات مهملة و هو شيء أساسي في دقة التقدير.

قائمة المراجع

المراجع بالعربية:

- شيخي محمد، طرق الاقتصاد القياسي محاضرات و تطبيقات، الطبعة الأولى، الحامد، الجزائر، 2011.
- عبد القادر محمد عبد القادر عطية، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الطبعة الثانية، الدار الجامعية 84 شارع زكريا فنيح بالإسكندرية، مصر، 2000.
- هاري كلجيان و والاس أوتس، مقدمة في الاقتصاد القياسي المبادئ و التطبيقات، المرسي السيد ح. و عطيه محمد ع.، الطبعة الأولى، النشر العلمي و المطابع-جامعة الملك سعود، المملكة العربية السعودية، 2001

المراجع باللغة الأجنبية:

- Alain Pirotte, **Econométrie des donnée de panel théorie et applications**, France (paris), 2011.
- Benjamin Born and Jörg Breitung, **Testing for Serial Correlation in Fixed-Effects Panel Data Models**, University of Cologne, 2014.
- Boumediene Khadidja, **le parc automobile en Algérie**, Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'économie appliquée, kolea(Alger), 2017.
- Greene, William, **Econometric Analysis**, fifth edition, New York University: Macmillan Publishing Company Co , 2002.
- Gujarati, Damodar, **Basic Econometrics**, fourth edition, The McGraw-Hill companies, 2004.

- Hashem Pesaran, Aman Ullah, Takashi Yamagata, **A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross Section Independence**, Cambridge University, second version, 2007.
- Laszlo Matays and Patrick Sevestre, **The Econometrics of Panel Data**, second edition, Kluwer Academic Publishers, London, 1995.
- Phil Chan, **F-Test Based On Wald Principle And Wald Test**, 21 novembre 2017 à 15:41, <https://www.youtube.com/watch?v=l66kDWqloU0>
- Régis Bourbonnais, **Econométrie Cours et Exercices Corrigés**, 9e édition, France (Paris), 2015.
- Société algérienne de gestion du réseau de transport du gaz (GRTG), **Organisation**, N° 75, P 04, Djasr Kasentina (Alger), 2016.
- Société algérienne de gestion du réseau de transport du gaz (GRTG), **Hypothèses de base prévision de la demande du marché national en gaz naturel 2018-2027**, Djasr Kasentina (Alger), 2017.
- Sonelgaz, **Rapport d'activité 2009 et compte de gestion consolidés**, Direction exécutive des finances et de la comptabilité, Alger, 2009.
- Valérie Mignon, **Econométrie théorie et applications**, Corpus Economie, France, 2008.
- Xiujian Chen, Shu Lin and W. Robert, **A Monte Carlo evaluation of the efficiency of the PSCE estimator**, Applied Economics Letters, London, 2010.

الملاحق

الملحق رقم 1 : يمثل تقدير الفرد الأول (الوسط الجزائري)

Dependent Variable: LCONS
Method: Least Squares
Date: 02/20/18 Time: 19:16
Sample: 1 132
Included observations: 132

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.874991	0.865444	4.477462	0.0000
LNBA	-0.053426	0.068677	-0.777922	0.4381
LTEM	-0.489876	0.021908	-22.36083	0.0000
LPER	0.976050	0.076161	12.81563	0.0000
R-squared	0.887684	Mean dependent var	22.51139	
Adjusted R-squared	0.885052	S.D. dependent var	0.269783	
S.E. of regression	0.091467	Akaike info criterion	-1.915839	
Sum squared resid	1.281583	Schwarz criterion	-1.828482	
Log likelihood	130.4454	Hannan-Quinn criter.	-1.880341	
F-statistic	337.2144	Durbin-Watson stat	0.574561	
Prob(F-statistic)	0.000000			

الملحق رقم 2 : يمثل تقدير الفرد الثاني (الغرب الجزائري)

Dependent Variable: LCONS
 Method: Least Squares
 Date: 02/20/18 Time: 19:16
 Sample: 133 264
 Included observations: 132

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.213910	0.730757	5.766498	0.0000
LNBA	0.007439	0.059491	0.125043	0.9007
LTEM	-0.425056	0.019615	-21.67052	0.0000
LPER	0.924738	0.066036	14.00351	0.0000
R-squared	0.905009	Mean dependent var		22.38714
Adjusted R-squared	0.902782	S.D. dependent var		0.252503
S.E. of regression	0.078730	Akaike info criterion		-2.215750
Sum squared resid	1.004674	Schwarz criterion		-2.128393
Log likelihood	150.2395	Hannan-Quinn criter.		-2.180252
F-statistic	406.4965	Durbin-Watson stat		0.485403
Prob(F-statistic)	0.000000			

