

نمذجة دالة الاستهلاك العائلي في الجزائر (1970-2019)

Modeling For the household consumption in Algeria (1990-2019)

قهواجي مليكة^{1*}، مكيديش محمد²¹المركز الجامعي مغنية، الجزائر، Kahouadjimalika7@gmail.com²المركز الجامعي مغنية، الجزائر، Mkidiche@yahoo.com

تاريخ القبول: 2021/05/30

تاريخ الاستلام: 2021/04/29

الملخص:

الهدف من هذه الدراسة هو تقدير دالة الاستهلاك العائلي باستخدام بيانات الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1970-2019)، وهذا بالاعتماد على النظريات الاقتصادية ونماذج الاقتصاد القياسي في تقدير دوال الاستهلاك المتمثلة في نموذج الدخل المطلق لكينز، نموذج براون و نموذج الدخل النسبي لدوزنمبيري، وذلك باستخدام طريقة المربعات الصغرى اعتمادا على بعض المتغيرات منها الاستهلاك العائلي الحقيقي، الدخل العائلي الحقيقي، وخلصت النتائج التطبيقية أن نموذج براون يعد النموذج الأفضل الذي يجسد ويفسر العلاقة بين الدخل والاستهلاك العائلي، أي أن الدخل والاستهلاك للفترة السابقة والدخل الحالي هي أهم المتغيرات التي تفسر الاستهلاك العائلي في الجزائر.

الكلمات المفتاحية: دالة الاستهلاك، الاستهلاك العائلي، الدخل العائلي، النظريات الاقتصادية، طريقة المربعات الصغرى.

تصنيف JEL: E20، C13، C52

Abstract:

The aim of this study is to estimate the household consumption function using the data of the Algerian economy during the period 1970-2019, based on economic theories and econometric models in estimating the consumption functions represented by the Keynes absolute income model, the Brown model and the relative income model of Dusembry, This is by using the least squares method depending on some variables, including real family consumption, real family income, the applied results concluded that the Brown model is the best model that explains the relationship between income and family consumption, that is, income and consumption for the previous period and current income are the most important variables that explain family consumption in Algeria.

Key Words: household consumption function, household consumption, Brown model, economic theories, least squares method.

JEL Classification: E20, C13, C52

1. مقدمة:

يعتبر الاستهلاك أحد أهم الأنشطة الاقتصادية للأسرة، ومن مقومات النشاط الاقتصادي، ويشكل أهم جوانبه الأساسية فالاستهلاك يمارسه الأعوان الاقتصاديون بغية تحقيق رغباتهم وسد حاجاتهم الأساسية.

أصبح الاستهلاك العائلي في العصر الحديث مناهجهم محالاً تالبحثاً لاقتصادياً ليدلوا بالخبراء الاقتصاديين لأنه يشكل جزءاً هاماً من حجم الاستهلاك الكلي، إذ يمكن القول بأنه الاستخدام المباشر للسلع والخدمات التي تشبع رغبات الإنسان وحاجاته، ويمثل المكونة الأخيرة من العملية الاقتصادية والذي يجسد الطلب النهائي على السلع والخدمات على هيئة طلب نهائي أو وسيط.

والجزائر كغيرها من البلدان تتطلع إلى التنمية، لأن الاقتصاد الجزائري مر بعدة تقلبات أثرت بشكل كبير على الاستهلاك العائلي، مما دفع بالجزائر القيام بإصلاحات تهدف إلى دعم استهلاك العائلات، وتسعى إلى تقدير معاملات استهلاك القطاع العائلي الذي يوضح لنا مقدار ما يستهلك من الدخل ومقدار ما يدخر وبالتالي سيحول إلى استثمار، للنهوض بالاقتصاد الوطني ككل، وتحقيق معدلات نمو اقتصادية مرتفعة.

إن الاستهلاك العائلي في الجزائر يمثل نسبة أكبر من حجم الاستهلاك الكلي، خلال الفترة [1970-2019] وهو في تزايد مستمر خلال السنوات مع تزايد كل من الاستهلاك الكلي والعام.

عرف متوسط نمو الدخل ثباتاً خلال الفترة [1979-1989] حيث قدر بـ (16.99%) وهو ما يفسر بتأثير أزمة البترول سنة 1986، والتي أدت إلى انخفاض إيرادات الصادرات الوطنية مما انعكس سلباً على الدخل المتاح الذي شهد تطوراً لكنه بطيء، في حين سجلت معدلات الاستهلاك ارتفاعاً بـ (87%) كمتوسط لنفس الفترة، وهذا ما أثر على تدني حجم الادخار الأسري. أما في الفترة [1990-1998] ارتفع متوسط معدل نمو الدخل وقد تزامن هذا مع نمو الاستهلاك لكن بمعدلات أقل بالمقارنة مع نظيره الادخار، ويعود لأسباب منها عدم عدالة توزيع الدخل نظراً لبروز طبقات اجتماعية وارتفاع المستوى العام للأسعار، مع بداية 1996 بدأ تحسن الدخل المتاح للعائلات الذي رافقه إعطاء أهمية وهذا راجع إلى تراجع مؤشر التضخم. مع بداية سنة 2000 عرفت مداخيل العائلات الجزائرية تطورات تدريجية ورافق ذلك زيادات مماثلة ومعتبرة في الاستهلاك العائلي، حيث تزامنت هذه الفترة مع تنفيذ برنامج دعم النمو الاقتصادي، وهو ما يفسر باستقرار معدل التضخم وبداية تحسن القدرة الشرائية للمستهلكين.

مع بداية سنة 2010 بدأ كل من نمو الدخل، الاستهلاك والادخار العائلي في الانخفاض بسبب ارتفاع معدل التضخم، لكن سرعان ما عاد كل من الدخل العائلي المتاح والاستهلاك العائلي في الزيادة إذ يتناسبان طردياً وهذا ما يوضح العلاقة الوطيدة بين هذين المتغيرين، فالدخل يعد من المحددات الأساسية للاستهلاك العائلي.

إشكالية الدراسة: دفعنا هذا الطرح إلى صياغة الإشكالية كما يلي:

- ما هو النموذج الأمثل لتفسير الاستهلاك العائلي في الجزائر وما هي أهم العوامل المفسرة للاستهلاك العائلي

في الجزائر؟

الأسئلة الفرعية: من أجل البحث عن الإجابة لإشكالية موضوعنا، يمكن طرح الأسئلة الفرعية التالية:

- هل يمكن اعتبار الدخل المحدد الرئيسي للاستهلاك أم توجد عوامل أخرى تفسيرية وتؤثر عليه؟

• ما هو أهم وأمثل نموذج مفسر للاستهلاك العائلي في الجزائر؟

فرضيات الدراسة: ولمعالجة إشكالية البحث سنقوم بصياغة الفرضية التالية التي تعتبر كإجابة أولية:

• يتأثر الاستهلاك العائلي بالدخل المتاح بشكل أساسي إلى جانب متغيرات ثانوية.

هدف الدراسة: يتمثل هدف الدراسة فيدراسة استهلاك العائلات الجزائرية، وإيجاد أحسن نموذج يفسر السلوك الاستهلاكي للعائلات الجزائرية فاستهلاك القطاع العائلي يؤثر على توجهات ومسارات القطاعات الاقتصادية الأخرى وبالتالي يؤثر على المستوى الكلي للاقتصاد.

منهجية البحث:

تم استخدام المنهج الوصفي وذلك بإعطاء المفاهيم المتعلقة بالنظريات المفسرة للاستهلاك، كما تم استخدام تقنيات القياس الاقتصادي المتمثلة في نموذج الانحدار الخطي البسيط لنمذجة دالة الاستهلاك العائلي في الجزائر.

الدراسات السابقة:

نتعرض في هذا الجزء لأهم الدراسات التي عاجلت الاستهلاك العائلي في مختلف دول العالم، من أهمها ما يلي:

- دراسة (بشرو، 2010): تقدير دالة الإنفاق الاستهلاكي العائلي الجزائر باستخدام نماذج التكامل المشترك وتصحيح الخطأ (1970-2009). استخدم طريقة التكامل المشترك وتصحيح الخطأ فتوصل إلى وجود علاقة طردية بين الاستهلاك العائلي والدخل المتاح والاستهلاك للفترة السابقة، وجود علاقة عكسية مع الاستهلاك العائلي الجاري والدخل السابق وهو ما يتعارض مع النظرية الاقتصادية، ووجود علاقة طردية بين الاستهلاك ومعدل الفائدة السابق والاستهلاك الجاري، وتوجه دالة الاستهلاك في المدى الطويل إلى التوازن واعتبر أن نموذج هوتاكار-تايلور هو أحسن نموذج.

