فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال نهم/ شماره ۳۱/ تابستان ۱۳۸۶/ صفحات ۱۵۱-۱۶۳

اثرات سیاست‌های پولی بر رفتار مصرفی خانوارهای روستایی ایران

غلامحسین پریوش*
دکتر محمد بخشوده**

تاریخ ارسال: ۱۳۸۵/۵/۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۶/۳/۶

چکیده

هدف این پژوهش، بررسی اثرات سیاست‌های پولی بر رفتار مصرفی خانوارهای روستایی در ایران با استفاده از مدلی بر مبنای معادله اویلر و روش‌های حداقل مربعات معمولی[1] (OLS) و متغیرهای ابزاری[2] (IV) است. داده‌های مورد نیاز این پژوهش را از نشریات مختلف سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور برای سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۰ جمع‌آوری کرده‌ایم. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که در مجموع، الگوی مشخصی برای ارتباط میان رشد مصرف خانوارهای روستایی و نرخ بهره وجود ندارد. به بیان دیگر، تأثیرات متقابل میان سیاست‌های پولی و مصرف خانوارهای روستایی مشاهده نمی‌شود. همچنین، نسبت مصرف‌کنندگان با محدودیت نقدینگی بیشتر بوده و پس‌اندازهای احتیاطی بر رفتار مصرف‌کنندگان روستایی در سطح ثروت جاری، غالب است.

طبقه‌بندی JEL : E5, D1

واژگان کلیدی: سیاست پولی، نرخ بهره، مصرف، خانوارهای روستایی.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* فارغ‌التحصیل کارشناسی ارشد
e-mail: ghparivash@yahoo.com
** دانشیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی شیراز
e-mail: bakhshoodeh@gmail.com

1. Ordinary least square
2. Instrumental variables

مقدمه

درک صحیح اثرات تصمیم‌های پولی اتخاذشده به وسیله بانک مرکزی، نیاز به آگاهی از این مطلب دارد که خانوارها تصمیم‌های مصرفی خود را چگونه اتخاذ می‌کنند؟ در واقع، مدل‌سازی و دانش صحیح از عملکرد تنگاتنگ میان رشد مصرف و نرخ بهره واقعی بسیار مهم است؛ زیرا نشان‌دهنده واکنش رفتار مصرف‌کنندگان به شوک‌های ایجادشده در سیاست‌های پولی از سوی مقام‌های پولی است (آیورا و گالس، ۲۰۰۲).

براساس نظریه‌های اقتصادی، اثرات نرخ بهره واقعی بر رفتار مصرفی، به اندازه نسبی اثر جانشینی و اثر درآمدی بستگی دارد. کاهش نرخ بهره واقعی موجب می‌شود که مصرف‌کننده از طریق مصرف دوره جاری به جای پس‌انداز برای آینده، منفعت کسب کند (ناکاگاوا و اشیما، ۲۰۰۰).

مدل‌های جدید نئوکلاسیک، از نظر تئوریک پیش‌بینی می‌کنند که نرخ بهره واقعی با نرخ رشد انتظاری مصرف باید ارتباط مثبت داشته باشند. بنابراین، در ادبیات نئوکلاسیک، سیاست‌های پولی از طریق تأثیرگذاری بر مخارج مصرفی خانوارها، بر تقاضای کل اثر می‌گذارد. در واقع، سیاست‌های پولی بر تصمیم‌های مصرف- پس‌انداز خانوارها اثرگذار بوده و از طریق تأثیرگذاری بر نرخ رشد انتظاری مصرف، کل اقتصاد را تحت تأثیر قرار خواهد داد (یمین، ۲۰۰۴). هر سیاست پولی انبساطی که به کاهش نرخ بهره منجر می‌شود، رشد انتظاری مصرف پایین‌تری را به دنبال خواهد داشت؛ زیرا خانوارها مصرف دوره جاری را نسبت به دوره آینده افزایش خواهند داد. این ساز و کار انتقال، به افزایش مصرف و تولید منجر خواهد شد. همچنین، سیاست‌های پولی می‌تواند از طریق تأثیر بر محدودیت‌های نقدینگی[1] نیز بر رفتار مصرف‌کنندگان تأثیر داشته باشد. به طور مثال، یک سیاست انبساطی پولی ممکن است از طریق کاهش محدودیت‌های نقدینگی، به افزایش مصرف خصوصی منجر شود(مؤید، ۱۳۷۵).

