

مجلة
جَامِعَةُ مَسْقٍ

في العلوم الإنسانية
(مجلة علمية محكمة)

المجلد ١٠ العددان ٣٧، ٣٨ الجزء الأول شوال ١٤١٤ هـ - حزيران ١٩٩٤ م

دالة الاستهلاك في الجمهورية العربية السورية

د. ممدوح الخطيب الكسواني

أستاذ مشارك - قسم الاقتصاد - كلية العلوم الإدارية

جامعة الملك سعود - المملكة العربية السعودية

الملخص

تهدف هذه الدراسة إلى تحليل اتجاهات الاستهلاك النهائي العائلي، وتقدير دوال الاستهلاك في سورية خلال الفترة ١٩٦٣ - ١٩٩١. بين البحث تقلب مؤشرات الاستهلاك العائلي ومتغيراته بصورة ملحوظة خلال فترة الدراسة، فقد تغيرت نسبة الاستهلاك العائلي إلى إجمالي الناتج المحلي بين ٠.٥٦ و ٠.٨٣، والميل المتوسط للاستهلاك بين ٠.٧٠ و ٠.٩٧. وفُسرَت هذه التقلبات بعوامل عديدة أهمها تقدير الاستهلاك العائلي بطريقة البواقي، وأثر أسلوب تقييم المخزون من السلع الزراعية حسب طبيعة المواسم الزراعية، في كل من الناتج المحلي والاستهلاك النهائي العائلي. أُنحَققت فرضيات دوال الاستهلاك التقليدية في إعطاء تقديرات مقبولة للميل الاستهلاكية في سورية. حيث بينت فرضية الدخل المطلق أن الميل الحدي للاستهلاك يساوي ٠.٨٥٥، ولكن مرونة الاستهلاك الداخلية تقارب الواحد الصحيح. وأظهر تطبيق فرضية الدخل النسبي، عدم معنوية إدخال متغيرات دخل القمة واستهلاك القمة ودخل الفترة السابقة واستهلاك الفترة السابقة. كذلك أدى اختبار فرضية الدخل الدائم، اعتماداً على متباينة كويك، للحصول على معامل تباطؤ أكبر من الواحد، مما يقلل من قيمة تقدير الميل الاستهلاكي الطويل الأجل. وعلى العكس، أدى تطبيق نموذج تصحيح الخطأ، للحصول على تقديرات معنوية لدالة الاستهلاك، حيث قدر الميل الاستهلاكي الطويل الأجل بـ ٠.٨٦٣٧، كما اقترح البحث صياغة جديدة لنموذج تصحيح الخطأ، مبنية على فرض استقرار الميل الاستهلاكي في الأجل البعيد وتضمن النموذج المقترح متغيراً تفسيرياً واحداً مما يخفف من مشاكل التقدير القياسي، وقد أمكن من خلال هذا النموذج تقدير الميل الاستهلاكي بـ ٠.٨٥٧٦.

مقدمة:

يعد الاستهلاك النهائي للقطاع العائلي من أهم مكونات الطلب المحلي، فإجمالي الناتج المحلي (Y) الذي يمثل إجمالي العرض، يوزع في وضع التوازن بين الاستهلاك النهائي للقطاع العائلي (C)، والاستهلاك النهائي الحكومي (G)، والاستثمار الإجمالي (I)، وصافي التعامل مع العالم الخارجي: (الصادرات X - الواردات M).

وتأتي أهمية الاستهلاك النهائي للقطاع العائلي من زاويتين مختلفتين، أولاًهما أن العنصر الإنساني هو هدف التنمية الاقتصادية وعمادها، وتوفير الحياة الكريمة له، من الأهداف الأساسية للتنمية الاقتصادية والاجتماعية. والثانية، اعتماد التنمية الاقتصادية على ادخار جزء من الموارد المحلية، ودفعه في قنوات الاستثمار لزيادة الطاقة الإنتاجية في المجتمع. وبالنظر إلى ارتكاز خطط التنمية الاقتصادية والاجتماعية في سورية على التكامل بين القطاعين العام والخاص، والتوجه الاقتصادي الحالي لدعم القطاع الخاص وتحريره من العوائق التي تحد من نشاطه، فإن السلوك الاستثماري للقطاع الخاص يتحدد بدرجة كبيرة بحجم المدخرات الخاصة المتبقية بعد الاستهلاك النهائي للقطاع العائلي. لذلك تبرز ضرورة تحليل السلوك الاستهلاكي والادخاري للقطاع العائلي لمعرفة العوامل التي تحدد مستوى الاستهلاك والادخار، ومن ثم لاستخدام هذه العوامل كأداة من أدوات السياسة الاقتصادية.

ومن الممكن بالطبع دراسة العوامل المحددة لمستوى واتجاهات الاستهلاك النهائي العائلي اعتماداً على دراسة ميزانية الأسرة^(١)، حيث يتم التركيز على بنية الاستهلاك وتركيبه وأثر العوامل الاقتصادية والاجتماعية على البنود الإنفاقية المختلفة. وتعتمد هذه الدراسة السكونية في الأجل القصير، على بيانات مقطعية (Cross Section) ولا تعطي فيها تغيرات الأسعار أية أهمية لثبات الزمن. كما يمكن دراسة الاستهلاك العائلي، على مستوى التحليل الاقتصادي الكلي، اعتماداً على دالة الاستهلاك والمتغيرات التي تفرزها الحسابات القومية. وتتصف هذه الدراسة للدوال الاستهلاكية

بأنها حركية أو ديناميكية في الأجل البعيد، وتهدف من خلال النماذج القياسية توصيف السلوك الاستهلاكي في المجتمع وإبراز أهم العوامل والمتغيرات المؤثرة في مستوى الاستهلاك وحجمه.

تعرف دالة الاستهلاك بأنها علاقة تربط بين حجم الاستهلاك النهائي العائلي والعوامل التي تحدد مستواه وتفسر تغيره. وتفيد النظرية الاقتصادية أن الاستهلاك النهائي يتأثر بعوامل عديدة أهمها: مستوى الدخل، مستوى الأسعار، توزيع الدخل، عدد السكان، توقعات الأسعار، ظروف العرض والطلب في السوق، الثروة، عادات الاستهلاك، تغير الأذواق... إلخ. وتعتبر النظرية الاقتصادية الكلاسيكية أن الاستهلاك النهائي والادخار العائلي وجهان لعملة واحدة، فجزء الدخل الذي لا يخصص للاستهلاك النهائي يبقى للادخار [١ ص: ١٣ - ٤٧] أما النظرية الاقتصادية الحديثة فتعتبر أن محددات الادخار مختلفة عن محددات الاستهلاك خاصة في المجتمعات المتقدمة، حيث يرتبط حجم الادخار بعوامل أخرى منها: التسليف والتأمين والبورصة والأسهم والنظام المصرفي وإمكانية الشراء بالتقسيط... إلخ.

تهدف هذه الدراسة إلى توفيق دالة الاستهلاك المناسبة للاقتصاد السوري. وسوف نطبق الدوال الاستهلاكية قصيرة الأجل وطويلة الأجل. ونتعرض لمحاولات التوفيق بينهما. وسوف نقدر من خلال هذه الدوال، الميول والمرونات الاستهلاكية في سورية في الأجلين القصير والطويل. كما سنحاول استعراض الفرضيات والنظريات الاقتصادية المختلفة التي تعرضت لنماذج الاستهلاك ومنها فرضية الدخل المطلق، فرضية الدخل النسبي، فرضية الدخل الدائم، نموذج تصحيح الخطأ، والدوال الاستهلاكية المنبثقة عنها، [٢ ص: ١٩ - ٧١] وتبين مدى ملائمتها وتوافقها مع واقع الاقتصاد السوري. وسوف تستخدم طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS)، وتصحح المقدرات بطريقة كوكرين أوركيت عند ظهور مشكلة الارتباط الذاتي.

أولاً: مصادر البيانات والفترة الزمنية المحددة

تغطي هذه الدراسة فترة زمنية طولها ٢٩ سنة تمتد من عام ١٩٦٣ إلى عام ١٩٩١. وتتصف البيانات الإحصائية المأخوذة من المجموعات الإحصائية التي يصدرها المكتب المركزي للإحصاء بدمشق [٣]، أو السلاسل التي حصلنا عليها مباشرة من المكتب بعد تصحيحها بالتجانس^(٢). وقد شملت تلك البيانات إحصاءات الاستهلاك النهائي العائلي بالأسعار الجارية والثابتة لعام ١٩٨٥، والادخار بالأسعار الجارية، والنتائج المحلي بأسعار السوق بالأسعار الجارية والأسعار الثابتة لعام ١٩٨٥، وعرضت البيانات الإحصائية المذكورة في الجدول رقم (١).

أما الدخل التصرفي أو المتاح للقطاع العائلي فقد تم الحصول عليه بإضافة الادخار إلى الاستهلاك النهائي العائلي^(٣)، وذلك بعد تصحيح الادخار مقيماً بالأسعار الجارية بالمكمش الضمني لإجمالي الناتج المحلي باعتبار ١٩٨٥ سنة أساس. أما دوال الاستهلاك المقدرة فقد اعتمدت على كل من الاستهلاك النهائي المتوسط للفرد والدخل التصرفي المتوسط للفرد، وذلك بتقسيم المتغيرات الكلية على عدد السكان، وذلك بغرض التخلص من تأثير عدد السكان على حجم الاستهلاك والدخل التصرفي.

ثانياً: الاستهلاك النهائي العائلي وتطوره

يتصف الاستهلاك النهائي للقطاع العائلي بأهميته ضمن الاستخدامات المحلية. فقد بينت الإحصاءات أن نسبة الاستهلاك النهائي إلى إجمالي الناتج المحلي بالأسعار الجارية، قد تغيرت من نسبة دنيا تساوي ٠,٦٢٧٨ عام ١٩٧٦ إلى نسبة عليا تساوي ٠,٨٢ عام ١٩٨٨، وذلك خلال الفترة ١٩٦٣ - ١٩٩١. كما بلغت نسبة الاستهلاك النهائي العائلي إلى إجمالي الناتج المحلي بالأسعار الثابتة لعام ١٩٨٥، قيمة دنيا تساوي ٠,٥٦ عام ١٩٨٤ وقيمة عليا تساوي ٠,٨٣ عام ١٩٨٨.

جدول رقم (١)

الاستهلاك العائلي، والادخار، وإجمالي الناتج المحلي بالأسعار الجارية، والأسعار الثابتة لعام

١٩٨٥ في الجمهورية العربية السورية (١٩٦٣-١٩٩١)

obs	CRT	CST	GDPTR	GDPTS	SRT
1963	3342.000	17265.00	4432.000	23150.00	372.0000
1964	3773.000	17369.00	4952.000	23674.00	366.0000
1965	3870.000	17213.00	5080.000	23606.00	399.0000
1966	3971.000	14695.00	5074.000	21798.00	270.0000
1967	4227.000	17029.00	5515.000	23598.00	470.0000
1968	4309.000	16616.00	5968.000	24478.00	466.0000
1969	5020.000	20858.00	6800.000	29072.00	615.0000
1970	4944.000	19719.00	6800.000	27965.00	541.0000
1971	5819.000	21726.00	8013.000	30738.00	713.0000
1972	6479.000	27533.00	9228.000	38431.00	1224.000
1973	6309.000	22364.00	9861.000	35147.00	2652.000
1974	11452.00	31553.00	15845.00	43627.00	2853.000
1975	13599.00	35479.00	20597.00	52145.00	4528.000
1976	15523.00	38581.00	24725.00	57861.00	5271.000
1977	18078.00	41786.00	27013.00	57124.00	7924.000
1978	22210.00	45623.00	32389.00	62109.00	5918.000
1979	26742.00	44827.00	38974.00	64365.00	4824.000
1980	33858.00	49642.00	51270.00	72078.00	5886.000
1981	48031.00	53914.00	65777.00	87931.00	5034.000
1982	44749.00	50732.00	68788.00	80606.00	8839.000
1983	49463.00	49305.00	73291.00	81258.00	7819.000
1984	47535.00	44287.00	75342.00	78429.00	9283.000
1985	54650.00	54650.00	83225.00	83225.00	9069.000
1986	67026.00	53246.00	99933.00	79109.00	11644.00
1987	98496.00	66379.00	127712.0	80618.00	5516.000
1988	152683.0	76166.00	186047.0	91313.00	4768.000
1989	142213.0	65727.00	208892.0	83133.00	24505.00
1990	187433.0	74000.00	268328.0	89485.00	30940.00
1991	237488.0	80605.00	316204.0	99796.00	14134.00

CRT: الاستهلاك العائلي الكلي بالأسعار الجارية (مليون ل.س)

CST: الاستهلاك العائلي الكلي بأسعار ١٩٨٥ (مليون ل.س)

GDPTR: إجمالي الناتج المحلي بالأسعار الجارية (مليون ل.س)

GDPTS: إجمالي الناتج المحلي بأسعار ١٩٨٥ (مليون ل.س)

STR: الادخار بالأسعار الجارية (مليون ل.س)

ومن هذه النتائج الأولية، وبفحص الشكل البياني رقم (١)، يمكن إيراد

الملاحظات التالية:

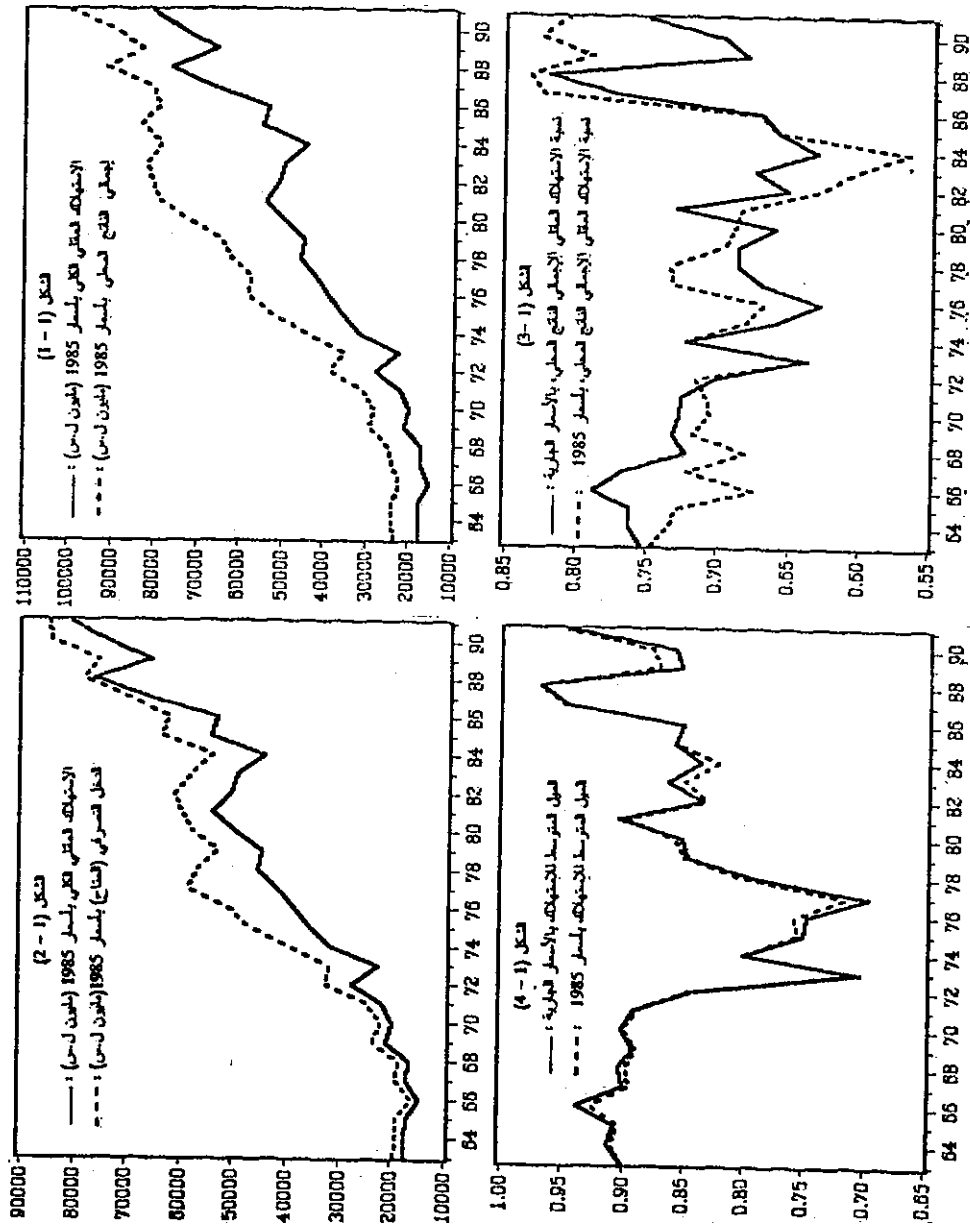
١ - تتغير نسبة الاستهلاك النهائي العائلي إلى إجمالي الناتج المحلي تغيراً كبيراً من سنة لأخرى. وتنسم هذه النسبة بعدم إستقرارها عبر الزمن. وتقدر هذه النسبة كمتوسط لكامل الفترة المدروسة بـ ٠,٧١٣٩. وقد مرت هذه التطورات بثلاثة مراحل، فقد تقلبت في الفترة الأولى ١٩٦٣ - ١٩٨١ بشكل محدود من ٠,٦٨ إلى ٠,٧٥، بالغة قيمة متوسطة ٠,٧٠. وفي الفترة الثانية ١٩٨٢ - ١٩٨٦، انخفضت هذه النسبة متغيرة من ٠,٥٦٤ إلى ٠,٦٧، بمتوسط قدره ٠,٦٢٥، يقل عن المتوسط الكلي. وفي الفترة الثالثة ١٩٨٧ - ١٩٩١، ارتفعت النسبة إلى أكثر من ٠,٨، بمتوسط قدره ٠,٨١٧. ويؤكد هذا الاستنتاج، تجانس البيانات الاحصائية التي حصلنا عليها من مصدر واحد. وبالتالي فيستبعد أن نعزو هذه المفارقة، إلى تباين المصادر الاحصائية. ويلاحظ أن هذه النسبة قد ارتفعت مثلاً من ٠,٥٦ إلى ٠,٨٣، خلال أربع سنوات من ١٩٨٤ إلى ١٩٨٨، وقد لا يدل هذا التقلب الكبير في نسبة الاستهلاك العائلي إلى الناتج المحلي، بالضرورة إلى حدوث تغيرات جذرية في هيكل الاقتصاد السوري، أو حتى في سلوك المستهلك، بقدر ما يعزى إلى المنهجية المطبقة لتقدير متغيرات الحسابات القومية في سورية.

٢ - اتجهت نسبة الاستهلاك العائلي إلى الناتج المحلي الإجمالي للارتفاع في السنوات الأخيرة، حيث استوعب الاستهلاك النهائي نحو ٨٠٪ من الناتج المحلي الإجمالي تاركاً لبقية الاستخدامات (الاستهلاك الحكومي، الاستثمار، صافي التعامل مع العالم الخارجي) نسبة محدودة ٢٠٪. ويعزى ارتفاع هذه النسبة إلى زيادة الاستهلاك العائلي بنسبة أكبر من زيادة الناتج المحلي الإجمالي.

الشكل (١)

مؤشرات الاستهلاك في الجمهورية العربية السورية

(1991 - 1963)



٣ - توافقت تغيرات الاستهلاك النهائي العائلي وتغيرات إجمالي الناتج المحلي خلال الفترة ١٩٦٣ - ١٩٩١ بإستثناء السنتين ١٩٨١ - ١٩٨٢ حيث كانت التغيرات في اتجاهين مختلفين. أما إذا أخذنا الفترة الزمنية المدروسة بكاملها، فنجد أن معدل نمو الاستهلاك النهائي العائلي الكلي السنوي يزيد قليلاً عن معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الكلي السنوي، حيث قدر المعدل الأول بـ ٦,٣٨٪ والثاني بـ ٦,١٩٪، وهذا يعني مرة أخرى أن كل زيادة في الناتج المحلي الإجمالي ترافقها زيادة أكبر منها بقليل بالاستهلاك النهائي العائلي^(٤).

٤ - اختلاف نسبة الاستهلاك النهائي العائلي إلى إجمالي الناتج المحلي اعتماداً على المتغيرات الجارية. حيث بلغت هذه النسبة اعتماداً على المتغيرات الجارية ٠,٦٣، إلا أنها انخفضت اعتماداً على الأسعار الثابتة إلى ٠,٥٦. ويعود هذا التباين الهام إلى اختلاف قيمة المكش الضمني لكل من الاستهلاك النهائي العائلي والناتج المحلي الإجمالي. ورغم اعتماد المكش الضمني لكل من المتغيرين: الاستهلاك العائلي، والناتج المحلي، على سنة أساس مشتركة (عام ١٩٨٥)، إلا أن قيمة المكشين الضمنيين اختلفت اختلافاً كبيراً. ففي عام ١٩٨٤ بلغت هذه القيمة ١٠٧,٣٣ للاستهلاك العائلي (ارتفاع بمقدار ٧,٣ نقطة بالنسبة لعام ١٩٨٥)، و ٩٦,٠٦ للناتج المحلي الإجمالي (انخفاض بمقدار ٣,٩٤ نقطة بالنسبة لعام ١٩٨٥). وبالتطبع فإن هذه النتيجة تثير كثيراً من الشكوك حول مصداقية الأرقام القياسية الضمنية. إذ كيف يمكن أن تنصور في سنة واحدة (١٩٨٤) ارتفاع أسعار السلع الاستهلاكية النهائية بالنسبة لأسعار عام ١٩٨٥، في حين أن أسعار السلع المنتجة محلياً قد انخفضت ١٢٪. وتبقى الملاحظات السابقة صحيحة إلى حد كبير بالاعتماد على الميل المتوسط للاستهلاك:

١ - فالميل المتوسط للاستهلاك يتقلب بصورة واضحة من سنة إلى أخرى، حيث بلغ هذا الميل للفترة ١٩٦٣ - ١٩٩١ متوسطاً قدره ٠,٨٥٦. ونلاحظ تطور هذه النسبة خلال فترات فرعية ثلاث: فقد بلغت في الفترة الأولى ١٩٦٣ - ١٩٧٢ متوسطاً قدره ٠,٨٩٥، ثم انخفضت خلال الفترة ١٩٧٣ - ١٩٧٨ لتبلغ متوسطاً يساوي ٠,٧٥٥، ثم ارتفع الميل مرة أخرى اعتباراً من عام ١٩٧٩ وحتى ١٩٩١ ليبلغ حده الأعظمي ٠,٩٧ عام ١٩٨٨ مروراً بقيمة متوسطة مقدارها ٠,٨٧٩.