- دراسة (Ebru & Astar, 2012): تم تقدير النماذج لكل من المناطق الريفية والحضرية بشكل منفصل لدراسة الفجوات الإقليمية لتوزيع الإنفاق الاستهلاكي بالكامل في تركيا. استخدم الباحث الانحدار الكمي لفحص الارتباطات الاستهلاكية في المناطق الريفية والحضرية. أظهرت النتائج أن العمر يزيد من نفقات الاستهلاك في التقديرات العامة والحضرية، ويقلل من نفقات الاستهلاك في التقديرات الريفية. في التقديرات الريفية، يظهر أن الدخل يؤثر بالإيجاب على الاستهلاك العائلي، وأن الإنفاق الاستهلاكي للرجال أقل من النساء في جميع الكميات، إن السن يؤثر ويزيد من النفقات الاستهلاكية في المناطق الحضرية أكثر من المناطق الريفية، وكلما كان حجم الأسرة كبير كلما زادت نفقات الأسرة.

- دراسة (عريش نصيرة، 2012): دراسة قياسية لنماذج استهلاك العائلات في الجزائر لسنتي 1988 و2000. اعتمدت على طريقة المربعات الصغرى العادية، وتقدير جملة المعادلات الخطية الخاصة بالإنفاق على مختلف السلع في ظل فرض قيود خطية على النموذج، وتم التوصل إلى أن الاستهلاك يتأثر بمجموعة من العوامل النوعية، والكمية كالدخل، حجم الأسرة، أسعار السلع بالإضافة إلى الذوق والموقع الجغرافي. يمكن تحليل سلوك المستهلك باستخدام أسلوب المنفعة القياسية القابلة للقياس العددي وأسلوب المنفعة الترتيبية.

النموذج غير المقيد هو النموذج المناسب للعائلات الجزائرية، حيث لاحظنا أن العائلات الجزائرية لا تتقيد بإنفاقها على سلعة معينة للإنفاق على باقي السلع الأخرى وإنما تقوم بالإنفاق على كل سلعة من إجمالي الإنفاق الكلي دون أن تأخذ بعين الاعتبار الإنفاق على ما تبقى من السلع.

- دراسة (Ceritoglu, 2013) حول توقعات الأسر المعيشية ونفقات الاستهلاك المنزلي، في هذه الدراسة تم استخدام طريقة (GMM) (Generalised Method of Moments) الفروق العامة للعزوم. تظهر نتائج الاقتصاد القياسي وجود علاقة إيجابية ذات دلالة إحصائية بين نمو الاستهلاك وتغيرات الدخل المتوقعة، يكشف التحليل التجريبي أن التوسع في حجم الائتمان الاستهلاكي الحقيقي أكثر أهمية على نمو الاستهلاك من أسعار الفائدة الحقيقية. علاوة على ذلك، هناك علاقة إيجابية وذات دلالة إحصائية بين مؤشر فرص العمل. إن إنفاق الأسر على السلع المعمرة أكثر حساسية للتغيرات في توقعات الأسر، وأسعار الفائدة الحقيقية وائتمان المستهلك مقارنة بنفقات الأسر على السلع والخدمات غير المعمرة.

- دراسة (Nahanga & Christian, 6-7 March 2014): تبحث هذه الورقة في متغيرات الاقتصاد الكلي المختارة حيث تؤثر على ما يبدو في إنفاق الأسر في الجمهورية التشيكية في العصر الحالي للتطور بين الثقافات المتطور من عام 1993 إلى عام 2012. بناءً على نموذج الانحدار المقدر، من المعقول أن نذكر أن صافي الدخل القابل للتصرف، وديناميكيات الثقافات، ومعدل التضخم، ومعدل الادخار كنسبة من دخل الأسرة المتاح يمكن أن يؤثر بشكل كبير على إنفاق الأسرة. علاوة على ذلك، يوفر تحليل العلاقة السببية Granger دليلاً على وجود علاقة مرتدة بين الإنفاق الأسري ومؤشر العولمة الاجتماعية. تشير النتائج بالتساوي إلى العلاقة السببية ثنائية الاتجاه بين معدل الادخار والإنفاق الأسري وكذلك بين معدل التضخم والإنفاق الأسري.

- دراسة (Abayon, Michael, & Olaronk, 2017): تقدر الدراسة وظيفة الاستهلاك لنيجيريا بتطبيق فرضية "الدخل المطلق" بدقة كما قدمها كينز. عند صياغة نموذج يحدد الاستهلاك الحقيقي كدالة مستقرة للدخل الحقيقي، تم تطبيق نظرية تمثيل Granger وذلك لتحديد العلاقة على المدى القصير والطويل. ومجموعة البيانات هي الناتج المحلي الإجمالي حسب نوع الإنفاق ونفقات الاستهلاك المنزلي (سواء بالأسعار الثابتة لعام 2005) للفترة 1970-2011. بينت الدراسة أن الميل الحدي للاستهلاك على المدى القصير ($MPC=0.78$) أقل من الميل المتوسط للاستهلاك ($APC=0.88$) مما يجعلها غير متناسبة، والنموذج خرج عن التوازن في المدى القصير الذي يحدده كينز.

- دراسة (J. Varlamova & N. Larionova, 2015): اهتمت هذه الدراسة باستخدام تحليل المعلومات الإحصائية ونموذج الانحدار المتعدد لتحديد العوامل الاقتصادية والديمغرافية التي تؤثر على نفقات الأسرة في دول منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية.

بينت الدراسة وجود علاقة إحصائية قوية بين الإنفاق الأسري ومؤشرات الاقتصاد الكلي: أسعار الفائدة قصيرة الأجل، الإنفاق الحكومي الاستهلاكي العام، أسعار الاستهلاك، الضريبة على السلع والخدمات كحصة من الناتج المحلي الإجمالي، معدل نمو الواردات ودخل الأسرة.

- دراسة (رفاعي و دخول، 2016): دراسة العوامل الاقتصادية المؤثرة على الإنفاق الاستهلاكي في سوريا باستخدام التحليل العاملي (2000-2010).

قام الباحثان باستخدام أسلوب التحليل العاملي وتحليل الانحدار الخطي المتعدد، فبينت النتائج أنه كلما ارتفع الدخل وارتفعت الأسعار يزداد ميل الأسرة للإنفاق الاستهلاكي، وكلما ازداد سعر الفائدة على القروض استدفع الأسرة فائدة أعلى وبالتالي سيزداد إنفاقها.

- دراسة (Christiana & Paul-Francois, 2017): قام كل من Paul-Francois و Christiana بدراسة محددات الاقتصاد الكلي لنفقات الاستهلاك العائلي في غانا: الانحدار الذاتي المتعدد للفترة الزمنية الممتدة من 1961 إلى 2013، تم استخدام نموذج الانحدار المتعدد والتكامل المشترك لـ Johansen لدراسة العلاقات قصيرة وطويلة الأجل بين متغيرات الاقتصاد الكلي المختارة (الدخل، التضخم وسعر الصرف الحقيقي) واستهلاك الأسر المعيشية في غانا. وكشف تحليل التكامل المشترك وجود علاقة طويلة الأجل كبيرة بين الاستهلاك الحقيقي للأسرة ومتغيرات الاقتصاد الكلي المختارة مع ميل هامشي للاستهلاك من 0.7971. أوضحت العلاقة السببية في Granger، وتحليل الاستجابة الدافعة والحلال التباين، أن الاستهلاك الأسري على المدى القصير لا يتأثر إلا بالتغيرات في مستويات الأسعار في حين أن له تأثيراً كبيراً على سعر الصرف الحقيقي والنمو الاقتصادي الحقيقي.

- دراسة (R.K.Ayeni & K.F.Akeju, 2017): تسعى هذه الورقة إلى التحقق التجريبي من العلاقة الديناميكية بين الإنفاق الاستهلاكي والدخل في نيجيريا من خلال تجربة فرضيتين أساسيتين في الدخل، هما استمرار الثبات وفرضيات الدخل الدائم. تم استخدام بيانات السلاسل الزمنية عن الإنفاق الاستهلاكي الشخصي للفرد (PPCE) والدخل المتاح للفرد (PPDI) في نيجيريا للفترة 1980-2014. أظهرت نتيجة تقدير السلاسل الزمنية AR في تشكيل العادات من قبل المستهلكين النيجريين. سرعة تعديل الإنفاق الاستهلاكي على المدى القصير للتغيرات في الدخل المتاح هي 0.5569، وهو معدل مرتفع في المتوسط، مؤشراً على أن عادات الاستهلاك يتم تعديلها بسرعة لتتغير في الدخل المتاح. بسبب ارتفاع مستوى الفقر والبطالة وتدني مستوى المعيشة. نمذجة الاستهلاك وفقاً لافتراضات فرضية الدخل الدائم، أوضحت نتائج التكامل المشترك لاختبار ARDL أن التأثير المضاعف طويل الأجل للميل الهامشي للاستهلاك من الدخل الدائم هو 0.2953، إشارة إلى أن المستهلكين يدخرون أكثر من الإنفاق.

- دراسة (Paunica, 2017): حول تحليل الاستهلاك النهائي للأسر من وجهة نظر تأثير المكونات ذات الصلة بالسلع على تطورها، استخدمت هذه الدراسة نموذج الانحدار الخطي المتعدد وتبين بأن الإنفاق الاستهلاكي النهائي للأسر يتأثر بالسلع المعمرة والسلع شبه المعمرة.

المقارنة بين الدراسات السابقة والدراسة الحالية:

كمقارنة بين الدراسة الحالية والدراسات السابقة يمكن تحديد نقاط التشابه ونقاط الاختلاف التالية:

✓ نقاط الاختلاف:

- تختلف الدراسة الحالية مع الدراسات السابقة في مكان الدراسة وعلى الطريقة المستخدمة في الوصول إلى النتائج.

- تختلف الدراسات السابقة مع الدراسة الحالية في دراسة المتغيرات التي تؤثر على الاستهلاك العائلي.
 - توصلت دراستنا إلى أن نموذج براون هو الأنسب والأقرب لتفسير الاستهلاك العائلي في الجزائر عكس بعض الدراسات، وإلى جانب الدخل المتاح يوجد تأثير استهلاك الفترة السابقة.
- ✓ نقاط التشابه:

- تتفق الدراسة الحالية مع الدراسات السابقة في الموضوع الرئيسي ألا وهو الاستهلاك العائلي.
- تتفق الدراسة الحالية مع الدراسات السابقة على أن المتغير الرئيسي الذي يؤثر على الاستهلاك العائلي هو الدخل ويعتبر المحدد الأساسي.

2. النظريات الاقتصادية المفسرة للاستهلاك:

توجد العديد من النظريات التي اهتمت بتفسير الاستهلاك العائلي ودرسته من بينها مايلي:

1.2 نظرية الدخل المطلق لكينز:

يعتمد الاستهلاك على فرضية وجود علاقة تجريبية مستقرة بين الاستهلاك والدخل، أي أن مستوى الدخل من العوامل الأكثر أهمية في التأثير على نفقات الاستهلاك، كما أن الميل المتوسط للاستهلاك والميل الحدي للاستهلاك يتناقضان كلما زاد الدخل ويكون الميل المتوسط للاستهلاك أكبر من الميل الحدي للاستهلاك عند كل مستوى من الدخل (Abayon, Michael, & Olaronk, 2017, p. 5).

يرى بعض خبراء الاقتصاد الذين قد يشار إليهم على وجه الخصوص "سميزيس" (Smithies) و"جيمس توبن" (James Tobin) أن العلاقة بين الدخل والاستهلاك غير متناسبة في المدى القصير وأن الدالة ترتفع مع مرور الزمن وتنشأ عنها دالة في الأجل الطويل من نوع نسبي وهذا نتيجة عوامل أخرى غير الدخل تؤثر على مستوى الاستهلاك يمكن الإشارة إليها:

- مع زيادة الثروة المتراكمة للأسر المعيشية، وقد انخفضت فائدة زيادة تراكم الثروة، تميل هذه الأسر إلى إنفاق جزء أكبر من دخلها مما يؤدي إلى زيادة الاستهلاك.
- تغير فئات العمر السكاني لدرجة أن نسبة كبار السن إلى اجمالي السكان تميل إلى الارتفاع ومع استهلاك هؤلاء الناس ولكن من دون أن يكسبوا، فإن نسبة الاستهلاك ترتفع وتعطي تحولا تصاعديا لدالة الاستهلاك.
- درجة التحضر أي الهجرة من الريف إلى المدن والمناطق الحضرية يؤدي إلى تحويل دالة الاستهلاك إلى أعلى.
- إدخال سلع استهلاكية جديدة التي تعتبرها الأسرة المعيشية ضرورية يؤدي إلى تحول تصاعدي في وظيفة الاستهلاك (K.R.Gupta, 2008, p. 183).

2.2 نظرية الدخل النسبي "J.Duesenberry":

هذه النظرية اقترحت من قبل الأستاذ الأمريكي "جيمس دوزنبري" عام 1949، وترى بأن العلاقة بين الدخل والاستهلاك هي علاقة نسبية، أي أن الاستهلاك يعتمد على الدخل النسبي للفرد وليس على الدخل المطلق للفرد (Christiana & Paul-Francois, 2017, p. 738). ولقد افترض "دوزنبري" أن العائلات تحاول الإبقاء على

مستوى معيشي معين. ومن ثم فإنه ظن أنه من المعقول أن تمثل دالة استهلاك العائلات $C_t = (y_{dt}, Y_{dpp})$ حيث تمثل (y_{dt}) الدخل الجاري، (Y_{dpp}) أعلى دخل سابق، وإذا كان الدخل الجاري يفوق دائما أعلى دخل سابق فإن الاستهلاك يرتبط بدخل الفرد النسبي في مجتمع معين. و إذا انخفض الدخل الجاري عن أعلى دخل سابق فيرتبط الدخل بمستويات المعيشة التي حددها الدخل الأعلى (يوجين، صفحة 77).

3.2 نظرية براون "Brawn":

تعتبر نظرية العادات التي جاء بها توماس براون (Thomas Brawn 1952) تكملة لنظرية الدخل النسبي لدوزنبري.

وحسب براون فإن السلوك الاستهلاكي للأفراد يتغير ببطء مما يعني أن الاستهلاك يتغير وينسب ضعيفة إلى المستوى الاستهلاكي الحقيقي، وهذا كله ناتج عن تأثير الاستهلاك السابق على الاستهلاك الحالي. وقد قام براون بإعادة صياغة دالة الاستهلاك لدوزنبري بتبديل متغير الدخل السابق بالاستهلاك في الفترات السابقة وبالتالي فإن دالة الاستهلاك حسب براون تأخذ الصيغة التالية:

$$C_t = C_0 + CY_t + bC_{t-1} \dots \dots \dots (1)$$

$$0 < C < 1; 0 \leq b \leq 1 - C$$

C_t : الاستهلاك في الفترة، b : يمثل أثر الاستهلاك الماضي على الاستهلاك الحالي، C : الميل الحدي للاستهلاك خلال المدى القصير.

يظهر السلوك الاستهلاكي في المدى القصير من خلال المعادلة رقم (1) وكل ارتفاع في مستوى الدخل يؤدي إلى ارتفاع في مستوى الاستهلاك أي: $c = \frac{\Delta C_t}{\Delta Y_t}$.

حسب براون فإن السلوك الاستهلاكي للعائلات يتميز بنوع من الخمول بحيث كلما كان الميل الحدي للاستهلاك كبيرا كلما كان آثار العادة الاستهلاكية على الاستهلاك أكبر من آثار الدخل، ومن ثم تعديل السلوك الاستهلاكي للتغير في الدخل يكون جزئي لأن C_{t-1} تعمل على كبح أي تغير في الاستهلاك سواء بالزيادة أو بالنقصان و يكون الميل الحدي في هذه الحالة يساوي: $c = \frac{dC}{dY}$.