الملحق رقم 3 : يمثل تقدير الفرد الثالث(الشرق الجزائري)

Dependent Variable: LCONS
 Method: Least Squares
 Date: 02/20/18 Time: 19:16
 Sample: 265 396
 Included observations: 132

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.860248	0.807382	7.258335	0.0000
LNBA	0.018384	0.064902	0.283259	0.7774
LTEM	-0.680699	0.022712	-29.97131	0.0000
LPER	0.877853	0.072487	12.11043	0.0000
R-squared	0.915294	Mean dependent var		22.72973
Adjusted R-squared	0.913309	S.D. dependent var		0.293947
S.E. of regression	0.086548	Akaike info criterion		-2.026403
Sum squared resid	1.169493	Schwarz criterion		-1.939045
Log likelihood	137.7426	Hannan-Quinn criter.		-1.990905
F-statistic	461.0384	Durbin-Watson stat		0.778144
Prob(F-statistic)	0.000000			

الملحق رقم 4 : يمثل تقدير الفرد الرابع (الجنوب الجزائري)

Dependent Variable: LCONS
Method: Least Squares
Date: 02/20/18 Time: 19:16
Sample: 397 528
Included observations: 132

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.790047	0.687601	8.420645	0.0000
LNBA	0.054035	0.056326	0.959327	0.3392
LTEM	-0.432317	0.015551	-27.79975	0.0000
LPER	0.849997	0.062586	13.58119	0.0000
R-squared	0.920154	Mean dependent var		22.26768
Adjusted R-squared	0.918282	S.D. dependent var		0.265150
S.E. of regression	0.075797	Akaike info criterion		-2.291693
Sum squared resid	0.946080	Schwarz criterion		-2.204335
Log likelihood	155.2517	Hannan-Quinn criter.		-2.256195
F-statistic	491.6927	Durbin-Watson stat		0.899632
Prob(F-statistic)	0.000000			

الملحق رقم 5 : يمثل تقدير نموذج الانحدار التجميعي

Dependent Variable: LCONS
 Method: Panel Least Squares
 Date: 02/20/18 Time: 19:24
 Sample: 2007M01 2017M12
 Periods included: 132
 Cross-sections included: 4
 Total panel (balanced) observations: 528

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17.99301	0.500262	35.96715	0.0000
LTEM	-0.380684	0.021244	-17.91953	0.0000
LPER	0.096039	0.051490	1.865182	0.0627
LNBA	0.260762	0.045669	5.709780	0.0000
R-squared	0.651690	Mean dependent var	22.47399	
Adjusted R-squared	0.649695	S.D. dependent var	0.319654	
S.E. of regression	0.189192	Akaike info criterion	-0.484564	
Sum squared resid	18.75582	Schwarz criterion	-0.452222	
Log likelihood	131.9248	Hannan-Quinn criter.	-0.471902	
F-statistic	326.8016	Durbin-Watson stat	0.435045	
Prob(F-statistic)	0.000000			

الملحق رقم 6 : يمثل تقدير نموذج ذو الآثار الثابتة

Dependent Variable: LCONS
 Method: Panel Least Squares
 Date: 02/20/18 Time: 19:23
 Sample: 2007M01 2017M12
 Periods included: 132
 Cross-sections included: 4
 Total panel (balanced) observations: 528

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.049946	0.427346	11.81698	0.0000
LTEM	-0.494204	0.010864	-45.49056	0.0000
LPER	0.894972	0.038339	23.34343	0.0000
LNBA	0.014471	0.034497	0.419490	0.6750

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.917898	Mean dependent var	22.47399
Adjusted R-squared	0.916953	S.D. dependent var	0.319654
S.E. of regression	0.092118	Akaike info criterion	-1.918332
Sum squared resid	4.421026	Schwarz criterion	-1.861734
Log likelihood	513.4397	Hannan-Quinn criter.	-1.896175
F-statistic	970.7946	Durbin-Watson stat	0.616852
Prob(F-statistic)	0.000000		

الملحق رقم 7 : يمثل تقدير نموذج ذو الآثار العشوائية

Dependent Variable: LCONS
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 02/20/18 Time: 19:24
 Sample: 2007M01 2017M12
 Periods included: 132
 Cross-sections included: 4
 Total panel (balanced) observations: 528
 Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17.99301	0.243578	73.86959	0.0000
LTEM	-0.380684	0.010344	-36.80326	0.0000
LPER	0.096039	0.025071	3.830725	0.0001
LNBA	0.260762	0.022236	11.72679	0.0000

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.000000	0.0000
Idiosyncratic random		0.092118	1.0000

Weighted Statistics			
R-squared	0.651690	Mean dependent var	22.47399
Adjusted R-squared	0.649695	S.D. dependent var	0.319654
S.E. of regression	0.189192	Sum squared resid	18.75582
F-statistic	326.8016	Durbin-Watson stat	0.435045
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.651690	Mean dependent var	22.47399
Sum squared resid	18.75582	Durbin-Watson stat	0.435045

الملحق رقم 8 : يمثل نتائج اختبار معنوية النموذج الانحدار التجميعي

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	326.8016	(3, 524)	0.0000
Chi-square	980.4049	3	0.0000

Null Hypothesis: C(2)=C(3)=C(4)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	-0.380684	0.021244
C(3)	0.096039	0.051490
C(4)	0.260762	0.045669

Restrictions are linear in coefficients.

الملحق رقم 9 : يمثل نتائج اختبار معنوية النموذج الانحدار ذو الآثار الثابتة

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1335.381	(3, 521)	0.0000
Chi-square	4006.142	3	0.0000

Null Hypothesis: C(2)=C(3)=C(4)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	-0.494204	0.010864
C(3)	0.894972	0.038339
C(4)	0.014471	0.034497

Restrictions are linear in coefficients.

الملحق رقم 10 : يمثل نتائج اختبار معنوية النموذج ذو الأثار العشوائية

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1378.490	(3, 524)	0.0000
Chi-square	4135.470	3	0.0000

Null Hypothesis: C(2)=C(3)=C(4)=0

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	-0.380684	0.010344
C(3)	0.096039	0.025071
C(4)	0.260762	0.022236

Restrictions are linear in coefficients.

الملحق رقم 11 : يمثل اختبار Hausman

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: Untitled

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	1689.297414	3	0.0000

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LTEM	-0.494204	-0.380684	0.000011	0.0000
LPER	0.894972	0.096039	0.000841	0.0000
LNBA	0.014471	0.260762	0.000696	0.0000

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: LCONS

Method: Panel Least Squares

Date: 02/20/18 Time: 19:27

Sample: 2007M01 2017M12

Periods included: 132

Cross-sections included: 4

Total panel (balanced) observations: 528

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.049946	0.427346	11.81698	0.0000
LTEM	-0.494204	0.010864	-45.49056	0.0000
LPER	0.894972	0.038339	23.34343	0.0000
LNBA	0.014471	0.034497	0.419490	0.6750

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.917898	Mean dependent var	22.47399
Adjusted R-squared	0.916953	S.D. dependent var	0.319654
S.E. of regression	0.092118	Akaike info criterion	-1.918332
Sum squared resid	4.421026	Schwarz criterion	-1.861734
Log likelihood	513.4397	Hannan-Quinn criter.	-1.896175
F-statistic	970.7946	Durbin-Watson stat	0.616852
Prob(F-statistic)	0.000000		

الملحق رقم 13 : يمثل نتائج اختبار بروش-بايجن

Residual Cross-Section Dependence Test
 Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation) in residuals
 Equation: Untitled
 Periods included: 132
 Cross-sections included: 4
 Total panel observations: 528
 Cross-section effects were removed during estimation

Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan LM	83.57291	6	0.0000
Pesaran scaled LM	21.23867		0.0000
Bias-corrected scaled LM	21.22340		0.0000
Pesaran CD	6.607853		0.0000

الملحق رقم 14 : يمثل نتائج اختبار بروش-بايجن من خلال برنامج stata

Correlation matrix of residuals:

	__e1	__e2	__e3	__e4
__e1	1.0000			
__e2	-0.1323	1.0000		
__e3	0.0565	0.1840	1.0000	
__e4	0.4371	0.5176	0.3459	1.0000

Breusch-Pagan LM test of independence: $\chi^2(6) = 83.573$, Pr = 0.0000
 Based on 132 complete observations

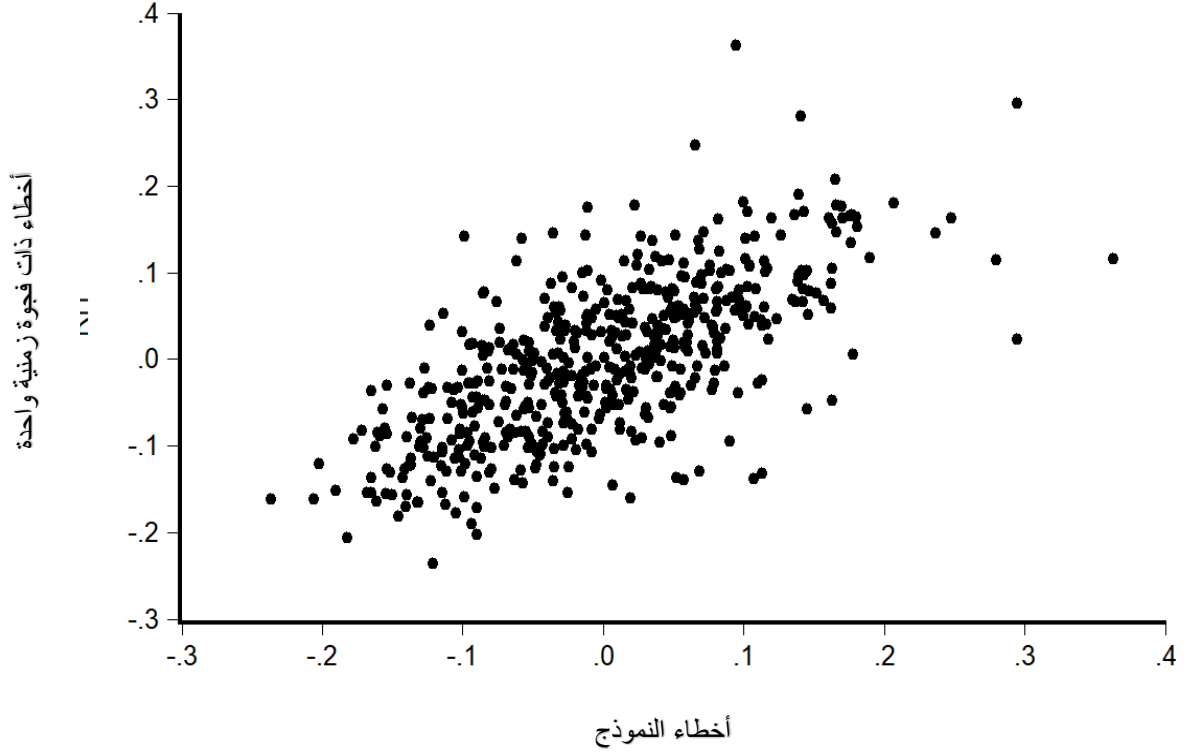
الملحق رقم 15 : يمثل نتائج اختبار وولد المعدل

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
 in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

$\chi^2(4) = 18.29$
 Prob> $\chi^2 = 0.0011$

الملحق رقم 16 : يمثل شكل انتشار البواقي



الملحق رقم 17 : يمثل انحدار برايس-وينستن لتصحيح النموذج

Prais-Winsten regression, correlated panels corrected standard errors (PCSEs)

```

Group variable:  regions          Number of obs   =    528
Time variable:  time             Number of groups =     4
Panels:         correlated (balanced)  Obs per group: min =    132
Autocorrelation: common AR(1)          avg           =    132
                                          max           =    132
Estimated covariances =    10        R-squared       =    0.9893
Estimated autocorrelations =    1      Wald chi2(7)    =    951.51
Estimated coefficients =    7        Prob > chi2     =    0.0000

```

	Panel-corrected					
lcons	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lper	.9038033	.0469935	19.23	0.000	.8116977	.9959089
litem	-.4723129	.0220839	-21.39	0.000	-.5155966	-.4290293
lnba	.4033629	.0448781	-8.99	0.000	.3154034	.4913224
d_01	3.178009	.8271673	3.84	0.000	1.556791	4.799227
d_02	3.479351	.8095836	4.30	0.000	1.892596	5.066105
d_03	3.585492	.8273259	4.33	0.000	1.963963	5.207021
d_04	4.149386	.7682247	5.40	0.000	2.643693	5.655078
rho	.7825187					