Archive of SID

مجله دانش و توسعه (علمی - پژوهشی)، شماره ۱۹، نیمه اول سال ۱۳۸۶

مدل تصحیح خطا برای مصرف خصوصی در ایران

دکتر منصور زراءنژاد *
مهران لرکی بختیاری نژاد
عبدالکریم دویده

چکیده

هدف این مقاله تخمین و تحلیل تابع مصرف بخش خصوصی و برآورد رابطه بلندمدت و مدل تصحیح خطای مصرف در اقتصاد ایران است. دوره مورد بررسی سالهای ۱۳۳۸-۱۳۸۳ و روش مورد استفاده روش اقتصاد سنجی با تکیه بر روش همجمعی یوهانس - جوسیلیوس است. نتایج تحقیق نشان داد که مصرف خصوصی و درآمد دایمی همجمع و دارای رابطه بلندمدت هستند و میل نهایی به مصرف در بلندمدت برابر با ۰/۸۳ است. بر اساس مدل تصحیح خطا که تغییرات کوتاه مدت مصرف را به تعادل بلندمدت آن ارتباط می دهد، روند تعدیل به سمت تعادل از سرعت بالایی برخوردار است به گونه ای که۷۳ درصد از انحراف از تعادل در طول یک دوره تعدیل می گردد.

واژگان کلیدی: مصرف خصوصی، اقتصاد ایران، روش همجمعی یوهانسن، مدل تصحیح خطا

۱ - مقدمه

رابطه کلیدی بین هزینه های مصرفی و درآمد که مبانی نظری آن توسط کینز[1] و دیگران تبیین شده است، بر همه آشکار است. از آن جا که در بسیاری از کشور ها بیش از نیمی از تقاضای کل را هزینه های مصرفی بخش خصوصی تشکیل می دهد، شناخت ساختار این جزء از تقاضای کل، مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان قرار گرفته است. بدیهی است که آشنایی با عوامل تعیین کننده مصرف و اثر تغییرات مصرف بر دیگر متغیرهای کلان بسیار مهم است و ابزار و معیارهای لازم رابرای تبیین رفتار مصرفی یا تعدیل

* به ترتیب دانشیار و کارشناسان ارشد علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز

1) Keyness

www.SID.ir

Archive of SID

مصرف در شرایط تورمی یا رکودی در اختیار سیاست گذاران قرار می دهد. بررسی و آزمون نظریه های مختلف مصرف این امکان را فراهم می کند که رفتار مصرفی جامعه بهتر تبیین شود. بنابراین، پیش بینی مصرف و برنامه ریزی برای تعدیل مصرف در اقتصاد ایران مستلزم شناخت کافی از نظریههای مصرف کینز، فریدمن[1]، دوزنبری[2]، مودیگلیانی[3] و دیگر نظریه ها و میزان انطباق رفتار مصرفی جامعه با هر یک از این نظریه هاست. این مقاله در پی آزمون نظریه های مختلف مصرف خصوصی در ایران (که از این پس به عنوان مصرف بدان اشاره می شود) بر اساس شواهد تجربی و معرفی مدل سازگار با این شواهد است. در این بررسی از آمارهای سری زمانی ۳۸-۸۳ و روش اقتصادسنجی با تکیه بر روش همجمعی و مدل تصحیح خطا استفاده می شود. این مقاله در شش بخش تنظیم شده است. بخش دوم مختصراً به مبانی نظری مصرف اشاره دارد. بخش سوم به اختصار پیشینه تحقیق را مرور می کند. بخش چهارم به روش تحقیق اختصاص دارد. بررسی تجربی تابع مصرف موضوع بخش پنجم است. بخش ششم به جمع بندی و نتیجه گیری می پردازد.

۲- مبانی نظری مصرف

کینز (۱۹۳۶) در کتاب نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول پایه نظریه مصرف را بنیان نهاد. وی مصرف را تابعی از درآمد قابل مصرف تعریف کرد که در کوتاه مدت یک مقدار حداقل برای مصرف وجود دارد و میل نهایی به مصرف در کوتاه مدت ثابت و کوچکتر از یک و از میل متوسط به مصرف کمتر است (تفضلی، ص ۸۸- ۹۲). با توجه به این که درتابع مصرف کینز افق زمانی بلندمدت و اثر آشکار ثروت بر مصرف مد نظر قرار نگرفته بود، تئوریهای درآمد نسبی توسط دوزنبری در سال ۱۹۴۹، چرخه زندگی توسط آندو[4] و مودیگلیانی درسال ۱۹۶۳ و درآمد دائمی توسط فریدمن در سال ۱۹۶۷ در زمینه رفتار مصرفی مطرح شد. در تئوری ارائه شده توسط دوزنبری تابع مطلوبیت هر مصرف کننده از مصرف سایر افراد مستقل نیست و آنچه موجب افزایش مطلوبیت مصرف کننده می گردد، رضایت مندی مطلق او از مصرف کالاها و خدمات و موقعیت نسبی او در توزیع درآمد است. دوزنبری همچنین معتقد بود که مصرف جاری علاوه بر این که تابع درآمد مطلق و درآمد نسبی افراد است، تحت تاثیر نسبت درآمدجاری به بالاترین درآمد دوره قبل نیز قرارمی گیرد (میز[5]، ص۳۰-۳۱). نظریه چرخه مصرف مودیگلیایی که در آن

1) Friedman 2) Duesenberry 3) Modigliani 4) Ando 5) Mayes

www.SID.ir

Archive of SID

مصرف کننده از آینده نگری خانوار در طول دوره زندگی خود متاثر می گردد، مصرف به صورت تابعی از درآمد جاری ناشی از کار و دارایی کل است. بر اساس این نظریه، میل نهایی به پس انداز نسبت به تغییر درآمد ناشی از کار (با فرض ثبات دارایی) نزدیک به صفر و میل نهایی به مصرف ناشی از تغییر در ارزش دارایی کل نزدیک به نرخ بهره است (خاتمی، ص ۱۸). فریدمن(۱۹۷۵) مصرف را تابعی از درآمد دائمی تعریف کرد که به موجب آن درآمد دایمی مورد انتظار خانوارها در بلندمدت از درآمد موقت کوتاه مدت آنها تفکیک می شود. در این نظریه درآمد دائمی به عنوان یک سطح درآمد سالانه ثابت تعریف می شود که ارزش حال آن معادل با داراییهای خانوار و درآمد انتظاری است و سایر تغییرات درآمد زودگذر و موقت تلقی می گردد. بر این اساس، میل نهایی به مصرف درآمد دائمی باید نزدیک به یک و میل نهایی به مصرف درآمد موقت باید نزدیک به صفر باشد و درآمد دائمی در واقع با درآمد متوسط در چند سال گذشته معادل است. نظریه های ارائه شده از سوی آندو- مودیگلیانی و فریدمن وجوه اشتراك زیادی دارند. بر اساس این نظریات، رفتار مشاهده شده از سوی مصرف کننده نتیجه تلاش عقلایی وی برای حداکثر نمودن مطلوبیت خود از طریق تخصیص جریان درآمدی دوره زندگی به صورت یک الگوی بهینه مصرف در طول زندگی است. معادلات ارائه شده بر اساس این دو نظریه حاکی از شباهت فراوان این دو دارد و تنها وجه اختلاف موجود میان آنها نحوه توصیف پارامتر انتقال (ضریب ثابت) است. این دو نظریه مبنای شکل گیری نظریه انتظارات عقلایی درباره مصرف در دهه های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ شد (هال و تیلور، ص ۴۴۸).

در نظریه انتظارات عقلایی، مصرف کنندگان با عقلانیت و مطابق با انتظاری که از تحولات اقتصادی در آینده دارند، تصمیم می گیرند. روش انتظارات عقلایی بر این پایه استوار است که پیش بینی های درآمد را جایگزین درآمد دائمی می کند (خاتمی، ص ۲۰).

۳- بررسی پیشینیه تحقیق

در دو دهه گذشته اغلب مطالعات تجربی انجام شده در زمینه مصرف، بر مطالعه هال (۱۹۷۸) و دیویدسون و همکاران، یعنی DHSY، (۱۹۷۸) متکی است. هال تغییرات مصرف را در اثر تغییر درآمد دائمی به صورت مدل گام تصادفی بررسی کرد. دیوید سون و همکاران نیز رابطه تعادلی بلندمدت میان مصرف درآمد را به صورت پویا بررسی کرده اند. از آن پس، چنین مدلهایی که به مدلهای تصحیح خطا شهرت دارند، در اغلب تحقیقات تجربی مصرف دنبال شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

هال نشان داد که بر اساس نظریه انتظارات عقلایی، اگر فرضیه چرخه زندگی درست باشد، مصرف باید به صورت یک فرآیند خود توضیح مرتبه اول باشد. کار هال به طور وسیع توسط محققان دیگر دنبال شد. بیلسون[1] (۱۹۸۰)، فلاوین[2] (۱۹۸۱)، منکیو[3] (۱۹۸۲) بلیندر و دیتون[4] (۱۹۸۵)، گالی[5] (۱۹۹۱)، هاگ[6] (۱۹۹۱)، هانسن و سارجنت[7] (۱۹۹۳) ومادسن ومک آلر[8] (۲۰۰۰) از جمله این محققان هستند. علاوه بر مطالعات یاد شده، مطالعات تجربی فراوانی در زمینه بررسی سازگاری نظریات مصرف با ساختار اقتصادی جوامع مختلف انجام شده است. هر یک از مطالعات انجام شده به لحاظ آزمون نوع فرضیه، شرایط خاص اقتصادی جامعه مورد بررسی و تکنیکهای اقتصادسنجی به کار گرفته شده متفاوتند. برای مثال، لوماس و محبت[9] (۱۹۷۴) برای کانادا، براون[10] (۱۹۷۸) برای ایران، لاتیمور[11] (۱۹۹۴) برای استرالیا، بوردین و نیمون[12] (۱۹۹۶) برای نروژ، جونسون[13] و کاپلان (۱۹۹۷) برای سوئد و دافرنو و میگنون[14] (۲۰۰۴) برای فرانسه توابع مصرف تخمین زده اند. در ایران نیز مطالعات تجربی متعددی در زمینه مصرف صورت گرفته است. پایه و اساس بیشتر این مطالعات فرضیه درآمددائمی فریدمن است. در برخی از تحقیقات تجربی به عمل آمده مصرف به دو بخش عمده دولتی و خصوصی و نیز مصرف بخش خصوصی به نوبه خود به دو بخش شهری و روستایی تقسیم گردیده است. احمد شهشهانی در کتاب، الگوی اقتصادسنجی ایران و کاربردهای آن، ضمن در نظر گرفتن برخی از مشخصات اساسی اقتصاد های دوگانه و تأکید بر دو گانگیهای موجود در اقتصاد ایران، تابع مصرف را به سه تابع تقسیم و برآورد نموده است. محمد طبیبیان (۱۳۶۷) با استفاده ازفرضیه درآمد دائمی و داده های زمانی ۱۳۶۱-۱۳۳۸ اقدام به تخمین تابع مصرف نموده است. از دیگر تحقیقات تجربی برآورد تابع مصرف بر اساس تئوری کینز و فریدمن در ایران، می توان به تحقیق توسط زهره کرمانشاهی (۱۳۶۸) اشاره کرد. این پژوهش به بررسی آزمون تجربی نظریه های مذکور پرداخته است. مطالعه دیگر، برآورد تابع مصرف ایران برای سالهای ۳۸ -۱۳۶۷ است که بهرام سحابی(۱۳۶۹) انجام گرفته است. در این مطالعه ضمن بررسی رفتار مصرفی در ایران به آزمون تجربی فرضیه های عمده مصرف در اقتصاد ایران پرداخته است. مطالعات دیگری، بهرام وهابی (۱۳۷۰) با عنوان محاسبه وتحلیل اریب در برآوردتابع

1) Bison 2) Flavin 3) Mankiw 4) Blinder and Deaton
5) Gali 6) Haug 7) Hansen and Sanrgent
8) Madsen and sargent 9) Laumas and mohabbat 10) Brown 11) Lattimore
12) Lattimore 13) Bordin and Nymoen 14) Dufrenot and Mignon

www.SID.ir

Archive of SID

مصرف جمعی در ایران، عبدالکریم دویده (۱۳۸۰) با عنوان تحمین تابع مصرف برای دو گروه خانوارهای شهری و روستایی، راحله خاتمی(۱۳۸۲) با عنوان برآورد تابع مصرف خصوصی کل در ایران با استفاده از روشهای جدید اقتصادسنجی و زراء نژاد(۱۳۸۲) با عنوان تخمین تابع مصرف شهری و روستایی در ایران انجام شده است.

۴- روش تحقیق

۴-۱- معرفی متغیرهای الگو و روش جمع آوری داده ها

در این پژوهش، از مصرف بخش خصوصی (CPT)، درآمد قابل تصرف (Y)، درآمد دائمی (YP) و نقدینگی بخش خصوصی (M۲) به عنوان متغیر استفاده می شود. از آن جا که در آمارهای حسابهای ملی، عنوانی تحت نام در آمد قابل تصرف وجود ندارد، در کلیه مطالعاتی که در زمینه مصرف صورت گرفته از متغیر های جانشین[1] همچون درآمدملی منهای مالیات بر در آمد(شهشهانی، ۱۳۵۷)، در آمد ملی منهای مصرف دولتی و سرمایه گذاری ناخالص دولتی(طبیبیان، ۱۳۶۷)، تولید ناخالص داخلی بدون نفت (خلیلی، ۱۳۶۶)، ارزش افزوده بخش خصوصی (وهابی، ۱۳۷۰)، در آمد ناخالص ملی به قیمت بازار (منجذب، ۱۳۷۵)، تولید ناخالص داخلی منهای ارزش افزوده بخش نفت و گاز منهای مالیاتها به علاوه پرداختهای انتقالی (ولد خانی، ۱۳۷۶) و جمع هزینه های مصرف و پس انداز بخش خصوصی(کرمانشاهی، ۱۳۶۸) استفاده شده است. در این مقاله، درآمد قابل تصرف به صورت زیر برآورد شده است:

درآمد قابل تصرف = تولید ناخالص داخلی − ارزش افزوده گروه نفت − مالیاتها + پرداختهای انتقالی + نتیجه رابطه مبادله بازرگانی + خالص عوامل تولید از خارج − استهلاك سرمایه های ثابت

به عبارت دیگر، در آمد قابل تصرف به صورت رابطه زیر است:

درآمد قابل تصرف = تولید ناخالص داخلی بدون نفت − خالص مالیاتها + نتیجه رابطه مبادله بازرگانی + خالص عوامل تولید از خارج − استهلاك سرمایه های ثابت.

1) Proxy

www.SID.ir

Archive of SID

رابطه بالا را می توان به صورت خلاصه زیر نوشت :

درآمد قابل تصرف = درآمد ملی – ارزش افزوده گروه نفت – خالص مالیاتها

کسر کردن ارزش افزوده گروه نفت از در آمد ملی، به این واقعیت مربوط می شود که در آمدهای حاصل از نفت و گاز مستقیم در اختیار دولت است و اثری بر روی در آمد بخش خصوصی ندارد.

از طرف دیگر، درآمد دائمی نیز قابل مشاهده نیست از این رو، با لحاظ فرضیه انتظارات تطبیقی، درآمد دائمی به صورت میانگین متحرك درآمد جاری و گذشته با وزنهای نزولی هندسی محاسبه می گردد. برای رسیدن به تقریبی بهتر، این تابع به صورت توزیع تأخیرات تا هفده جمله به صورت زیر در نظر گرفته شده است.

$$YP_t = (1-\lambda)\sum_{i=0}^{16} \lambda^i \, Y_{t-i} \qquad (۱)$$

برای مقاصد تخمینی، فریدمن پیشنهاد می کند که چند سری زمانی YP_t با استفاده از مقدار متفاوتی برای λ تنظیم و رگرسیون تابع مصرف برای هر یک از سریها تخمین زده شود و آن مقدار از λ انتخاب شود که بیشترین مقدار R^2 را به دست می دهد (والیس ، ۱۳۷۳ ، ص ۲۵).

در این تحقیق با استفاده از روش فوق، مقدار۰٫۸۹ = λ به دست آمد. بنابراین، سری زمانی درآمد دائمی متناظر با مقدار فوق لحاظ می گردد. سریهای زمانی این متغیرها از حسابهای ملی ایران برای دوره۱۳۳۸-۱۳۸۳ و خلاصه تحولات اقتصادی کشور (۱۳۸۴) گردآوری و با استفاده از شاخص بهای کالا ها و خدمات مصرفی(CPI)، به قیمت سال پایه ۱۳۶۱ محاسبه شده است.

۴-۲- روش تجزیه وتحلیل داده ها

چنان که ملاحظه شد، داده های متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق به صورت سری زمانی است. از آن جا که سریهای زمانی در اقتصاد غالباً ناپایا[1] هستند، به کارگیری روشهای متداول اقتصادسنجی، مانند روش حداقل مربعات معمولی برای برآورد این گونه سریها ممکن است به تفسیر نادرست نتایج منجر شود. به این دلیل، در این تحقیق از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته[2] (ADF) برای تعیین مرتبه جمعی متغیرهای مربوط و روش همجمعی یوهانسن برای آزمون رابطه

1) Nonstationary
2) Augmonted Dickey- Fuller Unit Root Test (ADF)

www.SID.ir

Archive of SID

همجمعی بین متغیرها و برآورد روابط بلند مدت، کوتاه مدت و مدل تصحیح خطا استفاده می شود.

۵- بررسی تجربی و تحلیل تابع مصرف خصوصی در ایران

۵-۱- آزمون پایایی متغیرهای الگو

با توجه به این که استفاده از روشهای سنتی اقتصاد سنجی در کارهای تجربی مبتنی بر فرض پایایی متغیرهاست، لازم است در مورد پایایی یا ناپایایی متغیرها تحقیق شود. برای این منظور از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته استفاده می کنیم.

خلاصه نتایج آزمونهای یاد شده در سطح و تفاضل اول سریهای زمانی متغیرها، در جدول(۱) ارائه می شود.

جدول (۱) نتایج آزمون ADF در سطح و تفاضل مرتبه اول داده های سری زمانی

نام متغیر	آماره دیکی- فولر	مقدار بحرانی مك كينون	عرض از مبدأ	روند	تعداد وقفه بهینه	نتیجه
CPT	-۱/۵۴۲۸۱۵	-۳/۵۱۶۲	دارد	دارد	۰	ناپایا
D(CPT)	-۲/۸۸۸۲۳۲	-۱/۹۴۸۸	ندارد	ندارد	۰	پایا
Y	-۱/۶۲۲۸۱۷	-۳/۵۱۶۱	دارد	دارد	۰	ناپایا
D(Y)	-۵/۲۸۱۸۸۲	-۱/۹۴۸۸	ندارد	ندارد	۰	پایا
YP	-۲/۸۹۵۹۷۳	-۳/۵۸۶۷	دارد	دارد	۰	ناپایا
D(YP)	-۲/۴۵۲۳۹۸	-۱/۹۵۴۶	ندارد	ندارد	۰	پایا
M2	-۱/۱۲۸۶۲۵	-۳/۵۱۶۲	دارد	دارد	۰	ناپایا
D(M2)	۵۳۳۴۷۴۳	-۱/۹۴۸۸	ندارد	ندارد	۰	پایا

مأخذ نتایج تحقیق

* نماد D بیانگر تفاضل مرتبه اول متغیرهاست

۵-۲- آزمون همجمعی توابع مصرف به روش انگل- گرنجر

در خصوص رفتار مصرفی بخش خصوصی اقتصاد ایران، در این بخش چهار فرضیه عمده مصرف که عبارتند از فرضیه درآمد مطلق مینارد کینز(۱۹۵۱)، فرضیه درآمد نسبی جیمز دوزنبری(۱۹۴۴)، فرضیه چرخه زندگی فرانکو مودیگلیانی(۱۹۵۶) و فرضیه درآمد دائمی میلتون فریدمن(۱۹۵۷) به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده می شوند که نتایج در معادلات (۲) تا (۱۰) آمده است.

www.SID.ir

Archive of SID

$$CPT = ۱۱۶۶/۶ + ۰/۵۵\ Y \qquad (۲)$$

$$[۰/۰۰] \quad [۰/۰۰] \qquad R^2 = ۰/۸۵ \text{ ، } DW = ۰/۲۹$$

$$CPT = ۱۱۵۵/۹ + ۰/۳۴\ Y + ۰/۲۲\ Y(-۱) \qquad (۳)$$

$$[۰/۰۰] \quad [۰/۰۱] \quad [۰/۱۱] \qquad R^2 = ۰/۸۵ \text{ ، } DW = ۰/۱۵$$

$$CPT = ۲۲/۷۸ + ۰/۱۳\ Y - ۰/۰۹\ Y(-۱) + ۰/۹۸\ CPT(-۱) \qquad (۴)$$

$$[۰/۷۸] \quad [۰/۰۰] \quad [۰/۰۱] \quad [۰/۰۰] \qquad R^2 = ۰/۹۹ \text{ ، } LM = ۰/۳۱$$

$$CPT = ۰/۱۳\ Y - ۰/۰۹\ Y(-۱) + ۰/۹۹\ CPT(-۱) \qquad (۵)$$

$$[۰/۰۰] \quad [۰/۰۱] \quad [۰/۰۰] \qquad R^2 = ۰/۹۹ \text{ ، } LM = ۰/۳۱$$

$$CPT = ۹۰۷/۹۲ + ۰/۰۵\ Y + ۰/۷۵\ M2 \qquad (۶)$$

$$[۰/۰۰] \quad [۰/۲۵] \quad [۰/۰۰] \qquad R^2 = ۰/۹۶ \text{ ، } DW = ۰/۳۲$$

$$CPT = ۵۲/۶۲ + ۰/۹۵\ CPT(-۱) + ۰/۰۵\ Y \qquad (۷)$$

$$[۰/۵۵] \quad [۰/۰۰] \quad [۰/۰۱] \qquad R^2 = ۰/۹۹ \text{ ، } LM = ۰/۰۰$$

$$CPT = ۰/۹۶\ CPT(-۱) + ۰/۰۵\ Y \qquad (۸)$$

$$[۰/۰۰] \quad [۰/۰۱] \qquad R^2 = ۰/۹۹ \text{ ، } LM = ۰/۰۰$$

$$CPT = -۵۱۶/۲۳ + ۱/۰۵\ YP \qquad (۹)$$

$$[۰/۴۲] \quad [۰/۰۰] \qquad R^2 = ۰/۸۲ \text{ ، } DW = ۰/۲۲$$

$$CPT = ۰/۹۸\ YP \qquad (۱۰)$$

$$[۰/۰۲] \qquad R^2 = ۰/۸۲ \text{ ، } DW = ۰/۲۰$$

با توجه به فرضیه کینز مصرف جاری تابعی از درآمد جاری است (تفضلی، ص ۸۵). شکل تبعی آن به صورت خطی و با عرض از مبدأ (مصرف مستقل) به صورت معادله (۲) برآورد شده است. بنا بر آماره آزمون t، میل نهایی به مصرف و پارامتر مصرف مستقل در سطح احتمال ۹۵ درصد معنی دار است. در

www.SID.ir

Archive of SID

معادله مذکور میل نهایی به مصرف ۰/۵۵ و پارامتر مصرف مستقل ۱۱۶۶/۶ برآورد شده است. آماره دوربین- واتسون بیانگر خودهمبستگی جملات اخلال الگوست. همچنین نتایج آزمون ریشه واحد بر روی جملات اخلال الگو حاکی از این است که متغیرهای الگو همجمع نیستند، در نتیجه الگوی تابع مصرف کینز رابطه تعادلی بلند مدتی به دست نمی دهد.

فرضیه دوزنبری را می توان به شکل فرضیه ای که مصرف را تابعی از درآمد جاری و یک دوره قبل تعریف می کند، آزمون کرد. البته این امر بر فرض افزایش متوالی درآمد استواراست به نحوی که بالاترین درآمد دوره قبل همان درآمد سال گذشته باشد (تفضلی، ص ۱۳۰). بر این اساس، تابع مصرف دوزنبری در معادله (۳) برآورد گردیده است. براساس آماره آزمون t، ضرایب در سطح احتمال ۸۹ درصد معنی دار هستند. ضرایب درآمد دوره جاری و دوره گذشته به ترتیب ۰/۳۴ و ۰/۲۲ به دست آمده است. ولی آماره دوربین - واتسون حاکی از خودهمبستگی جملات اخلال است. همچنین، نتایج آزمون ریشه واحد بر روی جملات اخلال الگو حاکی از این است که متغیرهای الگو همجمع نیستند. در نتیجه الگوی تابع مصرف دوزنبری رابطه تعادلی بلند مدتی به دست نمی دهد.

در فرضیه چرخه زندگی مودیگلیانی، مصرف فرد تابع با ثباتی از درآمد جاری است و در طول زندگی مصرف با توجه به سه مرحله اوایل زندگی، اواسط زندگی و اواخر زندگی شکل می گیرد(آندو مودیگلیانی، ۱۹۵۳، صص ۵۵-۸۴). مدل تجربی این فرضیه در معادلات (۴)، (۵) و (۶) برآورد شده است. در معادله (۴) پارامترهای درآمد جاری، درآمد دوره قبل و مصرف دوره قبل در سطح ۹۵ درصد معنی دارند، اما ضریب عرض از مبدأ در همان سطح احتمال معنی دار نیست. به همین علت، مجدداً تابع فوق در حالت بدون عرض از مبدأ به صورت معادله (۵) برآورد گردیده است. در این معادله کلیه پارامترها در سطح احتمال ۹۵ درصد معنی دار هستند، اما از آن جا که در رابطه فوق همخطی شدید میان متغیر های مستقل درآمد جاری و درآمد دوره قبل وجود دارد، محاسبه رابطه (۵) به خطای بسیار جدی در مشخص نمایی مدل فوق منجر می گردد(داتا، صص۷۹-۱۶۲). همچنین، ضریب درآمد دوره قبل دارای علامت منفی است؛ یعنی درآمد دوره قبل اثر منفی بر مصرف دارد که با مبانی نظری مصرف سازگار نیست.

در معادله (۶) به دلیل عدم دسترسی به داده های ثروت از متغیر جایگزین نقدینگی بخش خصوصی(M2) استفاده شده است. در معادله مذکور، درآمد جاری در سطح احتمال ۹۵ درصد معنی دار نیست.

www.SID.ir

Archive of SID

در معادلات (۷) و (۸) تابع مصرف فریدمن با استفاده از تبدیل کویک[1] (۱۹۵۴)، به ترتیب با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و بدون عرض از مبدأ برآورد شده است. در معادله (۷) بر اساس آماره آزمون t، ضریب عرض از مبدأ در سطح احتمال ۹۵ درصد معنی دار نیست. به این دلیل، معادله فوق مجدداً بدون عرض از مبدأ و به صورت معادله (۸) برآورد شده است، با توجه به تبدیل کویک تابع مصرف فریدمن[2]، $\lambda = ۰/۹۶۱۶۷$ و $K(۱-\lambda) = ۰/۰۵۲۶۸۸$ است. بنابراین، میل نهایی به مصرف از درآمد دائمی برابر با $K = ۱/۳۷$ به دست آمده است که با مبانی نظری مصرف، از جمله نظریه فریدمن سازگار نیست.

در معادله (۹) تابع مصرف فریدمن به عنوان تابعی از درآمد دائمی و با در نظر گرفتن عرض از مبدأ برآورد گردیده است. در این معادله، ضریب عرض از مبدأ مثبت و از لحاظ نظری قابل قبول است، لیکن بر اساس آماره آزمون t، در سطح احتمال ۹۵ درصد معنی دار نیست. به این دلیل، معادله فوق مجدداً در حالت بدون عرض از مبدأ و به صورت معادله (۱۰) برآورد گردید. براساس آماره آزمون t، میل نهایی به مصرف در سطح احتمال ۹۵ درصد معنی دار است. در این معادله، میل نهایی به مصرف به میزان ۰/۹۸ برآورد شده است. این نتیجه تأییدی بر فرضیه درآمد دائمی فریدمن است که بیان می کند میل نهایی به مصرف درآمد دائمی باید نزدیک به یک باشد (هال و تیلور، ص ۴۶۵). اما نتایج آزمون ریشه واحد بر روی جملات اخلال الگو حاکی از این است که متغیرهای الگو همجمع نیستند و در نتیجه الگوی فوق رابطه تعادلی بلند مدتی به دست نمی دهد.

۵-۳- آزمون همجمعی به روش حداکثر درست نمایی یوهانسن

برای برآورد رابطه تعادل بلند مدت به روش یوهانسن[3] (۱۹۸۸، ۱۹۹۱، ۱۹۹۵) لازم است که ابتدا مرتبه جمعی متغیرهای الگو تعیین شود. خلاصه نتایج آزمونهای دیکی- فولر تعمیم یافته روی سطح متغیرها و تفاضل مرتبه اول آنها (جدول۱) نشان داد که متغیرهای الگو همگی جمعی از مرتبه یک، یعنی I(۱)، هستند.

---

1) Koyck

۲) کویک تابع توزیع تأخیرات وزن دار هندسی نامحدود $YP_t = (1-\lambda)\sum_{i=1}^{\infty}\lambda^i Y_{t-i}$ را با جای گزاری در تابع درآمد دائمی فریدمن $CPT_t = K\,YP_t$ و با کسر کردن حاصل ضرب λ در مقدار تأخیری هر یک از طرفین معادله و مرتب کردن مجدد آن، رابطه $CPT_t = \lambda\,CPT_t + K(1-\lambda)Y_t$ را به دست آورد

3) Johansen

www.SID.ir

Archive of SID

پس از اطمینان از(۱) I بودن متغیرها، لازم است که طول وقفه بهینه (p) در مدل تصحیح خطا تعیین شود. تخمینهای روابط بلند مدت به طول وقفه انتخاب شده برای مدل تصحیح خطا حساس هستنـــد. برای تعیین طول وقفه مناسب از نرم افزار Microfit استفاده شد تا بر اساس معیار شوارز - بیزین تعداد وقفه های مناسب متغیرها تعیین شود. در ابتـــدا حداکثر تعداد وقفه به صورت حدسی برابر با ۶ در نظر گرفته شد. نتایج در جدول (۲) ارائه می گردد.

جدول (۲) تعیین تعداد وقفه های بهینه در الگوی مربوط به تابع مصرف

```
Test Statistics and Choice Criteria for Selecting the Order of the VAR Model
*******************************************************************************
 Based on 24 observations from 1360 to 1383. Order of VAR = 6
 List of variables included in the unrestricted VAR:
 CPT             YP
*******************************************************************************
 Order    LL        AIC      SBC             LR test         Adjusted LR test
                                               ------                 ------
   6  -282.1690 -306.1690 -320.3057
   5  -286.1087 -306.1087 -317.8892  CHSQ(  4)=   7.8793[.096]    3.9397[.414]
   4  -288.2555 -304.2555 -313.6799  CHSQ(  8)=  12.1730[.144]    6.0865[.638]
   3  -300.5610 -312.5610 -319.6294  CHSQ( 12)=  36.7841[.000]   18.3920[.104]
   2  -307.1798 -315.1798 -319.8920  CHSQ( 16)=  50.0216[.000]   25.0108[.070]
   1  -318.3889 -322.3889 -324.7450  CHSQ( 20)=  72.4398[.000]   36.2199[.014]
   0  -440.5758 -440.5758 -440.5758  CHSQ( 24)= 316.8135[.000]  158.4068[.000]
*******************************************************************************
 AIC=Akaike Information Criterion     SBC=Schwarz Bayesian Criterion
```

بر اساس معیار، شوارز- بیزین، تعیین طول وقفه مناسب با رعایت صرفه جویی لازم انجام می گیرد. از این رو با توجه به محدودیت داده ها، طول وقفه تعیین شده توسط شـوارز- بیـزیـن مـلاك عـمـل قـرار گرفت. بر اساس اطلاعات جدول (۲)، آماره معیار شوارز- بیزین، به ازای طول وقفه ۴، حداکثر است. بنابراین بر اســاس معیــار فوق، طول وقفــه بهینــه p =۴ تعیین می شود.

پس از تعیین طول وقفه مناسب، در روش حداکثر درست نمایی یوهانسن از دو آزمون اثر (λ_{trace}) و آزمون حداکثر مقدار ویژه (λ_{max}) برای تعیین تعداد بردارهای همجمعی استفاده می شود. بـرای ایـن منظور، ابتدا رتبـه مدل تصحیح خطا را برابر با ۴ قرار می دهیم. سپس در مورد منظـور کردن متغیرهای قطعی عرض از مبدأ و روند در بردارهای همجمعی و در رابطه کوتاه مدت تصمیم گرفته می شود. بـرای این منظور الگوهای مختلفی را به لحاظ شمول متغیرهای قطعی عرض از مبـدأ و رونـد برآورد و آزمـون می گردد. این الگوها به ترتیب عبارتند از (نوفرستی، صص ۴۳-۱۴۲):

۱- الگویی که فاقد عرض از مبدأ و روند در بلند مدت و کوتاه مدت است.[1]

1) Nointercepts and notrends

www.SID.ir

Archive of SID

۲- الگویی که دارای عرض از مبدأ و روند در کوتاه مدت و فاقد روند در بلند مدت است.[۱]

۳- الگویی که در کوتاه مدت فاقد روند، ولی شامل عرض از مبدأ است و در بلندمدت فاقد عرض از مبدأ، ولی شامل روند است.[۲]

۴- الگویی که فاقد روند در کوتاه مدت، ولی شامل روند در بلند مدت است.[۳]

۵- الگویی که شامل روند در کوتاه مدت و روند زمانی درجه دوم(t^2) در بلندمدت است.[۴]

برای تصمیم گیری در مورد انتخاب یکی از پنج الگوی فوق و تعیین تعداد بردارهای همجمعی از روش یوهانسن (۱۹۹۲) استفاده می کنیم. بر اساس این روش، هر پنج الگو را به ترتیب از الگوی اول تا الگوی پنجم برآورد می کنیم و سپس فرضیه وجود هیچ بردار همجمعی(r=0) را به ترتیب در آنها آزمون کنیم. اگر بر اساس کمیتهای بحرانی آماره آزمون، اثر این فرضیه رد شود، در مرحله دوم فرضیه صفر $r \leq 1$ را مجدداً از الگوی اول تا الگوی پنجم آزمون می کنیم. به همین ترتیب، این آزمون را برای $r \leq 2$ و بیشتر تکرار می کنیم. در صورتی که فرضیه صفر رد نشود، تعداد بردارهای همجمعی به همراه الگویی که بر اساس آن، این تعداد بردارهای همجمعی تعیین شده است، به صورت یک جا مشخص می شود (نوفرستی، صص ۱۴۱-۱۴۵). خلاصه نتایج برآورد الگوهای یاد شده با استفاده از نرم افزار Microfit در جداول (۳) و(۴) آورده می شود.

جدول (۳) کمیتهای آماره آزمون λ_{max} برای تعیین الگوی مناسب و تعداد بردارهای همجمعی

فرضیه‌ها		الگوی ۱		الگوی۲		الگوی۳		الگوی۴		الگوی۵	
H_0	H_1	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی
r = ۰	r = ۱	۲۱/۸۶	۱۱/۰۳	۲۵/۱۷	۱۵/۸۷	۲۲/۷۹	۱۴/۸۸	۲۹/۳۴	۱۹/۲۲	۲۶/۴۶	۱۸/۳۳
r ≤ ۱	r = ۲	۹/۲۵	۴/۱۶	۱۳/۸۴	۹/۱۶	۸/۶۴	۸/۰۷	۱۱/۱۷	۱۲/۳۹	۰/۱۵	۱۱/۵۴

مأخذ نتایج تحقیق

1) Involuntary Unemployment

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۴) کمیتهای آماره آزمون λ_{trace} برای تعیین الگوی مناسب و تعداد بردارهای همجمعی

فرضیه‌ها		الگوی ۱		الگوی۲		الگوی۳		الگوی۴		الگوی۵	
H_0	H_1	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی	آماره λ_{max}	مقدار بحرانی
r = ۰	r = ۱	۳۱/۱۱	۱۲/۳۶	۳۹/۰۲	۲۰/۱۸	۳۱/۴۳	۱۷/۸۶	۴۰/۵۲	۲۵/۷۷	۲۶/۶۲	۲۳/۸۳
r ≤ ۱	r = ۲	۹/۲۵	۴/۱۶	۱۳/۸۴	۹/۱۶	۸/۶۴	۸/۰۷	۱۱/۱۷	۱۲/۳۹	۰/۱۵	۱۱/۵۴

مأخذ نتایج تحقیق

برای آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر تمامی کمیتهای آماره آزمون مندرج در سطر اول برای الگوهای اول تا پنجم جدول ۴ و ۵ از مقادیر بحرانی ارائه شده توسط یوهانسن و جوسیلیوس در سطح ۹۵ درصد بزرگتر هستند. در نتیجه، فرضیه r=0 بر اساس هر پنج الگوی یاد شده رد می شود. اکنون فرضیه صفر مبنی بر وجود یک بردار همجمعی (r=1) بین متغیرهای الگو را در برابر فرضیه مقابل مبنی بر وجود دو بردار همجمعی (r=2) مورد آزمون قرار می دهیم. فرضیه وجود یک بردار همجمعی در الگوی چهارم پذیرفته می شود؛ زیرا کمیت آماره آزمون (λ_{trace}) و(λ_{max}) مربوط به این الگو۱۱/۱۷ و۱۱/۱۷ است که از مقدار بحرانی ارائه شده در سطح ۹۵ درصد یعنی ۱۲/۳۹ کوچکتر است. پس الگوی مورد پذیرش، الگوی چهارم و تعداد بردارهای همجمعی یک (r=1) است. بردار همجمعی برآورد شده الگوی چهارم در جدول (۵) آمده است.

جدول (۵) بردار همجمعی برآورد شده در الگوی چهارم

```
Estimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)
  Cointegration with unrestricted intercepts and restricted trends in the VAR
*******************************************************************************
 26 observations from 1358 to 1383. Order of VAR = 4, chosen r =1.
 List of variables included in the cointegrating vector:
 CPT             YP              Trend
*******************************************************************************
                  Vector  1
 CPT               -.0012183
                   (  -1.0000)

 YP                  .0010177
                   (   .83537)

 Trend               .068161
                   (  55.9472)

*******************************************************************************
```

www.SID.ir

Archive of SID

بر اساس جدول (۵)، رابطه بهنجار شده ای که از این بردار برای تابع مصرف خصوصی در بلندمدت به دست می آید، به صورت زیر است :

$$CPT = ۰/۸۳۵۳۷\ YP + ۵۵/۹۴۷۲\ Trend \qquad (۱۱)$$

در این معادله میل نهایی به مصرف به میزان ۰/۸۳ برآورد شده است . این نتیجه تأییدی بر فرضیه درآمد دائمی فریدمن است که بیان می کند میل نهایی به مصرف درآمد دائمی باید نزدیک به یک باشد (هال و تیلور، ص ۴۶۵) .

برای به دست آوردن رابطه کوتاه مدت، کافی است که جملات خطای مربوط به رگرسیون همجمعی رابطه فوق را با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرهای الگو همراه با وقفه های آنها قرار دهیم سپس به کمک روش حداقل مربعات معمولی ضرایب الگو را برآورد کنیم . نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطا در جدول (۶) نشان داده شده است .

جدول (۶) برآورد الگوی تصحیح خطای کوتاه مدت تابع مصرف

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is DCPT
29 observations used for estimation from 1355 to 1383

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	-969.2336	246.3462	-3.9344[.001]
DYP	1.5427	.36443	4.2333[.000]
DCPT(-1)	.76461	.16506	4.6323[.000]
ECM1(-1)	-.73639	.16181	-4.5510[.000]

R-Squared	.57438	R-Bar-Squared	.52330
S.E. of Regression	236.9920	F-stat. F(3, 25)	11.2458[.000]
Mean of Dependent Variable	250.3564	S.D. of Dependent Variable	343.2509
Residual Sum of Squares	1404130	Equation Log-likelihood	-197.5699
Akaike Info. Criterion	-201.5699	Schwarz Bayesian Criterion	-204.3045
DW-statistic	1.7339	Durbin's h-statistic	1.5637[.118]

Diagnostic Tests

Test Statistics	LM Version	F Version
A:Serial Correlation	CHSQ(1)= .22359[.636]	F(1, 24)= .18648[.670]
B:Functional Form	CHSQ(1)= .37468[.540]	F(1, 24)= .31413[.580]
C:Normality	CHSQ(2)= .77405[.679]	Not applicable
D:Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .0073808[.932]	F(1, 27)= .0068735[.935]

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

www.SID.ir

Archive of SID

با توجه به نتایج برآورد، مدل تصحیح خطا با طول وقفه ۴ به صورت زیر است :

$$DCPT= -۹۶۹/۲۳۳۶ + ۱/۵۴۲۷\ DYP + ۰/۷۶۴۶۱\ DCPT(-۱) - ۰/۷۳۶۳۹\ ECT\ (-۱) \quad (۱۲)$$

در رابطه فوق، D نشان دهنده تفاضل مرتبه اول متغیرهاست. در این رابطه، ضریب جمله ثابت و ضریب متغیر تفاضل مرتبه اول درآمد دائمی و ضریب وقفه اول تفاضل خود مصرف خصوصی در سطح ۹۹ درصد معنادار هستند، ولی وقفه های دیگر متغیرها به دلیل معنی دار نبودن از مدل حذف شده اند. ضریب جمله تصحیح خطا (ECT) برابر با ۰/۷۳- است؛ یعنی در هر سال ۷۳ درصد از عدم تعادل در هر دوره تعدیل می شود.

۶- نتیجه گیری

هدف اصلی این مقاله، تخمین تابع مصرف خصوصی در ایران با استفاده از سری زمانی متغیرها در دوره ۱۳۳۸-۸۳۳۸ است. از آن جا که در آمارهای حسابهای ملی، عنوانی تحت نام در آمد قابل تصرف وجود ندارد، در این پژوهش از متغیر جانشین درآمدملی منهای ارزش افزوده گروه نفت منهای مالیاتها استفاده شده است. برای برآورد داده های سری زمانی درآمد دائمی (YP)، از تقریب زمانی گسسته استفاده شده است و درآمد دائمی به صورت میانگین متحرك وزنی محاسبه گردید. در این روش از طریق تعیین ارزش ضریب مصرف با وقفه تابع مصرف فریدمن (λ)، درآمد دائمی به صورت سری زمانی برای دوره ۸۳-۱۳۵۴ محاسبه گردیده است. در این تحقیق، روابط بلند مدت و کوتاه مدت مصرف با استفاده از روشهای اقتصادسنجی برآورد شده است. چون استفاده از داده های سریهای زمانی برای اجتناب از برآورد رگرسیون کاذب نیاز به آزمون سریهای زمانی از نظر پایایی داشت، از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته استفاده شد که نتایج حاکی از I(۱) بودن تمامی متغیرهاست.

در ابتدا، چهار فرضیه عمده مصرف که عبارتند از فرضیه درآمد مطلق کینز(۱۹۵۱)، فرضیه درآمد نسبی دوزنبری(۱۹۴۴)، فرضیه چرخه زندگی مودیگلیانی(۱۹۵۶) و فرضیه درآمد دائمی فریدمن(۱۹۵۷) به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده شده اند، اما رابطه معنی داری به دست نیامد. در ادامه نیز از رویکرد همجمعی یوهانسن برای برآورد روابط کوتاه مدت و بلند مدت و تبیین ارتباط تغییرات کوتاه مدت مصرف با روابط تعادلی بلندمدت آن استفاده و اقدام به تخمین مدل تصحیح خطا شد. نتایج حاصل از برآورد تابع نشان می دهد که در طول دوره مورد مطالعه ضریب کشش یعنی میل نهایی به مصرف

www.SID.ir

Archive of SID

خصوصی در اقتصاد ایران برابر با ۰/۸۳ است. همچنین ضریب جمله تصحیح خطا برابر با ۰/۷۳- است؛ یعنی در هر سال ۷۳ درصد از عدم تعادل در هر دوره تعدیل می شود.

منابع و مآخذ

ابریشمی، حمید، (۱۳۸۱) اقتصاد سنجی کاربردی، رویکردهای نوین، تهران، انتشارات دانشگاه تهران.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، (۱۳۸۱)، حسابهای ملی ایران برای دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۳۸.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، (۱۳۸۳)، حسابهای ملی ایران، ۸۰، ۸۱ و ۸۲.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، (۱۳۸۴)، حسابهای ملی ایران برآورد مقدماتی سال ۱۳۸۳ و نتایج تفصیلی سال ۱۳۸۲، تهران، بانک مرکزی.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، (۱۳۸۴)، خلاصه تحولات اقتصادی کشور.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، (۱۳۸۵)، شاخص بهای کالا ها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران.

تفضلی، فریدون، (۱۳۶۶)، اقتصاد کلان: نظریه ها و سیاستهای اقتصادی، تهران، نشر نی.

توکلی، اکبر، (۱۳۷۸)، اقتصاد سنجی کاربردی، تهران، انتشارات مانی.

خاتمی، راحله (۱۳۸۲)، برآورد تابع مصرف خصوصی کل در ایران با استفاده از روشهای جدید اقتصاد سنجی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید چمران اهواز.

خلیلی، منصور، (۱۳۶۶)، بررسی فرضیه های عمده مصرف و سرمایه گذاری در ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره نهم.

داتا، م.، (۱۳۶۹)، روشهای اقتصاد سنجی، ترجمه ابوالقاسم هاشمی، تهران، مرکز نشر دانشگاهی.

دویده، عبدالکریم، (۱۳۸۰)، تخمین تابع مصرف کالا های مصرفی برای دو گروه خانوارهای شهری و روستایی ایران طی سالهای ۱۳۵۳-۱۳۷۷، رساله کارشناسی ارشد، اهواز، واحد علوم و تحقیقات.

زراء نژاد، منصور، (۱۳۸۲)، تخمین تابع مصرف کالاهای مصرفی شهری و روستایی ایران، فصلنامه

www.SID.ir

Archive of SID

پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۱۶، صص ۲۳-۴۶.

سحابی، بهرام، (۱۳۶۹)، بررسی رفتار مصرفی و تخمین توابع مصرف، رساله فوق لیسانس، تهران، دانشگاه تربیت مدرس.

شهشهانی، احمد، (۱۳۵۷)، الگوی اقتصادسنجی ایران وکاربردهای آن، تهران، انتشارات مؤسسه توسعه وتحقیقات اقتصادی، صص ۵۷-۸۳.

طبیبیان، محمد، (۱۳۶۷)، اقتصادکلان، اصول نظری وکاربردآن، تهران، وزارت برنامه وبودجه، چاپ چهارم.

کرمانشاهی، زهره، (۱۳۶۸)، برآورد تابع مصرف بر اساس تئوری کینز و فریدمن در ایران، تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

کینز، جان مینارد، (۱۳۴۸)، نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول، ترجمه منوچهر فرهنگ، تهران انتشارات دانشگاه تهران.

منجذب، محمد رضا، (۱۳۷۵)، انتخاب مدل بهینه مصرف در ایران با اتکا به روشهای اقتصاد سنجی، مجله برنامه و بودجه، شماره ۸، صص ۷-۲۳.

نوفرستی، محمد، (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

هال، رابرت ارنست و تایلور، جان، (۱۳۷۶)، اقتصاد کلان، جلد دوم، مترجم مسعود روغنی زنجانی، تهران، موسسه عالی پژوهش در برنامه ریزی و توسعه.

والیس، کنت. اف.، (۱۳۷۳)، اقتصاد سنجی کاربردی، ترجمه حمید ابریشمی، تهران، انتشارات سمت.

ولدخانی، عباس، (۱۳۷۶)، برآورد و تحلیل تابع مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران با استفاده از روش همگرایی، مجله برنامه و بودجه، شماره ۱۶و۱۷، صص ۳-۱۴.

وهابی، بهرام، (۱۳۷۰)، محاسبه و تحلیل اریب در برآورد تابع مصرف جمعی ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، تهران، دانشگاه شهید بهشتی.

www.SID.ir

Archive of SID

Ando, A. and Modigliani, F., (1963), "The Life Cycle Hypothesis of Saving Aggragate Implication Test," Amnerican Economic Review, No. 53, p.p.55-84.

Bilson, J. (1980), ?The Rational Expectations Approach to the Consumption Function: A Multi-Country Study,? European Economic Review, No. 13, p.p. 273-99.

Blinder, Alan S. and Deaton, Angus, (1985), ?The Time Series Consumption Function Revisited,? Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 2, p.p. 465?511.

Brodin, P. Anders and Nymoen, Ragnar, (1996), ?Wealth Effects and Exogeneity: The Norwegian Consumption Function 1966(1)-1984(4),? Oxford Bulletin of Economics and Statistics, No. 54, p.p. 431-454.

Brown, Alan, (1978), ?A Note on the Consumption Function in Iran,? Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 40, No.1, p.p. 1-8.

Davidson, J.E.H., Hendry, D.F., Srba, F.1 and Yeo, J.S., (1978), ?Econometric Modeling of the Aggregate Time Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom,? Economic Journal, No. 88, p.p. 661-692, Reprinted in Hendry, .F., Econometrics: Alchemy or Science? (1993).

Deaton, A.S., (1987), ?Life-Cycle Models of Consumption: Is the Evidence Consistent with the Theory?? in Bewley (ed), Advances in Econometric Fifth World Congress, Vol. 2, Cambridge, Cambridge University Press.

Duesenbery, Y.S., (1949), Income, Saving and the Theory of Consumer, Mass., Harward Univ. Press.

Dufrenot, Gilles and Mignon, Valerie, (2004), ?Modeling the French

www.SID.ir

Archive of SID

Consumption Function Using SETAR Models,? Economics Bulletin, Vol. 3, No. 20, p.p. 1-16.

Engle, R.F. and Granger, C.W.J., (1987), ?Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,? Econometrica, Vol. 55, No.2, pp. 251-76.

Flavin, M., (1981), ?The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income,? Journal of Political Economy, No. 89, p.p. 974-1009.

Friedman, M., (1957), A Theory of the Consumption Function, Princeton, Princeton University Press.

Gali, J., (1991), ?Budget Constraints and Time Series Evidence on Consumption,? American Economic Review, No. 81, p.p. 1238-1253.

Hansen, Lars Peter and Thomas J. Sargent, (1993), ?Seasonality and Approximation Errors in Rational Expectations Models,? Journal of Econometrics, No. 55, p.p. 21-55.

Haug, A.A., (1991), ?The Random Walk Hypothesis of Consumption and Time Aggregation,? Journal of Macroeconomics, No. 13, p.p. 691-700.

Johansen, S., (1988), ?Statistical Analysis of Cointegration Vectors,? Journal of Economic Dynamics and Control, No. 12, p.p. 231-54.

Johansen, S., (1992), ?Determination of Cointegration Rank in the Presence of A Linear Trend,? Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 54, No.3, pp. 383-97.

Johansen, S., and Juselius, K., (1990), ?Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money,? Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 52, No. 2, p.p. 169-210.

www.SID.ir

Archive of SID

Johnsson, Helena and Kaplan, Peter (1999), ?An Econometric Study of Private Consumption Expenditure in Sweden,? Working Paper 70, National Institute of Economic Research.Lattimore, Ralph (1994), ?Australian Consumption and Saving,? Oxford Review of Economic Policy, Vol. 10, No. 2, p.p. 54-70.

Keynes, John Maynard, (1936), The General Theory of Employment, Interest and Money, Cambridge, Macmillan Cambridge University Press.

Koyck, J., (1954), Distributed Lags and Investment Analysis, Amsterdam, North Holland.

Laumas, Prem S. and Mohabbat, Khan, A., (1972), ?The Permanent Income Hypothesis: Evidence from Time-Series Data,? The American Economic Review, Vol. 62, No. 4, p.p.730 - 734.

Madsen, Jakob B. and McAleer, Michael, (2000), ?Direct Tests of the Permanent Income Hypothesis under Uncertainty, Inflationary Expectations and Liquidity Constraints,? Journal of Macroeconomics, Vol. 22, No. 2, p.p. 229-252.

Mankiw, N.G., 1982, ?Hall?s Consumption Hypothesis and Durable Goods,? Journal of Monetary Economics, No. 10, p.p. 417-425.

Mayes, D.G. (1981), Applications of Econometrics, London, Prentice Hall.

Sargen, J.D., (1984), ?Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology,? Reprinted in D.F. Hendry and K. Wallis (eds.), Econometrics and Quantitative Economics, Oxford, Blackwell.

www.SID.ir