٢ - تختلف قيم الميل المتوسط للاستهلاك بحسابه من متغيرات مقيمة بالأسعار الجارية أو من متغيرات محسوبة بالأسعار الثابتة لعام ١٩٨٥، اختلافاً طفيفاً. فقد بلغ هذا الميل بالاعتماد على المتغيرات بالأسعار الجارية حداً أدنى ٠,٦٩٥ عام ١٩٧٧ وحداً أعلى ٠,٩٦٩٧ عام ١٩٨٨، أما بالأسعار الثابتة لعام ١٩٨٥، فقد بلغ حداً أدنى ٠,٧٠٤ عام ١٩٧٣ وحداً أعلى ٠,٩٧٠٢ عام ١٩٨٨. وكما أسلفنا فإن اختلاف المقارنة بين النتائج بالأسعار الثابتة والجارية، يعزى إلى اختلاف الأرقام القياسية الضمنية لكل من الاستهلاك النهائي العائلي والأرقام القياسية الضمنية للنتائج المحلي الإجمالي المستخدمة في تثبيت أسعار الادخار للوصول إلى الدخل التصرفي بالأسعار الثابتة لعام ١٩٨٥.

٣ - اتجه الميل المتوسط للاستهلاك للارتفاع في أواخر الثمانينات، حيث استوعب الاستهلاك النهائي العائلي حوالي ٩٧٪ من الدخل التصرفي تاركاً ٣٪ للادخار (عام ١٩٨٨). مما يعني امتصاص الاستهلاك العائلي لمعظم الدخل التصرفي في سورية.

٤ - خلال الفترة المدروسة ١٩٦٣ - ١٩٩١، قدر المعدل المتوسط لنمو الاستهلاك العائلي الكلي سنوياً بـ ٦,٥٨٪، وللدخل التصرفي الكلي بـ ٦,٣٤٪، الأمر

الذي يدل على تغير الاستهلاك العائلي والدخل التصرفي بمعدلات سنوية متقاربة خلال الفترة المدروسة.

وأخيراً لابد من الإشارة إلى أثر طريقة تقدير الاستهلاك النهائي العائلي من الحسابات القومية بطريقة البواقي، المطبقة في كثير من الدول النامية ومنها سورية، في نسبة الاستهلاك العائلي إلى الناتج المحلي الإجمالي أو في الميل المتوسط للاستهلاك. فنتيجة لتقدير الاستهلاك العائلي بطريقة البواقي، يتضمن هذا المتغير الأساسي في دراسة دالة الاستهلاك، جميع أخطاء القياس والتقريب على المقادير الكلية الواردة في العلاقة التوازنية المحاسبية المشار إليها سابقاً للتوازن بين الاستخدامات والموارد في الحسابات القومية. إضافة إلى ذلك، فإن تقديرات الاستهلاك النهائي في سورية، تتضمن كذلك التغيرات في المخزون زيادة كانت أم نقصاناً. ونتيجة لشمول الاستهلاك العائلي للتغيرات في المخزون، فإن هذا المتغير الكلي يتقلب كثيراً كما أشرنا، ليس بسبب تغيرات جوهرية في سلوك المستهلكين، وإنما بسبب تعاقب المواسم الزراعية الجيدة والرديئة وإنعكاسات ذلك على التغير في المخزون. ففي أعقاب المواسم الزراعية الجيدة، يزداد المخزون، ويرتفع من ثم تقدير الاستهلاك العائلي المتضمن لتلك الزيادة نتيجة لاحتسابه بطريقة البواقي. والعكس بالعكس، تنقص تقديرات الاستهلاك العائلي في أعقاب المواسم الزراعية السيئة بسبب تناقص المخزون. وهكذا فإن زيادة الإنتاج الزراعي بسبب جودة الموسم الزراعي، تؤدي إلى زيادة المخزون، ثم ارتفاع في تقديرات الاستهلاك العائلي تفوق الارتفاع الحاصل في تقدير الناتج المحلي أو ارتفاعاً في الميل المتوسط للاستهلاك. أما رداءة الموسم الزراعي، فتؤدي إلى تناقص في المخزون، وانخفاض في تقديرات الاستهلاك العائلي. وبما أن الاستهلاك العائلي سينخفض أكثر من انخفاض إجمالي الناتج المحلي أو الدخل التصرفي، فإن نسبة الاستهلاك النهائي إلى إجمالي الناتج المحلي أو الميل المتوسط للاستهلاك سوف تنخفض. وهذه التغيرات تتجه

بعكس ماتوقعه النظرية الاقتصادية ليس بسبب تغيرات في سلوك المستهلك وإنما بسبب أخطاء القياس والتقدير المنعكسة على الاستهلاك العائلي بتطبيق طريقة البواقى ومن خلال التغيرات في المخزون.^(٥)

وبالعودة إلى الاقتصاد السوري، نلاحظ أن الأعوام ١٩٧٢، ١٩٨٨، ١٩٩٠، ١٩٩١ هي سنوات ارتفع فيها الإنتاج الزراعي واعتبرت المواسم الزراعية فيها جيدة، ومن ثم فقد ارتفع مخزون السلع الزراعية، وانصب هذا الارتفاع في تقديرات الاستهلاك العائلي، حيث ارتفع الاستهلاك العائلي بصورة أكبر من ارتفاع الناتج المحلي الإجمالي أو الدخل التصرفي، الأمر الذي أدى إلى ارتفاع في نسبة الاستهلاك العائلي إلى إجمالي الناتج المحلي وارتفاع في الميل المتوسط للاستهلاك.

أما في السنوات ١٩٦٦، ١٩٦٨، ١٩٧٣، ١٩٧٩، ١٩٨٤، فقد اعتبرت المواسم الزراعية فيها سيئة، وانخفض المخزون من السلع الزراعية ليسد النقص في انخفاض الإنتاج الزراعي. ونتيجة لذلك انخفض الاستهلاك العائلي كما انخفض الناتج المحلي الإجمالي والدخل التصرفي. ولكن انخفاض الاستهلاك العائلي كان أكبر من انخفاض الناتج المحلي الإجمالي والدخل التصرفي، مما أدى إلى انخفاض نسبة الاستهلاك النهائي إلى إجمالي الناتج المحلي وكذلك إلى انخفاض الميل المتوسط للاستهلاك. وهذا بخلاف ما تنوقه نظريات الاستهلاك الاقتصادية.

ثالثاً: فريضة الدخل المطلق

أغفلت النظرية الاقتصادية الكلاسيكية جانب الطلب واهتمت بجانب العرض. فتحت تأثير قانون المنافذ أو قانون ساي (Say)، تخلق كل سلعة منتجة الطلب عليها. لذلك لا توجد في الفكر الاقتصادي الكلاسيكي مشكلة طلب، وإنما تنحصر المشكلة في الإنتاج والعرض. وقد كذبت أزمة الكساد العالمي عام ١٩٢٩ قانون المنافذ،

وتكدست السلع في المخازن والمصانع، وارتفعت مستويات البطالة، مما حمل كينز على إعادة النظر في قانون ساي وانتقاده، والتأكيد على جانب الطلب الفعال. وجاء ذلك في نظريته المشهورة " النظرية العامة للاستخدام والفائدة والنقد" [٤].

يرتبط مستوى الاستهلاك النهائي في اقتصاد ما حسب كينز بعلاقة دالية مع حجم الاستخدام. ولإعطاء هذه النظرية شكلاً مبسطاً، اقترح كينز ربط الاستهلاك مقياساً بوحدات الأجور، بالدخل مقياساً بالوحدات نفسها. وقد أطلق كينز على هذه العلاقة الدالية الميل المتوسط للاستهلاك، حيث يحدد هذا الميل الجزء الذي يستهلكه مجتمع ما من دخله. ويتعلق الميل المتوسط للاستهلاك بثلاثة عوامل: مقدار الدخل الكلي، والعوامل الموضوعية المرافقة للدخل، والعوامل الشخصية أو الذاتية وكيفية توزيع الدخل الكلي. ويفترض كينز ثبات العوامل الشخصية في الأجل القصير، ويستنتج أن الميل المتوسط للاستهلاك يتغير تحت تأثير الدخل والعوامل الموضوعية التي عدد منها العوامل التالية: تغير وحدة الأجور، تغير الفرق بين الدخل الإجمالي والدخل الصافي، التغيرات غير المتوقعة في قيم رأس المال غير الداخلة في احتساب صافي الدخل، تغيرات معدل الحسب (أي المعدل الذي يتم حسبه تبادل السلع المستقبلية بالسلع الحالية)، تغيرات السياسة النقدية، تغيرات توقعات المستهلكين الخاصة بالدخول المستقبلية والحالية [٤، ص: ٣٢ - ٣٣].

لاتحدد العوامل الموضوعية أو الشخصية أو الدخل شكل دالة الاستهلاك، وإنما يحدده القانون النفساني (Psychological Law) الذي يشير إلى أن الأفراد يميلون بالمتوسط وفي أغلب الأحيان إلى زيادة مستوى استهلاكهم عندما يزداد مستوى الدخل ولكن زيادة الاستهلاك لا تكون مساوية لزيادة الدخل وإنما تقل عنها، أي أن دالة الاستهلاك الكينزية تمتاز بمشتق أول موجب وأقل من الواحد، ويميل جدي للاستهلاك

أقل من الميل المتوسط، وأخيراً بانخفاض الميل الحدي للاستهلاك بارتفاع مستوى الدخل [١، ص: ١٤ - ١٧].

ويمكن تلخيص فرضية الدخل المطلق بالعلاقات التالية:

$$C = f(Y)$$

$$MPC = \frac{dC}{dY}$$

$$0 < \frac{dC}{dY} < 1$$

$$\frac{dC}{dY} < \frac{C}{Y}$$

حيث تمثل C الاستهلاك العائلي، Y الدخل التصرفي، MPC الميل الحدي

للاستهلاك. وقد جرت العادة على أن تمثل هذه الدالة بعلاقة خطية من الشكل:

$$C_t = \alpha + \beta Y_t \quad \{1\}$$

وباستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) لتقدير معاملات النموذج

الخطي البسيط (1)، الممثل لفرضية الدخل المطلق، اعتماداً على بيانات الاقتصاد

السوري نحصل على النتيجة التالية:

$$\hat{C}_t = 286.4055 + 0.8012147 Y_t \quad \{2\}$$

(0.9756218) (15.304973)

$$\bar{R}^2 = 0.8928 \quad F = 15.304973 \quad DW = 0.697042$$

ونلاحظ أن مقدرات النموذج (٢) تعاني من مشكلة ارتباط ذاتي موجب،

وينصح به بطريقة كوكرين أوركيت، نتوصل إلى النموذج التالي:

$$\hat{C}_t = 21.899774 + 0.8553146 Y_t \quad \{3\}$$

(0.0363274) (8.4232219) $AR(1) = 0.683$

$$\bar{R}^2 = 0.931505 \quad F = 184.595 \quad t(ARI) = 4.104 \quad DW = 1.96393$$

ويبدو أن مقدرات النموذج (٣) معنوية ماعدا القاطع. وتفيد هذه المقدرات أن الميل الحدي للاستهلاك في الأجل القصير يساوي ٠,٨٥٥، بمعنى أن كل زيادة في الدخل بمقدار ليرة سورية واحدة، سينفق منها ٠,٨٥٥ ليرة سورية^(٦).

وفيد النموذج الخطي أحياناً، بتقدير مرونة الاستهلاك بالنسبة للدخل، وذلك بأخذ متغيرات النموذج (١) بشكل لوغاريتمي. وبتقدير هذا النموذج اللوغاريتمي، وتصحيحه بطريقة كوكرين أوركيت من الارتباط التسلسلي، حصلنا على النتيجة التالية:

$$(\ln \hat{C}_t) = 0.0478561 + 0.9766441 \ln Y_t \quad \{4\}$$

$$(0.0574938) \quad (10.094663) \quad AR(1) = 0.648$$

$$\bar{R}^2 = 0.947968 \quad F = 246.9565 \quad t(ARI) = 3.766 \quad DW = 2.09314$$

وكما هو الحال في النموذج الخطي، فإن قاطع النموذج (٤) غير معنوي. وتقدر مرونة الاستهلاك العائلي بالنسبة إلى الدخل التصرفي في سورية خلال الفترة المدروسة بـ ٠,٩٧٧، ويفسر ذلك أن كل زيادة في الدخل بنسبة ١٠٪ ستؤدي إلى زيادة في الانفاق الاستهلاكي العائلي بنسبة ٩,٧٧٪. ونلاحظ أن مرونة الاستهلاك الدخلية لا تختلف بصورة جوهرية عن الواحد الصحيح، عند مستوى دلالة مساو ٥٪. وهذا يدل على أن أي تغير نسبي في الدخل التصرفي سيتوافق مع تغير نسبي مماثل في الانفاق الاستهلاكي العائلي.

ونظراً إلى ارتباط متغيرات النموذج الكينزي نتيجة لمطابقات الحسابات القومية، فإن مقدرات النموذج ستكون منحيزة بتطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية، كما

يبدو من التسلسل التالي [٥، ص: ١٨٠ - ١٨٣]:

$$\begin{aligned} C_t &= \alpha + \beta Y_t + \varepsilon_t \\ Y_t &= C_t + I_t \\ C_t &= Y_t - I_t \end{aligned} \quad \{5\}$$

حيث I_t متغير خارجي (يساوي الادخار في وضع التوازن) ويتبع من ذلك:

$$\begin{aligned}
 Y_t - I_t &= \alpha + \beta Y_t + \varepsilon_t \\
 Y_t &= \frac{1}{1-\beta} (\alpha + I_t + \varepsilon_t) \\
 Y_t &= \frac{\alpha}{1-\beta} + \frac{1}{1-\beta} I_t + \frac{1}{1-\beta} \varepsilon_t
 \end{aligned} \quad (6)$$

وبتقدير العلاقة (٦) بعد استبدال الادخار بالاستثمار نحصل على النتيجة التالية:

$$\hat{Y}_t = 6492.697 + 0.3430105 S_t \quad (3.369972) \quad (1.0768876) \quad AR(1) = 0.924 \quad (7)$$

$$\bar{R}^2 = 0.857903 \quad F = 82.50583 \quad t = (AR1) = 11.858 \quad DW = 2.379113$$

ويؤدي تقدير β من هذا النموذج إلى قيمة سالبة ($\beta = -1.915$) ويعود ذلك إلى خرق فرضيات طريقة المربعات الصغرى العادية، حيث يرتبط في هذا النموذج المتغير التابع Y_t مع المتغير العشوائي ε_t ، مما يؤدي إلى خرق فرضية انعدام التغير، أي:

$$\text{cov}(Y_t, \varepsilon_t) \neq 0$$

الأمر الذي يؤدي إلى تحيز في تقدير β ، أي أن:

$$E(\hat{\beta}) \neq \beta$$

وهكذا، فقد مكن تطبيق فرضية الدخل المطلق من تقدير مؤشرات الاستهلاك

العائلي، وحصلنا على النتائج التالية:

١ - قدر الميل الحدي للاستهلاك بـ ٠,٨٥٥.

٢ - يساوي الميل المتوسط للاستهلاك للفترة المدروسة ٠,٨٥٦.

٣ - قدرت مرونة الاستهلاك الدخلية بـ ٠,٩٧٧ وهي لا تختلف جوهرياً عن

الواحد الصحيح.

٤ - نتيجة لتقارب الميئين المتوسط والحدي للاستهلاك، واقتراب المرونة من الواحد الصحيح، نلاحظ أن القاطع غير معنوي في كل التقديرات، مما يوحي بمرور دالة الاستهلاك في مبدأ الاحداثيات.

ونلاحظ أن تطبيق فرضية الدخل المطلق على بيانات الاقتصاد السوري، لم يؤد إلى نتائج مؤيدة لحثيات هذه الفرضية. فمن المتوقع انخفاض الميل الحدي للاستهلاك عن الميل المتوسط، وانخفاض مرونة الاستهلاك الدخلية عن الواحد، ولكن بيانات الاقتصاد السوري تبين تساوي الميئين الاستهلاكيين وعدم اختلاف المرونة عن الواحد بصورة جوهرية.

رابعاً: فرضية الدخل النسبي

صاغ جيمس دوزنبري (J. Duesenberry) فرضية الدخل النسبي عام ١٩٤٩، [٦]، كما تحدث عنها أيضاً مودغلياني (Modigliani) [٧]. تعتمد فرضية الدخل النسبي التي قدمها دوزنبري، على تحليل نفسي واجتماعي واقتصادي لسلوك المستهلك. ويبيّن دوزنبري فرضيته على مبدئين أساسيين: الأول، تداخل السلوك الاقتصادي للمستهلكين، والثاني، ارتباط الاستهلاك بالدخل بعلاقة من اتجاه واحد وذلك عندما يتغير مستوى الدخل. ويشير دوزنبري إلى أن المستهلكين يعيشون في مجتمع مؤلف من عدة طبقات اجتماعية ذات عادات ومستويات استهلاكية ودخلية متباينة، ويحاول كل فرد زيادة مستوى استهلاكه وتقليد الفئات الاجتماعية العليا، للارتقاء من طبقة إلى طبقة اجتماعية أعلى. من ثم لا يحدد مستوى الدخل المطلق مستوى الاستهلاك، وإنما مستوى دخل الفرد بالنسبة لدخول الأفراد الذين يعيش بينهم. لذلك يميل الأفراد، نتيجة لتقليد أنماط استهلاك الطبقات الاجتماعية الأعلى في المجتمع، ونتيجة لاستهلاك السلع الجديدة والسلع ذات النوعية الأفضل، إلى إنفاق نسبة ثابتة من دخولهم النسبية

على الأمد البعيد. أما المبدأ الثاني، فيدل على أن العلاقة بين الدخل والاستهلاك هي علاقة من اتجاه واحد، بمعنى أن زيادة الدخل ترافقها زيادة في الاستهلاك، ولكن انخفاض الدخل لا يترافق مع انخفاض الاستهلاك، حيث تقوم عادات الاستهلاك كعائق في طريق انخفاض مستوى الاستهلاك، لذلك فإن العلاقة بين الدخل والاستهلاك غير قابلة للانعكاس عندما ينخفض مستوى الدخل.

تأخذ فرضية الدخل النسبي أشكالاً تطبيقية متعددة، فعلى مستوى التحليل الجزئي تكتب هذه الفرضية كالتالي:

$$\frac{C_{it}}{Y_{it}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{\bar{Y}_t}{Y_{it}} \quad \{8\}$$

حيث $\alpha_0 < 0$: القاطع.

$\alpha_1 < 1$: لا يمثل α_1 الميل الحدي للاستهلاك.

C_{it} : استهلاك الفرد i في الفترة t .

Y_{it} : دخل الفرد i في الفترة t .

\bar{Y}_t : متوسط دخل الفرد في الفترة t .

ويلاحظ من العلاقة (٨)، أن انخفاض دخل الفرد (Y_{it})، سيؤدي إلى ارتفاع ميله المتوسط للاستهلاك. وهذا ما يؤكد وجهة نظر دوزنيري من حيث محافظة الفرد على مستوى استهلاكه حتى عندما ينخفض مستوى دخله. وبضرب طرفي العلاقة (٨) Y_{it} ، يكون:

$$C_{it} = \alpha_0 Y_{it} + \alpha_1 \bar{Y}_t \quad \{9\}$$

أي أن استهلاك الفرد (i) في الفترة (t) دالة في مستوى دخله (Y_{it}) وفي مستوى دخل أقرانه (الوسط الاجتماعي الذي يعيش فيه) (\bar{Y}_t). وبتجميع الأفراد في مجموعة مستهلكين (العلاقة ٩)، نحصل على دالة تصلح لتحليل السلاسل الزمنية، حيث:

$$\sum_{i=1}^n C_{it} = \alpha_0 \sum_{i=1}^n Y_{it} + \alpha_1 n \bar{Y}_t \quad \{10\}$$

وبقسمة طرفي العلاقة (١٠) على (n) نتخلص من أثر البيانات المقطعية، ونحتفظ

بأثر الزمن:

$$\begin{aligned} \bar{C}_t &= \alpha_0 \bar{Y}_t + \alpha_1 \bar{Y}_t \\ &= (\alpha_0 + \alpha_1) \bar{Y}_t \\ &= k \bar{Y}_t \end{aligned} \quad \{11\}$$

وهذا يعني أن الميل المتوسط للاستهلاك (APC) والميل الحدي للاستهلاك

(MPC) متساويان، أي:

$$APC = MPC = k = (\alpha_0 + \alpha_1)$$

وهكذا تمكن فرضية الدخل النسبي من التمييز بين دالة الاستهلاك في الأجل القصير (بيانات مقطعية) (العلاقة ٩) ويمثل فيها القاطع بـ $(\alpha_1 \bar{Y}_t)$ ، و α_0 الميل الحدي للاستهلاك، ودالة الاستهلاك في الأجل البعيد العلاقة (١١) حيث يساوي فيها الميلان الحدي والمتوسط للاستهلاك لـ: k. ويلاحظ أن الميل الاستهلاكي في الأجل البعيد $(\alpha_0 + \alpha_1 = k)$ أكبر من الميل الاستهلاكي في الأجل القصير α_0 .

كما يعطي دوزنيري بعداً آخر لفرضيته عندما يبين أثر عادات الاستهلاك ورغبة الفرد في المحافظة على مستوى معيشته المرتفع، إذ يفترض أن استهلاك الفرد لا يتعلق فقط بمستوى دخل الفرد بمقارنته بدخل أقرانه (الدخل النسبي)، وإنما بمستوى دخله الحالي مع أعلى دخل حصل عليه في السابق. وبالتحليل على نطاق مجموعة من المستهلكين، وباستخدام الميل المتوسط للاستهلاك APC للتخلص من وحدات القياس، يعتمد الميل الاستهلاكي للأفراد على نسبة دخل القمة إلى مستوى الدخل الحالي، أي:

$$\frac{C_t}{Y_t} = \beta_0 + \beta_1 \frac{Y_0}{Y_t} \quad \{12\}$$

حيث $0 < \beta_1, \beta_0$

Y_0 أعلى دخل حصل عليه المستهلك في السابق.

وبضرب طرفي العلاقة (١٢) بـ (Y_t) يكون:

$$C_t = \beta_0 Y_t + \beta_1 Y_0 \quad \{13\}$$

أي أن الاستهلاك في الفترة الزمنية t يتحدد بمتغيرين:

Y_t : الدخل الحالي (الدخل القومي أو المتاح)

Y_0 : دخل القمة (أعلى دخل حصل عليه المستهلك في السابق).

أما إذا كان الاقتصاد في وضع نمو مستمر، فإن Y_0 تساوي Y_{t-1} ، وبالتالي تؤول

العلاقة (١٣) إلى:

$$C_t = \beta_0 Y_t + \beta_1 Y_{t-1} \quad \{14\}$$

وبافتراض نمو الدخل بمعدل ثابت يساوي (g) فإن $Y_t / (1 + g) = Y_{t-1}$

وتصبح العلاقة (١٤):

$$C_t = (\beta_0 + \frac{\beta_1}{1+g}) Y_t$$

$$C_t = K Y_t \quad \{15\}$$

وهي دالة استهلاكية طويلة الأجل يتساوى فيها الميلان الاستهلاكيان، ونمر من

مبدأ الاحداثيات. وقد أخذت فرضية الدخل النسبي أشكالا أخرى، حيث استبدل

دافيس Davis، استهلاك القمة C_0 بدخل القمة Y_0 في العلاقة (١٣)، وبالتالي يأخذ

نموذج Davis [٨] الشكل التالي:

$$C_t = \beta_0 Y_t + \beta_1 C_0 \quad \{16\}$$

أما براون Brown فقد اقترح ادخال عادات الاستهلاك، كمتغير في دالة

الاستهلاك، حيث تؤثر هذه العادات على مستوى الاستهلاك الجاري. ويؤكد براون

أن تأثير عادات الاستهلاك على مستوى الدخل مستمر ومتصل، ولا ينحصر في

الحالات التي ينخفض فيها مستوى الاستهلاك عن استهلاك القمة، وبالتالي يقترح براون [٩] العلاقة التالية:

$$C_t = \beta_0 Y_t + \beta_1 C_{t-1} \quad \{17\}$$

حيث تمثل C_{t-1} الاستهلاك المتباطئ، أي استهلاك الفترة الزمنية السابقة. سنقوم بتطبيق الدوال المنبثقة عن فرضية الدخل النسبي على واقع الاقتصاد السوري، وسنحاول تبين تأثير عادات الاستهلاك، وتقدير الميل الحدي للاستهلاك في الأجلين القصير والطويل. باختبار العلاقة (٩) بعد تصحيحها من الارتباط الذاتي، نحصل على النتائج التالية:

$$\begin{aligned} \hat{C}_t &= 0.8601467 Y_t - 0.0022305 Y_0 \\ &\quad (7.4168561) \quad (-0.0206556) \\ \bar{R}^2 &= 0.928294 \quad F = 169.2955 \end{aligned} \quad \{18\}$$

ونلاحظ أن معامل انحدار Y_0 غير معنوي بمستوى دلالة ٥٪، على حين أن جميع المقدرات الأخرى معنوية.

وتسمح هذه التقديرات باستخلاص النتيجة التاليتين:

١ - لا يلعب دخل القمة في الاقتصاد السوري دوراً مؤثراً في تحديد مستوى الاستهلاك الحالي. ويعود ذلك باعتقادنا إلى التقلب الكبير في مستوى الاستهلاك والدخل من سنة إلى أخرى.

٢ - رغم عدم معنوية المقدرة α_1 ، نستطيع القول بأن الميل الاستهلاكي في الأجل القصير يساوي 0.86. أما في الأجل الطويل، فلا يمكن الاعتماد على المقدرات الناتجة للوصول إلى الميل الاستهلاكي، وذلك لحصولنا على α_1 من إشارة سالبة، مما يعني أن الميل الطويل الأجل يقل عن الميل القصير الأجل، وهذا مخالف لفرضية الدخل النسبي.

وتؤكد هذه النتيجة اختبارنا للعلاقة (١٤)، وذلك باستبدال $Y_0 \rightarrow Y_{t-1}$

$$\begin{aligned} \hat{C}_t &= 0.9137615 Y_t - 0.0605691 Y_{t-1} \\ (10.311883) \quad (-0.6730758) \quad AR(1) &= 0.697 \{19\} \\ \bar{R}^2 &= 0.929587 \quad F = 172.626 \quad t(ARI) = 4.321 \end{aligned}$$

وتبين مقدرات العلاقة (١٩) أن الدخل المتباطئ (Y_{t-1}) ليس بذي تأثير جوهري على مستوى الاستهلاك الجاري، وذلك لعدم اختلاف معامل انحدار هذا المتغير بصورة جوهريّة عن الصفر. وكونه من إشارة جبرية سالبة.

ولا يبدو أن استهلاك القمة (C_0) ذو تأثير معنوي في تفسير مستوى الاستهلاك الجاري في الاقتصاد السوري، حيث أدى اختبار العلاقة (١٦) بعد تصحيحها من الارتباط الذاتي إلى النتائج التالية:

$$\begin{aligned} \hat{C}_t &= 0.8516526 Y_t + 0.0069643 C_0 \\ (7.1096747) \quad (0.0517472) \\ \bar{R}^2 &= 0.928289 \quad F = 169.2826 \quad \{20\} \end{aligned}$$

وجميع مقدرات النموذج (٢٠) معنوية بمستوى دلالة ٥٪. باستثناء معامل انحدار استهلاك القمة. ويقدر الميل الاستهلاكي بالأجل القصير بـ ٠,٨٥، أما الميل الاستهلاكي بالأجل الطويل فلا يتمكن من تقديره لكون مقدرة متغير استهلاك القمة غير معنوية إحصائياً، وقد أدى اختبار نموذج براون أيضاً (العلاقة ١٧) إلى تقديرات غير معنوية لمعامل المتغير المتباطئ، حيث وجدنا بتطبيق طريقة المربعات الصغرى أن:

$$\begin{aligned} \hat{C}_t &= 0.6000968 Y_t - 0.3023394 C_{t-1} \\ (6.50991) \quad (-2.7329711) \\ \bar{R}^2 &= 0.911308 \quad F = 278.4254 \quad \{21\} \end{aligned}$$

وهكذا فإن الميل الاستهلاكي في الأجل القصير يساوي ٠,٦٠٠١، أما الميل الاستهلاكي في الأجل البعيد فلا نستطيع تقديره [١٠، ص: ٦٨]، وذلك بسبب الإشارة الجبرية السالبة وعدم معنوية معامل المتغير المتباطئ (بمستوى دلالة ١٪). وهذا

بالطبع يخالف لفرضية الدخل النسبي ويدل على أن مستوى الاستهلاك الحالي لا يتأثر بمستوى الاستهلاك السابق^(٧).

وبخلاصة القول، فإن تطبيق فرضية الدخل النسبي على الاقتصاد السوري، بإدخال متغيراتها المقترحة المختلفة ($Y_0, Y_{t-1}, C_0, C_{t-1}$) لم يكن معنوياً من الناحية الإحصائية، فقد كانت مقدرات هذه المتغيرات سالبة، مما يعني أن الميل الاستهلاكي الطويل الأجل يقل عن الميل الاستهلاكي القصير الأجل، وهذا يخالف لروح فرضية الدخل النسبي.

أما من الناحية الاقتصادية، فلا تعني هذه النتائج عدم تأثير عادات الاستهلاك أو أثر المشاهدة أو التقليد (Demonstration effect) في سلوك المستهلك. ولكن تقدير الاستهلاك العائلي بطريقة البواقي والأخطاء التي تعزى مثل هذه التقديرات، وخاصة تضمنها للتغيرات في المخزون، هو السبب الأساسي في تشويه العلاقة بين الاستهلاك العائلي والمتغيرات التي تفسره.

خامساً: فرضية الدخل الدائم

صاغ ميلتون فريدمان (M. Friedman) فرضية الدخل الدائم، في كتابه «نظرية دالة الاستهلاك» المنشور عام ١٩٥٧. وتعد محاولته تعميماً لفرضية دورة الحياة التي قدمها مودغلياني وبرمبرغ عام ١٩٥٤ [٧، ص: ٢٧٧ - ٣١٩]. ينطلق فريدمان في فرضية الدخل الدائم من عدم كفاية المقادير الكلية التي تقدمها الحسابات القومية في تفسير السلوك الاستهلاكي المعقد للمستهلكين. ويؤكد على التباين بين المفاهيم الاقتصادية النظرية كالإيرادات والانفاق والمقادير المحاسبية كالدخل والاستهلاك. ويفرق فريدمان انطلاقاً من مفهوم الأفق الاقتصادي للمستهلكين (Consumer Horizon) بين الدخل الدائم والدخل العرضي، ويبين فريدمان أن المقادير المشاهدة التي

تقيمها المحاسبة القومية تشمل في آن واحد العنصرين الدائم والعرضي. فيتألف الدخل المقاس أو المشاهد في المحاسبة القومية من الدخل الدائم والدخل العرضي. كما يتضمن الاستهلاك المقاس أو المشاهد، الاستهلاك الدائم والاستهلاك العرضي. وتؤثر العناصر الدائمة في سلوك المستهلك دون اعتبار لحدود الزمن، أما العناصر العرضية فيخضع تأثيرها للظروف العارضة أو الطارئة أو تنتج عن الأخطاء الإحصائية [١١، ص: ٢٠ - ٣٠].

يبين فريدمان أن العلاقة بين مقادير المحاسبة القومية للاستهلاك والدخل هي علاقة مشوهة لعدم تناسق مفاهيم المحاسبة القومية، وتضمنها العناصر الدائمة والعرضية لكل من الدخل والاستهلاك. لذلك نلاحظ انخفاض الميل المتوسط للاستهلاك عندما يرتفع مستوى الدخل على الأجل القصير. أما فريدمان فيقول بأن النسبة بين الاستهلاك الدائم والدخل الدائم ثابتة في الأجل البعيد، وأن الأفراد والمجتمعات يميلون إلى إنفاق جزء ثابت من دخلهم الدائم، أما التقلبات المشاهدة فتعكس تذبذب العلاقة بين المكونات العرضية للدخل والاستهلاك.

