

تقييم مساهمة قطاع الزراعة في الاقتصاد الجزائري

جامعة الأغواط
جامعة الجلفة
جامعة الوادي

هيشر أحمد تجاني
بجي بدرأوي
نذير غانية

الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية
وزارة التعليم العالي والبحث العلمي
جامعة الشهيد حمة اخضر - الوادي
كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير
وبالتعاون مع مخبر النمو والتنمية الاقتصادية في الدول العربية

الملتقى الدولي السابع حول:

اقتصاديات الإنتاج الزراعي في ظل خصوصيات
المناطق الزراعية في الجزائر والدول العربية
خلال أيام 04 - 05 مارس 2019

الأساتذة المشاركون :

د. هيشر أحمد التجاني أستاذ محاضر -أ-
كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير
جامعة عمار ثليجي بالأغواط، الجزائر
E-mail : hicher3@gmail.com

د. بدرأوي يحي أستاذ محاضر -أ-
كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير
جامعة زيان عاشور بالجلفة- الجزائر-
BADRAOUIYAHIA @gmail.com

محور البحث: نمذجة استخدام التقنيات الزراعية وفق متطلبات استدامة موارد الإنتاج وصحية منتجاته

عنوان المداخلة: تقييم مساهمة قطاع الزراعة في الاقتصاد الجزائري

ملخص : يعتمد الاقتصاد الجزائري في تمويله اعتمادا شبه تام على الجباية البترولية، مما جعل الاقتصاد الجزائري رهين بسعر البترول ، يزدهر بارتفاعه ويخبو بانخفاضه ، مما حتم ضرورة التفكير في مصادر أخرى في محاولة التقليل من مخاطر التمويل خاصة بعد الأزمة الاقتصادية الأخيرة التي انخفض على إثرها سعر البترول إلى مستويات غير معهودة ، لذا نجد أن الديوان الوطني للإحصاء (O.N.S) صنّف الاقتصاد الوطني إلى 19 قطاعا بداية بالنشاط الزراعي، يرجع هذا التصنيف إلى مدى مساهمته للاقتصاد الوطني، حاولنا في هذا الورقة البحثية التعرف على أهمية مساهمة قطاع الزراعة الجزائري في الاقتصاد الوطني خلال الفترة الممتدة بين 1974-2015، اعتمادا على أسلوب التحليل الإحصائي لبعض المتغيرات المتعلقة بقطاع الزراعة، توصلنا إلى أن مجلّ متغيرات الدراسة اتسمت قيمها بالتجانس، ولها ارتباط مشترك يجعلها تشكل ثلاث مجموعات حسب طريقة ACP، هي مصاريف مدخلات ومخرجات العملية الإنتاجية، المصاريف الإجبارية المقدمة عن العملية الإنتاجية، وعوامل الإنتاج.

الكلمات المفتاح : الزراعة، حساب الإنتاج، حساب الاستغلال، التحليل العاملي، التحليل التمييزي، التحليل العنقودي.

تصنيف JEL : O13, B22, C16

I- تمهيد :

تحتل التنمية الزراعية باهتمام كبير في السياسة الاقتصادية لتلك الدول التي تعتمد في مداخيلها بنسبة كبيرة على الانتاج الفلاحي في تمويل اقتصادها، وتعتبر الزراعة مصدرا أساسيا للغذاء وللمواد الأولية وتساهم من جهة في امتصاص البطالة. والجزائر كغيرها من الدول اهتمت بتطوير نشاط قطاعها الزراعي، فعرف القطاع منذ انطلاقة الأولى عدة تنظيمات زراعية وقوانين تهدف إلى الاستغلال الأمثل للموارد الطبيعية والبشرية، ومن ثم النهوض به ورفع أدائه لتأمين متطلبات السكان، غير أن هذا الأداء كان متفاوتا حسب معطيات وظروف كل مرحلة، مما جعل مساهمة هذا القطاع في الاقتصاد الوطني تختلف عن مساهمة بقية القطاعات الأخرى، لذا سنحاول من خلال هذا البحث القيام بتحليل إحصائي لمجموعة من المتغيرات الاقتصادية المتعلقة بقطاع الزراعة للتعرف على أهمية هذا القطاع وعلى أدائه خلال الفترة الممتدة بين 1974-2015. وعليه، جَرَّأنا العمل إلى ثلاث عناصر، هي: **1- التحليل الإحصائي لمساهمة قطاع الزراعة. 2- مقارنة متوسطات متغيرات الدراسة. 3- البحث عن العوامل المفسرة لأهمية القطاع.**

وقد استعنا لهذا التحليل مجموعة من الأدوات والأساليب الإحصائية، تمثلت في الأشكال البيانية، ومؤشرات النزعة المركزية والتشتت ومعاملات الارتباط، وطريقة التحليل العاملي إلى مركبات أساسية... إلخ. من خلال ما سبق نود معرفة:

كيف ساهم قطاع الزراعة في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة 1974-2015؟

II - الطريقة :

- سنعتمد في بداية الدراسة على متغيرات¹ حساب الإنتاج وحساب الاستغلال لتسعة عشر قطاعا (19) تُمثّل الاقتصاد الجزائري، خلال الفترة الممتدة ما بين سنتي 1974-2015، وعلى هذا تمّ حساب قيم ثنائي متغيرات الميَّنة في الجدول (1) لإثنين وأربعين (42) مشاهدة تُمثّل سنوات الدراسة، ستساعدنا في تحليل القيم الإحصائية الوصفية الموضحة في الجدول (2)، اعتمدنا أيضا على الأشكال البيانية المرافقة والموضحة لتطور قيم هذه المتغيرات، وكذا على قيم معاملات الارتباط الميَّنة في الجدول (3)، التي نلاحظ من خلالها اختلاف درجة الارتباطات بين المتغيرات.

- في الخطوة الثانية نحاول أن ندرس الفروق التي يُمكن أن تكون في تباينات ومتوسطات متغيرات الدراسة الثمانية مثنى- مثنى والموضحة في الشكل (9) والجدولين (5) و(4) وسنستخدم لذلك الاختبار الإحصائي t-student لعينتين مستقلتين² الذي يزودنا بمعلومات تمكننا من الحكم على أي المتغيرات لها متوسط أكبر. وبالتالي نختبر الفرضية الصفرية (H_0) التي تنص على عدم وجود فروق

دالة إحصائية في مساهمة قطاع الزراعة في الاقتصاد الوطني من خلال متغيرات الدراسة بين سنتي 1974-2015، مقابل الفرضية البديلة (H_1) التي تنص على وجود هذه الفروق.

- في نهاية الدراسة حاولنا تفسير علاقات متغيرات الدراسة فيما بينها من أجل الوصول إلى عدد قليل من المتغيرات الخفية والتي تُسمّى بالعوامل³، وتتحدد المتغيرات في كل عامل وفقا لدرجة تشبعها فيه⁴ هذه العوامل تفسّر أهمية هذا القطاع في الاقتصاد الوطني، فاستخدمنا لذلك طريقة التحليل العاملي إلى مركبات أساسية (A.C.P).

III- النتائج ومناقشتها :

1- التحليل الإحصائي لمساهمة قطاع الزراعة

1-1 النسبة المئوية لمساهمة قطاع الزراعة في PBS: يتبين من قيم هذه المتغيرة أنّ مساهمة هذا القطاع المحقّقة على المستوى الوطني خلال فترة الدراسة كانت محصورة بين أقل قيمة 07.03% مسجلة سنة 2008 وأعلى قيمة 12.45% مسجلة سنة 2015، بمتوسط بلغ 09.52% وبانحراف معياري 01.43%، ومنه فإن مقدار معامل اختلاف المتوسط⁵ هو 15,02% الذي يدلّ ذلك على التجانس الكبير قيم هذه المتغيرة، ويؤكد ذلك مقدار معامل اختلاف الوسيط⁶ 14,90%، كما يُبيّن الشكل (1). وترتبط المتغيرة (PBS) بالمتغيرات التالية ارتباطا قويا: فمع المتغيرة VAS بنسبة 97.0%، المتغيرة RIS بنسبة 96.4%، المتغيرة ENES بنسبة 55.4%، المتغيرة RSS بنسبة 46.2%، ومع المتغيرة ILPS فكان الارتباط هو الأقل بنسبة 36.6%، المتغيرة CIS بنسبة 43.5% وهذه الارتباطات كلها دالة عند مستوى معنوية 0.01؛ أما ارتباطها مع بقية المتغيرة: CFFS، فهو غير معنوي إحصائيا.

ويُبيّن نفس الشكل أن معادلة الاتجاه العام لهذه المتغيرة في تزايد حيث كانت معادلته عبارة عن كثير حدود موجب من الدرجة الرابعة

$$PBS = 6E-05x^4 - 0,004x^3 + 0,111x^2 - 0,827x + 9,93$$

وسالب في الدرجة الثالثة: $PBS = 6E-05x^4 - 0,004x^3 + 0,111x^2 - 0,827x + 9,93$ كما يظهر من قيمة معامل الارتباط أن القدرة التفسيرية تجاوزت النصف 59,10%.

2-1 النسبة المئوية لمساهمة قطاع الزراعة في CIS: يتبين من قيم هذه المتغيرة أنّ مساهمة هذا القطاع المحقّقة على المستوى الوطني خلال فترة الدراسة كانت محصورة بين أقل قيمة 04.17% مسجلة سنة 1983 وأعلى قيمة 06.98% مسجلة سنة 2012، بمتوسط بلغ 05.59% وبانحراف معياري 00.76%، ومنه فإن مقدار معامل اختلاف المتوسط هو 13,59% الذي يُؤشّر على التجانس الكبير في قيم هذه المتغيرة، ويؤكد ذلك مقدار معامل اختلاف الوسيط 13,90%، كما يُبيّن الشكل (2). حسب الجدول (3) المتغيرة (CIS) لها ارتباط ضعيف مع جميع المتغيرات، إلّا أنّ أحسن ارتباط لها وجد مع المتغيرة (PBS) بواقع 43.50% وهو معنوي إحصائيا.

ويُبيّن نفس الشكل أن معادلة الاتجاه العام في تزايد حيث معادلته عبارة عن كثير حدود موجب من الدرجة السادسة وسالب في

الدرجة الخامسة: $CIS = -1E-06x^5 + 0,000x^4 - 0,005x^3 + 0,095x^2 - 0,737x + 7,200$ ، ويظهر من قيمة معامل الارتباط أن القدرة التفسيرية قليلة، قُدّرت بنحو 30, 44%.

3-1 النسبة المئوية لمساهمة قطاع الزراعة في VAS: يتبين من قيم هذه المتغيرة أنّ مساهمة هذا القطاع المحقّقة على المستوى الوطني خلال فترة الدراسة كانت محصورة بين أقل قيمة 07.81% مسجلة سنة 2008 وأعلى قيمة 15.93% مسجلة سنة 1989، بمتوسط بلغ 11.65% وبانحراف معياري 02.13%، ومنه فإن مقدار معامل اختلاف المتوسط هو 18,28% الذي يُؤشّر على تجانس قيم هذه المتغيرة، ويؤكد ذلك مقدار معامل اختلاف الوسيط 18,50%، كما يُبيّن الشكل (3). وترتبط المتغيرة (VAS) حسب الجدول (3) بالمتغيرات التالية ارتباطا قويا: فالمتغيرة RIS بنسبة 99.3%، المتغيرة ENES بنسبة 64.3%، والمتغيرة (PBS) بنسبة

97.0%، أما مع المتغيرة RSS فكان الارتباط عكسي بنسبة 49.4% وهذه الارتباطات كلها دالة عند مستوى معنوية 0.01؛ أما ارتباطها مع المتغيرتين، CFFS و ILPS فهو غير معنوي إحصائيا.

ويبين نفس الشكل أن معادلة الاتجاه العام في تناقص حيث كانت معادلته عبارة عن كثير حدود سالب من الدرجة السادسة وموجب في الدرجة الخامسة: $VAS = 9E-05x^4 - 0,007x^3 + 0,173x^2 - 1,253x + 12,34$ ، كما يظهر من قيمة معامل الارتباط أن القدرة التفسيرية معقولة نسبيا 62,10%.

4-1 النسبة المئوية لمساهمة قطاع الزراعة في CFFS: يتبين من قيم هذه المتغيرة أن مساهمة هذا القطاع المحققة على المستوى الوطني خلال فترة الدراسة كانت محصورة بين أقل قيمة 00.09% مسجلة سنة 2006 وأعلى قيمة 10.16% مسجلة سنة 1992، بمتوسط بلغ 02.52% وبانحراف معياري 02.72%، ومنه فإن مقدار معامل اختلاف المتوسط هو 107,94% الذي يؤثر على التذبذب الكبير في قيم هذه المتغيرة وعدم تجانسها، ويؤكد هذا التذبذب العنيف مقدار معامل اختلاف الوسيط 418,50%، كما يُبين الشكل (4). وحسب الجدول (3) ترتبط المتغيرة CFFS بالمتغيرة ILPS ارتباطا عكسيا قُدِّر بـ 53.8% وله دلالة معنوية عند مستوى 0.01؛ أما ارتباطها مع باقي المتغيرات الأخرى فكان ضعيفا وهو غير معنوي إحصائيا عند مستوى الدلالة 0.05 و 0.01. ويبين الشكل السابق أن معادلة الاتجاه العام في تناقص حيث كانت معادلته عبارة عن كثير حدود سالب من الدرجة السادسة وموجب في الدرجة الخامسة:

$CFFS = -5E-06x^5 + 0,000x^4 - 0,022x^3 + 0,389x^2 - 2,784x + 10,80$ ، كما يظهر من قيمة معامل الارتباط أن القدرة التفسيرية مرتفعة نسبيا 72.90%.

5-1 النسبة المئوية لمساهمة قطاع الزراعة في RIS: يتبين من قيم هذه المتغيرة أن مساهمة هذا القطاع المحققة على المستوى الوطني خلال فترة الدراسة كانت محصورة بين أقل قيمة 08.36% مسجلة سنة 2008 وأعلى قيمة 17.45% مسجلة سنة 2015، بمتوسط بلغ 12.57% وبانحراف معياري 02.38%، فيكون مقدار معامل الاختلاف هو 18,93%، الذي يؤثر على تجانس قيم هذه المتغيرة، ويؤكد هذا التجانس مقدار معامل اختلاف الوسيط هو 19%، كما يُبين الشكل (5). وحسب الجدول (3) ترتبط المتغيرة RIS بالمتغيرة ENES ارتباطا نسبته 65.2%، ومع المتغيرة PBS بنسبة 96.4% ومعنوي إحصائيا عند 0.01، ومع المتغيرة VAS بنسبة 99.3% وهي أيضا دالة إحصائيا عند مستوى المعنوية 0.01، ومع المتغيرة RSS كان ارتباطها عكسيا نسبته 46.4%، وله دلالة معنوية عند مستوى 0.05؛ أما ارتباطها مع المتغيرة ILPS فكان ضعيفا فكان 33.6% و معنوي إحصائيا عند 0.05.

ويبين الشكل أيضا أن معادلة الاتجاه العام في تناقص حيث كانت معادلته عبارة عن كثير حدود سالب من الدرجة السادسة وموجب في الدرجة الخامسة: $RIS = 1E-04x^4 - 0,007x^3 + 0,186x^2 - 1,301x + 12,85$ ، كما يظهر من قيمة معامل الارتباط ارتفاع قدرته التفسيرية نسبيا: 63.90%.

6-1 النسبة المئوية لمساهمة قطاع الزراعة في ILPS: يتبين من قيم هذه المتغيرة أن مساهمة هذا القطاع المحققة على المستوى الوطني خلال فترة الدراسة كانت محصورة بين أقل قيمة -04.96% مسجلة سنة 1975 وأعلى قيمة 01.50% مسجلة سنة 2003، بمتوسط بلغ -00.21% وبانحراف معياري 01.47%، فيكون مقدار معامل الاختلاف هو -700%، الذي يؤثر التذبذب الكبير والعنيف في قيم هذه المتغيرة، ويتأكد هذا في مقدار معامل اختلاف الوسيط هو 3,30%، كما يُبين الشكل (6). وحسب الجدول (3) ترتبط المتغيرة ILPS بالمتغيرة RSS بنسبة 39.9%، وله دلالة معنوية عند مستوى 0.01، أما ارتباطها بالمتغيرة ENES فكان ضعيفا وغير معنوي إحصائيا.

ويبين الشكل أيضا أن معادلة الاتجاه العام في تزايد حيث كانت معادلته عبارة عن كثير حدود موجب من الدرجة الثالثة وسالب في الدرجة الثانية: $ILPS = 2E-07x^6 - 2E-05x^5 + 0,001x^4 - 0,027x^3 + 0,310x^2 - 1,014x - 2,860$ ، كما يظهر من قيمة معامل الارتباط الارتفاع الكبير في القدرة التفسيرية 93.90%.

7-1 النسبة المئوية لمساهمة قطاع الزراعة في RSS: يتبين من قيم هذه المتغيرة أن مساهمة هذا القطاع المحققة على المستوى الوطني خلال فترة الدراسة كانت محصورة بين أقل قيمة 03.77% مسجلة سنة 1990 وأعلى قيمة 14.20% مسجلة سنة 1981، بمتوسط بلغ 09.87% وبانحراف معياري 02.24%، ومنه فإن مقدار معامل الاختلاف هو 22.69%، الذي يؤشر على التجانس النسبي في قيم هذه المتغيرة، ويؤكد هذا التذبذب مقدار معامل اختلاف الوسيط هو 22.50%، كما يوضحه الشكل (7). وحسب الجدول (3) ترتبط المتغيرة RSS مع المتغيرة ENES ارتباطا عكسيا بنسبة 49.50% وهو له دلالة معنوية عند مستوى 0.01.

ويبين الشكل أيضا أن معادلة الاتجاه العام في تزايد حيث كانت معادلته عبارة عن كثير حدود موجب من الدرجة السادسة وسالب في الدرجة الخامسة: $RIS = 5E-07x^6 - 6E-05x^5 + 0,002x^4 - 0,051x^3 + 0,430x^2 - 1,502x + 13,52$ ، كما يظهر من قيمة معامل الارتباط الارتفاع الكبير في القدرة التفسيرية: 58,90%.

8-1 النسبة المئوية لمساهمة قطاع الزراعة في ENES: يتبين من قيم هذه المحققة على المستوى الوطني خلال فترة الدراسة كانت محصورة بين أقل قيمة 08.93% مسجلة سنة 1974 وأعلى قيمة 52.93% مسجلة سنة 1994، بمتوسط بلغ 17.31% وبانحراف معياري 07.11%، ومنه فإن مقدار معامل الاختلاف هو 41.07%، الذي يؤشر على تذبذب في قيم هذه المتغيرة مقارنة بغيرها، ويؤكد هذا التذبذب مقدار معامل اختلاف الوسيط هو 46.30%، كما يوضحه الشكل (8). ويبين الشكل أيضا أن معادلة الاتجاه العام في تناقص حيث كانت معادلته عبارة عن كثير حدود سالب من الدرجة السادسة وموجب في الدرجة الخامسة: $ENE = -1E-06x^6 + 0,000x^5 - 0,006x^4 + 0,122x^3 - 1,07x^2 + 3,713x + 10,28$ ، كما يظهر من قيمة معامل الارتباط قيمته التفسيرية: 48.40%.

نتيجة: اتُسمت جُلُّ متغيرات الدراسة بتجانس قيمها، عدى المتغيرتين: -الإجمالي الوطني لاستهلاك الأصول الثابتة CFPS - والإجمالي الوطني للضرائب غير المباشرة المرتبطة بالإنتاج ILPS حيث عرفت قيمهما تقلبات عنيفة، وكان ارتباط المتغيرتين: - الإجمالي الوطني للاستهلاك الوسيط الوطني CIS - الإجمالي الوطني لاستهلاك الأصول الثابتة CFPS بباقي المتغيرات ضعيفا جدا وليس له دلالة إحصائية.

2- مقارنة تباينات ومتوسطات متغيرات الدراسة :

1-2 فحص اختبار تساوي المتوسط واختبار تجانس التباين للمتغيرات.

يبين الشكل (9) اختلاف متوسطات المتغيرات، وللتأكد سنعمد على الإحصائية t-student للعينات المستقلة لنختبر مدى تحقق فرضية تجانس تباين قيم المتغيرات من عدمه⁷، وعليه نختبر الفرضيتين التاليتين: **1-** تباينات قيم متغيرات الدراسة متساوية؛ **2-** متوسطات قيم متغيرات الدراسة متساوية.

القرار: نجد في الجدول (4) أن: $\alpha = 0.05$ $\pi = 0.000$ Sig.، نرفض الفرضية الصفرية (H_0) ونقبل الفرضية البديلة (H_1) التي تُشير إلى عدم تحقق فرضية تجانس التباين بين قيم المتغيرات، وتعني هذه النتيجة أن اثنين على الأقل من متغيرات الدراسة ليس لهما نفس التباين.

القرار: في الجدول (5) لدينا: $\alpha = 0.05$ $\pi = 0.000$ Sig.، نرفض الفرضية الصفرية (H_0) ونقبل الفرضية البديلة (H_1) التي تؤكد على وجود فروق في متوسطات قيم متغيرات الدراسة.

2-2 البحث عن المتغيرات التي تختلف فيما بينها في المتوسط والتباين:

ولتحديد المتغيرات ذات المتوسطات المختلفة ينبغي إجراء اختبار إحصائي لتساوي المتوسطات⁸ في حالة العينات المستقلة، وسوف نعتمد على النتائج الواردة في الجدول (3).

1-2-2 مقارنة متوسط المتغيرة PBS مع باقي المتغيرات:

- 1- (PBS-CIS): نتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ ، وكذا نتحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ حيث أن الفرق لصالح المتغيرة PBS.
- 2- (PBS-VAS): نتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.012$ ، وكذا نتحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ حيث أن الفرق لصالح المتغيرة VAS.
- 3- (PBS-CFFS): نتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ ، وكذا نتحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ حيث أن الفرق لصالح المتغيرة PBS.
- 4- (PBS-RIS): نتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.002$ ، وكذا نتحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ حيث أن الفرق لصالح المتغيرة RIS.
- 5- (PBS-ILPS): نتحقق لهما فرضية تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ ϕ $Sig. = 0.740$ ، إلا أن المتوسطات غير متساوية $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ ، حيث أن الفرق لصالح المتغيرة PBS.
- 6- (PBS-RSS): نتحقق لهما فرضية تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ ϕ $Sig. = 0.082$ ، وكذا نتحقق فرضية تساوي المتوسطات $\alpha = 0.05$ ϕ $Sig. = 0.251$.
- 7- (PBS-ENES): نتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ ، وكذا نتحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ حيث أن مساهمة ENES تزيد عن مساهمة PBS .

2-2-2 مقارنة متوسط المتغيرة CIS مع باقي المتغيرات:

- 1- (CIS -VAS): نتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ ، وكذا نتحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ حيث أن مساهمة VAS تزيد عن مساهمة CIS.
- 2- (CIS-CFFS): نتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ ، وكذا نتحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ حيث أن مساهمة CIS تزيد عن مساهمة CFFS.
- 3- (CIS-RIS): نتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ ، وكذا نتحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ حيث أن مساهمة CIS تقل عن مساهمة RIS.
- 4- (CIS-ILPS): نتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ ، وكذا نتحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ حيث أن مساهمة CIS تزيد عن مساهمة ILPS.
- 5- (CIS-RSS): نتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ ، وكذا نتحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ حيث أن مساهمة RSS تزيد عن مساهمة CIS.
- 6- (CIS-ENES): نتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ ، وكذا نتحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ حيث أن مساهمة ENES تزيد عن مساهمة CIS.

3-2-2 مقارنة متوسط المتغيرة VAS مع باقي المتغيرات:

1- (VAS-CFFS): نتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.009$ ، وكذا نتحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ حيث أن مساهمة VAS تزيد عن مساهمة CFFS.

2- (VAS-RIS): نتحقق لهما فرضية تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ ϕ $Sig. = 0.487$ ، وكذا نتحقق فرضية تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ ϕ $Sig. = 0.084$.

3- (VAS-ILPS): نتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.037$ ، وكذا نتحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ حيث أن مساهمة VAS تزيد عن مساهمة ILPS.

4- (VAS-RSS): نتحقق لهما فرضية تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ ϕ $Sig. = 0.841$ ، إلا أن المتوسطات غير متساوية $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.002$ ، حيث أن الفرق لصالح المتغيرة VAS.

5- (VAS-ENES): نتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.001$ ، وكذا نتحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ حيث أن مساهمة VAS تقل عن مساهمة ENES .

2-2-4 مقارنة متوسط المتغيرة CFFS مع باقي المتغيرات:

1- (CFFS-RIS): نتحقق لهما فرضية تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ ϕ $Sig. = 0.060$ ، إلا أن المتوسطات غير متساوية $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ ، حيث أن الفرق لصالح المتغيرة RIS.

2- (CFFS-ILPS): نتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ ، وكذا نتحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ حيث أن مساهمة CFFS تزيد عن مساهمة RSS.

3- (CFFS-RSS): نتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.017$ ، وكذا نتحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ حيث أن مساهمة RSS تزيد عن مساهمة CFFS.

4- (CFFS-ENES): نتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.012$ ، وكذا نتحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ حيث أن مساهمة ENES تزيد عن المساهمة CFFS.

2-2-5 مقارنة متوسط المتغيرة RIS مع باقي المتغيرات:

1- (RIS-ILPS): نتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.006$ ، وكذا نتحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ حيث أن الفرق لصالح مساهمة RIS .

2- (RIS-RSS): نتحقق لهما فرضية تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ ϕ $Sig. = 0.437$ ، إلا أن المتوسطات غير متساوية $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ ، حيث أن الفرق لصالح المتغيرة RIS.

3- (RIS-ENES): نتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.002$ ، وكذا نتحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ ، حيث أن مساهمة RIS تقل عن مساهمة ENES.

2-2-6 مقارنة متوسط المتغيرة ILPS مع باقي المتغيرات:

1- (ILPS-RSS): نتحقق لهما فرضية تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ ϕ $Sig. = 0.143$ ، إلا أن المتوسطات غير متساوية $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ ، حيث أن الفرق لصالح المتغيرة RSS.

2- (ILPS-ENES): نتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ ، وكذا نتحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ π $Sig. = 0.000$ حيث أن مساهمة ENES تزيد عن مساهمة ILPS .

2-2-7 مقارنة متوسط المتغيرة RSS مع باقي المتغيرات:

1- (RSS-ENES): تتحقق لهما فرضية عدم تساوي التباين حيث $\alpha = 0.05$ $\pi = 0.001$ $Sig.$ ، وكذا تحقق فرضية عدم تساوي المتوسطين $\alpha = 0.05$ $\pi = 0.000$ $Sig.$ ، حيث أن مساهمة ENES تزيد عن مساهمة RSS .

3- تحديد العوامل المفسرة لمساهمة قطاع الزراعة في الاقتصاد الجزائري:

1-3 اختبار تحقق فرضيات التحليل العاملي إلى مركبات أساسية: لطريقة التحليل العاملي بالمركبات أساسية مجموعة من الفرضيات⁹ ، وتعتمد هذه الفرضيات على مصفوفة الارتباطات بين متغيرات الدراسة المبينة في الجدول (6)، تمهيدا لحساب التباينات المشتركة والقيم الذاتية وارتباط المتغيرات بالعوامل المفسرة للظاهرة موضوع الدراسة والتحليل.

أ- تحقق الفرضية الأولى لـ **ACP** في الجدول (6) وهي اختلاف القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة معاملات الارتباط¹⁰ عن الصفر، حيث: $D\acute{e}terminant=1,113E-6 \neq 0$ مما يدل على سلامة معطيات من مشكلة التعدد الخطي للمتغيرات وجودة نتائج التحليل.

ب- تحقق الفرضية الثانية في الجدول (7)، نتائج اختبار كايزر-ماير-أولكن (K-M-O)، وهو يُشير إلى مدى تحقق الفرضية الثانية لهذا التحليل وهي قبول العينة للتحليل.

ج- تحقق الفرضية الثالثة في نفس الجدول تظهر نتيجة اختبار Bartlett دالة $\alpha = 0.05$ $\pi = 0.000$ $Sig.$ ، ويُعد هذا مؤشراً لاختلاف مصفوفة الارتباط عن مصفوفة الوحدة، بمعنى أنه توجد تباينات مشتركة بين متغيرات الدراسة تشكل مجموعة العوامل الخفية، وهو ما نسعى إلى الكشف عنه.

د- تحقق الفرضية الرابعة في الجدول (8)، كفاية العينة لكل متغيرة من متغيرات الدراسة، حيث إذا تتبنا الأرقام المؤشر عليها بالحرف (a) في القطر الرئيسي لمصفوفة المعاملات الصورية نجد أن 75% من المتغيرات ذات معامل ارتباط صوري لا يقل عن 0.40، مما يدل على استيفاء هذه النسبة من المتغيرات لفرضية كفاية العينة لكل متغيرة.

- من تحقق الفرضيات الأربعة السابقة نستطيع القول أنه يمكننا الوثوق في نتائج التحليل بطريقة التحليل العاملي بالمركبات الأساسية ACP.

2-3 جودة تمثيل المتغيرات: الهدف من استخدام ACP هو إيجاد حد أدنى من المتغيرات يمثل كافة المتغيرات الأولية المقترحة، نبحث هنا عن مدى جودة التمثيل لهذه المتغيرات.

يُبين الجدول (9) جودة تمثيل المتغيرات انطلاقاً من معاملات الارتباط المتعدّد وكذا مقدار التباينات المشتركة بين المتغيرات. تبدوا متغيرات الدراسة ذات جودة عالية للتمثيل من خلال العمود الثاني (Extraction)، الذي يعبر عن نسبة التباين في المتغيرة التي تشرحها العوامل المشتركة المشتقة من التحليل العاملي، تبدوا متغيرات الدراسة ذات جودة عالية للتمثيل.

3-3 استخراج القيم الذاتية: ينطلق التحليل حسب هذه الطريقة من البحث عن القيم الذاتية والنسب المرتبطة بالمحاور العاملية، حيث تشير القيمة الذاتية إلى كمية التباين المفسر في المتغيرات من قبل العامل الذي ارتبطت به، بمعنى تشتت المتغيرات حول كل محور عاملي. ونتائج الجدول (10) تُبين القيم الذاتية ونسب التشتت، حيث تم تحديد عاملين أساسيين، بناء على أحد الاتجاهات المتعلقة بقيمة الارتباط الذي ينبغي أخذها بعين الاعتبار¹¹ ، ونظراً لخصائص العينة موضوع الدراسة، فإننا سنعتمد في تحديد العوامل على ما لا يقل عن القيمة 0.65 كنسبة لقبول ارتباط المتغير بالمحور المفسر. يبيّن أن العوامل المأخوذة عددها ثلاثة، تُفسّر 84.218% من الظاهرة محل الدراسة¹² ، وهي نسبة تُعتبر عالية للاكتفاء بالمحاور الثلاثة كعوامل مُفسّرة لأهمية قطاع الزراعة في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة الممتدة ما بين 1974-2015.

تُركّز في الجدول (10) على القسمين الأول والثاني ، لكونهما ناتجان عن استخدام طريقة التحليل العاملي بالمركبات الأساسية. غير أننا سنعتمد في التفسير على القسم الثالث، والذي يشير إلى القيم الذاتية بعد عملية تدوير المحاور، حيث تهدف هذه الأخيرة إلى تحويل

مصنوفة الارتباطات الأولية إلى مصنوفة ارتباطات مكافئة لها تتسم بقدر كبير من الوضوح، وذلك من خلال تعظيم الارتباطات الكبرى وتحجيم الارتباطات الصغرى¹³، ويمكننا ملاحظة توزيع نسب تشتت التباين على العوامل الثلاثة المأخوذة في نفس الجدول كما يلي:

- يفسر العامل الأول 49,643% من التشتت الإجمالي، ويُقابل أعلى قيمة ذاتية وهي $\lambda_1 = 3,971$ ؛
- يفسر العامل الثاني 18,875% من التشتت الإجمالي، ويُقابل القيمة الذاتية التالية مباشرة وهي $\lambda_2 = 1,510$ ؛
- يفسر العامل الثالث 15,763% من التشتت الإجمالي، ويُقابل القيمة الذاتية الثالثة وهي $\lambda_3 = 1,261$ ؛

3-4 تمثيل وتوزيع القيم الذاتية:

الشكل (10) يُبين القيم الذاتية التي يمكن أخذها وتلك التي يمكن استبعادها حسب أسلوب (Cattell, 1966)، حيث يوضح الشكل أن القيم الذاتية ذات الانحدار الشديد تكون في المجال [1-3] للعوامل، فنجد أن عدد القيم الذاتية المقابلة للعوامل المستخرجة هو ثلاثة، بعدها تميل بقية القيم إلى الانحدار الأفقي، وهي بذلك مستبعدة من النموذج. وبفضل عملية التدوير للمحاور الأساسية، وكذا الاتجاه المعتمد في تعيين أدنى قيمة مقبولة للارتباط (حيث حددت في دراستنا هذه بـ 0.65)، تحصلنا على مصنوفة العوامل بعد التدوير والتي يُبينها الجدول (11)، تتسم مصنوفة هذا الجدول بالوضوح في إمكانية ملاحظة المتغيرات المرتبطة بكل عامل من العوامل المستخرجة، مما يسهل عملية تفسيرها والكشف عن المعاني التي تتضمنها. ولقد اعتمدنا في تسمية العوامل المستخرجة على أسلوب الوصف والسببية¹⁴، ذلك أن متغيرات الدراسة عبارة عن مؤشرات اقتصادية (حسابي الإنتاج والاستغلال) تسمح بالوصف، كما تسمح بتحديد السبب انطلاقاً من تفسيراتها الاقتصادية، فالتفسير يعتمد على:

- طبيعة المتغيرات التي ارتبطت بالعامل؛
- الإلمام بالظروف ذات الصلة بالظاهرة محل الدراسة؛
- الاعتماد على النظريات والاتجاهات السائدة في المجال الذي تنتمي إليه الظاهرة.

3-5 تسمية العوامل المستخرجة: انطلاقاً من مصنوفة العوامل بعد تدوير المحاور، يمكن إدراج الجدول (12) لتقدم الوصف الأولي للعوامل الثلاثة المفسرة لأهمية قطاع الزراعة في الاقتصاد الجزائري:

- وصف العامل الأول: نلاحظ أنه مُفسّر على الترتيب بكل من المتغيرات: إجمالي القيمة المضافة (VAS)، إجمالي الدخل الداخلي (RIS)، إجمالي الإنتاج الخام (PBS)، إجمالي الفائض الصافي للاستغلال (ENES)، إجمالي تعويضات الأجراء (RSS)، تشكل هذه المتغيرات بصفة عامة مصاريف مدخلات ومخرجات العملية الإنتاجية، أي الإنتاج وعوامل الإنتاج؛
- وصف العامل الثاني: كما نلاحظ أن العامل الثاني مُفسّر على الترتيب بكل من: إجمالي استهلاك الأصول الثابتة (CFFS)، إجمالي الضرائب غير المباشرة المرتبطة بالإنتاج (ILPS)، وتشكل هذه المتغيرات في مجموعها الموارد المالية الناجمة عن العملية الإنتاجية، أي المصاريف الإجبارية المقدمة عن كل عملية إنتاجية؛

- وصف العامل الثالث: أما العامل الثالث فمفسر بمتغيرة إجمالي الاستهلاكات الوسيطة (CIS)، التي تشكل عوامل الإنتاج؛ وعليه، يمكن القول بأن أهمية قطاع الزراعة في الاقتصاد الجزائري تظهر من خلال مساهمته في مراحل وعوامل الإنتاج وأيضاً في الموارد المالية الناتجة عن العملية الإنتاجية. ويمكن أن يُوضّح هذا بالشكل (11)، الذي من خلاله يبين ارتباط المركبة الأولى بالمتغيرات الخمس المكونة للعامل الأول، كما ترتبط بالمركبة الثانية المتغيرتان المعبر عنها بالعامل الثاني. أما المركبة الثالثة فترتبط بالمتغيرة الأخيرة المشكلة للعامل الثالث، كما يعكس الشكل البياني أعلاه جودة التمثيل العالية، لابتعاد نقاط المتغيرات عن مركز الدائرة المرسومة داخل المربع واقترابها من محيطها.

3-6 تصنيف سنوات الدراسة: نُحاول هنا تحديد مجموعة السنوات المتشابهة بالنظر إلى متغيرات الدراسة، لهذا الغرض وانطلاقاً من النتائج الحاصلة في الفقرة السابقة، نتفحص شكل اتجاه توزع سنوات الدراسة في الشكل (12)، وهذا باللجوء إلى طريقة التحليل العنقودي الهرمي، نستخلص من شكل رسم الشجرة¹⁵ أن سنوات الدراسة يمكن تقسيمها إلى مجموعتين:

- مجموعة أولى تضمّ فئتان من السنوات الفئة الأولى تنطلق من 1974 إلى 1976، والفئة الثانية تنطلق سنواتها من 1977 إلى 1986 ثم **تقفز** إلى 2012-1997 منزوع منها 1998 و 1999، ولهذه المجموعة سلوكاً مختلفاً عن سلوك المجموعة الثانية.
- مجموعة ثانية فتضم كذلك تضمّ فئتان من السنوات، تبدأ الأولى من 1988 حتى سنة 1992 والثانية 1987 لتقفز إلى 1993-2015.

- عند مقارنة تصنيف السنوات شجرة التحليل، نجد أن قطاع الزراعة سلك سلوكاً مستقراً لمدة طويلة خلال فترة الدراسة ويتضح هذا في تجمع عدد كبير لسنوات الدراسة في المجموعة الأولى حوالي 27 سنة من 42 سنة فترة الدراسة (57%) أكثر من النصف، هذه النسبة كانت مقسمة على فترتين، الأولى 03 سنة (1974-1976) تمثل بدايات تطبيق سياسة الاشتراكية في تسيير القطاع الفلاحي. أما الفترة الثانية فدامت 19 سنة (1995-2012)، تميزت باستقرار سياسة تسيير القطاع الزراعي نظراً لإبرام الجزائر اتفاقيات مع المؤسسات المالية العالمية لإعادة هيكلة ديونها وإنعاش اقتصادها بسبب تراكم مشاكل التسيير الذاتي.

أما سنوات المجموعة الثانية (1987-2015) نرى أن قطاع الزراعة الجزائري اختلف سلوكه عن بقية السنوات الأخرى وخاصة في سنة 1994 بسبب تذبذب وضع الاقتصاد الوطني نتيجة تغير السلطة السياسية، ودخول البلاد في وضع الأمن الذي صاحبه عدم استقرار مؤسسات الدولة، ووصول المشاكل الاقتصادية إلى أوجها، فلجأت الجزائر إلى تغيير سياستها الخارجية اتجاه ديونها.

يمكن تحديد عدد المجموعات على أساس معايير تتحدد من خلال الدّراية بتطور السياسات الخاصة بالقطاع والقطاعات المتفاعلة معه. بمعنى أنه لا يمكن تفسير مثل هذه النتيجة لقطاع الزراعة بمعزل عن باقي القطاعات الاقتصادية وطبيعة السياسات المختلفة التي اعتمدتها الدولة خلال فترة الدراسة، إضافة إلى الظروف السياسية والاقتصادية وغيرها.

IV- الخلاصة : ما يمكن استخلاصه من التحليل الإحصائي لمتغيرات الدراسة :

- أخذت للنسبة المئوية لمساهمة قطاع الزراعة في إجمالي الإنتاج الخام PBS وللنسبة المئوية لمساهمة قطاع الزراعة في إجمالي الاستهلاكات الوسيطة CIS، أقل معامل اختلاف ، وبالتالي فيبياناتهما تُعتبر أكثر انسجاماً (أقل من 15%)، بعد ذلك تأتي نسبة مساهمة قطاع الزراعة في إجمالي القيمة المضافة VAS ونسبة مساهمة قطاع الزراعة في إجمالي الدخل الداخلي RIS (حوالي 18%)، بينما أخذت للنسبة المئوية لمساهمة قطاع الزراعة في إجمالي الضرائب غير المباشرة المرتبطة بالإنتاج ILPS أعلى معامل اختلاف مما يفسر عدم التجانس في البيانات نظراً للتباعد الكبير بين بيانات هذه السلسلة.

- من نتائج التحليل العاملي المستخرجة، تبين أنه يمكن رد العوامل المفسرة لوزن وأهمية قطاع الزراعة في الاقتصاد الوطني إلى ثلاثة عوامل أساسية هي: مصاريف مدخلات ومخرجات العملية الإنتاجية، المصاريف الإجبارية المقدمة عن العملية الإنتاجية، عوامل الإنتاج.

- إستعنا بمخطط الشجرة المدرج في الشكل 13 لتصنيف سنوات الدراسة في مجموعات جزئية ، حسب حركة السهم يمينا أو يسارا والذي ساعدنا في إعطاء التفسيرات المناسبة.

- تتميز المجموعة الأولى من تصنيف سنوات الدراسة والتي تضم حوالي 27 سنة من إجمالي 42 سنة مقسمة على فترتين، الفترة الأولى 03 سنة (1974-1976) تعكس تطبيق سياسة الاشتراكية في تسيير القطاع الفلاحي.
- أما الفترة الثانية فدامت 19 سنة (1995-2012)، تميزت باستقرار سياسة تسيير القطاع الزراعي نظرا لإبرام الجزائر اتفاقيات مع المؤسسات المالية العالمية لإعادة هيكلة ديونها وإنعاش اقتصادها بسبب تراكم مشاكل التسيير الذاتي.
- أما المجموعة الثانية فتضم السنوات (1987-2015) نرى أن قطاع الزراعة الجزائري اختلف سلوكه عن بقية السنوات الأخرى وخاصة في سنة 1994 بسبب تذبذب وضع الاقتصاد نتيجة تغير السلطة السياسية، ودخول البلاد في وضع اللأمن، ووصول المشاكل الاقتصادية إلى أوجها، فلجأت الجزائر إلى تغيير سياستها الخارجية اتجاه ديونها.
- المجموعة الأولى من تصنيف السنوات تعكس مدى استقرار السياسة على استقرار الاقتصاد الوطني.

- الإحالات والمراجع :

- 1- محمود فوزي شعوي، السياحة والفندقة في الجزائر، دراسة قياسية - 2002/1974، جامعة الجزائر، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، دكتوراه غير منشورة، العلوم الاقتصادية، تخصص الاقتصاد القياسي، جامعة الجزائر، 2007، ص.ص 151-155.
- 2 - Test d'échantillons indépendants .
- 3- خالد بن سعد الجضي، تقنيات صنع القرار تطبيقات حاسوبية، الجزء الثاني، دار الأصحاب للنشر والتوزيع، الرياض، 2005، ص471 [بصرف].
- 4- تشير درجة التشبع إلى معامل ارتباط كل متغير بالعامل، وبتربيع هذه القيمة نحصل على نسبة التباين المفسر في المتغير من قبل العامل.
- 5- معامل الاختلاف (COEFF. DE VARIATION) = (الانحراف المعياري للسلسلة/المتوسط الحسابي) * 100 وكلما قلَّت قيمته عن 15% كلما دل ذلك على تجانس قيم المتغيرة، لمزيد من الإطلاع أنظر في هذا :
- Gérald Baillargeon , Probabilites Statistique et technique de Regression, les editions SMG, Québec Canada, 1989, PP 31-32. .
- 6- معامل اختلاف الوسيط = (الانحراف المعياري للسلسلة/الوسيط الحسابي) * 100 وكلما قلَّت قيمته عن 15% كلما دل ذلك على تجانس قيم المتغيرة.
- 7- محمود فوزي شعوي، محاضرات في مقياس تحليل المعطيات، مقدمة لطلاب السنة الأولى ماجستير، تخصص نمذجة اقتصادية، قسم العلوم الاقتصادية، جامعة ورقلة، 2007.
- 8- لدينا ثماني متغيرات، وبالتالي فإن عدد المقارنات هو $C_8^2 = 28$.
- 9- تفصيل هذه الفرضيات، أنظر: خالد بن سعد الجضي مرجع سابق، ص 497.
- 10- محدّد مصفوفة معاملات الارتباط يُساوي حاصل جداء القيم الذاتية لهذه المصفوفة.
- 11- عبد الوهاب دادن، محمود فوزي شعوي، تحليل السلوك الاقتصادي للمؤسسات الصغيرة والمتوسطة الصناعية في الجزائر خلال الفترة 1990-2006، مدخل التحليل إلى مركبات أساسية، ملنقى الاقتصاد الصناعي وأهميته في تصميم وقيادة السياسات الصناعية في الاقتصاديات الناشئة، كلية العلوم الاقتصادية والتسيير، جامعة محمد خيضر، بسكرة، 02-03 ديسمبر 2008، ص-ص 196-197. أو أنظر [خالد بن سعد الجضي، مرجع سابق، ص-ص 495-496].
- 12- توجد عدة أساليب لتحديد عدد العوامل (المحاور الأساسية)، ومن بينها أسلوب التباين المفسّر، حيث يتجه بعض المحللين إلى إدراج العوامل التي تفسر نسبة محددة من التباين. غير أننا سنعتمد في دراستنا هذه على أسلوب Kaiser Criterion و Scree Plot.
- 13- النسب الإجمالية للتباين المفسر قبل عملية التدوير مساوية لتلك المحسوبة بعد عملية التدوير، ولا يكمن الاختلاف إلا في توزيع تلك النسب على العوامل المستخرجة.
- 14- عبد الوهاب دادن ومحمود فوزي شعوي، مرجع سابق، ص-ص 200-201.
- 15- حركة السهم التازل في الرسم يمينا أو يسارا يحدّد عدد المجموعات المرغوب.