في الأمد الطويل يصبح عند الأسر نوع من الاستقرار في السلوك الاستهلاكي بمعنى يصبح:

$$C + C_{t-1} = C_{t-2} \dots$$

وحينها تصبح دالة الاستهلاك في الأمد الطويل على الشكل:

$$C = CY + aC + C_0$$

كما أن الميل الحدي للاستهلاك في الأمد الطويل يكون أكبر من الميل الحدي للاستهلاك في الأمد القصير. (بشورل، 2010، صفحة 71).

3. نمذجة قياسية لدالة الاستهلاك العائلي في الجزائر (1970-2019):

أدخل هنا تقديم للعنوان الرئيسي الثاني، أدخل هنا تقديم للعنوان الرئيسي الثاني، أدخل هنا تقديم للعنوان الرئيسي الثاني، أدخل هنا تقديم للعنوان الرئيسي الثاني.

1.3 متغيرات الدراسة:

- الاستهلاك العائلي الحقيقي (متغير تابع C_t): القيمة الحقيقية للاستهلاك العائلي (مليون دج)، تم الحصول عليها بقسمة القيم الجارية على الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك.
- الدخل العائلي المتاح الحقيقي (متغير مستقل Y_t): القيمة الحقيقية للدخل المتاح (مليون دج)، تم الحصول عليه بقسمة القيم الجارية على الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك.

2.3 حدود الدراسة ومصادرها:

اقتصرت الدراسة على الاستهلاك العائلي والدخل العائلي المتاح الحقيقيين، الاستهلاك العائلي للفترة السابقة والدخل العائلي المتاح للفترة السابقة، تم جمع البيانات البحثية حول متغيرات الدراسة من الجهات المختصة المتمثلة في المركز الوطني الجزائري للإحصاء (ONS)، تقرير البنك الدولي، وقد غطت هذه البيانات الفترة (1970-2019).

3.3 نموذج الدراسة

سنقوم بتقدير بعض نماذج الاستهلاك للعائلات باستخدام طريقة المربعات الصغرى [الانحدار الخطي البسيط الذي يعتبر من أبسط أنواع نماذج الانحدار، وهو يهتم بتوضيح العلاقة بين المتغيرين التابع والمستقل، بحيث يمكن كتابة العلاقة بينهما كما يلي:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \varepsilon_t. \quad t = 1 \dots \dots \dots n$$

حيث y_t : متغير تابع و X_t : متغير مستقل (مفسر)، α_0 و α_1 هما معلمتا النموذج، أما ε_t فيمثل الخطأ في تفسير Y_t (شبحي، 2011، صفحة 21) لتفسير تطور الاستهلاك العائلي في الجزائر وتحليل النتائج المتوصل إليها، ومن ثم اختيار النموذج الأحسن.

4.3 دراسة استقرارية متغيرات الدراسة:

يتم اختبار استقرارية المتغيرين (C_t) و (Y_{dt}) بتطبيق اختبار ديكي فولر المطور (ADF) الذي يعمل على البحث في الإستقرارية أو عدمها ويرتكز على طريقة المربعات الصغرى لتقدير النماذج، واختبار (KPSS) بحيث اقترح Kwiatkowski استخدام اختبار مضاعف لاغرانج LM لاختبار فرضية العدم التي تقرر استقرارية السلسلة (Régis, 2015, pp. 250-251).

$$LM = \frac{1}{s_t^2} \frac{\sum_{t=1}^n s_t^2}{n^2}$$

أ. دراسة استقرارية سلسلة الاستهلاك العائلي (C_t):

الجدول 1: اختبار الجذور الوحدوية ADF و KPSS عند المستوى والفرق الأول C_t

نوع الاختبار	نوع النموذج	القيم المحسوبة	القيم الحرجة الجدولية			النتيجة
			%10	%5	%1	
عند المستوى						
ADF	$D(C_t)$ معامل اتجاه وثابت	-0.0587	-4.1567	-3.5043	-3.1818	غير مستقرة
	$D(C_t)$ ثابت	3.3221	-3.5713	-2.9224	-2.5992	غير مستقرة
	$D(C_t)$ بدون ثابت	8.4469	-2.6130	-1.9476	-1.6125	غير مستقرة
KPSS	$D(C_t)$ معامل اتجاه وثابت	1.0384	0.2160	0.1460	0.1190	غير مستقرة
	$D(C_t)$ ثابت	4.5749	0.7390	0.4630	0.3470	غير مستقرة
عند الفرق الأول						
ADF	$D(C_t)$ معامل اتجاه وثابت	-5.2394	-4.1611	-3.5064	-3.1830	مستقرة
	$D(C_t)$ ثابت	-4.5652	-3.5744	-2.9238	-2.6000	مستقرة
	$D(C_t)$ بدون ثابت	-2.8013	-2.6140	-1.9478	-1.6125	مستقرة
KPSS	$D(C_t)$ معامل اتجاه وثابت	0.1424	0.2160	0.1460	0.1190	مستقرة
	$D(C_t)$ ثابت	0.7018	0.7390	0.4630	0.3470	مستقرة

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات **eviews**

- انطلاقا من الجدول (1) نلاحظ أن القيم المحسوبة لاختبار ديكي فولر المطور واختبار KPSS عند المستوى أكبر من القيم الجدولية، وذلك عند مستوى معنوية (1%، 5%، 10%)، وبالتالي يتم رفض الفرضية البديلة وقبول الفرضية العدمية، أي أن السلسلة تحتوي على جذر وحدوي، وهذا معناه أن المتغير التابع غير مستقر عند المستوى.
- وعليه سنقوم بإجراء نفس الاختبارين على الفروقات من الدرجة الأولى بغرض إرجاع السلسلة إلى حالة الاستقرار، ومنه تبين بأن سلسلة المتغير التابع مستقرة عند الفرق الأول.

ب. دراسة استقرارية سلسلة الدخل العائلي (Y_{dt}):

الجدول 2: اختبار الجذور الوحدوية ADF عند المستوى (Y_{dt})

نوع الاختبار	نوع النموذج	القيم المحسوبة	القيم الحرجة الجدولية			النتيجة
			%10	%5	%1	
عند المستوى						
ADF	$D(C_t)$ معامل اتجاه وثابت	-1.9010	-4.1611	-3.5064	-3.1830	غير مستقرة
	$D(C_t)$ ثابت	-0.6298	-3.5744	-2.9238	-2.5999	غير مستقرة
	$D(C_t)$ بدون ثابت	0.5829	-2.6141	-1.9478	-1.6125	غير مستقرة

غير مستقرة	0.1190	0.1460	0.2160	1.0358	$D(C_t)$ معامل اتجاه وثابت	KPSS
غير مستقرة	0.3470	0.4630	0.7390	4.4539	$D(C_t)$ ثابت	
عند الفرق الأول						
غير مستقرة	-3.1830	-3.5064	-4.1611	-2.7543	$D(C_t)$ معامل اتجاه وثابت	ADF
غير مستقرة	-2.6000	-2.9237	-3.5744	-2.9529	$D(C_t)$ ثابت	
غير مستقرة	-1.6124	-1.9478	-2.6140	-2.5119	$D(C_t)$ بدون ثابت	
غير مستقرة	0.1190	0.1460	0.2160	0.2083	$D(C_t)$ معامل اتجاه وثابت	KPSS
غير مستقرة	0.3470	0.4630	0.7390	0.5969	$D(C_t)$ ثابت	
عند الفرق الثاني						
مستقرة	-3.1842	-3.5085	-4.1657	-10.9588	$D(C_t)$ معامل اتجاه وثابت	ADF
مستقرة	-2.6006	-2.9251	-3.5777	-10.8475	$D(C_t)$ ثابت	
مستقرة	-1.6124	-1.9480	-2.6151	-10.9482	$D(C_t)$ بدون ثابت	
مستقرة	0.1190	0.1460	0.2160	0.0499	$D(C_t)$ معامل اتجاه وثابت	KPSS
مستقرة	0.3470	0.4630	0.7390	0.1111	$D(C_t)$ ثابت	

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات **views**

عند المستوى والفرق الأول نلاحظ أن قيم **ADF** أكبر من القيم الجدولية وعليه نقبل الفرضية العدمية، مما يعني أنه يوجد جذر وحدوي. ولجعل السلسلة مستقرة قمنا بإجراء الاختبار عند الفرق الثاني.

من الجدول يظهر أن المتغير (Y_{dt}) مستقر عند الفرق الثاني لأن القيم المحسوبة لاختبار **ADF** و **KPSS** أصغر من القيم الجدولية عند مستوى معنوية (1%، 5% و 10%)، أي تم قبول الفرضية البديلة بعدم وجود جذر وحدة.

— من خلال القيام باختبار الإستقرارية للمتغيرين (C_t) و (Y_{dt}) نلاحظ بأنهما غير مستقرين من نفس الدرجة:

$$\begin{aligned} I(C_t) &\rightarrow I(1) \\ I(Y_{dt}) &\rightarrow I(2) \end{aligned}$$

وبالتالي، سنقوم بتقدير العلاقة بين المتغيرين بطريقة المربعات الصغرى.

5.3 تقدير بعض نماذج الاستهلاك العائلي في الجزائر (1970-2019):

أ. تقدير دالة الدخل المطلق لكينز:

تأخذ دالة الدخل المطلق لكينز الشكل التالي:

$$C_t = C_0 + \alpha Y_{dt}$$

C_t : الاستهلاك العائلي الحقيقي

Y_{dt} : الدخل العائلي الحقيقي المتاح

C_0 : الاستهلاك المستقل

بواسطة التقدير بطريقة المربعات الصغرى تم التوصل إلى نتائج دالة الاستهلاك في الجزائر كما يلي:

$$C_t = 406045.3 + 0.6088Y_{dt}$$

(9.1076)(57.1095)
(0.0000) (0.0000)

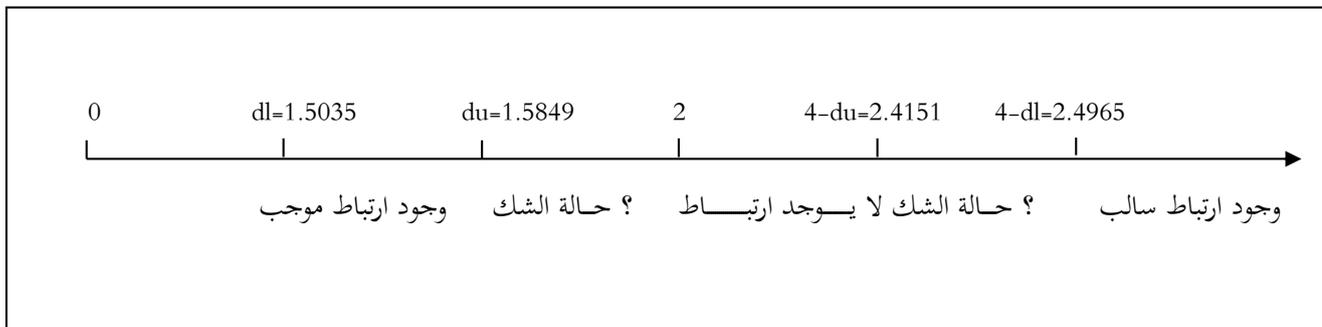
(القيم ما بين قوسين تمثل إحصائية ستودينت والاحتمال المقابل لها على التوالي عند مستوى معنوية $\alpha = 5\%$).

N	R ²	F-stat	Prob(F-stat)	DW
50	0.9854	3261.492	0.0000	0.2856

التحليل:

بعد تقدير النموذج تم التوصل إلى أن احتمال المعلمات المقدرة أقل من 5% وهذا يعني قبول الفرضية البديلة التي مفادها بأن المعلمات معنوية إحصائياً، كما أنه يوجد علاقة تأثير قوية بين المتغيرين إذ أن الدخل المطلق يفسر 98.54% من التغيرات التي تحدث في استهلاك الأسر الجزائرية والباقي 1.46% يرجع للأخطاء العشوائية، وبالاعتماد على احتمال فيشر الذي يساوي (0.0000) أقل من (0.05) يدل على جودة النموذج ككل. وبمقارنة قيمة ديربين واتسون ($DW = 0.2856$) والقيمة النظرية الموافقة له $[1.5035; 1.5849]$ يمكن تحديد مجالها كما يلي:

الشكل 1: اختبار ديربين واتسون لدالة كينز



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات **eviews**

من خلال الشكل قيمة DW تقع في المجال $[0 < 0.2856 < 1.5035]$ ، مما يعني أن النموذج يعاني من مشكلة ارتباط ذاتي موجب وبالتالي يجب معالجته.

❖ معالجة مشكل الارتباط الذاتي:

✓ تقدير p عن طريق احصاءة ديربين واتسون:

$$p = 1 - DW/2 \Rightarrow p = 1 - 0.2856/2 \Rightarrow p = 0.8572$$

✓ ثم نحول المتغيرات الأصلية إلى متغيرات ذات شبه الفروقات:

$$dY_{dt} = Y_{dt} - pY_{dt-1}$$

$$dC_t = C_t - pC_{t-1}$$

بعد حساب معامل الارتباط الذاتي تم تقدير النموذج الجديد وكانت النتائج كما يلي:

$$dC_t = 91732.30 + 0.5684dY_{dt}$$

(3.9672) (18.5002)
(0.0002)(0.0000)

(القيم مابين قوسين تمثل إحصائية ستودينت والاحتمال المقابل لها على التوالي عند مستوى معنوية $\alpha = 5\%$).

N	R ²	F-stat	Prob(F-stat)	DW	LM test	Prob(LM test)	ARCH	Prob(ARCH)
49	0.8792	342.2594	0.0000	1.6616	1.0532	0.3101	0.3173	0.5760

التحليل الإحصائي:

- نلاحظ أن النموذج المصحح من الارتباط الذاتي مقبول إحصائياً إذ أن جميع معالم النموذج المقدر ذات معنوية إحصائية وذلك من خلال مقارنة احتمال المعلمات المقدرة بحد المعنوية 5%، كما أن احتمال إحصائية فيشر أقل من 5%، وهذا يعني صلاحية النموذج المقدر.
- من خلال معامل التحديد ($R^2 = 0.8792$) يتبين بأن الدخل العائلي يفسر 87.92% التغيرات التي تحدث في الاستهلاك العائلي، مما يدل على وجود علاقة تأثير قوية بين المتغيرين.
- وبمقارنة قيمة ديرين واتسون ($DW = 1.6616$) والقيمة النظرية الموافقة لها [1.4982 1.5813] فهي تقع في مجال عدم وجود ارتباط ذاتي أي نقبل فرضية العدم.
- كما يمكن الاعتماد على اختبار Breusch-Godfrey لدراسة عدم وجود ارتباط ذاتي نجد أن الاحتمال المقابل لهذا الاختبار 0.310 هو أكبر من حد المعنوية 5% وبالتالي نقبل فرضية العدم وهو ما يؤكد عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء.
- وتم الاعتماد كذلك على اختبار ARCH للكشف عن وجود مشكلة عدم ثبات التباين من عدمه، ومن خلال ملاحظة قيمة ARCH والمساوية لـ 0.3173 والاحتمال المقابل لها (0.5760) أكبر من 5% معناه قبول الفرضية العدمية أي يوجد ثبات التباين.

التحليل الاقتصادي:

إن للدخل تأثير إيجابي على الاستهلاك العائلي، ونستنتج بأن للدخل المطلق علاقة طردية مع الاستهلاك في الجزائر، بحيث أن ارتفاع الدخل العائلي بوحدة واحدة يؤدي إلى ارتفاع الاستهلاك العائلي بـ 0.568 وحدة وهذا ما يوافق نظرية

الدخل المطلق لكينز، وأن التغيرات التي تحدث في الاستهلاك العائلي يتم تفسيرها بالتغيرات التي تحدث في الدخل العائلي المتاح.

ب. تقدير دالة براون:

يضيف براون متغير مستقل وهو الإنفاق الاستهلاكي للفترة السابقة إلى جانب الدخل العائلي، وتكتب صيغة الدالة كما يلي:

$$C_t = C_0 + \alpha_1 Y_{dt} + \alpha_2 C_{t-1}$$

C_0 : الاستهلاك المستقل

α_1 : الميل الحدي للاستهلاك

α_2 : أثر الاستهلاك الماضي على الاستهلاك الحالي

C_{t-1} : الاستهلاك العائلي في الفترة (t-1)

وكانت نتائج التقدير لدالة براون في الجزائر كما يلي:

$$C_t = 182796.1 + 0.2279Y_{dt} + 0.6388C_{t-1}$$

(5.8239)(6.7418) (11.3347)
(0.0002)(0.0000) (0.0000)

(القيم ما بين قوسين تمثل إحصائية ستودينت والاحتمال المقابل لها على التوالي عند مستوى معنوية $\alpha = 5\%$).

N	R ²	F-stat	Prob(F-stat)	DW
49	0.9962	6109.053	0.0000	1.4206

التحليل الإحصائي:

بعد تقدير النموذج تم التوصل إلى أن احتمال المعلمات المقدرة أقل من 5% وهذا يعني قبول الفرضية البديلة التي مفادها بأن المعلمات معنوية إحصائياً، كما أنه يوجد علاقة تأثير قوية بين المتغيرين إذ أن الدخل العائلي يفسر 99.62% من الاستهلاك العائلي والباقي 0.38% يرجع للأخطاء العشوائية، وبالاعتماد على احتمال فيشر الذي يساوي (0.0000) أقل من (0.05) يدل على جودة النموذج ككل. وبمقارنة قيمة ديرين واتسون (DW = 1.4206) والقيمة النظرية الموافقة له [1.4564; 1.6257] فهي تقع في مجال وجود ارتباط ذاتي وبالتالي يجب معالجته. تم تقدير النموذج الجديد وكانت النتائج كما يلي:

$$C_t = 167835.5 + 0.2860Y_{dt} + 0.5349C_{t-1}$$

(5.6653)(6.9829) (7.8568)
(0.0000)(0.0000) (0.0000)

(القيم ما بين قوسين تمثل إحصائية ستودينت والاحتمال المقابل لها على التوالي عند مستوى معنوية $\alpha = 5\%$).

N	R ²	F-stat	Prob(F-stat)	DW	LM test	Prob(LM test)	ARCH	Prob(ARCH)
---	----------------	--------	--------------	----	---------	---------------	------	------------

48	0.9932	3305.428	0.0000	1.6760	0.1820	0.6717	1.6874	0.2006
----	--------	----------	--------	--------	--------	--------	--------	--------

التحليل الإحصائي:

- يلاحظ من النموذج المقدر أن المعلمات المقدرة أصغر من 5% وبالتالي يتم قبول الفرضية البديلة أي أن المعلمات مقبولة إحصائيا وذات دلالة معنوية.
- من خلال اختبار فيشر نجد أن المعلمات لها تأثير كبير على الاستهلاك كون أن الاحتمال المقابل لهذا الاختبار أصغر من حد المعنوية 5%.
- يشير اختبار Breusch-Godfery إلى عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء (LMtest = 0.1820) لأن الاحتمال المقابل (0.6717) أكبر من مستوى المعنوية 5% ومنه النموذج مقبول وسليم.

التحليل الاقتصادي:

نتج عن علاقة التقدير تأثير إيجابي للاستهلاك في الفترة السابقة على الاستهلاك الحالي، وهو ما يفسر أن المستهلك الجزائري دوما يسعى للمحافظة على مستوى استهلاكه أو زيادته، فارتفاع الاستهلاك السابق بوحدة واحدة فإن الاستهلاك الجاري يرتفع بـ 0.534 وحدة، وهذا ما يتفق مع النظرية الاقتصادية، كما نجد أن هناك علاقة طردية بين الدخل والاستهلاك في الجزائر، بحيث إذا زاد الدخل بوحدة واحدة فإن الاستهلاك العائلي يزيد بـ 0.286 وحدة. وتشير قيمة معامل التحديد إلى أن 99.32% من التغيرات التي تحدث للاستهلاك العائلي مفسرة بواسطة الدخل العائلي واستهلاك الفترة السابقة.

ج. تقدير دالة الدخل النسبي لدوزنيري:

$$C_t = (Y_{dt} \cdot Y_{dpt})$$

$$C_t = C_0 + \alpha_1 Y_{dt} + \alpha_2 Y_{dt-1}$$

Y_{dt} : الدخل العائلي الحقيقي

Y_{dpt} : أعلى دخل سابق (وهو يمثل Y_{dt-1} باعتبار أن الدخل السابق يمثل أعلى دخل سابق)

وبالاعتماد على نتائج التقدير يمكن كتابة دالة دوزنيري كما يلي:

$$C_t = 444166.7 + 0.2806Y_{dt} + 0.3326Y_{dt-1}$$

$$(10.4796)(2.5035) \quad (2.9142)$$

$$(0.0000)(0.0159) \quad (0.0055)$$

(القيم مابين قوسين تمثل إحصائية ستودينت والاحتمال المقابل لها على التوالي عند مستوى معنوية 5% α).

N	R ²	F-stat	Prob(F-stat)	DW
49	0.9879	1892.182	0.0000	0.4091

التحليل الإحصائي:

- من خلال نتائج التقدير تبين أن معاملات المتغيرات ذات معنوية إحصائية عند مستوى معنوية 5%. واختبار فيشر يبين أن المعاملات لها تأثير كبير على الاستهلاك، والاحتمال المناظر لهذا الاختبار أقل من مستوى المعنوية 5%.
- بمقارنة قيمة ديرين واتسون ($DW = 0.4091$) والقيمة النظرية الموافقة له $[1.4500; 1.6231]$ أنها تقع في مجال وجود ارتباط موجب.

بعد تصحيح النموذج من مشكل الارتباط الذاتي تم التحصل على النموذج المقدر التالي:

$$dC_t = 112733.0 + 0.4609dY_{dt} + 0.1274dY_{dt-1}$$

(4.7278)	(6.5082)	(1.8208)
(0.0000)	(0.0000)	(0.0453)

(القيم ما بين قوسين تمثل إحصائية ستودينت والاحتمال المقابل لها على التوالي عند مستوى معنوية $\alpha = 5\%$).

N	R ²	F-stat	Prob(F-stat)	DW	LM test	Prob (LM test)	ARCH	Prob(ARCH)
48	0.9311	304.5302	0.0000	1.6689	0.1467	0.2419	1.0772	0.3495

التحليل الإحصائي:

- من خلال المعادلة المتحصل عليها نلاحظ أن المتغيرات معنوية إحصائيا (الاحتمالات المقابلة لها أقل من مستوى المعنوية 5% قبول الفرضية البديلة).
- نتيجة معامل التحديد المتحصل عليها 0.9311 تبين قوة علاقة التأثير بين المتغيرات إذ أن المتغيرات المفسرة تفسر 93.11% من التغيرات التي تحدث في الاستهلاك العائلي والباقي 6.89% ترجع للأخطاء العشوائية.
- احتمال إحصائية فيشر أقل من مستوى المعنوية 5% وبالتالي يتم قبول الفرضية البديلة وهذا يدل على جودة النموذج ككل.
- نلاحظ أن قيمة ديرين واتسون (1.6689) تقع في مجال عدم وجود ارتباط ذاتي أي نقبل الفرضية العدمية، ومن خلال نتائج اختبار Breusch-Godfery، نجد أن قيمة الاختبار عند درجة التأخير 2 تساوي 0.1467 والاحتمال المقابل لها يساوي 0.2419 وهو أكبر من مستوى المعنوية 5% ومنه نقبل فرضية العدم وبالتالي النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي.
- وفقا لاختبار ARCH test تبين أن القيمة الإحصائية عند درجة التأخير 2 تساوي 1.0772 والاحتمال المقابل لها 0.3495 أكبر من مستوى المعنوية 5% أي يتم قبول فرضية العدم بثبات التباين.

التحليل الاقتصادي:

- من خلال تقدير النموذج نلاحظ أن الدخل الحالي ودخل الفترة السابقة لهما أثر إيجابي على الاستهلاك، فكلاهما يساهمان في زيادة الاستهلاك باعتبار أن معلمتيهما معنوية إحصائيا، إذ زيادة الدخل الحالي ودخل الفترة السابقة بوحدة

واحدة يؤدي إلى زيادة الاستهلاك بـ 0.4609 وحدة و 0.1274 وحدة على التوالي، وهذا ما يتفق فرضيات الدخل النسبي لدوزنيري.

❖ تحديد أفضل نموذج:

الدوال	دالة الدخل المطلق لكينز	دالة براون	دالة الدخل النسبي لدوزنيري
قيمة معامل التحديد	$R^2 = 0.8792$	$R^2 = 0.9932$	$R^2 = 0.9311$

نلاحظ أن أفضل نموذج هو الذي يحتوي على معنوية أغلب المعلمات المقدرة ولديه أكبر معامل تحديد، فهو يعبر عن قوة العلاقة التفسيرية بين المتغير التابع والمتغير المستقل، أي أن نموذج براون هو الأنسب في تفسير الاستهلاك العائلي، فالتغير في الدخل واستهلاك الفترة السابقة تعتبر محددات مهمة وتفسيرية للاستهلاك العائلي في الجزائر.

4. الخاتمة:

إن للتطورات التي عرفها الاقتصاد الجزائري تأثير كبير على الاستهلاك العائلي، ففي ظل فترة الاقتصاد المسير شهد نمو كبير يعود إلى وجود ديناميكية كبيرة في توزيع المداخيل وسياسة دعم الأسعار التي اتبعتها الدولة.

باعتبار الاستهلاك أحد مكونات الطلب الكلي تمت دراسته و باستخدام طريقة المربعات الصغرى تم تقدير بعض من النماذج المفسرة للاستهلاك، أثبتت تقديرات النماذج القياسية للنظريات المفسرة للاستهلاك العائلي أن نموذج براون يعتبر النموذج الأقرب لتفسير الاستهلاك العائلي في الجزائر، نظرا لكون النتائج المتحصل عليها من تقدير هذا النموذج كانت الأفضل مقارنة بنتائج تقدير النماذج الأخرى (دالة الدخل المطلق لكينز، والدخل النسبي لدوزنيري)، من خلال تقدير هذا النموذج توصلنا إلى أن 99.32% من تغيرات الاستهلاك العائلي يفسرها كل من الدخل العائلي المتاح واستهلاك الفترة السابقة، إذ يعتبر الدخل المتاح من أهم محددات الاستهلاك العائلي باعتبار أن جميع المعلمات معنوية، وعدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء، وثبات التباين.

التوصيات:

- عدالة توزيع الدخل كمحدد رئيسي للاستهلاك العائلي لتحسين القدرة الشرائية للمستهلك.
- على الحكومة تطبيق سياسات تهدف إلى تنظيم سعر الفائدة والمستوى العام للأسعار.
- تخفيض العبء الضريبي على الدخل لتشجيع الأفراد على الاستهلاك.
- تحسين الوضع الاجتماعي والاقتصادي للعائلات.

آفاق البحث:

- العمل على تطوير نموذج دالة الاستهلاك العائلي وذلك بزيادة عدد المتغيرات المستخدمة في النموذج.

- دراسة قياسية لأثر محددات الاستهلاك العائلي.
- دراسة العلاقة بين الاستهلاك العائلي والادخار العائلي.

قائمة المراجع:

أولاً: المراجع باللغة العربية

1. أ.ديوليو يوجين، النظرية الاقتصادية الكلية، القاهرة: الدار الدولية للنشر والتوزيع.
 2. عبد الهادي رفاعي، و نبال دخول، (2016)، دراسة العوامل الاقتصادية المؤثرة على الإنفاق الاستهلاكي في سورية باستخدام التحليل العاملي، مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية، 38(4)، الصفحات 221-239.
 3. عريش نصيرة، (2012)، دراسة قياسية لنماذج استهلاك العائلات في الجزائر، مذكرة نيل شهادة الماجستير في العلوم الاقتصادية، تخصص اقتصاد كمي، جامعة الجزائر.
 4. فيصل بشرول، (2010)، تقدير دالة الإنفاق الاستهلاكي العائلي في الجزائر باستخدام نماذج التكامل المشترك وتصحيح الخطأ، تخصص اقتصاد تطبيقي وإحصاء، جامعة الشلف.
 5. محمد شيخي، (2011)، طرق الاقتصاد القياسي (محاضرات وتطبيقات)، الجزائر: الحامد للنشر والتوزيع.
- ثانياً: المراجع باللغة الأجنبية:

1. Abayon, O., Michael, O., & Olaronk, O. (2017, Decembre 20), Income and Household Consumption Expenditure in Nigeria, *MPRA Paper*(83334).
2. Ceritoglu, E. (2013, February), Household Expectations and Household Consumption Expenditures: The Case of Turkey(2003-2011), *Working paper, 10*. Ankara, Research and Monetary Policy Department, Turkey: Central Bank of the Republic of Turkey.
3. Christiana, O. B., & Paul-Francois, M. (2017), Macroeconomic determinants of household consumption expenditure in Ghana: A multivariate cointegration approach, *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(4), pp. 737-745.
4. Ebru, C., & Astar, M. (2012, February), A microeconomic analysis of household consumption expenditure determinants for both Rural and Urban areas in turkey 2009, *American international journal of contemporary research*, 2(2).
5. J.Varlamova, & N.Larionova. (2015), Macroeconomic and demographic determinants of household expenditures in OECD countries. *International Conference on Applied Economics* (pp. 727-733). Kazan, Russia: Procedia Economics and Finance.
6. K.R.Gupta, R. &. (2008), *Macroeconomics*, India: Atlantic publishers and distributors.
7. Nahanga, V., & Christian, N. O. (6-7 March 2014), A time series analysis of macroeconomic determinants of household spending in the era of cross-cultural dynamics: Czech Republic as a case study (1993-2012), *Enterprise and the Competitive Environment conference*, 12, pp. 733-742. Procedia Economics and Finance.
8. Paunica, M. (2017), Structural analysis of the final consumption of households: evidence from Romania, Estonia and Latvia, *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences*, 7(3), pp. 151-156.

9. R.K.Ayeni, & K.F.Akeju. (2017), Econometric Modelling of Income–consumption Relationship :Evidence from Negeria, 1–15,article no.bjemet 26967. *British journal of economics, Management and Trade*, 16(2), pp. 1–15.
10. Régis, B. (2015),*économétrie(cours et exercices corrigés)*, Paris: dunod.
11. ONS, Collections Statistiques N° 215/2020, Série E : Statistiques Economiques N° 102.
12. WWW. Data.albankaldawali.org

1. الملاحق

✓ دالة الاستهلاك الكينزية:

تقدير الدالة بعد التصحيح :

تقدير الدالة :

Dependent Variable: DCT				
Method: Least Squares				
Date: 06/10/20 Time: 21:03				
Sample (adjusted): 1971 2019				
Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	91732.30	23122.33	3.967260	0.0002
DYT	0.568461	0.030727	18.50025	0.0000
R-squared	0.879258	Mean dependent var	439750.2	
Adjusted R-squared	0.876689	S.D. dependent var	268014.9	
S.E. of regression	94115.25	Akaike info criterion	25.78239	
Sum squared resid	4.16E+11	Schwarz criterion	25.85960	
Log likelihood	-629.6685	Hannan-Quinn criter.	25.81168	
F-statistic	342.2594	Durbin-Watson stat	1.661663	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: CT				
Method: Least Squares				
Date: 06/10/20 Time: 21:02				
Sample: 1970 2019				
Included observations: 50				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	406045.3	44582.98	9.107631	0.0000
YT	0.608887	0.010662	57.10947	0.0000
R-squared	0.985496	Mean dependent var	2460307.	
Adjusted R-squared	0.985194	S.D. dependent var	1530636.	
S.E. of regression	186247.0	Akaike info criterion	27.14671	
Sum squared resid	1.67E+12	Schwarz criterion	27.22319	
Log likelihood	-676.6678	Hannan-Quinn criter.	27.17584	
F-statistic	3261.492	Durbin-Watson stat	0.285691	
Prob(F-statistic)	0.000000			

: اختبار Arch

: اختبار Breusch–Godfrey

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	0.317300	Prob. F(1,46)	0.5760	
Obs*R-squared	0.328828	Prob. Chi-Square(1)	0.5664	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 06/10/20 Time: 21:07				
Sample (adjusted): 1972 2019				
Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.92E+09	3.02E+09	2.625595	0.0117
RESID^2(-1)	0.082839	0.147062	0.563294	0.5760
R-squared	0.006851	Mean dependent var	8.61E+09	
Adjusted R-squared	-0.014740	S.D. dependent var	1.90E+10	
S.E. of regression	1.91E+10	Akaike info criterion	50.22365	
Sum squared resid	1.68E+22	Schwarz criterion	50.30161	
Log likelihood	-1203.368	Hannan-Quinn criter.	50.25311	
F-statistic	0.317300	Durbin-Watson stat	2.014871	
Prob(F-statistic)	0.575970			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	1.053267	Prob. F(1,46)	0.3101	
Obs*R-squared	1.096844	Prob. Chi-Square(1)	0.2950	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 06/10/20 Time: 21:05				
Sample: 1971 2019				
Included observations: 49				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1170.717	23137.38	0.050599	0.9599
DYT	-0.002560	0.030811	-0.083103	0.9341
RESID(-1)	0.153164	0.149240	1.026288	0.3101
R-squared	0.022385	Mean dependent var	-7.54E-11	
Adjusted R-squared	-0.020120	S.D. dependent var	93129.72	
S.E. of regression	94061.96	Akaike info criterion	25.80057	
Sum squared resid	4.07E+11	Schwarz criterion	25.91639	
Log likelihood	-629.1138	Hannan-Quinn criter.	25.84451	
F-statistic	0.526634	Durbin-Watson stat	1.925668	
Prob(F-statistic)	0.594108			

تقدير الدالة بعد التصحيح :

تقدير الدالة :

Dependent Variable: DCT Method: Least Squares Date: 06/11/20 Time: 14:26 Sample (adjusted): 1972 2019 Included observations: 48 after adjustments					Dependent Variable: CT Method: Least Squares Date: 06/11/20 Time: 14:25 Sample (adjusted): 1971 2019 Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	167835.5	29624.84	5.665362	0.0000	C	182796.1	31386.98	5.823945	0.0000
DCT(-1)	0.534956	0.068088	7.856868	0.0000	CT(-1)	0.638805	0.056358	11.33472	0.0000
DYT	0.286045	0.040963	6.982936	0.0000	YT	0.227978	0.033815	6.741849	0.0000
R-squared	0.993239	Mean dependent var	1834456.		R-squared	0.996249	Mean dependent var	2500539.	
Adjusted R-squared	0.992939	S.D. dependent var	1079985.		Adjusted R-squared	0.996086	S.D. dependent var	1519551.	
S.E. of regression	90753.80	Akaike info criterion	25.73015		S.E. of regression	95064.41	Akaike info criterion	25.82177	
Sum squared resid	3.71E+11	Schwarz criterion	25.84710		Sum squared resid	4.16E+11	Schwarz criterion	25.93759	
Log likelihood	-614.5236	Hannan-Quinn criter.	25.77435		Log likelihood	-629.6333	Hannan-Quinn criter.	25.86571	
F-statistic	3305.428	Durbin-Watson stat	1.676091		F-statistic	6109.053	Durbin-Watson stat	1.420654	
Prob(F-statistic)	0.000000				Prob(F-statistic)	0.000000			

اختبار Arch :

اختبار Breusch-Godfrey للارتباط الذاتي :

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	1.687478	Prob. F(1,45)	0.2006	
Obs*R-squared	1.698774	Prob. Chi-Square(1)	0.1924	
Test Equation: Dependent Variable: RESID^2 Method: Least Squares Date: 06/11/20 Time: 14:32 Sample (adjusted): 1973 2019 Included observations: 47 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.17E+09	2.61E+09	2.367675	0.0223
RESID^2(-1)	0.263398	0.202765	1.299030	0.2006
R-squared	0.036144	Mean dependent var	7.79E+09	
Adjusted R-squared	0.014725	S.D. dependent var	1.58E+10	
S.E. of regression	1.57E+10	Akaike info criterion	49.83043	
Sum squared resid	1.11E+22	Schwarz criterion	49.90916	
Log likelihood	-1169.015	Hannan-Quinn criter.	49.86006	
F-statistic	1.687478	Durbin-Watson stat	1.517146	
Prob(F-statistic)	0.200551			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	0.182063	Prob. F(1,44)	0.6717	
Obs*R-squared	0.197796	Prob. Chi-Square(1)	0.6565	
Test Equation: Dependent Variable: RESID Method: Least Squares Date: 06/11/20 Time: 14:27 Sample: 1972 2019 Included observations: 48 Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6189.602	33231.11	0.186259	0.8531
DCT(-1)	-0.019835	0.082962	-0.239088	0.8121
DYT	0.011244	0.049026	0.229356	0.8197
RESID(-1)	0.088657	0.207780	0.426689	0.6717
R-squared	0.004121	Mean dependent var	8.25E-11	
Adjusted R-squared	-0.063780	S.D. dependent var	88801.88	
S.E. of regression	91590.01	Akaike info criterion	25.76769	
Sum squared resid	3.69E+11	Schwarz criterion	25.92362	
Log likelihood	-614.4245	Hannan-Quinn criter.	25.82661	
F-statistic	0.060688	Durbin-Watson stat	1.744730	
Prob(F-statistic)	0.980172			

تقدير الدالة بعد التصحيح:

تقدير الدالة:

Dependent Variable: DCT				
Method: Least Squares				
Date: 06/11/20 Time: 23:32				
Sample (adjusted): 1972 2019				
Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	112733.0	23844.28	4.727885	0.0000
DYT	0.460958	0.070827	6.508263	0.0000
DYT(-1)	0.127430	0.069982	1.820890	0.0453
R-squared	0.931199	Mean dependent var	598283.8	
Adjusted R-squared	0.928141	S.D. dependent var	348067.0	
S.E. of regression	93304.55	Akaike info criterion	25.78559	
Sum squared resid	3.92E+11	Schwarz criterion	25.90254	
Log likelihood	-615.8541	Hannan-Quinn criter.	25.82978	
F-statistic	304.5302	Durbin-Watson stat	1.668973	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: CT				
Method: Least Squares				
Date: 06/11/20 Time: 14:43				
Sample (adjusted): 1971 2019				
Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	444166.7	42383.77	10.47964	0.0000
YT	0.280679	0.112113	2.503527	0.0159
YT(-1)	0.332672	0.114154	2.914242	0.0055
R-squared	0.987991	Mean dependent var	2500539.	
Adjusted R-squared	0.987469	S.D. dependent var	1519551.	
S.E. of regression	170104.5	Akaike info criterion	26.98548	
Sum squared resid	1.33E+12	Schwarz criterion	27.10131	
Log likelihood	-658.1444	Hannan-Quinn criter.	27.02943	
F-statistic	1892.182	Durbin-Watson stat	0.409121	
Prob(F-statistic)	0.000000			

اختبار التباين Arch:

اختبار Breusch-Godfrey للارتباط الذاتي:

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	1.077264	Prob. F(2,43)	0.3495	
Obs*R-squared	2.194870	Prob. Chi-Square(2)	0.3337	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 06/11/20 Time: 23:36				
Sample (adjusted): 1974 2019				
Included observations: 46 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.28E+09	2.77E+09	2.268346	0.0284
RESID^2(-1)	0.206072	0.155006	1.329448	0.1907
RESID^2(-2)	0.060097	0.157807	0.380829	0.7052
R-squared	0.047715	Mean dependent var	8.32E+09	
Adjusted R-squared	0.003422	S.D. dependent var	1.58E+10	
S.E. of regression	1.57E+10	Akaike info criterion	49.85844	
Sum squared resid	1.06E+22	Schwarz criterion	49.97770	
Log likelihood	-1143.744	Hannan-Quinn criter.	49.90311	
F-statistic	1.077264	Durbin-Watson stat	1.964324	
Prob(F-statistic)	0.349537			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	1.467043	Prob. F(2,43)	0.2419	
Obs*R-squared	3.066048	Prob. Chi-Square(2)	0.2159	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 06/11/20 Time: 23:35				
Sample: 1972 2019				
Included observations: 48				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1741.981	23633.47	0.073708	0.9416
DYT	-0.030613	0.073517	-0.416400	0.6792
DYT(-1)	0.028171	0.072347	0.389383	0.6989
RESID(-1)	0.255308	0.162768	1.568538	0.1241
RESID(-2)	-0.201403	0.175156	-1.149848	0.2566
R-squared	0.063876	Mean dependent var	5.94E-11	
Adjusted R-squared	-0.023205	S.D. dependent var	91297.77	
S.E. of regression	92350.99	Akaike info criterion	25.80291	
Sum squared resid	3.67E+11	Schwarz criterion	25.99783	
Log likelihood	-614.2699	Hannan-Quinn criter.	25.87657	
F-statistic	0.733521	Durbin-Watson stat	1.948141	
Prob(F-statistic)	0.574152			