تأخذ دالة الاستهلاك المنبثقة عن فرضية الدخل الدائم الشكل التالي:

$$C^P = K Y^P \quad \{22\}$$

حيث C^P الاستهلاك الدائم، (Y^P) الدخل الدائم، (K) الميل الاستهلاكي. ويرتبط الدخل الدائم (Y^P) بالثروة W ، بالعلاقة النسبية $(r. W = Y^P)$. أما الثابت (K) فيتأثر بكل من معدل الفائدة (i) والثروة (W) والأذواق الاستهلاكية (u) . وبالتالي يمكن إعادة كتابة العلاقة (٢٢) بالشكل التالي:

$$C^P = K(i, W, u) Y^P \quad \{23\}$$

أما العلاقة بين المكونات الدائمة والعرضية للدخل والاستهلاك من جهة، والمتغيرات المقاسة في الحسابات القومية من جهة أخرى، فهي:

$$\begin{aligned} Y &= Y^P + Y^T \\ C &= C^P + C^T \end{aligned} \quad \{24\}$$

حيث يرمز الدليل P إلى المكون الدائم، و T إلى المكون العرضي. ويشترط فريدمان تحقق العلاقات التالية بين المكونات العرضية والدائمة:

$$\text{cov}(Y^P, Y^T) = \text{cov}(C^P, C^T) = \text{cov}(Y^T, C^T) = 0 \quad \{25\}$$

مما يعني استقلال الدخل العرضي عن الدخل الدائم، والاستهلاك الدائم عن الاستهلاك العرضي، والدخل العرضي عن الاستهلاك العرضي. ويقترح فريدمان تقدير الدخل الدائم بآلية الوسط المرجح للدخل الحالي والدخول السابقة بشكل متناقص بصورة أسية. أما من الناحية العملية فيمكن تطبيق متباينة كويك (Koyck) [١٢] لتقدير الدخل الدائم، باستخدام العلاقة التالية:

$$Y_t^P = \lambda Y_t + \lambda(1-\lambda)Y_{t-1} + \lambda(1-\lambda)^2 Y_{t-2} + \dots \quad \{26\}$$

حيث $0 < \lambda < 1$. وهذه الآلية المتباينة ناتجة عن تناقص الأوزان بشكل هندسي. وتشكل هذه الأوزان متوالية هندسية لانتهائية حدها الأول (١) وأساسها $(1 - \lambda)$. وبإخراج λ كعامل مشترك، يكون بعد تعويض العلاقة (٢٦) في العلاقة (٢٢):

$$C_t^P = K \cdot \lambda [Y_t + (1-\lambda)Y_{t-1} + (1-\lambda)^2 Y_{t-2} + \dots] \quad \{27\}$$

ويؤدي تطبيق متباينة كويك (Koyck) لتقدير الدخل الدائم [١٣، ص: ١٤٢]، إلى دالة الاستهلاك التالية:

$$C_t = K\lambda Y_t + (1-\lambda)C_{t-1} \quad \{28\}$$

وتشبه هذه العلاقة الصيغة (١٧) التي اقترحها براون تطبيقاً لفرضية الدخل النسبي. وبالعودة إلى العلاقة (٢١) نجد أن:

$$\begin{aligned} K\lambda &= 0.6000968 \\ (1-\lambda) &= -0.3023394 \\ \lambda &= 1 + 0.3023394 = 1.3023394 \\ K &= 0.461 \end{aligned}$$

وهكذا نلاحظ أن الميل الاستهلاكي الطويل الأجل في الاقتصاد السوري يقدر بـ 0.461، وأن المعامل λ يساوي ١,٣٠٢. وبالطبع فإن هذه النتيجة مخالفة لفرضية الدخل الدائم التي تتوقع معامل تباطؤ يقل عن الواحد الصحيح.

ساحداً: دوال الاستهلاك ونماذج تصحيح الخطأ

توسعت الأدبيات الاقتصادية التي تعرضت لتحليل الحركي لدوال الاستهلاك في السنوات الأخيرة توسعاً كبيراً. وقد تأثرت أهم المساهمات في هذا السياق، بفرضيتين نشرتا عام ١٩٧٨، [١٤، ص: ٣٨٢ - ٤٠٣]. عرفت الأولى باسم السير العشوائي (Random Walk) هال (Hall) [١٥، ص: ٩٧١ - ٩٨٧]، وتبين أنه تحت تأثير فرضية التوقعات العقلانية، تتطلب نظرية دورة الحياة، أن نفقات الاستهلاك الكلية تتحرك بمسار عشوائي، وأنها تتأثر فقط بالعناصر المفاجئة للمتغيرات الهامة الأخرى كالدخل والثروة، إلخ. وتشرح فرضية السير العشوائي، ذات التطبيق الاقتصادي الجزئي، السلوك الأمثل لأسرته نموذجية لاتواجه أية قيود على الاقتراض، ويمكنها الادخار والانفاق من الادخار بحرية تامة، مما يجعل استهلاكها مستقراً عبر الزمن.

وعرفت الثانية باسم تصحيح الخطأ (Correction Error) لأربعة اقتصاديين هم: Davidson, Hendry, Sbra, Yeo، ويرمز لأسمائهم اختصاراً بـ (DHSY) [١٦، ص: ٦٦١ - ٦٩٢]، حيث اعتمدوا على تحليل مكثف للبيانات الإحصائية والنماذج القياسية. وبرهنوا أنه تحت تأثير الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية للاستهلاك الكلي على نفقات الاستهلاك والدخل الشخصي التصرفي، تؤدي صيغة تصحيح الخطأ إلى علاقة نسبية وتطبيقية (تجريبية) وحركية في الأجل القصير، بين هذين المتغيرين. وهكذا، يفترض نموذج تصحيح الخطأ ذو التطبيق الكلي، افتراض حالة ثابتة بين الدخل والاستهلاك، دون الاهتمام بإعطاء أساس نظري اقتصادي لهذا النموذج.

يبين نموذج تصحيح الخطأ أنه في الأجل القصير، قد يختل التوازن (العلاقة النسبية) بين الدخل والاستهلاك (Y_t, C_t) . ولكن بالامكان تعديل نسبة من الاختلال الذي حدث في الفترة الأولى وتصحيحه في الفترة التالية، وعليه فإن نموذج تصحيح الخطأ طريقة قياسية تحليلية للتوفيق بين التحليل القصير الأجل والتحليل الطويل الأجل لدالة الاستهلاك، عندما تختل النتائج بين هذين التحليلين، إلى أن يستقر توازن العلاقة الاستهلاكية في الأجل البعيد.

يمكن شرح نموذج تصحيح الخطأ انطلاقاً من العلاقة التوازنية النسبية التالية:

$$C_t = K Y_t \quad \{29\}$$

حيث C_t الاستهلاك، Y_t الدخل، في الفترة t . وبأخذ لوغاريتم طرفي العلاقة (٢٩)، يكون:

$$\ln C_t = \ln K + \ln Y_t \quad \{30\}$$

وبافتراض أن:

$$c_t = \ln C_t$$

$$y_t = \ln Y_t$$

$$k = \ln K$$

تأخذ العلاقة (٣٠) الشكل التالي:

$$c_t = k + y_t \quad \{31\}$$

وبأخذ تغير (فرق) طرفي العلاقة (٣١)، يكون:

$$(c_t - c_{t-1}) = (y_t - y_{t-1}) \quad \{32\}$$

$$\Delta c_t = \Delta y_t$$

وتفيد العلاقة (٣٢) أن معدل التغير في الاستهلاك، يساوي معدل التغير في

الدخل، أي:

$$\frac{C_t}{C_{t-1}} = \frac{Y_t}{Y_{t-1}}, \frac{C_{t-1} + \Delta C_t}{C_{t-1}} = \frac{Y_{t-1} + \Delta Y_t}{Y_{t-1}}, \frac{\Delta C_t}{C_{t-1}} = \frac{\Delta Y_t}{Y_{t-1}}$$

أو

$$\ln C_t - \ln C_{t-1} = \ln Y_t - \ln Y_{t-1} \quad \{33\}$$

وتؤول العلاقة (٣٣) بالطبع إلى العلاقة (٣٢) باستخدام الرموز المعرفة سابقاً. وفي الواقع، فنادرًا ما يكون الاستهلاك والدخل في مستوياتها التوازنية، حيث نلاحظ عادة علاقة عدم توازن تتضمن قيمًا متباعدة لتغير الاستهلاك ومتغير الدخل. ويعبر DHSY عن حالة عدم التوازن هذه باستخدام نموذج مدى قصير عام من الشكل التالي:

$$c_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 y_{t-1} + \alpha c_{t-1} \quad \{34\}$$

وهذا النموذج ذو أجل قصير لتضمنه عناصر متباعدة للدخل والاستهلاك. ولكي

يتوافق النموذج (٣٤) مع الأجل الطويل، يفترض أن:

$$\begin{aligned} c_t &= c_{t-1} = c_t^* \\ y_t &= y_{t-1} = y_t^* \end{aligned} \quad \{35\}$$

وبالتعويض في العلاقة (٣٤) يكون:

$$c_t^* = \beta_0 + \beta_1 y_t^* + \beta_2 y_t^* + \alpha c_t^* \quad \{36\}$$

وبالإصلاح:

$$\begin{aligned} c_t^* - \alpha c_t^* &= \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2) y_t^* \\ (1 - \alpha) c_t^* &= \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2) y_t^* \\ c_t^* &= \frac{\beta_0}{(1 - \alpha)} + \frac{(\beta_1 + \beta_2)}{(1 - \alpha)} y_t^* \end{aligned} \quad \{37\}$$

وتتطابق العلاقة (٣٧) مع العلاقة (٣١) إذا تحققت المساواتان التاليتان:

$$\begin{aligned} k &= \frac{\beta_0}{1 - \alpha} \\ 1 &= \frac{\beta_1 + \beta_2}{1 - \alpha} \end{aligned} \quad \{38\}$$

وبتحقيق المساواتين (٣٨) فإن دالة الاستهلاك في الأجل القصير، تعطي نفس أداء ونتائج دالة الاستهلاك في الأجل الطويل. وتتطلب العلاقات (٣٨):

$$\begin{aligned}\beta_1 + \beta_2 &= (1 - \alpha) = \gamma \\ \text{أو} \\ \alpha &= 1 - \gamma \\ \beta_2 &= \gamma - \beta_1\end{aligned}\quad \{39\}$$

وباستبدال هذه الشروط في الدالة القصيرة الأجل (٣٤) يكون:

$$c_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + (\gamma - \beta_1) y_{t-1} + (1 - \gamma) c_{t-1} \quad \{40\}$$

وبفك المعادلة (٤٠) وإصلاحها نصل إلى نموذج DHSY التالي:

$$\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + \gamma (y_{t-1} - c_{t-1}) \quad \{41\}$$

وتمثل العلاقة (٤١) هيكل نموذج تصحيح الخطأ. ويفسر المتغير التابع Δc_t بالمتغير المستقل Δy_t إضافة إلى الفجوة بين المتغيرين $(y_{t-1} - c_{t-1})$. والمكون الأخير هو عنصر عدم التوازن الذي تم إدراجه كمتغير تفسيري في النموذج.

ويسمح النموذج (٤١) بالتكيف بين مستوى التحليل في الأجل القصير والأجل البعيد لاعتماده على صياغة في الأجل القصير، ثم تكيفها وفق فرضيات معينة لتغطي فروض التحليل في الأجل البعيد. ويعطي الحد $(y_{t-1} - c_{t-1})$ مقدار اختلال التوازن بين الالامدين، من خلال اختبار معنوية المعامل (γ) ، فإذا اختلفت (γ) بصورة جوهرية عن الصفر، فإن اختلال التوازن يؤثر في مستوى الاستهلاك، والعكس بالعكس، إذا لم تختلف (γ) بصورة جوهرية عن الصفر.

وبتطبيق النموذج (٤١) على الاقتصاد السوري، نصل إلى النتائج التالية:

$$\begin{aligned}(\Delta \hat{c}_t) &= -0.0516515 + 0.9771666 \Delta y_t + 0.3405604 (y_{t-1} - c_{t-1}) \\ &\quad (-1.87683) \quad (8.81919) \quad (2.1640205)\end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.764653 \quad F = 44.86216 \quad DW = 2.125755 \quad \{42\}$$

ونلاحظ أن جميع مقدرات النموذج (٤٢) معنوية بمستوى دلالة ٥٪ ما عدا القاطع. كما أن المعامل (٧) يختلف بصورة جوهرية عن الصفر بمستوى دلالة ٥٪، مما يؤكد أهمية الحد $(y_{t-1} - c_{t-1})$ الذي يعكس اختلال التوازن بين الأجلين القصير والطويل.

ونلاحظ أن:

$$\begin{aligned}\beta_1 + \beta_2 &= \gamma = 0.3405604 \\ \alpha &= 1 - \gamma = 0.6594396 \\ \beta_2 &= \gamma - \beta_1 = -0.6366062\end{aligned}\quad \{43\}$$

$$k = \frac{\beta_0}{\gamma} = \frac{-0.0516515}{0.3405604} = -0.151663259$$

$$K = e^k = e^{-0.151663259} = 0.859277586$$

حيث يمثل K تقديراً للميل الاستهلاكي الطويل الأجل، ناتجاً من تطبيق نموذج

تصحيح الخطأ.

سابعاً: معالجة جديدة لنموذج تصحيح الخطأ

نستطيع التوفيق بين دوال الاستهلاك في الأجلين القصير والطويل من خلال

نظرة جديدة إلى نموذج تصحيح الخطأ، وذلك بالانطلاق من التحليل التالي [١٧]:

في الأجل الطويل، تكون العلاقة بين الاستهلاك والدخل ثابتة من الشكل:

$$C_t = K Y_t \quad \{44\}$$

أو

$$\frac{C_t}{Y_t} = K$$

حيث K الميل الاستهلاكي. وبالنسبة للسنة $(t-1)$ نكتب بصورة مشابهة:

$$C_{t-1} = K Y_{t-1}$$

$$\frac{C_{t-1}}{Y_{t-1}} = K \quad \{45\}$$

ومن العلاقتين (٤٤) و (٤٥) نستطيع أن نكتب:

$$\frac{C_t}{Y_t} = \frac{C_{t-1}}{Y_{t-1}} \quad \{46\}$$

وبمبادلة وسطى العلاقة (٤٦) يكون:

$$\frac{C_t}{C_{t-1}} = \frac{Y_t}{Y_{t-1}} \quad \{47\}$$

وبشكل لوغاريتمي:

$$\begin{aligned} (\ln C_t - \ln C_{t-1}) &= (\ln Y_t - \ln Y_{t-1}) \\ \Delta c_t &= \Delta y_t \end{aligned} \quad \{48\}$$

ومن العلاقة (٤٨) نجد أن:

$$\Delta c_t - \Delta y_t = \Delta y_t - \Delta c_t = 0 \quad \{49\}$$

نستطيع ترتيب متطلبات دالة الاستهلاك بالعلاقة التالية:

$$\frac{C_t}{Y_t} = \left(\frac{C_{t-1}}{Y_{t-1}} \right) + (\Delta y_t - \Delta c_t) \quad \{50\}$$

ففي الأجل الطويل:

$$\left(\frac{C_t}{Y_t} - \frac{C_{t-1}}{Y_{t-1}} \right) = (\Delta y_t - \Delta c_t) = 0$$

وفي الأجل القصير:

$$\left(\frac{C_t}{Y_t} - \frac{C_{t-1}}{Y_{t-1}} \right) \neq 0, (\Delta y_t - \Delta c_t) \neq 0$$

وبتحويل النموذج (٥٠) إلى نموذج قياسي، بإضافة المعاملات والحد العشوائي،

يكون:

$$\frac{C_t}{Y_t} = \alpha + \beta \left(\frac{C}{Y} \right)_{t-1} + \gamma (\Delta y_t - \Delta c_t) + \varepsilon_t \quad \{51\}$$

ومن العلاقة (٥١)، فمن المقرر ألا يختلف β عن الواحد الصحيح بصورة

جوهرية في الأجل الطويل لتحقق ثبات الميل الاستهلاكي، أما الثابت γ فيفيد في معرفة

معنوية حد الخطأ فإذا كان لحد الخطأ $(\Delta y_t - \Delta c_t)$ تأثير في تفسير تغيرات C_t/Y_t ، فيكون γ معنوياً من الناحية الاحصائية، والعكس بالعكس.

وبتطبيق النموذج (٥١) على معطيات الاقتصاد السوري، يكون:

$$\left(\frac{\hat{C}}{Y}\right)_t = -0.0020505 + 10026303\left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} - 0.8165093(\Delta y_t - \Delta c_t)$$

(0.160582) (67.42027) (-56.362782)

$$\bar{R}^2 = 0.995564 \quad F = 2805.169 \quad \{52\}$$

ونلاحظ بالفعل أن β لا تختلف بصورة جوهرية عن الواحد، كما أن معامل حد الخطأ معنوي جداً من الناحية الاحصائية. ولكن النموذج (٥١) لا يعطي تقديراً للميل الاستهلاكي الطويل الأجل. ولكي نحصل على تقدير مناسب لهذا الميل، فمن الممكن كتابة النموذج (٥٠) بالشكل التالي:

$$\left(\frac{C}{Y}\right)_t = \alpha + \beta(\Delta y_t - \Delta c_t) \quad \{53\}$$

حيث تمثل α تقديراً للميل الاستهلاكي الطويل الأجل، و β معاملاً لحد الخطأ، وبتطبيق النموذج (٥٣) على إحصاءات الاقتصاد السوري يكون:

$$\left(\frac{\hat{C}}{Y}\right)_t = 0.8576355 - 0.4124054(\Delta y_t - \Delta c_t)$$

$$(19.646546) (-5.9396684)$$

$$\bar{R}^2 = 0.740476 \quad F = 38.09168 \quad DW = 1.279945 \quad \{54\}$$

ونجد من النموذج (٥٤) أن الميل الاستهلاكي الطويل الأجل يساوي ٠,٨٥٧٦، كما أن مقدرات النموذج جميعاً معنوية بمستوى دلالة واحد بالألف، مما فيها معامل حد الخطأ β .

ونلاحظ أن النتيجة التي حصلنا عليها لا تختلف بصورة جوهرية عن نموذج DHSY، حيث قدر الميل الاستهلاكي في هذا النموذج بـ ٠,٨٦٣٧، كما أن حد الخطأ غير معنوي بمستوى دلالة ٥٪ في نموذج DHSY، ولكنه معنوي في النموذج

المقترح (٥٤) بنفس مستوى الدلالة. إضافة إلى ذلك، فإن النموذج المقترح يمتاز عن نموذج DHSY ببساطته، فهو نموذج يتضمن متغيراً تفسيرياً واحداً في حين يتضمن نموذج DHSY متغيرين تفسيريين، الأمر الذي يستبعد بعض المشاكل القياسية كمشكلة الارتباط الخطي المتعدد.

خلاصة الدراسة

هدفت هذه الدراسة إلى تحليل اتجاهات الاستهلاك العائلي، واختبار أهم نظريات دالة الاستهلاك المعروفة، واقتراح دالة استهلاكية تتوافق مع واقع الاقتصاد السوري وإحصاءاته.

وقد بين هذا البحث بشكل خاص، تقلب الاستهلاك النهائي وإجمالي الناتج المحلي ونسبة الاستهلاك العائلي إلى إجمالي الناتج المحلي والميل المتوسط للاستهلاك، تقلباً ملحوظاً من سنة لأخرى، حيث تأرجحت نسبة الاستهلاك العائلي إلى إجمالي الناتج المحلي بين ٠,٥٦ و ٠,٨٣، أما الميل المتوسط للاستهلاك، فقد تغير من ٠,٧ إلى ٠,٩٧. ويعود هذا التقلب إلى طريقة تقدير الاستهلاك العائلي المتبعة في الحسابات القومية السورية، وأثر المواسم الزراعية على التغير في المخزون وعلى تقديرات الاستهلاك النهائي العائلي. وبالطبع توحي هذه الملاحظة باحتمال عدم صلاحية الدوال الاستهلاكية التقليدية المعروفة المتفقة مع استقرار مؤشرات دالة الاستهلاك. أما العوامل الاقتصادية التي تؤثر في مستوى الاستهلاك فقد شوهدتها طريقة القياس والتقدير المتبعة في الحسابات القومية.

تم اختبار فرضيات الدخل المطلق والنسبي والدائم ونموذج تصحيح الخطأ على واقع بيانات الاقتصاد السوري. وتتلخص أهم النتائج التي توصلنا إليها كما يلي:

- ١ - اعتماداً على النموذج الخطي البسيط، الممثل لفرضية الدخل المطلق، تبين تساوي الميلين الاستهلاكيين المتوسط والحدي (٠,٨٥٥) ومن ثم اقتراب المرونة الدخلية من الواحد الصحيح. وبالطبع، تناقض هذه النتيجة أساسيات فرضية الدخل المطلق، التي تتوقع انخفاض الجزء المستهلك من الدخل بارتفاع مستوى الدخل، وانخفاض المرونة الدخلية عن الواحد الصحيح.

٢ - لم يؤد إدخال المتغيرات التي اقترحتها فرضية الدخل النسبي إلى تحسن في أداء دالة الاستهلاك. فمعلمات دخل القمة (Y_0)، واستهلاك القمة (C_0)، ودخل الفترة السابقة (Y_{t-1})، واستهلاك الفترة السابقة (C_{t-1}) لم تكن معنوية إحصائياً. وكانت المقدرات سالبة الإشارة الجبرية، مما يوحي بزيادة الميل الاستهلاكي في الأجل القصير عن الميل الاستهلاكي الطويل الأجل، وهذا يخالف لأساسيات فرضية الدخل النسبي.

٣ - أدى اختبار فرضية الدخل الدائم، بتطبيق مطابقة كويك إلى نتيجة مقارنة لما حصلنا عليه سابقاً. حيث زاد معامل التباطؤ على الواحد. وكانت إشارة مقدرة الاستهلاك المتباطئ سالبة. وقد انعكس ذلك بميل استهلاكي طويل الأجل أقل من الميل الاستهلاكي القصير الأجل.

٤ - بخلاف فرضيات دالة الاستهلاك التقليدية، تم اختبار نموذج تصحيح الخطأ الذي لا يعطي أهمية للعوامل الاقتصادية في دالة الاستهلاك. وقدر الميل الاستهلاكي بـ ٨٦٣٧،٠ حسب هذا النموذج. كما كان معامل حد الخطأ معنوياً من الناحية الاحصائية بمستوى دلالة ٦٪.

٥ - اقترحت دوال استهلاكية معدلة من نموذج تصحيح الخطأ تتسم بالبساطة والفعالية. وبرهنا من خلالها استقرار الميل الاستهلاكي في الأجل الطويل كما أدخلنا حد خطأ من الشكل ($\Delta y_t - \Delta c_t$) وكان معامل هذا الحد معنوياً بمستوى دلالة ٠،٠٠١، وتمكنا من تقدير الميل الاستهلاكي بـ ٨٥٧٦،٠ للاقتصاد السوري.

وهكذا نستطيع القول بأن الدوال الاستهلاكية التقليدية التي أعدت لتحليل سلوك المستهلك في الاقتصاديات الصناعية المتقدمة، لم تتوافق مع واقع الاقتصاد السوري. أما نماذج تصحيح الخطأ التي استندت إلى رصد اختلال التوازن بين متغيري دالة الاستهلاك (الاستهلاك و الدخل)، وتصحيح هذا الاختلال فقد تمكنت من تفسير

مستوى الاستهلاك العائلي في سورية وتقلباته الملحوظة. ونعتقد بأن ما ينطبق على الاقتصاد السوري في هذا المجال، يمكن تعميمه على كثير من الدول النامية التي تتبع في تقدير استهلاكها العائلي طريقة البواقي، ويلعب فيها تغير المخزون والاستهلاك الذاتي دوراً اختلالياً في تقدير متغيرات حساباتها القومية.

المواضع

(١) - أجريت في سورية عدة دراسات لميزانية الأسرة، أهمها تلك التي قامت بها مديرية الإحصاء والتعداد خلال عام ١٩٥٧ - ١٩٥٨ واقتصرت على مدينة دمشق، ثم أجريت دراسة ثانية عام ١٩٦١ - ١٩٦٢. واتسمت هذه الدراسة بعدم شمولها، وعدم اعتماد بعض نتائجها حتى من الجهات التي قامت بها. انظر في هذا المجال:

وزارة التخطيط: نتائج بحث ميزانية الأسرة لعام ١٩٦١ - ١٩٦٢، دمشق آب ١٩٦٦.

أحمد زين الدين: الاستهلاك الخاص في القطر العربي السوري، مذكرة رقم ١٧٩، وزارة التخطيط، دمشق، أيار ١٩٦٨.

(٢) - تم الحصول على مجموعة من البيانات من المكتب المركزي للإحصاء، وهذه البيانات متكاملة ومنسجمة مع البيانات المنشورة في المجموعات الإحصائية لعام ١٩٩٢، وبالطبع فإن المجموعة المذكورة لم تنشر بصورة كاملة المتغيرات بالأسعار الجارية والثابتة لعام ١٩٨٥ بالنسبة للسنوات ١٩٦٣ - ١٩٨٤، وإنما لبعض هذه السنوات، مما اضطرنا للحوء إلى المكتب المركزي للإحصاء لاستكمال البيانات لتغطية الفترة الزمنية ١٩٦٣ - ١٩٩١.

(٣) - الادخار الوارد في المجموعات الإحصائية والذي حصلنا عليه من المكتب المركزي للإحصاء هو ادخار القطاعين العائلي والحكومي. ولاتوجد تقديرات لكل منهما على حدة. ونعتقد أن الادخار الحكومي في سورية طفيف أو معدوم، حيث لم تبلغ نسبة مجموع الادخارين الخاص والحكومي سوى ٣٪ من الدخل التصرفي عام ١٩٨٨ مثلاً. ومن ثم فإن تقديرنا للدخل التصرفي للقطاع العائلي

يعتمد على فرضية انعدام الادخار الحكومي. ورغم ما تنطوي عليه هذه الفرضية من أخطار إلا أنه لا توجد طريقة أخرى عملية للوصول إلى الدخل التصرفي للقطاع العائلي. كما أن هذه الفرضية ذات آثار تقريبية لاتقارن بالتجاوزات العملية عند تقدير بعض المتغيرات الاحصائية والتي سنشير إليها في هذه الدراسة. وقد قمنا كحل بديل بتحليل دوال الاستهلاك الواردة في هذه الدراسة باستبدال الدخل التصرفي بإجمالي الناتج المحلي بأسعار ١٩٨٥، وحصلنا على نتائج متطابقة تماماً لما ورد في هذه الدراسة وخاصة من حيث زيادة الميل الاستهلاكي في الأجل القصير عنه في الأجل الطويل عند تطبيق فرضيات الدخل النسي والدائم، لذلك فضلنا استخدام الدخل التصرفي كمتغير تفسيري.

(٤) - حسب معدلات النمو السنوية المتوسطة اعتماداً على الصيغة $\ln Y = a + bT$ حيث يقدر معدل النمو السنوي (β) للمتغير Y خلال الفترة T بالعلاقة:

$$\beta = eb - 1$$

(٥) - لتوضيح هذه الفكرة نفترض ان هناك ثلاث فترات زمنية، وأن فترة المقارنة هي السنة الثانية حيث بلغ الاستهلاك ٨٠، والدخل ١٠٠، ونسبة الاستهلاك للدخل ٨٠،٠٠.

تمثلت الفترة الأولى بموسم زراعي سيء بالنسبة للفترة الثانية، انخفض المخزون، وبالتالي قل الاستهلاك العائلي والدخل بمقدار (٢٠). وهكذا انخفضت نسبة الاستهلاك للدخل إلى ٧٥،٠٠.

وفي الفترة الثالثة تحسن الموسم الزراعي بالنسبة للفترة الثانية، فارتفع المخزون بمقدار (٢٠)، وأدى ذلك إلى ارتفاع الاستهلاك العائلي (١٠٠)، والدخل (١٢٠)، وارتفع في نسبة الاستهلاك للدخل (٨٣،٠). (هذا بافتراض ثبات بقية المتغيرات والعوامل المؤثرة في الاستهلاك والدخل).

الفترة	تغير المخزون	الاستهلاك العائلي	الدخل (الناتج)	نسبة الاستهلاك إلى الدخل
١	٢٠-	٦٠	٨٠	٠,٧٥
٢	٠	٨٠	١٠٠	٠,٨٠
٣	٢٠+	١٠٠	١٢٠	٠,٨٣

(٦) - تفيد هذه النتيجة المبدئية في تقدير المضاعف الانفاقي البسيط، حيث يساوي

هذا المضاعف مقلوب الميل الحدي للادخار، أي $(\frac{1}{1-\beta} \approx 6.9)$ ، بمعنى أن كل

زيادة في الانفاق الاستهلاكي أو الاستثماري بوحدة واحدة ستؤدي إلى زيادة في الدخل بمقدار ٦,٩ وحدة.

(٧) - لتقدير الميل الاستهلاكي في الأجل البعيد من هذه الدالة، يفترض R.J.Ball و

Drake, P.S أن $(C_t = C_{t-1})$ في الأجل البعيد، من ثم يكتب النموذج (١٧)

كمايلي:

$$C_t = \alpha Y_t + \beta C_{t-1}$$

$$C_t = \alpha Y_t + \beta C_t$$

$$C_t - \beta C_t = \alpha Y_t$$

$$(1 - \beta) C_t = \alpha Y_t$$

$$C_t = \frac{\alpha}{1 - \beta} Y_t$$

إذن $\alpha / 1 - \beta$ تمثل الميل الاستهلاكي في الأجل البعيد، وتقدر في الاقتصاد السوري

بـ 0.461.

المراجع

- [1] - EVANS, K.M., "Macroeconomics Activity", Harper, New York, 1969.
- [2] - BRIDGE, J. L., "Applied Econometrics", North - Holland Pub. Amsterdam, 1971.
- [3] - الجهاز المركزي للإحصاء: «المجموعة الإحصائية» السنوات: ١٩٩٠ ، ١٩٩١ ، ١٩٩٢ . دمشق.
- [4] - KEYNES. J. M. «The General Theory of Employment, Interest and Money», MacMillan, London, 1964.
- [5] - LABROUSSE, Ch., "Statistique: Exercices Corrigés", Dunod, Paris, 1968.
- [6] - DUSENBERRY. J. S. "Income, Saving and Theory of Consumer Behavior", Cambridge. Mass: Harvard Univerity Press, London, 1949.
- [7] - MODIGLIANI, F. "Fluctuations in the Saving - Income Ratios: A Problem in Economic Forecasting", Studies in Income and Wealth, XI, New York, NBER, 1949.
MODIGLIANI, F and BURMBERG, R.E, "Utility Analysis and the Consumption Function" in K.K. Kurihara ed. Post - Keynesian Economics (Rutgers Uni. Press), New Jersey, 1954, pp.: 277 - 319.
- [8] - DAVIS, T. E., "Relative Income Hypothesis Test", Review of Economics and Statistics, Vol. 34, 1952, pp. 270 - 277.
- [9] - BROWN, T. M "Habit Persistence and Lags in Consumer Behavior". Econometrica, Vol. 20, No 3, July 1952.
- [10] - BALL, R. J. and DRAKE, P, S. "The Relationship Between Aggregate Consumption and Wealth" International Economic Review, Vol. 5, No. 1, January 1964. p. 68.
- [11] - FRIEDMAN, M, "A Theory of Consumption Function", Princeton University Press. Princeton, 1957.
- [12] - KOYCK, L. M. "Distributed Lags and Investment Analysis", North - Holland Publishing Comp. Amesterdam. 1954.
- [13] - MADDALA, G. S. "Econometris". Mc. Graw - Hill, New York, 1977.

- [14] - MOLANA, H. "The Time Series Consumption Function; Error Correction, Random Walk and The Steady - State" The Economic Journal, May 1991, pp. : 971 - 987.
- [15] - HALL, R, E "Stochastic Implications of Life Cycle - Permanent Income Hypothesis: Theory Evidence" Journal of Political Economy. vol. 66.1978, pp. :971 - 987.
- [16] - DAVIDSON, J, A. H., HENDRY, D. F., SBRA, F., YEO, S. "Econometric Modelling of the Aggregate Time - Series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom" The Economic Journal, December 1978. pp. : 661 - 692.
- [17] - ALKHATIB, M. "Une nouvelle approche pour une fonction de consommation dans les pays sous - développés", Mondes en Développement, No. 13, Paris, 1976.

تاريخ ورود البحث إلى مجلة جامعة دمشق ١٩٩٣/١٠/٩

CONSUMPTION FUNCTION IN SYRIA

D. Mamdouh ALKHATIB ALKSWANI
Associate Professor - Economics Department
Administrative Sc. College - King Saud University
Riyadh - Saudi Arabia

Abstract

The aim of this study is to analyse the fluctuations of the final private consumption and to estimate the consumption function in Syria during the period 1963 - 1991. This research reveals an important fluctuation of the final private consumption variables during the studied period. The ratio of the private consumption to GDP varied from 0.56 to 0.83; and the average propensity to consume varied from 0.70 to 0.97. These strong fluctuations are explained by the evaluation method of the final private consumption and the effects of the evaluation of the agriculture products inventory on GDP and private consumption.

The hypotheses of traditional consumption function have not succeeded to produce valuable estimations of the propensities to consume in Syria. The hypothesis of absolute income suggests that the marginal propensity to consume is 0.855

but the income elasticity is close to one. The application of the relative income hypothesis shows the insignificance of the following variables; the peak income

the peak consumption
the lagged income and the lagged consumption. The test of the permanent income hypothesis based on Koyock formula

does not support the permanent income hypothesis because the coefficient lag is greater than one.

The propensity to consume is significantly estimated at 0.8637 by using the correction error model. This study proposes a new formulation of the correction error model

based on the constancy of the propensity to consume in the long run. This formulation contains one explanatory variable and reduces the estimation problems. It gives a propensity to consume of 0.8576.

- For paper in Arabic language see the pages (١٨٠ - ١٩١).