نتایج برخی از پژوهش‌های انجام‌شده همانند مدل‌های نئوکلاسیک، نشان‌دهنده ارتباط منفی میان نرخ بهره واقعی و رشد مصرف است. در واقع، کاهش نرخ بهره از طریق یک سیاست پولی انبساطی، به افزایش مصرف در دوره جاری منجر می‌شود؛ اما ممکن است مصرف دوره آینده را به میزان بیشتری افزایش دهد. بنابراین، نرخ رشد مصرف افزایش خواهد یافت. نتایج پژوهش‌های کاننزری و دیگران (۲۰۰۲) و احمد (۲۰۰۴) در هفت کشور پیشرفته، نشان می‌دهد که همبستگی میان نرخ بهره واقعی و رشد مصرف کل، پایین و در بیشتر موارد منفی بوده است. همچنین، هال و میشکین (۱۹۸۲) دریافتند که برای یک دوره طولانی، متوسط رشد مصرف در آمریکا با وجود پایین‌بودن نرخ بهره (نزدیک به صفر)، مثبت بوده است.

همچنین، نتایج برخی از پژوهش‌های انجام‌شده، نشان‌دهنده عدم تأثیرگذاری تغییرات نرخ بهره بر رشد مصرف است. کمبپل و منکی (۱۹۹۱) با استفاده از روش متغیرهای ابزاری نشان داده‌اند که ارتباط

---

1. Liquidity constraint

میان رشد مصرف و نرخ بهره، ضعیف بوده است. نتایج پژوهش‌های ژانگ (۱۹۹۷)، یانگ و لی (۱۹۹۷)، لی (۱۹۹۹) و وانگ و دیگران (۲۰۰۰) نیز نشان‌دهنده معنادار نبودن اثرات نرخ بهره بر مصرف و در مقابل، اهمیت محدودیت نقدینگی در رفتار مصرفی بوده است.

بنابراین، با توجه به تغییرات نرخ بهره در اثر اعمال سیاست‌های پولی مختلف، تأثیر یا عدم تأثیرگذاری سیاست‌های پولی بر رفتار مصرف‌کنندگان، به وجود یا عدم وجود ارتباط میان تغییرات نرخ بهره و رشد مصرف بستگی دارد. در واقع، بر مبنای مدل‌های نئوکلاسیک، در صورت وجود ارتباط میان نرخ بهره و مصرف، امکان مدیریت مصرف خانوارها با استفاده از سیاست‌های پولی وجود خواهد داشت.

بخش قابل ملاحظه‌ای از جمعیت ایران در بخش کشاورزی تمرکز یافته است و با توجه به اینکه این بخش، سهم قابل توجهی در تولید ناخالص داخلی دارد، افزایش رشد مصرف در این بخش می‌تواند به رشد تولید ناخالص داخلی منجر شود. با توجه به مطالب پیشگفته، هدف این پژوهش، امکان مدیریت مصرف خانوار در بخش کشاورزی با استفاده از ابزار سیاست پولی است.

۱. تئوری و روش تحقیق

نرخ بهره (واقعی) با تصمیم‌های مصرفی خانوارها در ارتباط است، زیرا نرخ بهره قیمت نسبی مصرف حال بر حسب مصرف آینده می‌باشد. تغییرات نرخ بهره موجب تخصیص مجدد بین زمانی منابع از طریق اثر جانشینی[1] و اثر ثروت[2] می‌شود. افزون بر این، افزایش در نرخ بهره، موجب افزایش بهره‌وری مقادیر پس‌اندازهای مشابه می‌شود، در نتیجه، طول عمر منابع در دسترس برای مصرف آینده افزایش می‌یابد (ژانگ و وان، ۲۰۰۲). مصرف‌کنندگانی که مصرف حال را به مصرف آینده ترجیح می‌دهند، سعی در انتقال به بخش کنونی توسعه انتظاری ذخیره ثروت دارند. این مطلب به عنوان اثر" درآمد دارایی"[3] تغییر نرخ بهره نامیده می‌شود، به این دلیل که از جریان‌های درآمدی بزرگتری از ذخیره ثروت، عمل می‌کند. اثر جانشینی، اثر درآمدی و اثر ثروت، خود را در مسایل بهینه‌سازی مصرف‌کننده‌ای که قصد حداکثرکردن دوره مطلوبیت انتظاری را تنها منوط به یک محدودیت بودجه بین زمانی[4] دارد، نشان می‌دهند.

فرض کنید که تابع مطلوبیت از نوع ریسک گریز نسبی ثابت و پیش‌بینی مصرف‌کننده دقیق باشد(عدم اطمینان وجود نداشته باشد) و نرخ بهره در طول زمان ثابت باقی بماند. در این‌صورت، سطح بهینه مصرف جاری به شکل رابطه زیر خواهد بود:

---

1. Substitution effect 2. Wealth effect 3. Asset income effect
4. Inter temporal budget

$$C_t = \left[۱ - \frac{\beta^{\sigma}(۱+r)^{\sigma}}{۱+r} \right] \left[(۱+r)(W_{t-۱} - C_{t-۱}) + \sum_{\tau=t}^{\infty} (\frac{۱}{۱+r})^{\tau-۱} Y_{\tau} \right] \quad (۱)$$

که در آن، t و τ شاخص دوره‌های زمانی، β به عنوان عامل تنزیل نمایانگر ترجیحات زمانی، C ارزش واقعی مصرف، W ذخیره دارایی، Y درآمد حاصل از غیر دارایی، σ کشش جانشینی بین زمانی و r نرخ بهره واقعی است (ژانگ و وان، ۲۰۰۲).

تنش میان اثر جانشینی و اثر درآمد دارایی، به وسیله جمله داخل کروشه اول در رابطه۱، توضیح داده شده است. ارزش این عبارت، تعیین‌کننده نسبت طول عمر منابع طراحی‌شده برای مصرف دوره جاری است. زمانی‌که r افزایش می‌یابد، عبارت $(۱+r)^{\sigma}$ نیز افزایش یافته که نشان می‌دهد که مصرف به سمت آینده تمایل خواهد داشت. در عین حال، عبارت $(\frac{۱}{۱+r})$ کاهش می‌یابد که تحریک‌کننده حرکت به سمت مصرف حال خواهد بود.

کروشه دوم در رابطه ۱، دربرگیرنده دوره منابع مصرف‌کننده است که در کالاهای دوره جاری اندازه‌گیری شده است. بدیهی است که اگر ارزش خالص جاری یعنی عبارت $(W_{t-۱} - C_{t-۱})$ ، مثبت باشد، اثر درآمد دارایی و اثر ارزش ثروت در جهت مخالف هم عمل خواهند کرد. بنابراین، اثر درآمد دارایی، اثر جانشینی و اثر ارزش ثروت را خنثی می‌نماید. تئوری در این خصوص که آیا افزایش نرخ بهره به افزایش یا کاهش مصرف جاری منجر خواهد شد، پیش‌بینی دقیقی را ارائه نمی‌کند. نتیجه نهایی، به بزرگی σ (کشش جانشینی بین زمانی) و این مطلب که مصرف‌کننده در شروع دوره جاری، یک پس‌اندازکننده خالص بوده است، بستگی دارد.

فروض مربوط به حتمی‌بودن و بازار سرمایه کامل در دنیای واقعی نقض می‌شوند. اگر مشتق سوم تابع مطلوبیت مثبت و یا تابع مطلوبیت نهایی محدب باشد، حتمی‌نبودن بیشتر مصرف در آینده، موجب افزایش مطلوبیت انتظاری مصرف در آینده شده، بنابراین، موجب کاهش مصرف جاری خواهد شد. با این‌که پس‌اندازهای احتیاطی[1] (در هر سطحی از درآمد و ذخیره دارایی)، مصرف در حالت نااطمینانی را نسبت به حالت عدم حتمیت، کاهش می‌دهد، اما در محدوده‌های پایین‌تر سطوح دارایی، بیشتر مشاهده می‌شود (کارل، ۱۹۹۲). بنابراین، وقتی که سطح دارایی یک مصرف‌کننده پایین‌تر از یک حد مطمئن باشد، حساسیت مصرف به نرخ بهره تمایل به کم‌بودن دارد. به بیان دیگر، زمانیکه سهم بیشتر دارایی‌ها در ذخیره ثروت، قابل فروش باشند، آنگاه ارزش دارایی‌ها به نرخ بهره حساس بوده و در نتیجه، تغییرات نرخ بهره می‌تواند از طریق تغییر ارزش دارایی‌ها موجب تأثیرگذاری بر مصرف شود.

---

1. Precautionary savings

محدودیت بودجه مقید، گاهی اوقات به عنوان دلیل ممکن دیگری مطرح می‌شود که چرا رفتار مصرف‌کننده ممکن است از حالت حتمیت خارج شود. محدودیت نقدینگی هم به وسیله موانع نهادی نظیر کمبود اعتبار مصرف‌کننده و هم به وسیله کامل‌نبودن بازار سرمایه- که ممکن است از طریق سهمیه‌بندی اعتبارات ایجاد شود- مشخص می‌شود (استیگلیتز و ویس، ۱۹۸۱). دیتون (۱۹۹۱)، معتقد است که اگر جریان‌های درآمدی همبستگی پیاپی داشته باشند، آن‌گاه مصرف‌کنندگان با محدودیت نقدینگی، تمایل به نگهداری ذخیره احتیاطی بزرگتری از پس‌انداز نسبت به مصرف‌کنندگان بدون محدودیت نقدینگی دارند. هرچه مصرف‌کنندگان محدودیت بیشتری داشته باشند، مصرف در بین دوره‌های مختلف کمتر قابل تعویض بوده و پس‌اندازهای احتیاطی بیشتر خواهد بود. براساس الگوی رفتاری هماهنگ با نظریه مصرف کینز، به طور واضح مصرف‌کنندگان درآمد جاری خود را خرج می‌کنند. برای مصرف‌کنندگان با محدودیت نقدینگی، تغییرات نرخ بهره به طور مستقیم بر انتخاب مصرفی آنها تأثیری نخواهد داشت.

برآورد تجربی اثر تغییرات نرخ بهره بر مصرف خانوار، از طریق دو رهیافت قابل پیگیری است. اول، تعیین یک تابع مصرف کل با نرخ بهره به عنوان یکی از متغیرهای مستقل (این روش به مرور به دلیل اشکال‌هایی که لوکاس (۱۹۷۶)، بر آن وارد کرده (پایداری مدل)، کاربرد خود را از دست داده است). رهیافت دوم که به‌وسیله رابرت هال (۱۹۷۸)، عنوان شده است، شامل برآورد مدل‌های مرتبط با هم براساس معادله اویلر[1] است. یکی از این مدل‌ها که به‌وسیله هال در سال ۱۹۸۸ معرفی شده، به شکل زیر است:

$$\Delta c_t = \alpha_0 + \sigma r_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که در آن، c لگاریتم C و $\Delta c_t = \ln C_t - \ln C_{t-1}$ و ε جمله خطا است. این رابطه، نشان می‌دهد که حساسیت رشد مصرف به تغییرات نرخ بهره، به ارزش σ بستگی دارد. با σ بزرگتر، تغییرات به نسبت کم نرخ بهره ممکن است که اثر جانشینی را برای خنثی‌سازی اثر درآمدی، به اندازه کافی قوی سازد. بنابراین، نرخ‌های بهره بالاتر، موجب کاهش سطح مصرف فعلی می‌شود؛ حتی اگر خانوارها پس‌اندازکننده خالص باشند. بنابراین، مقام‌های پولی می‌توانند از طریق دستکاری نرخ بهره، مصرف خانوارها را مدیریت نمایند.

در مدل هال، نرخ بهره واقعی تنها متغیر دوره جاری است که در معادله وارد شده است. نتایج مطالعات تجربی در بیشتر موارد با این مدل مغایرت دارد. به‌ویژه، پژوهشگران دریافته‌اند که رشد درآمد بهتر از نرخ بهره، مصرف را توضیح می‌دهد. یکی از دلایلی که در مورد این تضاد می‌توان ارائه کرد، محدودیت نقدینگی است. کمپبل و منکی (۱۹۸۹)، محدودیت نقدینگی را با این فرض که مصرف کل

1. Euler equation

خانوارها ترکیبی از مخارج دو نوع مصرف‌کننده است، در مدلسازی مصرف وارد کرده‌اند. یک گروه منابع خود را به‌طور بین زمانی تخصیص می‌دهند در حالی‌که گروه دیگر، درآمد جاری خود را مصرف می‌کنند. در این حالت، مدل رگرسیونی به شکل زیر خواهد بود:

$$\Delta c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 r_t + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

که در آن، α_1، نشان‌دهنده نسبت مصرف‌کنندگان با محدودیت نقدینگی است. به بیان دیگر، α_1 ، میزان فراگیر بودن محدودیت نقدینگی را اندازه‌گیری می‌کند.

راه دیگر برای توضیح معمای تجربی، استفاده از مفهوم عدم حتمیت است. کارل (۱۹۹۲)، معتقد است که مصرف‌کنندگان محتاط یک ذخیره احتیاطی هدف از دارایی‌ها دارند. قبل از اینکه هدف برآورده شود، مصرف‌کنندگان سعی در پس‌انداز بیشتر دارند که به سطح پایین مصرف و در عین حال رشد بالای مصرف منجر می‌شود. زمانی‌که ذخیره احتیاطی به‌دست آمد، مصرف‌کننده به رفتار عادی خود یعنی تخصیص بین زمانی منابع باز خواهد گشت. برای در نظرگرفتن عدم حتمیت در مصرف، کارل (۱۹۹۲) معادله‌ای به شکل زیر ارائه کرد:

$$\Delta c_t = \sigma \ln(1+r)\beta + \frac{1}{\sigma} Var(\Delta c_t) + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

که در آن، $Var(\Delta c_t)$ واریانس انتظاری رشد مصرف دوره بعد است.

براساس مطالب پیشگفته، از مدل‌های زیر در این پژوهش استفاده کرده‌ایم:

مدل ۱: $\Delta c_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_t + \varepsilon_t$

مدل ۲: $\Delta c_t = \alpha_0 + \alpha_2 r_t + \varepsilon_t$

مدل ۳: $\Delta c_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_t + \alpha_2 r_t + \varepsilon_t$

مدل ۴: $\Delta c_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_t + \alpha_2 r_t + \alpha_3 Var(\Delta c_t) + \varepsilon_t$

مدل اول، همانند تابع مصرف کینز؛ مدل دوم، توصیف مجددی از مدل هال؛ مدل سوم، مدل کمپبل- منکی و مدل چهارم هیبریدی از مدل سوم و مدل کارل است. افزون بر این، مدل دیگری نیز برای تقویت مدل‌های ۱ تا ۴ ، در نظر گرفته‌ایم:

مدل ۵: $\Delta c_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_t + \alpha_2 r_t + \alpha_3 Var(\Delta c_t) + \alpha_4 \Delta c_{t-1} + \varepsilon_t$

این مدل، به‌وسیله چای و هانگ (۱۹۹۷)، معرفی شده است. متغیر رشد مصرف با وقفه در مدل ۵، نمایانگر عواملی نظیر تنظیم هزینه‌های مصرف و وجود عادت است.

با توجه به این مدل‌ها، ارزیابی سیاست‌های پولی از طریق برآورد موارد زیر امکان‌پذیر خواهد بود:

۱. α_2 به عنوان نمایانگری از σ مشخص می‌کند مصرف‌کنندگان تا چه حد به جانشینی مصرف بین دوره‌ها تمایل دارند.

۲. α_1 شاخصی از سهم مصرف‌کننده‌های کینزی.

۳. معناداربودن جمله $Var(\Delta c_t)$ ، به این معناست که آیا پس‌اندازهای احتیاطی بر رفتار مصرف‌کننده در سطح ثروت جاری، تسلط دارد؟

همان‌طور که اشاره شد، نتایج پژوهش‌های مختلف، نشان می‌دهد که ارزش σ پایین و α_1 معنادار است.

از آنجایی‌که ممکن است نرخ بهره اسمی تغییرات بازگشت دارایی را به خوبی نشان ندهد و از طرفی چون نرخ تورم به عنوان یک متغیر مالی ممکن است به‌طور مستقیم بر تحرکات بازگشت دارایی تأثیرگذار باشد و از این طریق بر رشد مصرف اثر بگذارد، در برآورد مدل‌ها، متغیر نرخ تورم جایگزین متغیر نرخ بهره واقعی شده و از این طریق، این فرضیه نیز آزمون شده است.

داده‌های مورد نیاز این پژوهش شامل رشد مصرف (Δc)، رشد درآمد (Δy)، نرخ بهره (r)، نرخ تورم (i) و واریانس رشد مصرف ($var(\Delta c)$) است که برای دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۰ از بانک اطلاعات اقتصادی و اجتماعی کشور (PDS) و نشریات سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور جمع‌آوری کرده‌ایم.

۲. ارائه و تحلیل نتایج

اولین و مهم‌ترین آزمونی که باید در مورد سری‌های زمانی انجام شود، آزمون ایستایی متغیرها است. برای بررسی این موضوع، از آزمون دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم‌یافته در قالب روش گام به گام استفاده شده که نتایج آن در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول-۱. نتایج به‌دست آمده از آزمون ایستایی متغیرها

متغیرها		درجه جمعی	وضعیت ایستایی
رشد مصرف	Δc	$I(0)$	ایستا در سطح ۱ درصد
رشد درآمد	Δy	$I(0)$	ایستا در سطح ۱ درصد
نرخ بهره	**r**	$I(0)$	ایستا در سطح ۵ درصد
نرخ تورم	**i**	$I(0)$	ایستا در سطح ۵ درصد
واریانس رشد مصرف	$VAR(\Delta c)$	$I(0)$	ایستا در سطح ۱ درصد

منبع: یافته‌های به‌دست آمده از این پژوهش.

دومین آزمونی که باید در مورد مدل بررسی شود، آزمون همزمانی است. براساس فروض کلاسیک تجزیه و تحلیل رگرسیونی، متغیرهای موجود در سمت راست معادله رگرسیون با جمله پسماند ناهمبسته می‌باشند. اگر این فرض نقض شود، برآوردگرهای OLS سازگار نخواهند بود. به‌طور مثال،

اگر متغیرهایی که درونزا تعیین شده‌اند در سمت راست معادله رگرسیون وارد شوند، این متغیرها با جمله پسماند همبستگی خواهند داشت. اگر جمله پسماند با متغیرهای برونزا در هر معادله، همبستگی داشته باشد، به ایجاد همزمانی در معادله منجر شده و در این شرایط، برآوردگرهای OLS، ناسازگار خواهند بود. راه حل استاندارد در شرایط وجود همبستگی میان متغیرهای برونزا و جمله پسماند، برآورد مدل با استفاده از روش متغیرهای ابزاری (IV) است. در روش IV باید متغیرهایی یافت که دو ویژگی داشته باشند. اول، با متغیرهای توضیحی معادله همبستگی داشته باشند. دوم، با جمله پسماند ناهمبسته باشند. در واقع، متغیرهای ابزاری به‌منظور حذف همبستگی میان متغیرهای سمت راست معادله رگرسیون و جمله پسماند استفاده می‌شوند. همچنین، برای معتبربودن متغیرهای ابزاری استفاده‌شده در برآورد باید از آزمون اعتبار متغیرهای ابزاری (آزمون سارجن) استفاده کرد. بنابراین، برای تعیین استراتژی مناسب برآورد برای هر یک از معادلات، آزمون همزمانی انجام شده و نتایج نشان‌می‌دهد که همزمانی تنها در معادله ۴ وجود دارد. بنابراین، معادلات ۱، ۲، ۳، و ۵ را به روش OLS و معادله ۴ را به روش متغیرهای ابزاری (IV)، برآورد کرده‌ایم.

همچنین، آزمون اعتبار متغیرهای ابزاری در مورد روش IV انجام شد و نتایج آزمون، اعتبار متغیرهای ابزاری استفاده‌شده در برآورد را تأیید کرد. نتایج این برآوردها در جدول‌های ۲ و ۳ ارائه شده است.

جدول-۲. نتایج برآورد معادلات ۱، ۲، ۳ و ۵ به روش OLS

	معادله ۱	معادله ۲	معادله ۳	معادله ۵
α_1	۰/۷۶۵۸۰ (۲/۱۲۹۷) ×		۰/۷۱۱۷۵ (۲/۵۷۶۷) ×	۰/۲۲۸۵ (۰/۶۶۷۷۷)
α_2		۰/۰۰۳۰۹ (-۰/۹۰۵۷۲)	۰/۰۰۳۱۴ (-۱/۹۴۰۸) ×	۰/۰۰۰۱ (۰/۱۰۱۸۶)
α_3				۰/۶۵۹۰ (۱/۶۲) ×××
α_4				۰/۸۸۸ (۱/۱۳) ×××

منبع: یافته‌های به‌دست آمده از این پژوهش.

ارقام داخل پرانتز آماره t است.

× معناداری در سطح ۱۰ درصد و ××× معناداری در سطح ۱ درصد.

جدول-۳. نتایج برآورد معادله ۴ به روش IV

	معادله ۴
α_1	۰/۵۸۰۵۹۵ (۳/۰۰۲۲۶۷) ××
α_2	۰/۰۰۲۸۹۷ (-۰/۸۲۷۱۵۱)
α_3	۰/۱۹۱۷۶۶ (۲/۰۱۱۰۲۹) ×
R^2 =۰/۶۲ Adjusted R^2 = ۰/۵۷ F-statistic = ۴/۹۴۲۴ (۰/۰۰۹۴)	

منبع: یافته‌های به‌دست آمده از این پژوهش.
ارقام داخل پرانتز آماره t است.
× معناداری در سطح ۱۰ درصد و ×× معناداری در سطح ۵ درصد.

نتایج ارائه‌شده در جدول‌های ۲ و ۳ نشان می‌دهد که ضریب α_1 (شاخص سهم مصرف‌کننده‌های کینزی)، در بیشتر مدل‌ها معنادار است. ضریب α_2 به عنوان شاخصی از σ که مشخص‌می‌کند که مصرف‌کنندگان تا چه حد به جانشینی مصرف بین دوره‌ها تمایل دارند، در بیشتر مدل‌ها بی‌معنا بوده و تنها در مدل ۳ این ضریب معنادار و البته، با علامت منفی است. ضریب α_3 (متغیر عدم حتمیت)، در هر دو معادله ۴ و ۵ به ترتیب در سطوح ۱۰ درصد و ۱ درصد معنادار است. در مجموع، با توجه به این نتایج می‌توان عنوان‌کرد که رفتار مصرفی محدودیت نقدینگی کینزی و عدم حتمیت در بخش کشاورزی تمایل به معناداری داشته در حالی که نقش نرخ بهره معنادار نیست؛ یعنی در بیشتر مدل‌ها ضرایب نرخ بهره معنادار نمی‌باشد. در نتیجه، نسبت مصرف‌کنندگان با محدودیت نقدینگی بیشتر است. همچنین، با توجه به معنادار بودن ضریب متغیر عدم حتمیت، می‌توان نتیجه گرفت که پس‌اندازهای احتیاطی بر رفتار مصرف‌کننده در سطح ثروت جاری غالب است. به بیان دیگر، افزایش نااطمینانی درآمد ممکن است موجب القای پس‌اندازهای احتیاطی شود. در مجموع، به نظر می‌رسد که الگوی مشخصی برای ارتباط میان رشد مصرف خانوارهای روستایی و نرخ بهره وجود ندارد؛ یعنی تغییرات نرخ بهره تأثیری بر رشد مصرف نداشته است. به بیان دیگر، تأثیر متقابل میان سیاست‌های پولی و مصرف خانوارهای روستایی مشاهده نمی‌شود. نتایج ارائه‌شده در جدول‌های ۴ و ۵، با استفاده از داده‌های قبلی به‌دست آمده، با این تفاوت که نرخ تورم جایگزین نرخ بهره شده است.

جدول-۴. نتایج برآورد معادلات ۱، ۲، ۳ و ۵ به روش OLS

	معادله ۱	معادله ۲	معادله ۳	معادله ۵
α_1	۰/۷۶۵۸۰ (۲/۱۲۹۷) ×		۰/۶۷۱۵۹ (۲/۶۵۹۷) ×	۲/۵۱ (۰/۸۳۲۴۶)
α_2		۰/۰۰۲۶۶ (۱/۳۵۹۶)	۰/۰۰۲۵۶۸ (۲/۲۸۸۲) ×	۷/۳۱ (۰/۰۶۵۳۶)
α_3				۶/۲۶ (۱/۶۰) ×××
α_4				۹/۱۲ (۱/۱۰) ×××

منبع: یافته‌های به‌دست‌آمده از این پژوهش.

ارقام داخل پرانتز آماره t است.

× معناداری در سطح ۱۰ درصد. ××× معناداری در سطح ۱ درصد.

جدول-۵. نتایج برآورد معادله ۴ به روش IV

	معادله ۴
α_1	۰/۵۲۲۷۱۳ (۳/۲۱۸۹۳) ××
α_2	۰/۰۰۲۰۴ (۰/۹۷۵۱۸)
α_3	۰/۱۰۹۳۳۲ (۴/۵۹۰۵۲) ××
(۰/۰۰۰) F-statistic =۹/۲۱۷۷ Adjusted $R^2 = ۰/۶۱$ $R^2 = ۰/۶۶$	

منبع: یافته‌های به‌دست‌آمده از این پژوهش.

ارقام داخل پرانتز آماره t است.

×× معناداری در سطح ۵ درصد.

همان‌طور که نتایج جدول ۴ و ۵ نشان می‌دهد، ضریب متغیر نرخ تورم در تمام مدل‌ها به غیر از مدل ۳ معنادار نیست. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که نرخ تورم در فرایند تصمیم‌گیری مصرفی خانوارهای روستایی نقشی نداشته است.

۳. نتیجه‌گیری

نتایج این پژوهش حاکی از اثر جانشینی ضعیف تنظیم نرخ بهره بر مصرف خانوارهای روستایی است. در واقع، محدودیت مصرف بیشتر خانوارها از طریق کمبود نقدینگی است. همچنین، نتایج نشان‌دهنده نقش معنادار پس‌اندازهای احتیاطی و در نتیجه، تسلط آن بر رفتار مصرف‌کنندگان روستایی است. نتایج به‌دست آمده از این پژوهش مشابه نتایج پژوهش‌های انجام‌شده دیگر است. در پژوهش‌های یادشده، معنادارنبودن اثرات نرخ بهره، همچنین، اهمیت محدودیت نقدینگی نشان داده شده است.

در مجموع، می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

۳-۱. اثر جانشینی تغییرات نرخ بهره ضعیف به نظر می‌رسد. بزرگی ضریب متغیر نرخ بهره (α_2)، ارتباط مثبتی با کشش جانشینی بین زمانی داشته، همچنین، ارتباط منفی با نسبت مصرف‌کنندگان با محدودیت نقدینگی دارد. برآوردهای به‌دست آمده از ضریب متغیر نرخ بهره نشان‌می‌دهد که کشش جانشینی بین زمانی نمی‌تواند بزرگ باشد. بنابراین، شاهد تغییرات کوچکی در سطح جاری مصرف خانوارهای روستایی خواهیم بود.

۳-۲. عدم معناداری نقش نرخ تورم به این معناست که تورم اثری بر رشد مصرف (و به دنبال آن سطح جاری مصرف)، نداشته است. تأثیر یا عدم تأثیر نرخ تورم بر مصرف می‌تواند ناشی از ساختار خاص دارایی‌های مالی خانوارها باشد. اگر نسبت دارایی‌های مالی در کل دارایی‌های خانوار، زیاد و رو به افزایش باشد، پیش‌بینی می‌شود که تورم انتظاری بر رشد مصرف تأثیرگذار باشد. به بیان دیگر، ارتباط معکوس میان بازده واقعی دارایی‌های مالی و نرخ تورم بیانگر این است که تورم انتظاری بالاتر موجب کاهش انباشت دارایی شده و در نتیجه، افزایش مخارج جاری را به دنبال خواهد داشت. با توجه به غیر معناداربودن نرخ تورم در این پژوهش و در نتیجه، عدم تأثیر نرخ تورم بر مصرف، می‌توان نتیجه گرفت که نسبت دارایی‌های مالی در کل دارایی‌های خانوارهای روستایی پایین است.

۳-۳. در نهایت، فراگیربودن محدودیت نقدینگی در رفتار مصرفی خانوارهای روستایی، یک مانع اساسی در ساز و کار انتقال سیاست‌های پولی در بخش کشاورزی است.

پرتال جامع علوم انسانی

منابع

مؤیـد، مهـدی. (۱۳۷۵). "بررسـی اثـر سیاسـت‌هـای پـولی و مـالی روی مصـرف خصوصـی در ایـران (۱۳۳۸ – ۱۳۷۳) : اثر جایگزینی و برابری ریکـاردویی". پایـان‌نامـه کارشناسـی ارشـد، دانشـگاه مازندران.

Auray, S. and C. Galles (2002). "Consumption Growth and Real Interest Rate after a Monetary Policy Shock: is the Habit Persistence Assumption Relevant?." on line: http:// smye2002. univ- paris1. fr/ program/ paper/ c5- gal.pdf.

Campbell, J. Y. and N. G. Mankiw (1989). "Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence". MIT Press, Cambridge.

Campbell, J. Y. and N. G. Mankiw (1991). "The Response of Consumption to Income". *European Economic Review*, 35.

Canozeri, B., E. Cumby and T. Diba (2002). "Euler Equation Rates and Money Market Rates: a Challenge for Monetary Policy Models". *Mimeo*, May 2002, Georgetown University.

Carroll, C. D. (1992). "The Buffer- Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence". *Brookings Papers on Economic Activity,* 2, 61-156.

Chyi, Y. L. and C. H. Haung (1997). "An Empirical Study of The "Rule of Thump" Consumption Model in five East Asian Countries. *Applied Economics*, 29(10), 1271- 1282.

Deaton, A. (1991). "Savings and Liquidity Constraints". *Econometrica*, 59(5), 1221- 1248.

Hall, R. (1978). "Stochastic Implications of the Life Cycle – Permanent Income Hypothesis: Theory and Practice. *Journal of Political Economy*, 86, 971- 987.

Hall, A. (1988). Intertemporal Substitution in Consumption". *Journal of Political Economy*, 96, 339- 357.

Hall, R. and F. Mishkin (1982). "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel data on Households". *Econometrica*, 50, 461- 481.

Li, Y. (1999). "An Inquiry Into the Relationship Between the Interest Rate and Savings of Chinese Households. *Economic Research Journal*, 11, 39- 46.

Lucas, R. E. (1976). "Econometric Policy Evaluation: a Critique". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19- 46.

Nakagawa, S. and K. Oshima (2000). "Does a Decrease in the Real Interest Rate Actually Stimulate Personal Consumption?". at: www.Boj.or.jp/en/type/ronbun/ron/wps/kako/data/cwp00e02.pdf.

Stiglitz, J. E. and A. Weiss (1981). "Credit Rationing in Markets With Imperfect Information. *American Economic Review*, 71, 393- 410.

Wang, X. Y., Y. X. Pu, and Y. Xu (2000). "An Empirical Analysis of the Impact of Interest Rate Cuts on Savings, Loans and Money Supply". *Economic Research Journal*, 6, 11- 18.

Yamin, A. (2004). "Reconciling the Effects of Monetary Policy Actions on Consumption Within a Heterogeneous Agent Framework. on line: http:// ideas. repec. org/ p/ uww/wpaper/ 05- 02.html/ 20k.

Yamin, A. (2004). "Money Market Rates and Implied CCAPM Rates: some International Evidence. Forthcoming in *Quarterly Review of Economic and Finance*.

Yang, X. D. and Y. Li (1997). "The Fundamental Consumption Theory and the Evolution of Consumption of Urban Residents in Shanghai: an Empirical Study". *Economic Research Journal*, 9, 29- 36.

Zhang, P. (1997). "Statistical Test, institutional Explanation and Macro Effect Analysis on Consumers' Behavior. *Economic Research Journal*, 2, 43- 51.

Zhang, Y. and G. H. Wan (2000). "Household Consumption and Monetary Policy in China. *China Economic Review*, 13, 27- 52.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی