فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران / شماره ۱۶/ پاییز ۱۳۸۲/ صفحات۴۶-۲۳

تخمین تابع مصرف کالاهای مصرفی برای دو گروه خانوارهای شهری و روستایی ایران در دوره ۱۳۵۳-۱۳۷۷

دکتر منصور زراء نژاد *

تاریخ ارسال: ۱۳۸۲/۲/۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۲/۶/۳۱

چکیده

با توجه به فرضیه دوگانگی فی- رانیس، تابع مصرف ایران به یک اعتبار، به دو بخش شهری و روستایی و به اعتباری دیگر، به کالاهای مصرفی بی دوام و کالاهای مصرفی با دوام قابل تفکیک است. نتایج تخمین تابع مصرف برای سال‌های ۱۳۵۳-۱۳۷۷ نشان می‌دهد که نظریه فریدمن در مقایسه با نظریات کینز، دوزنبری و مودیگلیانی قدرت بیشتری در تبیین رفتار مصرفی جامعه ایرانی دارد. تابع مصرف بلند مدت ایران از مبدأ مختصات می‌گذرد و در تمام نقاط شیب یکسانی دارد. بنابراین، در بلند مدت میل نهایی به مصرف در ایران ثابت و برابر با میل متوسط به مصرف است.

واژه‌های کلیدی: تخمین تابع مصرف، مصرف شهری، مصرف روستایی، درآمد دائمی فریدمن.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* عضو هیئت علمی گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز
Email:zarram@licos.com

مقدمه

اقتصادهای درحال توسعه عموماً، و اقتصادهای مبتنی بر نفت خصوصاً، دارای طبیعت دوگانه اقتصادی هستند. از یک سو، دارای بخش تولیدکشاورزی عقب مانده، کم تحرک و کاربر در مقابل بخش تولید صنعتی مدرن، فعال و سرمایه بر است؛ از سوی دیگر، دارای دوگانگی‌های نفتی هستند که به صورت تمایل بخش نفت به خارج و موجب فاصله گرفتن بخش خصوصی از بخش عمومی می‌شود. در چنین شرایطی، لزوم به کارگیری الگوی مناسب اقتصادی در قالب برنامه های توسعه میان مدت و دراز مدت در مقایسه با کشورهای توسعه یافته بیش از پیش احساس می‌شود.

در ایران، از گذشته ضرورت استفاده از برنامه‌ریزی برای رسیدن به اهداف اقتصادی، اجتماعی و سیاسی احساس می‌شد. در این زمینه، از سال ۱۳۲۷ تا پیش از انقلاب اسلامی پنج برنامهٔ عمرانی به مورد اجرا گذاشته شد. الگوی اقتصادی به کارگرفته شده در برنامه‌های مذکور علی رغم داشتن برخی محسنات، در زمینه مصرف موجب ایجاد مصرف گرایی و افزایش بی رویه تقاضای کالاهای مصرفی خارجی بدون تناسب با پس انداز در جامعه شد.

اولین برنامهٔ جمهوری اسلامی‌ایران با اهداف گسترش آموزش و فرهنگ و تأمین استقلال اقتصادی در سال ۱۳۶۸ به مورد اجرا گذاشته شد. مطابق این برنامه، کالاهای اساسی مصرفی مورد نیاز مردم و سایر کالاهای استراتژیک باید عمدتاً، در داخل کشور تولید شوند. لیکن، تا کنون (برنامه توسعه سوم) نه تنها این امر محقق نشده است، بلکه، تمایل به مصرف بی ارتباط با تولید داخلی و افزایش قدرت خرید بخش کوچکی از جمعیت که عمدتاً دارای مشاغل خدماتی هستند، موجب ورود وسیع کالاها از خارج شده است. افزون بر این، رشد بالای جمعیت، تمرکز سرمایه‌گذاری‌ها در بخش ساختمان و خدمات موجب تشدید نابرابری‌ها و وابستگی دوگانه اقتصاد کشور شده است. در چنین شرایطی، با رها کردن الگوی مصرف کنونی و اختصاص ارز صرفه‌جویی شده از این راه به سرمایه‌گذاری‌های کلیدی می‌توان گام‌های مؤثری در جهت اصلاح وضع موجود برداشت. از این رو، انجام پژوهش‌های اقتصادی به ویژه، الگوی مصرف از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در همین راستا، مقاله حاضر درصدد تخمین تابع مصرف کالاهای مصرفی برای خانوارهای شهری و روستایی ایران طی سال‌های ۱۳۵۳-۱۳۷۷ است. این مقاله، از یک مقدمه و پنج بخش تشکیل شده است.

بخش اول، به وضعیت خانوارهای شهری و روستایی نگاهی فشرده دارد. در این بخش، به موضوعاتی از قبیل رشد و توزیع جمعیت در مناطق شهری و روستایی، وضعیت اشتغال، بیکاری، مصرف، تولید ناخالص ملی و روند تغییرات آنها در فاصلهٔ سال‌های مورد بررسی پرداخته می‌شود. بخش دوم، به دیدگاه‌ها و نگرش‌های عمده در زمینه رفتار مصرف کننده اختصاص می‌یابد. بخش سوم، به بررسی مطالعات و پژوهش‌های تجربی انجام شده در زمینه مصرف اشاره دارد. در این بخش، پس از ارائه

نظریه‌های مصرفی مشهور کینز، دوزنبری، مودیگلیانی و فریدمن، برخی از آزمون‌های تجربی انجام شده در زمینه روایی نظریات یاد شده و سازگاری آنها با واقعیات تجربی می‌پردازد. بخش چهارم نیز، به تخمین و تجزیه و تحلیل توابع مصرف در فاصله سال‌های مورد بررسی اختصاص دارد. بخش پنجم، به جمع بندی و نتیجه گیری مطالب ارائه شده می‌پردازد.

۱. نگرشی به وضعیت خانوارهای شهری وروستایی

ایران از جمله کشورهای در حال توسعه با ساختار جمعیتی جوان و رشد جمعیت بالا است. افزایش سالیانه حدود۱/۵ میلیون نفر[۱]به جمعیت کشور از یک سو و عدم تغییر مناسب ساختار اقتصادی می‌تواند کشور را با چالشهای جدی در پاسخگویی به نیازهای غذایی، آموزشی، بهداشتی، اشتغال و تأمین مسکن روبه‌رو سازد.

مسائل مربوط به پراکندگی جمعیت، بیانگر خالی شدن روستاها و تمرکز شدید جمعیت در چند منطقهٔ شهری به ویژه در تهران است. از عوامل مهم پدیده مهاجرت کمبود شدید امکانات معیشتی، آموزشی، بهداشتی و رفاهی روستاها در مقایسه با شهرهاست. مهاجرت از روستا به شهر به شدت موجب تخلیه روستاها از سکنه شده است، به طوری که از سال ۱۳۴۵ تا ۱۳۷۰ میزان روستاهای خالی از سکنه از ۱۹/۱ درصد به ۴۸ درصد از کل روستاهای کشور افزایش یافته و تعداد آنها از ۱۵۹۰۰ آبادی به ۵۹۹۹۰ آبادی رسیده است.[۲]

در فاصلهٔ سال‌های مورد بررسی جمعیت فعال تقریباً ۲ برابر و جمعیت غیر فعال تقریباً ۳/۵ برابر شده است. در همین دوره، سهم دانش آموزان کشور از جمعیت ۱۰ ساله به بالا از ۵/۳ درصد به ۲۴/۵۵ درصد افزایش یافته است.

نرخ مشارکت نیروی کار طی سال‌های برنامه اول و دوم و پیش از آن (۱۳۶۵-۱۳۷۸)، روندی نزولی را نشان می‌دهد. ولی این روند، در گروه سنی ۱۴-۱۰ ساله از شدت بیشتری برخوردار بوده به نحوی که از ۸/۸ درصد به ۴/۱ درصد در این دوره کاهش یافته است. این تغییرات، به علت گسترش پوشش تحصیلی در این گروه سنی است. تغییرات مشارکت نیروی کار در سایر گروه‌ها، به ویژه در گروه سنی ۴۴-۲۵ ساله نسبتاً ناچیز است که حاکی از ثبات تغییرات این شاخص در آن گروه‌ها است. نرخ مشارکت نیروی کار مردان تا حدود زیادی مشابه نرخ مشارکت کل نیروی کار است. زیرا، سهم نیروی کار مردان در کل نیروی کار کشور (۶۸/۴-۶۱/۶) در این دوره سبب شده است که این گروه نقش

۱. مرکز آمار ایران، خلاصه آمارهای پایه‌ای کشور، فروردین ۱۳۷۵، ص۲۲.
۲. سالنامه آماری کشور، سال ۱۳۷۳، ص۴۲.

مسلطی در تغییرات نیروی کار کشور داشته باشد. نرخ مشارکت زنان در تمامی‌گروه‌های سنی در این فاصله تا سال ۱۳۶۵ کاهنده بوده است. پس از سال ۱۳۶۵ فقط در دو گروه سنی ۱۴-۱۰ ساله روند کاهشی استمرار یافت، ولی، در سایر گروه‌ها به جز گروه سنی ۶۴-۵۵ ساله نه تنها روند کاهشی آن متوقف نشده، بلکه، افزایش نشان داده است.

علی رغم اینکه نرخ مشارکت مردان در این دوره بیش از ۵/۵ برابر نرخ مشارکت زنان بوده است، نرخ بیکاری مردان در این سال‌ها به طور محسوسی کمتر از زنان است. کمترین اختلاف نرخ بیکاری مردان و زنان مربوط به سال‌های ۱۳۷۵ به بعد است (۸/۵ در مقایسه با ۱۳/۳ درصد)، و بیشترین اختلاف در سال ۱۳۷۰ بوده است که نرخ‌های بیکاری مردان و زنان برابر با ۹/۵ و ۲۴/۴ درصد بود.

مقایسه تغییرات نرخ مشارکت مناطق شهری و روستایی با یکدیگر و با کل کشور حاکی از این است که الگوی رفتار تغییرات این شاخص در گروه‌های سنی در کل کشور، تقریباً به یک اندازه متأثر از الگوی رفتاری در مناطق شهری و روستایی است. تغییرات نرخ مشارکت در گروه‌های سنی زنان در مناطق شهری و روستایی مانند این تغییرات در کل کشور از نوساناتی بیش از تغییرات این شاخص در نزد مردان برخوردار است و این نوسانات در مناطق روستایی بیش از مناطق شهری است. نرخ بیکاری کل نیروی کار در مناطق شهری کمتر از نرخ بیکاری کل کشور و در نتیجه، کمتر از نرخ بیکاری در مناطق روستایی است. همچنین، نرخ بیکاری زنان در مناطق شهری و روستایی همواره، بیش از نرخ بیکاری مردان است. این اختلاف در مناطق روستایی بیش از مناطق شهری است. نرخ بیکاری در مناطق روستایی همواره در حال کاهش بوده، در حالی که در مناطق شهری با نوسان روبه‌رو بوده است.

میزان اشتغال طی همین دوره از ۹۲ درصد جمعیت فعال به ۸۶ درصد کاهش و در مقابل، میزان بیکاری از ۸ درصد به ۱۴درصد افزایش یافته است.[۱] افزایش تعداد بیکاران از ۹۹۶/۶ هزار نفر به۲/۴۲۰ هزار نفرحاکی از عدم موفقیت در جهت ایجاد اشتغال متناسب با افزایش جمعیت فعال کشور بوده است. از سوی دیگر، اشتغال ایجاد شده بیشتر در بخش خدمات بوده است. سهم هزینه های مصرف خصوصی از تولید ناخالص ملی همواره درحال افزایش بوده است، به طوری که در فاصله ۲۵ سال (۱۳۵۳-۱۳۷۷) سهم این بخش از۴۰ درصد به ۶۶ درصد افزایش یافته است. هزینهٔ مصرفی خانوارهای شهری در فاصلهٔ این سال‌ها همواره دارای روندی صعودی بوده و بخش قابل توجهی از هزینه‌های مصرفی خصوصی را به خود اختصاص داده است. در مقابل، سهم هزینه‌های مصرفی خانوارهای روستایی طی سال‌های یاد شده دارای روندی نزولی بوده است. علت این ناهمگونی و شکاف رو به تزاید را می‌توان در عواملی از قبیل مهاجرت بی‌رویه روستاییان و توزیع نامتعادل درآمدها جستجوکرد. بخش اعظم هزینه‌های مصرفی

۱. همان منبع، ص۵۹.

مناطق شهری و روستایی به هزینه‌های مصرفی کالاهای بی دوام و خدمات اختصاص یافته است. سهم این هزینه‌ها از هزینه‌های مصرفی مناطق شهری و روستایی درسال ۱۳۷۷ به ترتیب، ۸۸/۹ درصد و ۸۰/۳ درصد بوده و مابقی سهم هر یک از مناطق یاد شده به هزینه‌های مصرفی کالاهای بادوام و نیمه بادوام اختصاص یافته است.[۲] این موضوع، حاکی از توزیع نامتناسب درآمد در درون مناطق یاد شده است. در سال۱۳۷۷، تقریباً ۵۰ درصد از درآمد متعلق به تنها ۲۰ درصد از خانوارها و ۵۰ درصد بقیه به ۸۰ درصد جامعه تعلق دارد.[۱] اختلاف فاحش درآمدی مذکور درعمل سبب به حداقل رسیدن مصرف در سطوح پایین جامعه و استمرار اسراف در سطوح بالایی آن است. ارزش افزودهٔ بخش خصوصی نیز به عنوان معیار و ملاک محاسبه درآمد ملی طی این سال‌ها به جز سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۶۱ همواره روندی صعودی داشته است. علت وجود نوسان و کاهش در فاصلهٔ سال‌های یاد شده مربوط به وقوع انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی منجر به وقوع اعتصابات دوران انقلاب و کاهش تولید در هنگام جنگ تحمیلی است.

به طور کلی، می‌توان گفت که بخش اعظم ارزش افزودهٔ شهری را گروه خدمات تشکیل می‌دهد. ارزش افزودهٔ این گروه در سال ۱۳۷۷ معادل ۴۷۴۲/۵۸ میلیارد ریال بوده و سهم آن نیز از کل ارزش افزودهٔ این بخش معادل ۵۹/۱ درصد است.[۲]

مهمترین رکن ارزش افزودهٔ بخش روستایی، ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی است. این بخش شامل زراعت، دامپروری و شکار، جنگلداری و ماهیگیری است. میزان ارزش افزودهٔ این بخش، از ۱۳۹۳/۵ میلیارد ریال در سال ۱۳۵۳[۳] به ۴۲۷۷/۸ میلیارد ریال در سال ۱۳۷۷ افزایش یافته است.[۴]

۲. دیدگاه‌ها و نگرش‌های عمده در زمینه رفتار مصرف کننده

پژوهش جدی در زمینه مصرف و تبیین تابع مصرف با کشف مهم کینز[۵]درسال ۱۹۳۶ میلادی آغاز شد. نظریه کینز بر شناخت منحنی تقاضای کل و قابلیت تقاضای کل برای تحریک فعالیت‌های اقتصادی تأکید دارد. کینز، معتقد است که مصرف تابعی از درآمد حقیقی است. کینز رابطه بین درآمد و مصرف را

۲. حساب‌های ملی ایران، ۱۳۵۳-۱۳۶۶ و ۱۳۶۶-۱۳۶۹ و گزارش‌ها و ترازنامه‌های بانک مرکزی، ۱۳۷۰-۱۳۷۷.

۱. سالنامه آماری کشور، سال ۱۳۷۷، ص ۳۴-۸۱۱ .

۲. بانک مرکزی ایران، ترازنامه ۱۳۷۷، ص ۷۷.

۳. بانک مرکزی، حساب‌های ملی ایران، ۶۹-۱۳۳۸، ص ۳۳۱.

٤. بانک مرکزی ایران، ترازنامه ۱۳۷۷، ص ۱۲۵.

5. Keynes.

به عنوان یک قانون روانشناسی مصرف توجیه می‌کند. بر اساس این قانون، وقتی درآمد افزایش می‌یابد، درصدی از آن به مصرف اختصاص می‌یابد.[۱] از نظر کینز، این فرضیه در کوتاه مدت به خاطر وجود عادات مصرفی با واقعیت سازگار است. از این رو، وی تابع خطی مصرف را به صورت زیر معرفی کرده است:

$$C=\alpha+\beta Y \qquad (۱-۲)$$

که در آن C مصرف، Y درآمد، α مصرف مستقل[۲] و β میل نهایی به مصرف[۳] و شیب تابع مصرف است. دیویس[۴] با استفاده از نظریه کینز اقدام به برآورد تابع مصرف در ایالات متحده امریکا در فاصله دو جنگ جهانی کرد و نشان داد که تمام پیش‌بینی‌های انجام شده کمتر از سطوح واقعی مصرف بوده است.[۵] بر اساس نظریه کینز، با افزایش درآمد میل متوسط به مصرف و میل نهایی به مصرف هر دو کاهش می‌یابند، ولی، میل نهایی به مصرف از میل متوسط به مصرف کمتر (MPC<APC) است. در مقابل، با افزایش درآمد میل نهایی به پس انداز و میل متوسط به پس انداز افزایش می‌یابد. در این زمینه، یک سری مطالعات در مورد بودجه، از جمله مطالعات بودجه امریکا[۶] انجام شد. این مطالعات تجربی، نظریه کینز را توضیح داده است. در دهه ۱۹۴۰، فرضیه تز رکودی[۷] در امریکا مطرح شد. در طول جنگ جهانی دوم خریدهای دولت افزایش یافت و این امر، موجب رونق اقتصاد شد، اما، بسیاری از اقتصاددانان بر اساس تز رکودی نگران بودند که پس از پایان جنگ و کاهش مخارج دولت، اقتصاد فوراً به ورطه رکود باز خواهد گشت. علی رغم این نگرانی، پس از جنگ تقاضای خصوصی به سرعت افزایش یافت و به جای رکود، تورم پدیدار شد. مصرف کنندگان سرمایه‌ها و پس‌اندازهای اضافی خود را که نتیجه قهری جیره‌بندی کالا بود، به تقاضای فزاینده مصرف تبدیل کردند. این پدیده نشان داد که دارایی‌ها هم مانند درآمد روی مصرف تأثیر گذارند. بروز این پدیده و انتشار مقالاتی چند از سوی اقتصاددانان از جمله سیمون کوزنتس[۸] در سال ۱۹۶۴ که مبین ثبات میل متوسط به مصرف و میل

---

۶. جان مینارد کینز، ۱۳۴۸، ص ۱۰۰-۹۶.

7. Autonomous Consumption.

8. Marginal Propensity Consumption = $MPC = \frac{\Delta C}{\Delta Y}$

1. Davis.
2. Mayes, D. G., 1981, PP. 30-31.

۳. فریدون تفضلی، ۱۳۶۶، ص۱۲۷-۱۲۶.

٤. ویلیام اچ، برانسون. ۱۳۷۴، ص ۳۰۶-۳۰۴.

۵. فریدون تفضلی، ص۱۲.

متوسط به پس‌انداز از سال ۱۸۷۰ در امریکا بود، با نظریه مصرف کینز مغایرت داشت. این مغایرت، منجر به شکل گیری نظریه‌های دیگری در زمینه رفتار مصرف کنندگان شد. در این راستا و با توجه به اینکه درتابع مصرف کینز افق زمانی بلندمدت و اثر آشکار ثروت بر مصرف مد نظر قرار نگـرفته بود، نظریه‌های درآمد نسبی از سوی دوزنبری[۱] در سـال ۱۹۴۹، سیـکل زندگی به وسیله آندو- مودیگلیانی[۲] در سال۱۹۵۰ و درآمد دائمی از سوی فریدمن[۳] در سال ۱۹۶۷ در زمینه رفتار مصرفی پا به عرصهٔ ادبیات اقتصادی گذاشتند. زیر بنای اساسی این نظریه‌ها، نظریات خرد اقتصادی دربارهٔ انتخاب مصرف کننده بود. در نظریه ارائه شده دوزنبری، تابع مطلوبیت هر مصرف کننده از مصرف سایر افراد مستقل نیست و آنچه موجب افزایش مطلوبیت مصرف کننده می‌شود، رضایت مندی مطلق او از مصرف کالاها و خدمات و موقعیت نسبی او در توزیع درآمد است. همچنین، دوزنبری معتقد بود که مصرف جاری افزون بر اینکه تابع درآمـد مطلق و درآمـد نسبی افراد است، متأثر از نسبت درآمد جاری به بالاترین درآمد دورهٔ قبل نیز است.[۴] از این رو، وی رابطهٔ زیر را برای داده های سری زمانی در نظر گرفت:

$$C_t = \alpha + \beta \ \ Y_t + \gamma \ \ Y_{\max} \qquad (۲-۲)$$

از آنجا که فرض معمول، افزایش درآمد در طول زمان است، در نتیجه، $\mathrm{Y}_{\max} = \mathrm{Y}_{t-1}$ خواهد بود. این عکس العمل نسبت به کاهش درآمد اثر چرخ دنده‌ای نامیده می‌شود. در مطالعه بروان[۵] پیشنهاد دوزنبری در حالت افزایش درآمد به حالت کاهش درآمد نیز تسری داده شد و برای توجیه رفتار مصرف کننده در هنگام کاهش و افزایش درآمد، از متغیر مصرف دوره قبل به عنوان جانشین درآمد در دوره قبل استفاده شده است. در این حالت رابطه درآمد- مصرف به صورت زیر خواهد بود:

$$C_t = \alpha + \beta\gamma_t\gamma \, C_{t-1}$$

جواب عمومی معادله تفاضلی مرتبه اول خطی فوق نشان دهنده مقدار تعادلی مصرف است. ورود مصرف تأخیری در تابع مصرف امکان بررسی وضعیت پویا را به وجود آورد. اونس، بال، دریک و دیویدسون[۶] این بررسی را دنبال کرده‌اند.

وارد کردن درآمد و مصرف سایر افراد در تابع مطلوبیت مصرف کننده از بارزترین وجوه افتراق این نظریه با سایر نظریه‌های دیگر است.

---

6. Duesenberry.
7. Ando & Modigliani.
8. Friedman.
1. Mayes, opt., PP. 30-31.
2. Brown, opt., PP. 355-371.
3. Owence, Ball, Drick, Davidson.

آندو و مودیگلیانی فرضیه سیکل زندگی مصرف را به عنوان یک اصل موضوعی پذیرفته، بر نقش ثروت افراد در طرح‌های مصرفی تأکید دارند. بر اساس این فرضیه، جریان درآمدی مصرف کنندهٔ نوعی در ابتدا و اواخر زندگی نسبتاً پایین و کم مقدار است و در اواسط زندگی به لحاظ بالا بودن بازده تولیدی درحد بالایی قرار دارد. در نظریه سیکل زندگی سه فرض اساسی وجود دارد.[۱] این فرض‌ها عبارتند از:

اول، مصرف کننده تمایل دارد مطلوبیت مصرفی خودرا در طول زندگی به حداکثر برساند.

دوم، مصرف کننده مایل است با استفاده از منابع مالی در دستـرس و درآمدهای انتـظاری درآینده مطلوبیت خود را حداکثر کند. این منابع، تمامی دارایی‌های شخصی و درآمدهای ناشی از کار را شامل می‌شود. ارزش حال این منابع، ثروت مصرف کننده محسوب می‌شود و بر مصرف واقعی او در طول زندگی تأثیر می‌گذارد.

سوم، انگیزه مصرف کننده از این پس انداز تنها تأمین مصرف در دوران زندگی است و جنبهٔ مال‌اندوزی برای وارث ندارد.

با توجه به موارد فوق، صورت نهایی تابع مصرف آندو- مودیگلیانی به شکل رابطه (۲-۳) می‌شود:

$$C_0 = K[1+\beta(T-1)]Y_0^L + KA_0$$

در رابطهٔ فوق، A_0 خالص ثروت حقیقی خانوار در شروع دوره، Y_0^L درآمد ناشی از کار در شروع دوره، $T-1$ متوسط عمر باقی‌مانده انتظاری و β ضریب ثابت است. دراین رابطه، K معرف میل نهایی به مصرف دارایی‌ها و $K[1+\beta(T-1)]$ معرف میل نهایی به مصرف درآمد ناشی از کار است.

ایدهٔ اساسی نظریه درآمد دائمی مبتنی بر اختلاف میان رفتار تصادفی و زودگذر با رفتار بلند مدت یا دائمی است. در این راستا، فریدمن مقادیر مصرف و درآمد جاری (قابل مشاهده) را به دو مؤلفهٔ زودگذر (موقت) و دائمی تفکیک[۲] و فرض می‌کند که هیچ گونه همبستگی میان اجزای زودگذر و دائمی وجود ندارد و اجزای زودگذر تنها یک نوسان تصادفی در اطراف اجزای دائمی هستند. نظریه درآمد دائمی فریدمن، مشاهده‌های دوره‌ای کوتاه مدت که بر کوچکتر بودن میل نهایی به مصرف (MPC) از میل متوسط به مصرف (APC) دلالت دارد و همچنین، مشاهده‌های بلندمدت مبنی بر تساوی بین میل نهایی و میل متوسط به مصرف را به خوبی توضیح می‌دهد. از آنجا که در فرضیه درآمد دائمی، میل متوسط به مصرف برابر میل نهایی به مصرف است.، بنابراین، کشش درآمدی مصرف برابر با واحد خواهد

4. Ando, A. & Modigiliani, F., 1953, PP. 55-84.
1. Friedman M., 1957, PP. 35-78.

بود. در زمینه محاسبه درآمد دائمی، فریدمن از تقریب گسسته استفاده می‌کند و درآمد دائمی را به صورت میانگین وزنی به شکل زیر در نظر می‌گیرد:

$$Yp_t = (1-\gamma)\sum_{j=0}^{\infty}\gamma_j Y_{t-j} \qquad (۴-۲)$$

وی، الگوی قابل تخمین را به صورت زیر معرفی می‌کند:[۱]

$$Cp = \alpha_0 + \beta_0 Y_t + \gamma\, C_{t-1} \qquad (۵-۲)$$

نظریه‌های ارائه شده از سوی آندو- مودیگلیانی و فریدمن دارای وجوه اشتراک زیادی هستند. آنان، معتقدند که رفتار مشاهده شده از سوی مصرف کننده نتیجه تلاش عقلایی وی برای حداکثر کردن مطلوبیت خود از طریق تخصیص جریان درآمدی دورهٔ زندگی به یک الگوی بهینه مصرف در طول زندگی است. معادله‌های ارائه شده بر اساس این دو نظریه، حاکی از شباهت فراوان این دو دارد و تنها وجه اختلاف موجود میان آنها چگونگی توصیف پارامتر انتقال (ضریب ثابت) است.

با توسعه دیدگاه‌ها و نظریات جدید اقتصادسنجی و به کارگیری روش‌های نوین در این رشته و نیز با الهام از نظریه‌های یاد شده، توابع مصرف در الگوهای کلان پروژه لینک[۲]، الگوی انگلستان، الگوی امریکا، الگوی ایران و الگوی (DHSY) طیف وسیعی از روابط، متغیرها و عوامل مختلف را دربرگرفت. در الگوی پروژه لینک با توجه به اینکه متغیر درآمدی جاری به تنهایی قادر به بیان الگوی مصرف نیست، در تابع مصرف انواع مختلف درآمد در کنار دارایی‌ها در نظر گرفته شد. بحث غالب در این پروژه وارد کردن درامد در قالب فرضیه درامد دائمی و به صورت مجموع موزون هندسی سطوح درآمدی دوره‌های قبل و بنابراین، وارد شدن مصرف با وقفه در الگوست. در الگوی فنلاند از میانگین متحرک به جای وزن‌های کاهشی استفاده شده است و در الگوی بلژیک تنها درآمد قابل تصرف بدون هیچ وقفه‌ای وارد شده است.[۳]

عمده‌ترین الگوهای انگلستان عبارتند از: الگوی خزانه‌داری[۴] الگوی مؤسسه ملی تحقیقات اقتصادی و اجتماعی،[۵] الگوی مؤسسه بازرگانی لندن،[۶] الگوی کمبریج[۷] و الگوی لیورپول.[۸] در الگوهای فوق مخارج

2. Mayes, opt., PP.43.
3. Model of Project Link.
1. Ball, R.J., 1973, PP. 165-173.
2. Treasury Model.
3. National Institute of Economic and Social Research Model.
4. London Business Scholl Model.
5. Cambridge Model.
6. Liverpool Model.

مصرفی به صورت کالاهای با دوام و بی دوام تکفیک شده است.[۱] الگوهای امریکا طیف وسیعی از الگوها را دربرمی‌گیرد. از جمله اینها می‌توان به الگوی کینزی و بسیار ساده کلاین و گلد برگ، سنت لوئیس، وارتن، مورگ، هوبارد و فرای[۲] اشاره کرد.[۳]

۳. بررسی مطالعات و پژوهش‌های تجربی انجام شده در زمینه مصرف

در زمینه مصرف، مطالعات تجربی فراوانی در ارتباط با روایی این نظریه‌ها با ساختار اقتصادی جوامع مختلف انجام شده است. هر یک از مطالعات انجام شده به لحاظ آزمون نوع فرضیه، شرایط خاص اقتصادی جامعهٔ مورد بررسی و روش‌های اقتصادسنجی به کار گرفته شده از ویژگی خاصی برخوردار است. از بارزترین وجوه مشخصه آزمون‌های تجربی انجام شده، استفاده از ساختارهای وقفه برای مصرف، درآمد یا هر دو به منظور لحاظ کردن اثرات بلند مدت و نشان دادن خصوصیات پویای الگو است. در برخی از آزمون‌ها تفاوت اساسی موجود درمصرف درقالب مصرف کالاهای بادوام و بی دوام تبلور یافته است. از سوی دیگر، به منظور افزایش قدرت توضیحی الگوها تطبیق برآوردهای انجام شده با مقادیر واقعی از انواع مختلف دارایی به عنوان متغیرهای برون‌زا در کنار درآمدها استفاده شده است. اثرات نوسانات فصلی که موجب ایجاد مشکلات واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی در خطاها می‌شود نیز، از طریق لحاظ چهارمین تفاضل در متغیرها ($Y_t - Y_{t-4}$ و $C_t - C_{t-4}$) و استفاده از لگاریتم متغیرها به جای مقدار طبیعی آنها رفع شده است. لوماس و محبت معتقدند که برای اثبات عدم همبستگی درآمد زودگذر و مصرف زودگذر که در فرضیه درآمد دائمی از حساسیت ویژه ای برخوردار است، باید میل نهایی به مصرف درآمد دائمی باشد. آنان این موضوع را با آزمون داده های سری‌های زمانی کانادا با استفاده از رابطهٔ زیر به اثبات رسانیده اند:[۱]

$$Y_{Pt} = \beta \int_{-\infty}^{T} e^{(\beta-\alpha)(t-T)} Y_t dt \qquad (۱-۳)$$

که در آن، Y_P درآمد دائمی، Y درآمد جاری، T زمان انجام پژوهش و t کلیـه زمان‌های موجود در نمونه است. آنان، مدعی هستند که عواملی از قبیل عدم اطمینان، وجود بازارهای ناقص سرمایه، محدودیت‌های نقدینگی مصرف کنندگان، انتظارات فزاینده، رشد سریع درآمدها، ارائه کالاهای جدیدتر

7. Davidson, J. H., 1988, PP. 661-675.
8. Klein and Goldberger, Sent Louis, Vartan, Mork, Hubbard, Fry.
9. Mayes, opt., PP.165-172.

1. Laumas, R. S. & Mohabbat, K. A., 1974, PP. 16-27.

و با کیفیت تر، نیازهای موقتی و در کل، عدم رفتار عقلایی مصرف کنندگان از دلایل مهم مثبت بودن میل نهایی به مصرف درآمدهای زودگذر است. آنان، اظهار می‌دارند که استفاده از بعضی از انواع عواید باد آورده به عنوان جانشین درآمد زودگذر موجب گمراهی پژوهشگران می‌شود. هندری و دیویدسون، با دسترسی به داده‌های فصلی در دهۀ هفتاد، آن را در الگوی تجربی خود به صورت زیر مورد استفاده قرار داده‌اند:[۲]

$$CN_t = a_1 + a_2 Y_t + a_3 CN_{t-1} + \sum_{i=1}^{3} a_i + 3Q_{it} + \sum_{i=1}^{4} ai + 6Q_{it}T + U_{it}$$

$$CN_t = 1994 + 19Y_t + 0.22CN_{t-1} + \sum_{i=1}^{3} a_i + 3Q_{it} + \sum_{i=1}^{4} a_i + 6Q_{it}T \qquad (۳-۳)$$

در روابط فوق، CN_t مخارج مصرف کنندگان برای کالاهای بی دوام و خدمات به قیمت ثابت، Y_t درآمد قابل تصرف، Q_{it} متغیر مجازی برای هر فصل و t زمان است. پاتنایک به منظور آزمون سادۀ اندازه‌گیری فقر در اقتصاد در حال توسعه هندوستان، با به کارگیری درآمد ناشی از نیروی کارمصرف کنندگانی که دارای ثروت فیزیکی و یا مالی نبوده و به اعتبارات نیز دسترسی نداشته اند، به تخمین تابع مصرف می‌پردازد. بر اساس این تخمین، شواهد تجربی در اقتصاد در حال توسعه هند، نشانگر تأثیر بیشتر نقش درآمد جاری در توزیع درآمد نسبت به میزان پیش بینی شده فرضیه درآمد دائمی است. در این مطالعه، فرض بر این است که جامعه شامل دو گروه مصرف کننده است. گروه اول، با محدودیت نقدینگی روبه‌رو است و گروه دوم، دارای محدودیت نقدینگی نیست. در واقع مصرف کل، که به صورت رابطۀ زیر است، حاصل جمع این دو گروه است:[۳]

$$C_t = C_t^c + C_t^u \qquad (۴-۳)$$

در رابطۀ فوق، C_t^c مصرف مصرف کنندگان با محدودیت نقدینگی، C_t^u مصرف مصرف کنندگان بدون محدودیت نقدینگی و C_t مصرف کل است. اگر فرض شود مصرف کنندگانی که با محدودیت نقدینگی روبه‌رو نیستند، به میزان λ درصد از کل درآمد ناشی از کار پس از کسرمالیات را به خود اختصاص دهند، در آن صورت، سهم مصرف کنندگانی که با محدودیت نقدینگی مواجه اند، به میزان $1-\lambda$ درصد ازکل درآمد ناشی از کار خواهد بود. البته، در اینجا فرض می‌شود که این مصرف کنندگان تنها درآمد جاری را مصرف می‌کنند. با توجه به فرض فوق داریم:

$$C_t^c = (1-\lambda)Y_t \qquad (۵-۳)$$

2. Mayes, opt., PP. 47-52.
3. Patnaik, I., 1997, PP. 521-22.

که در آن، Y_t درامد ناشی از کار پس از کسر مالیات است.

اگر λ برابر با یک باشد، کل مصرف کنندگان و مصرف کنندگان بدون محدودیت نقدینگی هستند، بنابراین، تابع مصرف کل حالتی خاص از فرضیه درآمد دائمی است. معادله مصرف گروهی که با محدودیت نقدینگی روبه‌رو نیستند، به صورت زیر است:

$$C_t^u = \alpha + \beta \quad C_{t-1}^u + e_t \qquad (۶-۳)$$

معادلهٔ مصرف کل نیز به صورت زیر به دست می‌آید:

$$C_t = \alpha + \beta \quad C_{t-1} + (1-\lambda)(Y_t - \beta \quad Y_{t-1}) + e_t \qquad (۷-۳)$$

الگوی تخمینی رابطهٔ فوق به صورت زیر به دست آمده است:

$$C_t = 15.09 + 0.31\beta \quad C_{t-1} + 0.547(Y_t - 0.3Y_{t-1}) \qquad (۸-۳)$$

پاتنایک نتیجه می‌گیرد که بازار مالی در اکثر کشورهای در حال توسعه بسیار محدود است و اکثر مـردم نیازمند منابع مالی برای مصرف هستند. شواهد نیز نشان دهندهٔ ناتوانایی خانوارها در پس انداز و گرفتن وام به منظور یکنواخت کردن مصرف هستند.[۱]

در ایران نیز، مطالعات تجربی متعددی در زمینه مصرف صورت گرفته است. پایه و اساس بیشتر این مطالعات فرضیه درآمد دائمی فریدمن است. در برخی از پژوهش‌های تجربی به عمل آمده مصرف به دو بخش عمدهٔ دولتی و خصوصی و نیز مصرف بخش خصوصی به نوبه خود به دو بخش شهری و روستایی تقسیم شده است. این تقسیم بندی به دلیل وجود دوگانگی‌های نفتی و فی- رینیس در اقتصاد کشور صورت پذیرفته است. دوگانگی نفتی بیـانگر تخصیص درآمدهای کلان نفت به بخش دولتی و دوگانگی فی-رینیس بیانگر هم‌زیستی یک بخش کشاورزی نسبتاً بزرگ و راکد در کنار بخش نسبتاً کوچک و فعال صنعتی است. به علت وجود دیدگاه‌ها و نظریه‌های مختلف از یک سو، و عدم وجود آمارهای لازم از

توجیه الگوی تجربی مذکور استفاده شده است.

احمد شهشهانی در کتاب الگوی اقتصادسنجی ایران و کاربردهای آن ضمن در نظر گرفتن برخی از مشخصات اساسی اقتصادهای دوگانه و تأکید بر دوگانگی‌های موجود در اقتصاد ایران، تابع مصرف را به سه تابع تقسیم کرده است.[۱] در این مطالعه، با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۵۲ به قیمت

1. Patnaik,I., opt., PP. 522-524.

۱. احمد شهشهانی، ۱۳۵۷، ص ۸۳-۵۷.

ثابت سال پایه ۱۳۳۸ و با استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی (OLS) و حداقل مربعات دو مرحله‌ای ($2SLS$)[1] اقدام به تخمین توابع مصرف دولتی، شهری و روستایی کرده است. روابط مصرفی به کار گرفته شده برای تخمین توابع مصرف شهری و روستایی به صورت زیر است:

$$Cp_{ru} = a_0 + a_1 VAA + a_2 Iap \qquad (۹-۳)$$

$$Cp_{ur} = b_0 + b_1 M + b_2 Cp_{ur-1} \qquad (۱۰-۳)$$

$$Cp = Cp_{ur} + Cp_{ru} \qquad (۱۱-۳)$$

در رابطهٔ (۳-۹) متغیرهای Cp_{ru} مصرف روستایی، VAA ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی و Iap جمعیت فعال بخش کشاورزی است. در رابطهٔ مذکور ارزش افزوده به عنوان متغیرجانشین درآمدهای کشاورزی به کار گرفته شده تا از این طریق، ضمن وارد کردن عنصر کار در بخش کشاورزی درمعادلهٔ مذکور درآمدهای کشاورزی حاصل از فعالیت‌های غیر کشاورزی را که بخش کشاورزی انجام می‌دهد، به نوعی توجیه کند. در رابطهٔ (۳-۱۰) متغیرهای Cp_{ur} مصرف شهری، M واردات کل و Cp_{ur-1} مصرف شهری دورهٔ قبل است. وارد کردن مصرف دورهٔ قبل بر طبق نظریه درآمد نسبی دوزنبری صورت گرفته است. واردات کل عمدتاً شامل واردات کالاهای سرمایه‌ای به منظور گسترش ظرفیت تولید است. نظر به اینکه در اقتصادهای درحال توسعه، حرکت توسعه در جهت اشکال زندگی شهری و مصرف بالاتر سوق داده می‌شود، بنابراین، به منظور پاسخ‌گویی به افزایش تقاضا از متغیر واردات به شکل فوق در معادله استفاده می‌شود.

توابع تخمینی روابط (۳-۹) و(۳-۱۰) با استفاده از دو روش حداقل مربعات معمولی و حداقل مربعات دو مرحله‌ای به صورت زیر به دست آمده است:

$$OLS: Cp_{ru} = \underset{(27.16)}{-87.526} + \underset{(2.91)}{1.206} VAA + 0.869 Iap \quad R^2 = 0.98 \quad DW = 1.59 \qquad (۱۲-۳)$$

$$2SLS: Cp_{ru} = \underset{(26.64)}{-87.45} + \underset{(2.67)}{1.205} VAA + 0.870 Iap \quad R^2 = 0.98 \quad DW = 1.57 \qquad (۱۳-۳)$$

$$OLS: Cp_{ur} = \underset{(2.37)}{0.732} + \underset{(2.92)}{0.595} M + 0.829 Cp_{ur-1} \quad R^2 = 0.99 \quad DW = 2.76 \qquad (۱۴-۳)$$

$$TSLS: Cp_{ur} = 3.702 + 0.873 M + 0.687 Cp_{ur-1} \quad R^2 = 0.99 \quad DW = 2.54 \qquad (۱۵-۳)$$

2. Two-Stage Least Squares.

(1.71) (2.62)

تابع مصرف کل به صورت زیر به دست آمده است:

$$OLS: C_t = 106.24 + 0.56 Y_d \quad R^2 = 0.99 \quad DW = 1.04 \qquad (۱۶-۳)$$
(14.55)

در رابطهٔ فوق، C_t مصرف کل بخش خصوصی و Y_d درآمد قابل تصرف است. به طوری که ملاحظه می‌شود، الگوی فوق بر اساس الگوی کینزی است. در تخمین تابع مصرف کل از الگو فریدمن و از روش تبدیل کویک نیز استفاده شده که نتایج آن به صورت زیر به دست آمده است:

$$OLS: C_t = -9.192 + 0.062 Y_d + 1.09 C_{t-1} \quad R^2 = 0.99 \quad DW = 1.38 \qquad (۱۷-۳)$$
(0.09) (7.53)

در رابطهٔ فوق، C_{t-1} مصرف یک دورهٔ قبل را نشان می‌دهد. همان گونه که ملاحظه می‌شود، با ورود مصرف یک دورهٔ قبل، ضریب درآمد قابل تصرف بی معنی شده که این امر نشان دهندهٔ هم‌خطی شدید میان درآمد جاری و مصرف یک دورهٔ قبل است. محمد طبیبیان با استفاده از فرضیه درآمد دائمی و داده‌های زمانی ۱۳۳۸-۱۳۶۱ اقدام به تخمین تابع مصرف به صورت زیر کرد:

$$OLS: C_t = 58.342 + 0.2738 Y_d + 0.6278 C_{t-1} \quad R^2 = 0.98 \quad DW = 1.58 \qquad (۱۸-۳)$$
(33.9) (0.054) (0.0807)

که در آن، متغیر C_t مصرف کل بخش خصوصی، Y_d درآمد قابل تصرف و C_{t-1} مصرف دورهٔ قبل است. در این رابطه، به منظور تعیین میزان درآمد قابل تصرف، درآمد ملی به قیمت بازار از مصرف دولتی و سرمایه گذاری ناخالص دولتی کسر شده است.[۱] از دیگر پژوهش‌های تجربی برآورد تابع مصرف بر اساس نظریه کینز و فریدمن در ایران، می‌توان به پژوهش انجام شده توسط زهره کرمانشاهی اشاره کرد. این مطالعه به بررسی آزمون تجربی نظریه های مذکور پرداخته است که نتایج تخمین به صورت زیر گزارش شده است:

$$LnCONP = 0.169 + 0.93 LnDYP + 0.021 DP \quad R^2=0.98 \qquad (۱۹-۳)$$

$$LnCONP = 0.098 + 0.69 LnDYP + 0.263 CONP_{-1} + 0.0123 DP \quad R^2=0.98 \qquad (۲۰-۳)$$

۱. محمد طبیبیان، ۱۳۶۷، ص ۹۳-۹۲.

در روابط فوق، $CONP$ نشانگر هزینه های مصرفی سرانهٔ بخش خصوصی، DYP نشانگر درآمد قابل تصرف سرانه، $CONP_{-1}$ نشانگر مصرف تأخیری و DP نشانگر متغیر مجازی است.[۱] از جمله مطالعات دیگر، برآورد تابع مصرف ایران برای سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۶۷ است که بهرام سحابی انجام داده است. در این مطالعه، ضمن بررسی رفتار مصرفی در ایران به آزمون تجربی فرضیه های عمدهٔ مصرف در اقتصاد ایران پرداخته شده است. در این پژوهش در مورد تابع کینز از الگوی لگاریتمی و در مورد تابع مصرف فریدمن از شکل تبدیل یافته، درخصوص تابع مصرف دوزنبری از درآمد دورهٔ گذشته به عنوان بالاترین درآمد و در مورد برآورد تابع مصرف سیکل زندگی مودیگلیانی از حجم پول حقیقی به عنوان جانشین ثروت بخش خصوصی استفاده شده است.[۲] مطالعه‌ای دیگر، به وسیله بهرام وهابی با عنوان محاسبه وتحلیل اریب در برآورد تابع مصرف جمعی در ایران صورت گرفته است. این مطالعه در واقع، با اشاره به نظریه هم‌جمعی[۳] که از مباحث جدید اقتصادسنجی است، به بررسی چگونگی استنتاج از روابط رفتاری درسطح خرد برای رسیدن به روابط رفتاری متناظر درسطح کلان می‌پردازد. در این مطالعه، ضمن پذیرش فرضیه درآمد دائمی در جهت مشخص نمایی تابع مصرف، این تابع را در دو بعد مصرف شهری و مصرف روستایی به صورت روابط زیر مورد تخمین قرار داده است:

$$CUR = a_1 + b_{11}VUR + b_{21}CUR_1 + U_1 \qquad (۲۱-۳)$$

$$CRU = a_2 + b_{12}VRU + b_{22}CRU_1 + U_2 \qquad (۲۲-۳)$$

در روابط فوق، CUR مصرف بخش شهری، VUR ارزش افزوده بخش شهری، CRU مصرف بخش روستایی و VRU ارزش افزوده بخش روستایی است. در این تخمین، با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۴۰-۱۳۶۶ به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۵۳ و قیمت‌های جاری، توابع مصرف شهری و روستایی بر ارزش افزودهٔ خود بخش‌ها و همچنین، مصرف تأخیری این بخش‌ها برازش شده اند. نتایج تخمین روابط فوق به صورت زیر به دست آمده است:[۴]

$$CUR = 67.941 + 0.732VUR + 0.133CUR_1 \qquad (۲۳-۳)$$

$$CRU = 152.358 + 0.713VRU + 0.125CRU_1 \qquad (۲۴-۳)$$

$$CPT = 129.938 + 0.731VPT + 0.117CPT_1 \qquad (۲۵-۳)$$

---

۱. زهره کرمانشاهی، ۱۳۶۸.

۲. بهرام سحابی، ۱۳۶۹.

3. Cointegration.

۴. بهرام وهابی، ۱۳۷۰.

در رابطهٔ (۳-۲۵)، متغیر CPT متغیر مصرف کل بخش خصوصی و VPT ارزش افزودهٔ بخش خصوصی است. تخمین روابط فوق بر اساس قیمت‌های ثابت ۱۳۵۳ است. تخمین این روابط بر اساس قیمت‌های جاری به صورت زیر به دست آمده است:

$$CUR = 122.964 + 0.661VUR + 0.253CUR_t \quad (۳-۲۶)$$

$$CRU = 173.317 + 0.376VRU + 0.456CRU_1 \quad (۳-۲۷)$$

$$CPT = 83.553 + 0.570VPT + 0.288CPT_1 \quad (۳-۲۸)$$

۴. تخمین و تجزیه و تحلیل توابع مصرفی

در این پژوهش برای تعیین الگویی که رفتارهای مصرفی خانوارها را توضیح دهد، نخست با توجه به فرضیه درآمد دائمی فریدمن و با الهام از توابع مورد نظر در الگوی کلان برنامه اول، نسبت به تعیین شکل ریاضی توابع مصرف به دو صورت معادلات چند متغیره بدون وقفه و معادلات چند متغیره با وقفه اقدام می‌شود. در مرحله بعد، به منظور آزمون فرضیه درآمد دائمی فریدمن در اقتصاد ایران و به عبارت دیگر، به منظور پاسخ‌گویی به این فرضیه که آیا فرضیه درآمد دائمی قادر به توضیح رفتارمصرفی شهری و روستایی به نحومطلوبی است، نسبت به برآورد تابع مصرف فریدمن درشکل کلی آن اقدام می‌شود. از سوی دیگر، به منظور ارزیابی توان توضیحی فرضیه درآمد دائمی فریدمن، در خصوص رفتار مصرفی بخش خصوصی اقتصاد ایران، این فرضیه با سه فرضیه عمدهٔ مصرف[۱] که عبارتند از فرضیه درآمد مطلق کینز، فرضیه درآمد نسبی دوزنبری و فرضیه سیکل زندگی مودیگلیانی در شکل تخمینی آن مورد مقایسه قرار می‌گیرد. به دلیل عدم دستیابی به برخی از داده‌های آماری از شیوه تفکیک‌سازی و جایگزینی و نیز به منظور احتراز از ایجاد واریانس ناهمسانی به دلیل وجود تفاوت در داده‌های مربوط به سال‌های میانی درمنابع موجود برای جمع‌آوری اطلاعات از روش درون یابی استفاده شد. باتوجه به موارد فوق توابع قابل تخمین به شرح زیر ارائه می‌شود:

$$CNDP(UR)_T = \beta_0 + \beta_1 VUR_T + \beta_2 CNDP(UR)_{T-1} + U_T \quad (۴-۱)$$

$$CNDP(RU)_T = \beta_0 + \beta_1 VRU_T + \beta_2 CNDP(RU)_{T-1} + U_T \quad (۴-۲)$$

$$CUR_T = \beta_0 + \beta_1 VUR_T + \beta_2 CUR_{T-1} + U_T \quad (۴-۳)$$

$$CRU_T = \beta_0 + \beta_1 VRU_T + \beta_2 CRU_{T-1} + U_T \quad (۴-۴)$$

$$CPT_T = \beta_0 + \beta_1 VPT_T + \beta_2 CPT_{T-1} + U_T \quad (۴-۵)$$

---

۱. رجوع کنید به بخش دوم همین مقاله.

$$CPT_T = \beta_0 + \beta \ \ YP_{T1} + \beta_2 YT_T + U_T \quad (۶-۴)$$

$$CDPT_T = \beta_0 + \beta_1 YP_T + \beta_2 YT_T + U_T \quad (۷-۴)$$

$$CNDPT_T = \beta_0 + \beta_1 YP_T + \beta_2 YT_T + U_T \quad (۸-۴)$$

$$CPT_T = \beta_0 + \beta_1 VPT_T + U_T \quad (۹-۴)$$

$$CPT_T = \beta_0 + \beta_1 VPT_T + \beta_2 LP_T + U_T \quad (۱۰-۴)$$

$$CPT_T = \beta_0 + \beta_1 VPT_T + \beta_2 VPT_{T-1} + U_T \quad (۱۱-۴)$$

علایم اختصاری به کار رفته در روابط فوق به شرح زیر معرفی می‌شوند:

مصرف کالاهای مصرفی بی دوام و خدمات شهری $CNDP(UR)_T$، مصرف کالاهای مصرفی بی دوام و خدمات دوره قبل شهری $CNDP(UR)_{T-1}$، مصرف کالاهای مصرفی بی دوام و خدمات روستایی $CNDP(RU)_T$، مصرف کالاهای مصرفی بی دوام و خدمات دوره قبل روستایی $CNDP(RU)_{T-1}$، مصرف بخش شهری CUR_T، مصرف دوره قبل بخش شهری CUR_{T-1}، مصرف بخش روستایی CRU_T، مصرف دوره قبل بخش روستایی CRU_{T-1}، مصرف کالاهای بادوام و نیمه بادوام بخش خصوصی CDP_T، مصرف کالاهای مصرفی بی دوام وخدمات بخش خصوصی $CNDP_T$، مصرف بخش خصوصی CPT_T، مصرف دوره قبل بخش خصوصی CPT_{T-1}، ارزش افزوده بخش شهری VUR_T، ارزش افزوده بخش روستایی VRU_T، ارزش افزوده بخش خصوصی VPT_T، رزش افزوده دوره قبل بخش خصوصی VPT_{T-1}، درآمددائمی YP_T، درآمد زودگذر یا اتفاقی YT_T، نقدینگی حقیقی بخش خصوصی LP_T و جمله اختلال U_T است.

در روش‌های معمول اقتصاد سنجی، هنگام برآورد ضرایب الگو با استفاده از سری زمانی فرض می‌شود که متغیرهای الگو پایا[1] هستند. در حالی که در عمل بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی ناپایا هستند. در این صورت، برآورد یک الگوی رگرسیون خطی با متغیرهایی که با یک فرایند ناپایا تولید شده اند، به رگرسیون کاذب[2] می‌انجامد. برای اجتناب از رگرسیون کاذب لازم است که پایایی هر یک از سری‌های زمانی الگو را آزمون کرد. یکی از آزمون‌های معمول در این مورد، آزمون دیکی- فولر تعمیم

1. Stationary.
2. Spurious.

یافته (ADF)[3] است. بنابراین، قبل از تخمین الگو، آزمون دیکی - فولر برای متغیرهای مورد استفاده در الگو انجام گرفت که نتایج به دست آمده در جدول (۱) گزارش شده است.

نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که با مقایسه مقادیر به دست آمده آمارهای دیکی- فولر با مقادیر بحران مربوط در سطح احتمال ۵ درصد (ارائه شده از سوی مک کینون[4]) سری‌های زمانی متغیرهای الگو مورد بررسی دارای ریشه واحد[5] و ناپایا هستند. برای به دست آوردن متغیرهای پایا، لازم است که تفاضل مرتبه اول هر یک از متغیرهای مذکور با آزمون دیکی – فولر مورد آزمایش قرار گیرند. نتایج حاصل در جدول (۲) گزارش شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

3. Augmented Dickey- Fuller.
4. Mackinon.
5. Unit root.

جدول-۱. آزمون ریشه واحد دیکی- فولر برای متغیرهای الگو

نام متغیر	تعداد Lag	نتیجه
CNDP(UR)	1	متغیر پایا نیست
CNDP(RU)	1	متغیر پایا نیست
CUR	1	متغیر پایا نیست
CRU	0	متغیر پایا نیست
CDP	1	متغیر پایا نیست
CNDP	1	متغیر پایا نیست
CPT	2	متغیر پایا نیست
URV	1	متغیر پایا نیست
VRU	1	متغیر پایا نیست
VPT	0	متغیر پایا نیست
YP	1	متغیر پایا نیست
YT	1	متغیر پایا نیست
LP	1	متغیر پایا نیست

منبع: محاسبات کامپیوتری انجام شده با Eviews3

نتایج گزارش شده نشان می‌دهد که تفاضل مرتبه اول متغیرهای الگو دارای ریشه واحد نیستند، بنابراین، پایا هستند. پس، تمامی متغیرهای (سطح) مورد استفاده در الگو جمعی از مرتبه یک،[1] I(1)، هستند. چون تمامی‌متغیرهای الگو از مرتبه جمعی همانند I(1) برخوردارند و آزمون ریشه واحد دیکی – فولر برای جملات اخلال تخمین رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) متغیر وابسته روی بقیه متغیرها نشان داده است که $U_t \sim I(0)$ است (آزمون انگل- گرنجر)، پس، سری‌های زمانی این متغیرها هم‌جمعی[2] از مرتبه CI(1,1) هستند. بنابراین، نوعی رابطه تعادلی بلندمدت بین این متغیرها وجود دارد و تخمین رابطه رگرسیون می‌تواند کاملاً با مفهوم باشد و ترس از وجود رگرسیون کاذب برطرف می‌شود (نوفرستی، ص ۹۷). چون در این بررسی به دنبال یافتن رابطه تعادلی بلند مدت

1. Integrated of Degree One.
2.Conitegration.

هستیم، از الگوی تصحیح خطا (ECM) که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد، استفاده نشده است.

جدول ۲- آزمون شناسایی دیکی فولر برای تفاضل مرتبه اول متغیرهای الگو

نام متغیر	تعداد Lag	نتیجه
DCNDP(UR)	0	متغیر پایا است
DCNDP(RU)	0	متغیر پایا است
DCUR	0	متغیر پایا است
DCRU	0	متغیر پایا است
DCDP	0	متغیر پایا است
DCNDP	0	متغیر پایا است
DCPT	0	متغیر پایا است
DURV	0	متغیر پایا است
DVRU	0	متغیر پایا است
DVPT	0	متغیر پایا است
DYP	0	متغیر پایا است
DYT	0	متغیر پایا است
DLP	0	متغیر پایا است

منبع: محاسبات کامپیوتری انجام شده با Eviews3

تخمین معادلات چند متغیره با وقفه (۴-۱) تا (۴-۵) با استفاده از روش دو مرحله ای والیس انجام می‌گیرد. و برای روایی و معنی دار بودن هر یک از ضرایب برآورد شده، توجیه الگو و آزمون همبستگی هر یک از معادلات یاد شده از آماره های t، ضریب همبستگی R^2 ( ) و آماره دوربین- واتسون (DW) استفاده شد. معادلات برآوردی در دو شکل بدون عرض از مبدأ و با عرض از مبدأ به صورت زیر است:

$$CNDP(UR) = \underset{(3.16)}{404.622} + \underset{(4.27)}{0.443}VUR + \underset{(2.99)}{0.388}CNDP(UR)_{-1} \quad R^2 = 0.97 \quad DW = 1.787 \quad (۱۲-۴)$$

$$CNDP(UR) = \underset{(4.62)}{0.491}VUR + \underset{(3.09)}{0.416}CNDP(UR)_{-1} \quad R^2 = 0.964 \; DW = 1.755 \quad (۱۳-۴)$$

$$CNDP(RU) = \underset{(2.25)}{425.896} + \underset{(3.12)}{0.217}VRU + \underset{(2.92)}{0.369}CNDP(RU)_{-1} \quad (۱۴-۴)$$

$$R^2 = 0.845 \quad DW = 1.585$$

$$CNDP(RU) = \underset{(2.82)}{0.229}VRU + \underset{(3.8)}{0.589}CNDP(RU)_{-1} \quad R^2 = 0.797 \; DW = 1.966 \quad (۱۵-۴)$$

$$CUR = \underset{(2.74)}{918.678} + \underset{(4.17)}{0.511}VUR + \underset{(2.15)}{0.303}CUR_{-1} \quad R^2 = 0.957 \; DW = 1.966 \quad (۱۶-۴)$$

$$CUR = \underset{(4.28)}{0.588}VUR + \underset{(2.62)}{0.383}CUR_{-1} \quad R^2 = 0.924 \quad DW = 1.779 \quad (۱۷-۴)$$

$$CRU = \underset{(3.25)}{815.591} + \underset{(3.77)}{0.371}VRU + \underset{(2.99)}{0.116}CRU_{-1} \quad R^2 = 0.874 \quad DW = 1.553 \quad (۱۸-۴)$$

$$CRU = \underset{(4.031)}{0.463}VRU + \underset{(2.85)}{0.309}CRU_{-1} \quad R^2 = 0.741 \quad DW = 1.55 \quad (۱۹-۴)$$

$$CPT = \underset{(3.14)}{1823.817} + \underset{(4.56)}{0.532}VPT + \underset{(2.96)}{0.139}CPT_{-1} \quad R^2 = 0.950 \quad DW = 1.678 \quad (۲۰-۴)$$

$$CPT = \underset{(4.13)}{0.640}VPT + \underset{(2.52)}{0.291}CPT_{-1} \quad R^2 = 0.818 \quad D.W = 1.698 \quad (۲۱-۴)$$

نتایج حاصل از برآورد معادلات فوق، به اختصار به قرار زیراست:

۱. علامت ضریب عرض از مبدأ معادلات تخمینی مثبت است. که این امر نشانگر سازگاری نتایج از جنبه نظری است.

۲. کوچک بودن ضرایب میل نهایی به مصرف هر یک از معادلات برآوردی در کوتاه مدت و بزرگ بودن آنها در بلند مدت مؤید فرضیه درآمد دائمی فریدمن است. زیرا، مطابق با این فرضیه مصرف تابعی از درآمد جاری نبوده، بلکه، تابعی از درآمد دائمی است.

۳. علت تمایل به نزدیک شدن میل نهایی به مصرف بخش خصوصی به میل نهایی به مصرف بخش شهری، بالا بودن سهم ایـن بخش در کل مصرف بخش خصوصی است. این امر، نشان‌دهندهٔ وجود اختلاف در الگوی مصرف مناطق شهری و روستایی است.

۴. ضرایب مصرف باوقفه در بلند مدت نشان دهندهٔ وابستگی بیشترمصرف کالاهای بی‌دوام و خدمات در مقایسه با مصرف بخش خصوصی است.

برای برآورد معادلات چند متغیره بدون وقفه (۴-۶) تا (۴-۱۲) از روش حداقل مربعات معمولی و برای رفع خودهمبستگی از روش تکراری « کوکران-اورکات » استفاده می‌شود. پس از انجام محاسبا ت مربوط به درآمد دائمی و تعیین میزان این درآمد برحسب دورهٔزمانی ۱۲ ساله (۱۳۴۰-۱۳۵۱) نسبت به تخمین معادلات (۵-۱۳) تا (۵-۱۶) اقدام می‌شود. نتایج حاصل از برآورد معادلات یاد شده در دو حالت بدون عرض از مبدأ و با عرض از مبدأ به صورت زیر است:

$$CPT = \underset{(0.236)}{125.109} + \underset{(2.072)}{0.823}Yp \qquad R^2 = 0.1206 \qquad D.W = 1.753 \quad (۲۲-۴)$$

$$CPT = \underset{(13.297)}{0.915}Yp \qquad R^2 = 0.8805 \qquad D.W = 1.768 \quad (۲۳-۴)$$

$$CPT = \underset{(1.137)}{449.777} + \underset{(1.384)}{0.485}Yp + \underset{(2.063)}{0.210}Yt \quad R^2 = 0.2040 \quad D.W = 1.995 \quad (۲۴-۴)$$

$$CPT = \underset{(12.001)}{0.875}Yp + \underset{(2.863)}{0.187}Yt \qquad R^2 = 0.8798 \qquad D.W = 1.969 \quad (۲۵-۴)$$

$$CDPT = \underset{(5.139)}{239.957} + \underset{(1.453)}{0.079}Yp + \underset{(2.683)}{0.134}Yt \quad R^2 = 0.5791 \quad D.W = 1.748 \quad (۲۶-۴)$$

$$CDPT = \underset{(15.559)}{0.120}Yp + \underset{(5.372)}{0.141}Yt \qquad R^2 = 0.9824 \qquad D.W = 1.735 \quad (۲۷-۴)$$

$$CNDPT = \underset{(1.644)}{352.017} + \underset{(1.331)}{0.347}Yp + \underset{(1.930)}{0.151}Yt \quad R^2 = 0.1638 \quad D.W = 1.938 \quad (۲۸-۴)$$

$$CNDPT = \underset{(9.689)}{0.757}Yp + \underset{(2.667)}{0.135}Yt \qquad R^2 = 0.8156 \qquad D.W = 1.861 \quad (۲۹-۴)$$

$$CPT = \underset{(3.582)}{759.231} + \underset{(10.89)}{0.644}VPT \qquad R^2 = 0.8305 \qquad D.W = .830 \quad (۳۰-۴)$$

$$CPT = \underset{(23.385)}{0.828}VPT \qquad R^2 = 0.9580 \qquad D.W = 1.802 \quad (۳۱-۴)$$

$$CPT = \underset{(3.427)}{746.864} + \underset{(3.244)}{0.577}VPT + \underset{(0.40)}{0.074}VPT_{-1} \qquad R^2 = 0.8237 \qquad D.W = 1.741 \quad (۳۲-۴)$$

$$CPT = \underset{(3.467)}{0.652}VPT + \underset{(2.958)}{0.187}VPT_{-1} \qquad R^2 = 0.9587 \qquad D.W = 1.585 \quad (۳۳-۴)$$

$$CPT = \underset{(1.441)}{396.841} + \underset{(10.153)}{0.585}VPT + \underset{(2.250)}{0.229}Lp \qquad R^2 = 0.8853 \qquad D.W = 1.739 \quad (۳۴-۴)$$

$$CPT = \underset{(8.293)}{0.583}VPT + \underset{(3.843)}{0.279}Lp \qquad R^2 = 0.9885 \qquad D.W = 1.745 \quad (۳۵-۴)$$

نتایج حاصل از برآورد معادلات فوق، به اختصار عبارت است از:

۱. تعیین دورهٔ دوازده ساله زمان مناسبی برای برآورد و محاسبه درآمد دائمی است. زیرا، ضرایب برآوردی میل نهایی به مصرف درآمد دائمی و درآمد جاری تقریباً یکسان است.

۲. میزان میل نهایی به مصرف در معادلهٔ برآوردی برابر با۰/۹۱ است که این مقدار، تفاوت چندانی با مقدار میل نهایی به مصرف معادله برآوردی (۴-۵) که برابر۰/۸۹ است، وجود ندارد. این نتیجه، مؤید فرضیه درآمد دائمی فریدمن است.

۳. اثر درآمدهای اتفاقی برمصرف کالاهای بادوام و نیمه بادوام بزرگ ومعنی دار است و برای مصرف کالاهای بی دوام و خدمات در مقایسه با اثر درآمدهای دائمی کوچک ولی معنی داراست.

۴. اثر درآمد دائمی بر مصرف کالاهای بی دوام و خدمات نسبت به اثرهمین درآمد برمصرف کالاهای بادوام و نیمه بادوام بسیار بالا و حدود۶ برابر آن است.

به منظور مقایسه نظریه‌های درآمد مطلق کینز، درآمد نسبی دوزنبری و چرخه زندگی مودیگلیانی با نظریه درآمد دائمی فریدمن، توابع مصرف نظریه‌های یادشده در قالب معـادلات **(۴-۱۰)** تا **(۴-۱۲)** برآورد شد، که نتایج حاصل از برآورد معادلات مذکور به شرح زیر است:

الف) در تابع مصرف کینز علی رغم رفع خود همبستگی، آماره دوربین- واتسون کماکان بیانگر همبستگی مثبت میان متغیرها است؛ یعنی افزون بر درآمد جاری سایر متغیرها نادیده گرفته شده در الگو از قبیل ثروت، مصرف تأخیر نیز می‌توانند سهم قابل توجهی درتعیین الگوی مصرف داشته باشند.

ب) در تابع مصرف دوزنبری درحالت با عرض از مبدأ به دلیل معنی دار نبودن ضریب درآمد دورهٔ قبل در سطح احتمال۰/۹۵ و نیز ارتباط ضعیف این درآمد با مصرف جاری (مقدارضریب۰/۰۷ است) این تابع، فاقد روایی لازم است. بنابراین، تابع یاد شده مجدداً درحالت عدم وجود عرض از مبدأ برآورد شد که نتایج حاصل بیانگر روایی لازم این تابع است.

ج) درالگوی تجربی مودیگلیانی، تنها تابع بدون عرض ازمبدأ این الگو پذیرفته می‌شود، زیرا، تابع با عرض از مبدأ این الگو به دلیل معنی‌دار نبودن ضریب عرض ازمبدأ فاقد روایی لازم بود.

درپایان، به منظور نشان دادن برتری نظریه فریدمن در بیان مطلوب رفتار مصرفی در ایران در مقایسه با سه نظریه یادشده میل متوسط به مصرف تخمینی با میل متوسط به مصرف واقعی سنجیده شد. برای این سنجش، از معیار خطای متوسط و جذر مربع خطای متوسط (RMSE) استفاده شد. با توجه به نتایج حاصل از این سنجش، به نظر می‌رسد که تابع مصرف بدون عرض از مبدأ فریدمن برای توضیح و تبیین رفتار مصرفی در ایران مناسب تر است. پذیرش الگوی بدون عرض از مبدأ نشانگر این است که اولاً، تابع مصرف بلند مدت ایران از مبدأ مختصات می‌گذرد. ثانیاً، این تابع در تمام نقاط از شیب یکسان برخوردار است. به عبارت دیگر، میل نهایی به مصرف در بلند مدت ثابت است. ثالثاً، با توجه به دو نتیجه فوق، میل متوسط به مصرف در بلند مدت ثابت و معادل میل نهایی به مصرف در بلند مدت است. این امر به معنی ثبات میل نهایی به مصرف در بلند مدت است.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

دراین مقاله، پس از پرداختن به برخی از ملاحظات مقدماتی و کلی در بارهٔ روند تغییرات جمعیت، اشتغال، بیکاری، تولید ناخالص ملی و مصرف به بررسی دیدگاه‌ها و نگرش‌های عمده در زمینه نظریه رفتار مصرف کننده به طور اعم و نظریه های مصرفی مشهور کینز، دوزنبری، مودیگلیانی و فریدمن به طوراخص پرداخته شد. پس از آن به مطالعات و پژوهش‌های تجربی انجام شده در زمینه مصرف اشاره شد. در این ارتباط، برخی از آزمون‌های تجربی انجام شده در زمینه روایی نظریات مصرف با ساختار اقتصادی برخی از جوامع، به ویژه پژوهش‌های تجربی انجام شده در زمینه مصرف ایران و نتایج توابع تخمینی در این زمینه مورد مطالعه قرار گرفت. سپس، با پذیرش فرضیه درآمد دائمی فریدمن و با الهام از توابع موجود در الگوی کلان برنامه اول، نسبت به تنظیم الگو و تخمین آن اقدام شد. در این پژوهش، با استفاده از فرضیه دوگانگی فی- رانیس، تابع مصرف به دو بخش شهری و روستایی تفکیک شده است. تفکیک تابع مصرف به کالاهای مصرفی بی دوام و خدمات و کالاهای مصرفی بادوام و نیمه بادوام درهر یک از بخش‌های یاد شده و تخمین آنها را شاید بتوان از جنبه‌های نوآوری این پژوهش دانست. برای تخمین ضرایب توابع مصرف ارائه شده از روش حداقل مربعات معمولی، روش تکراری کوکران- اورکات و

روش دو مرحله‌ای والیس استفاده شد. در پایان، در مورد نتایج حاصل از تخمین ضرایب در قالب نظریه‌های فریدمن، کینز، دوزنبری، مودیگلیانی و مقایسه این نظریات با یکدیگر درکوتاه مدت و بلند مدت بحث شد در نتیجه، برتری نظریه فریدمن در تبیین رفتار مصرفی ایران در مقایسه با نظریات دیگر آشکار و ضرایب معیار جذر مربع خطای متوسط نیز تأیید کننده این موضوع بود. با توجه به برآورد الگوها و همچنین، معیار جذر مربع خطای متوسط، تابع مصرف بدون عرض از مبدأ فریدمن با رفتار مصرفی بخش خصوصی ایران سازگارتر است. این بررسی نشان داد که میل نهایی به مصرف درآمد دائمی و میل نهایی به مصرف درآمد جاری تقریباً یکسان است. اثر درآمدهای اتفاقی بر مصرف کالاهای بادوام و نیمه بادوام بزرگتر از اثر این درآمدها بر کالاهای بی دوام و خدمات بسیار است. حال آنکه اثر درآمد دائمی بر کالاهای بی دوام و خدمات بیشتر از اثر این درآمد بر کالاهای بادوام و نیمه بادوام است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

بانک مرکزی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه ۱۳۷۷.

بانک مرکزی. حساب‌های ملی ایران، ۱۳۳۸-۱۳۶۹.

بانک مرکزی. گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی، ۱۳۷۰-۱۳۷۷.

برانسون، ویلیام اچ. (۱۳۷۴)، *اقتصاد کلان*، ترجمه عباس شاکری، تهران، نشرنی، ص ۳۰۶-۳۰۴.

تفضلی، فریدون. (۱۳۶۶). *اقتصاد کلان*. نشر نی. ص ۱۲۷-۱۲۶.

سحابی، بهرام. (۱۳۶۹). بررسی رفتار مصرفی و تخمین توابع مصرف. *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه تربیت مدرس.

شهشهانی، احمد. (۱۳۵۷). *الگوی اقتصادسنجی ایران وکاربردهای آن*. تهران، انتشارات مؤسسه توسعه وتحقیقات اقتصادی.

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

کرمانشاهی، زهره. (۱۳۶۸). برآورد تابع مصرف براساس نظریه کینز و فریدمن در ایران، *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه شهیدبهشتی.

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

مرکز آمار ایران. (فروردین ۱۳۷۵). خلاصه آمارهای پایه ای کشور.

مرکز آمار ایران، سالنامه آماری کشور، سال ۱۳۷۳-۱۳۷۷.

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

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

Ando, A. & Modigiani, F.(1953). The Life-Cycle Hyopthesis of Saving Aggregate Implications Tests. *American Economic Review*, Vol. 53, PP. 55-84.

Ball, R.J. (1973). *The International Linkage of Economic Models*, North- Holland.

Brown, T. M. Habit Presistance and Lags in Consumer Bahavior. *Econometrica*, Vol. 20, PP. 355-371.

Davidson, J. H., Henry, D. F., Sraba, F. and Yeo, S.(1984). Economic Modelling of the Aggregate Time-Series Relationaship between Consumers Expenditure and Income in the United Kingdom. *Economic Journal*, Vol. 88, PP. 661-692.

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

Lamus, R. S., & Mohabbat, K. A. (1974). The Permanent Income Hypothesis Evidence from Time Series Data. *American Economic Review*, PP. 16-27.

Mayes, D. G. (1981). *Applications of Economics.* Prentice Hall.

Patnaik, I. (1997). Poverty Excess Sensitivity and the Permanet Income Hypothesis: Evidence from a Development Country. *Applied Economics Letters*, No. 4, PP. 521-38.

Waelbroeck, J. L. (1976). *The Models of Project Link.* North-Holland, PP.31-69.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی