بررسی اثر بیکاری بر تغییرات مصرف خانوارها در ایران

لیلا رشنوادی | rashnavadi@modares.ac.ir
دانشجوی دکتری اقتصاد سلامت، دانشگاه تربیت مدرس.

میثم مظاهری | m.mazaheri@imps.ac.ir
کارشناس‌ارشد اقتصاد، مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی.

علی مزیکی | a.mazyaki@imps.ac.ir
استادیار گروه اقتصاد، مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی (نویسنده مسئول).

دریافت: ۱۳۹۴/۰۹/۳۰ | پذیرش: ۱۳۹۵/۱۱/۰۵

چکیده: پژوهش‌های متعددی عوامل مؤثر بر مصرف خانوار را مورد بررسی قرار داده‌اند و عمده این عوامل عبارت از انتظارات درآمدی، خصوصیات اقتصادی و اجتماعی خانوار و محدودیت‌های استقراض هستند. اما اثر بیکاری مقطعی سرپرست خانوار بر روی مصرف خانوار از بُعد رفاهی بسیار اهمیت دارد، چرا که یک نظام تامین اجتماعی مناسب می‌تواند اثر نامطلوب بیکاری موقت را از بین ببرد. پرسشی که در این مطالعه مطرح می‌گردد آن است که خانوارهای ایرانی که سرپرستشان بیکار می‌شوند تا چه حد به این شوک واکنش نشان می‌دهند. برای پاسخ به این پرسش یک مجموعه «داده تابلویی» از «پیمایش هزینه و درآمد خانوار» مرکز آمار ایران استخراج گردید و با استفاده از روش تفاضل در تفاضل و کنترل سایر عوامل، اثر تبدیل وضعیت اشتغال به بیکاری سرپرست خانوار بر مصرف خانوار سنجیده شد. نتیجه‌ها نشان داد که خانوارهای کم‌درآمد که با شوک بیکار شدن سرپرست خانوار خود مواجه می‌شوند، در پاسخ سطح مصرف خود را به‌طور معنی‌داری کاهش می‌دهد. این موضوع یک ضعف نظام تامین اجتماعی کشور را نشان می‌دهد، چرا که، در صورت کارآمدی آن، شوک موقت بیکاری نبایستی بر مصرف اثر معنی‌داری گذارد.

کلیدواژه‌ها: بیکاری، مصرف خانوار، تامین اجتماعی، داده تابلویی، تفاضل در تفاضل.
طبقه‌بندی JEL: J65, H55, C81.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | نمایه در ISC
سال بیستم و یکم | شماره ۲ | تابستان ۱۳۹۵ | ص ص ۶۶-۵۵

مقدمه

بررسی اثر بیکاری بر تغییرات مصرف خانوارها در ایران و سنجش تغییر رفاه خانوار ناشی از بیکار شدن سرپرست خانوار از اهمیت زیادی برخوردار است. در زمینه بررسی اثر شوک بیکاری سرپرست خانوار بر روی مصرف خانوار ادبیات گسترده‌ای وجود دارد که در ادامه به برخی از این پژوهش‌ها اشاره می‌گردد. برخی پژوهش‌ها نشان می‌دهند ثروت مالی ابزار مهمی برای هموارسازی مصرف در برابر شوک بیکاری است. کریستلیس[1] و همکاران (۲۰۱۵)، سوللز[2] (۱۹۹۹) و کروگر و پری[3] (۲۰۰۹) نشان دادند خانوارهایی که دارای مسکن یا پرتفوی مالی هستند، با فروش این دارایی‌ها قادر به هموارسازی مصرف در واکنش به شوک بیکاری سرپرست خانوار هستند. در مقابل، خانوارهایی که فاقد ثروت مالی هستند در واکنش به این شوک، مخارج مصرفی خود را کاهش می‌دهند. دینارسکی و جوناتن[4] (۱۹۹۷) نشان دادند شوک درآمدی سرپرست خانوار اثر کمی بر مصرف کالای غیربادوام دارد و اثر آن بر روی کالای بادوام بیشتر است و این کاهش در مصرف کالای بادوام برای خانوارهایی که سرپرست آنها تحصیلات پایین‌تر یا ثروت کمتر دارد، بیشتر است.

بارسلو و ارنستو[5] (۲۰۱۰) به بررسی ارتباط بین قرار داشتن در معرض بیکاری با نحوه جمع‌آوری ثروت و انجام مصرف در اسپانیا پرداختند. طبق نظریه‌های اقتصادی، قرار داشتن در معرض بیکاری موجب انباشت ثروت بیشتر و موکول کردن مصرف به آینده می‌گردد. این مطالعه به وسیله اضافه کردن احتمال بیکاری فرضیه درآمد دایمی را بسط داد. همچنین طبق نتیجه‌های تجربی این مطالعه، ۸ درصد احتمال بیشتر بیکاری، ثروت مالی اندوخته شده را به اندازه ۴ ماه حقوق افزایش می‌دهد. در ضمن افراد با قرارداد پرداخت ثابت احتمال بیکاری بیشتری دارند و در نتیجه بیشتر پس انداز کرده و کمتر مصرف می‌کنند. البته همه خانوارها در واکنش به یک شوک درآمدی، پس‌انداز خود را کاهش می‌دهند و مصرف را هموار نگه می‌دارند.

پژوهش‌های دیگری به بررسی اثر دریافت کمک انتقالی از سایر خانوارها و همچنین بیمه بیکاری بر هموارسازی مصرف در شرایط بیکار شدن سرپرست خانوار پرداخته‌اند. بنتولیلا و آندریا[6] (۲۰۰۸) به بررسی اثر بیمه‌های بیکاری و دریافت پرداخت‌های انتقالی از سایر خانوارها بر روی هموارسازی مصرف

1. Christelis
2. Souleles
3. Krueger & Perri
4. Dynarski & Jonathan
5. Barcelo & Ernesto
6. Bentolila & Andrea

در شرایط بیکار شدن سرپرست خانوار در چهار کشور ایتالیا، اسپانیا، انگلیس و آمریکا پرداختند. نتیجه این مطالعه نشان داد که دریافت پرداخت انتقالی در هموارسازی مصرف اثرگذار است. گروبر[1] (۱۹۹۷) نشان داد در کشور آمریکا بیمه بیکاری ابزار مهمی برای جلوگیری از کاهش مصرف است. درحالی‌که برونینگ و گروسلی[2] (۲۰۰۱) با استفاده از داده‌های کشور کانادا نشان دادند که بیمه بیکاری نقش کوچکی را در هموارسازی مصرف ایفا می‌کند.

از جمله پژوهش‌هایی که در ایران انجام شده است، می‌توان به مطالعه جعفری‌صمیمی و امین‌خاکی (۱۳۸۶) اشاره نمود که به برآورد تابع مصرف در شرایط عدم اطمینان در ایران می‌پردازند. نتیجه آن مطالعه نشان داد که در بلندمدت شاخص‌های عدم اطمینان تاثیر منفی بر رفتار مصرفی خانوارها در اقتصاد ایران دارد. همچنین صالحی‌اصفهانی و دهزویی[3] (۲۰۱۴) به بررسی این فرضیه پرداختند که افراد در اثر پرداخت یارانه‌ها تصمیم به کار کمتر می‌گیرند. آنها از داده‌های تابلویی ایجاد شده از «پیمایش هزینه و درآمد خانوار» مرکز آمار ایران در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ اثر پرداخت یارانه‌های نقدی بر روی عرضه نیروی کار خانوارها و افراد را در طول دو سال ابتدایی برنامه بررسی کردند. مطالعه چنین نتیجه می‌گیرد که بررسی‌های انجام شده اثر منفی یارانه نقدی را بر عرضه نیروی کار نشان نمی‌دهد.

حال پرسشی که در این مطالعه مطرح می‌گردد آن است که خانوارهای ایرانی که سرپرست آنها بیکار می‌شود و درآمدشان به طور ناگهانی کمتر می‌گردد تا چه حد به این شوک واکنش نشان می‌دهند؟ طبیعی است که هر چه این اثر کمتر باشد، به معنی این است که یک نظام تأمین اجتماعی در کشور وجود دارد که اثر شوک بیکاری را محدود می‌کند. برای پاسخ به این پرسش از داده‌های هزینه و درآمد مرکز آمار ایران استفاده شد. ابتدا این داده‌ها تابلویی گردید تا خانوارهای مشخصی در دو سال متوالی قابل ردیابی باشند. روش این کار در بخش بعدی توضیح داده شده و سپس با استفاده از مدل تفاضل در تفاضلی که در بخش بعد از آن ارایه می‌گردد، به بررسی اثر بیکاری بر مصرف پرداخته شده است. بر اساس نتیجه‌های این مطالعه بازنگری در نظام تامین اجتماعی کشور به‌خصوص در سطوح پایین درآمدی توصیه می‌گردد. در ادامه با ارایه یک مدل نظری، سعی شده حتی‌الامکان متغیرهای مؤثر بر مصرف که در تحلیل اثر بیکاری بر مصرف بایستی کنترل شوند را شناسایی نمود.

1. Gruber
2. Browning & Grossley
3. Salehi-Isfahani & Dehzooei

مبانی نظری

مبانی نظری این مطالعه به طور عمده بر اساس فرضیه درآمد دایمی فریدمن است. برای روشن‌تر شدن موضوع تابع مطلوبیت یک مصرف‌کننده نماینده را به شکل $E_t\left(\sum_{i=t}^{\infty}\beta^i \ln(c_i)\right)$ در نظر گرفته که با قید بودجه $c_i + A_{i+1} \le Y_i + rA_i$ و بدون در نظر گرفتن محدودیت استقراض به حداکثرسازی مطلوبیت خود می‌پردازد. با انجام چنین کاری تفاضل مرتبه اول تابع مصرف را می‌توان به صورت رابطه (۱) نشان داد:

$$\Delta C_{t+1} = \gamma \sum_{j=0}^{\infty} \frac{E_{t+1}[Y_{t+j+1}] - E_t[Y_{t+j+1}]}{(1+r)^j} \qquad (۱)$$

که در آن c_i مصرف، A_{i+1} سرمایه‌گذاری و Y_i درآمد دوره i هستند[۱]. همچنین $\Delta C_{t+1} = C_{t+1} - C_t$ تفاضل مرتبه اول مصرف و r نرخ بهره است که برابر با نرخ ترجیح زمانی فرض شده است. $\gamma = \frac{r}{(1+r)}$ و $E_t[Y_{t+j}]$ انتظارها در دوره t از درآمد نیروی کار در دوره $t+j$ است. معادله (۱) نشان می‌دهد که خانوارها در واکنش به شوک گذرا، درآمد مصرف خود را هموار می‌کنند، اما واکنش مصرف به شوک دایمی درآمد بیشتر است. همچنین واکنش پس‌انداز به تغییر در درآمد گذرا و دایمی در معادله (۲) نشان داده شده است:

$$S_t = \gamma\left(\sum_{j=0}^{\infty} \frac{Y_t - E_t[Y_{t+j}]}{(1+r)^j}\right) \qquad (۲)$$

که در آن $S_t = Y_t - C_t$ است. معادله (۲) نشان می‌دهد که در حالت شوک به انتظارهای درآمدی در آینده - که در آن درآمد جاری از درآمد انتظاری آتی کمتر می‌شود - پس‌انداز در دوره t، منفی می‌گردد و نشان می‌دهد که خانوارها برای هموارسازی مصرف بلند مدت خود، پس‌اندازهای خود را کاهش می‌دهند. این موضوع نشان می‌دهد که در صورت رخداد یک کاهش درآمدی گذرا، مثلاً بر اثر بیکار شدن، مصرف نبایستی تحت تاثیر قرار گیرد.

اما در عمل، موارد زیادی مشاهده می‌شود که این نظریه را نقض می‌کند. چرا که این نتیجه در حالتی است که امکان قرض گرفتن و کنترل شرایط گذرا وجود داشته باشد. اما در حالت واقعی همه نمی‌توانند از ابزارهای استقراض استفاده کنند. به طور خلاصه افراد ثروتمندتر و افرادی که از نظام

۱. برای اطلاعات بیشتر به مطالعه کروگر و پری (۲۰۰۹) مراجعه گردد.

تامین اجتماعی مناسبی برخوردار باشند بیشتر می‌توانند شوک‌های گذرا را کنترل کرده و مصرف خود را هموار نگه دارند. لازم به ذکر است کاهش پس‌انداز از طریق فروش دارایی‌ها نیز امکان‌پذیر است اما خانوارها معمولاً به جای فروش دارایی‌ها، تصمیم به قرض گرفتن می‌گیرند؛ چرا که خانوارهای با دارایی بالاتر امکان قرض گرفتن بیشتری هم دارند و فروش دارایی‌ها ممکن است هزینه مبادله بالایی داشته باشد. اما برای بررسی کیفیت نظام تامین اجتماعی می‌توان با کنترل سایر عوامل، اثر بیکاری بر مصرف را نیز بررسی کرد؛ البته بدین منظور بایستی حتی‌الامکان اثر سایر عوامل که مدل نظری پیشنهاد می‌کند مانند درآمد دائمی و امکان استقراض در نظر گرفته شده کنترل شود. در ادامه ویژگی‌های داده مورد استفاده برای چنین کاری به تفصیل ذکر می‌گردد.

روش پژوهش

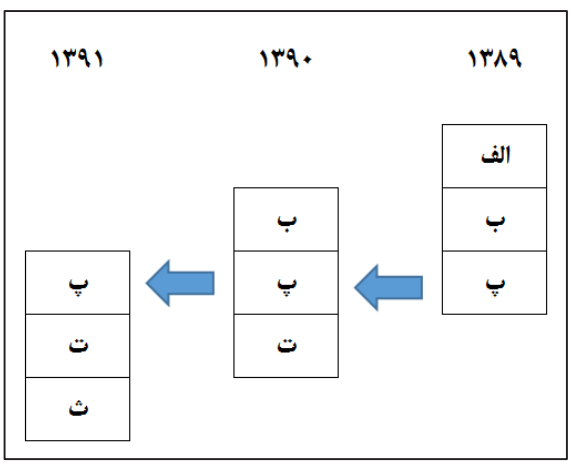
این مطالعه قصد دارد از داده تابلویی خرد خانوارها مربوط به سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ استفاده نماید. البته شایان ذکر است که بدین منظور از «پیمایش هزینه و درآمد خانوار» مرکز آمار ایران استفاده شده است. در ادامه ابتدا روش تابلویی کردن این داده‌ها شرح داده می‌شود و سپس بعضی آمارهای توصیفی و تحلیل تفاضل در تفاضل اولیه ارایه می‌گردد.

مرکز آمار ایران در طول سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۱ داده‌های طرح هزینه و درآمد خانوار را به صورت تابلو چرخشی[1] جمع‌آوری کرده است. طراحی تابلو چرخشی به این صورت است که کلیه پرسش‌شوندگان در سال اول (۱۳۸۹) به سه دسته تقسیم می‌شوند و در هر سال یکی از این دسته‌ها با پرسش‌شوندگان جدید جایگزین می‌گردد. بدین ترتیب در دو سال پیاپی نظیر ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ داده تابلویی حدود ۶۶ درصد وجود دارد. در شکل (۱) نحوه طراحی تابلو چرخشی طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۱ به صورت شماتیک نشان داده شده است.

برای تابلویی کردن داده‌ها لازم است ابتدا آدرس خانوارها در نمونه‌های دو سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ تطبیق داده شود و سپس نمونه‌هایی که آدرس آنها طی دو سال تکرار نشده‌اند از نمونه حذف شوند. با این کار حدود ۶۶ درصد از نمونه‌های سال ۱۳۹۰ با نمونه‌های سال ۱۳۹۱ تطبیق داده می‌شوند. مشکلی که وجود دارد آن است که اگر خانواری مکان زندگی خود را تغییر دهد و خانوار دیگری جای او را بگیرد، مرکز آمار از خانوار جدید در سال بعد سوال می‌کند. برای رفع این مشکل نیاز است که خانوارهایی در داده تابلویی باقی بمانند که با توجه به سن و جنسیت سرپرست خانوار تعیین می‌شوند.

1. Rotating Panel

بدین ترتیب لازم است تنها نمونه‌هایی که سن سرپرست خانوار در سال ۱۳۹۱ یک سال بیشتر از سال ۱۳۹۰ است و نیز جنسیت سرپرست خانوار در هر دو سال یکسان است، در داده تابلویی باقی بمانند. نکته دیگری که باید به آن توجه شود تغییر تعداد اعضای خانوار است[۱]، چرا که می‌توان ادعا کرد که بخش عمده‌ای از مصرف خانوار تحت تاثیر افرادی که به خانوار اضافه و یا کم شده‌اند، دارد و در نتیجه نمی‌توان این نمونه را، همان نمونه سال قبل به حساب آورد و در داده تابلویی قرار داد. به این علت نمونه‌هایی که تعداد اعضای خانوار آنها طی این دو سال تغییر کرده‌اند از داده تابلویی خارج می‌شوند. همچنین از آنجایی که خانوارهای مورد بررسی این مطالعه مربوط به آنهایی است که سرپرستشان مشارکت اقتصادی داشته‌اند، آن خانوارهایی که سرپرستشان حالت‌هایی غیر از بیکار یا شاغل دارند، از داده حذف می‌گردد. بر این اساس تعداد نمونه‌های داده تابلویی به ۳۸۵۹ می‌رسد. در قسمت مدل تجربی و نتایج با توجه به مدل و روش آن، توضیح‌های بیشتری داده می‌شود.



شکل ۱: نحوه طراحی تابلو چرخشی طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۱

پیش از آنکه به تخمین مدل تجربی پرداخته شود، ویژگی‌های آماری داده‌های مورد استفاده بررسی می‌گردد. ۱۳ درصد خانوارها در سال ۹۱ دارای سرپرست زن و ۸۷ درصد دارای سرپرست مرد هستند. بررسی وضعیت اشتغال زنان سرپرست خانوار نشان می‌دهد که ۱۰ درصد زنان سرپرست خانوار

۱. تغییر تعداد اعضای خانوار می‌تواند به علت ازدواج، طلاق، فوت و یا تولد حداقل یکی از افراد خانوار باشد.

شاغل، ۰/۲ درصد بیکار، ۷۹ درصد دارای درآمد بدون کار، ۰/۳ درصد محصل، ۹ درصد خانه‌دار و ۱/۴ درصد در هیچ‌کدام از این گروه‌ها جای ندارند. همچنین ۶۴ درصد سرپرست خانوارها شاغل هستند که ۲ درصد از این خانوارها دارای سرپرست شاغل، سرپرست زن و ۹۸ درصد سرپرست مرد بودند.

جدول ۱: بررسی وضعیت خانوارهای نمونه مورد بررسی (۱۳۹۱)

وضعیت سرپرست خانوار	متوسط مصرف سرانه‌ماهیانه (ریال)	متوسط سن سرپرست	متوسط سال‌های تحصیل سرپرست	متوسط هزینه سرانه خوراکی (ریال)
زن شاغل	۳۷۹۹۵۷۳	۴۶/۳	۷/۴	۱۱۸۰۹۰۲
مرد شاغل	۲۷۴۸۴۸۶	۴۴/۴	۸/۳	۹۸۳۵۴۸
زن خانه‌دار	۲۹۶۸۶۹۳	۵۶/۶	۲/۸	۹۱۴۹۳۷
مرد بیکار	۲۳۹۱۲۶۲	۴۴/۷	۷/۲	۷۷۸۰۳۶
زن دارای درآمد بدون کار	۴۰۰۱۱۵۰	۶۱/۴	۲/۹	۱۳۰۹۴۶۰
مرد دارای درآمد بدون کار	۳۳۴۷۲۳۳	۶۲/۶	۶/۷	۱۱۴۸۵۶۶

منبع: محاسبه‌های پژوهش

با توجه به جدول (۱)، در سال ۱۳۹۱ متوسط مصرف سرانه ماهیانه در خانوارهایی که سرپرست آنها زن شاغل است نسبت به خانوارهای با سرپرست مرد شاغل بیشتر بوده است. همچنین متوسط مصرف سرانه ماهیانه خانوارهای دارای سرپرست زن خانه‌دار از خانوارهای با سرپرست مرد بیکار بیشتر است. بررسی وضعیت خانوارهای با سرپرست دارای درآمد بدون کار نیز نشان می‌دهد که برای این گروه خانوارهایی با سرپرست زن نسبت با خانوارهای با سرپرست مرد متوسط مصرف ماهیانه بالاتری دارند. همچنین در جدول (۱) ملاحظه می‌گردد که کمترین متوسط هزینه سرانه خوراکی مربوط به خانوارهایی است که سرپرست آنها بیکار یا خانه‌دار هستند.

جدول ۲: تغییرات درآمد حقیقی خانوارها بر اساس وضعیت اشتغال سرپرست در سال ۱۳۹۱

وضعیت اشتغال	شاغل ۱۳۹۰	بیکار ۱۳۹۰
شاغل ۱۳۹۱	-۱۴۷۱۳۷	۳۰۹۲۷۵
بیکار ۱۳۹۱	-۶۸۱۱۲۷	۸۲۵۶۲

منبع: محاسبه‌های پژوهش

جدول ۳: تغییرات مصرف حقیقی خانوارها بر اساس وضعیت اشتغال سرپرست در سال ۱۳۹۱

وضعیت اشتغال	شاغل ۱۳۹۰	بیکار ۱۳۹۰
شاغل ۱۳۹۱	-۱۰۸۸۹۶	۴۴۲۳۰۴
بیکار ۱۳۹۱	-۶۶۷۴۹۷	-۵۳۲۳۹۵

منبع: محاسبه‌های پژوهش

با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده این مطالعه شامل خانوارهایی است که در دو سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ پرسشنامه هزینه درآمد خانوار مرکز آمار ایران را پر کرده‌اند، بر اساس وضعیت اشتغال سرپرست در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱، تغییرات درآمد و مصرف این خانوارها بررسی شده است. در جدول (۲) مشاهده می‌گردد میزان درآمد حقیقی خانوارهایی که سرپرست آنها در سال ۱۳۹۰ شاغل بوده و در سال ۱۳۹۱ نیز شاغل مانده‌اند کاهش یافته است[۱]، اما درآمد حقیقی برای خانوارهایی که سرپرست خانوار در دو سال مذکور بیکار بوده، افزایش داشته است. همچنین میزان کاهش در درآمد حقیقی گروهی که شاغل بوده و شاغل مانده‌اند کمتر از کاهش درآمد گروهی است که در سال ۱۳۹۰ شاغل بوده‌اند و در سال ۱۳۹۱ بیکار شده‌اند. مطابق جدول (۳)، میزان کاهش در مصرف حقیقی گروهی از خانوارها که سرپرست آنها شاغل بوده و بیکار شده است، بیش از کاهش در مصرف حقیقی گروهی است که سرپرست آنها در سال ۱۳۹۰ شاغل بوده و در سال ۱۳۹۱ همچنان شاغل باقی مانده است.

همچنین همان‌طور که در جدول (۳) ملاحظه می‌گردد، خانوارهایی که سرپرست آنها در سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ بیکار بوده‌اند، مصرف حقیقی خود را نسبت به سال ۱۳۹۰ به میزان ۵۳۲۳۹۵ ریال کاهش داده‌اند. این در حالی است که خانوارهای با سرپرست بیکار در سال ۱۳۹۰ بوده که در سال ۱۳۹۱ شاغل شده‌اند، مصرف حقیقی خود را به میزان ۴۴۲۳۰۴ ریال افزایش داده‌اند. از آنچه که ذکر شد می‌توان در یک تحلیل تفاضل در تفاضل اولیه چنین نتیجه گرفت که اثر متوسط شاغل شدن سرپرست خانوار در سال ۱۳۹۱ بر مصرف برابر ۹۷۴۶۹۹ ریال است. البته برای نتیجه‌گیری دقیق در بخش بعد اثر سایر متغیرها نیز در نظر گرفته شده است.

۱. برای حقیقی کردن این اعداد در این مطالعه از تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده در سال ۱۳۹۱ که طبق آمار بانک مرکزی برابر ۳۰/۵ درصد بوده است، استفاده شد.

مدل تجربی و نتایج

مدل تجربی که برای آزمون فرضیه بی‌اثر بودن بیکاری بر مصرف به‌کار برده شد به صورت رابطه (۳) است:

$$TRC = \alpha_0 + \alpha_1 ATRY + \alpha_2 \sqrt{FS} + \alpha_2 T + \alpha_3 U + \alpha_4 T \times U + \alpha_5 X + \varepsilon \qquad (۳)$$

که در آن TRC مصرف حقیقی هر خانوار در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ است و شامل هزینه‌های ماهیانه بر روی کالاها و خدمات مربوط به ۱۲ گروه اول هزینه‌های خانوار بوده و شامل مصارف بادوام نمی‌گردد. $ATRY$ متوسط درآمد حقیقی هر خانوار در سال‌های مورد بررسی را نشان می‌دهد و فرض بر این است که به همراه سایر خصوصیات خانوار سیگنالی از درآمد دایمی را در بردارد. درآمد خانوار شامل مجموع درآمد ناخالص همه اعضای خانوار منهای مالیات و سهم بازنشستگی اجباری کارمندان و هزینه‌های شغلی است. α_1 واکنش تغییرات مصرف به تغییرات درآمد را نشان می‌دهد. همچنین برای کنترل تعداد اعضای خانوار از بُعد معادل خانوار $\sqrt{FS}$ استفاده شده است.

متغیر مجازی T برای سال ۱۳۹۱ برابر یک و برای سال ۱۳۹۰ برابر صفر است. همچنین متغیر مجازی U برای اشتغال عدد صفر و برای بیکاری مقدار یک دارد. ضرب این دو متغیر $T \times U$، نیز اثر خالص تفاضل در تفاضل بیکاری را به‌دست می‌دهد. در حقیقت معنی‌داری α_4 فرضیه این مطالعه را آزمون می‌کند.

متغیر X سایر متغیرهایی که در مصرف مؤثر هستند را کنترل می‌کند. در ادامه این متغیرها شرح داده می‌شود. متغیرهای $Age1$، $Age2$ و $Age3$ متغیرهای مجازی هستند که مشخص‌کننده سن سرپرست خانوار در سال ۹۱ هستند. متغیر Age1 در صورتی مقدار یک را اختیار می‌کند که سن سرپرست خانوار کمتر از سی سال باشد، در غیر اینصورت مقدار این متغیر صفر است. متغیر $Age2$ برای خانوارهایی که سن سرپرست بین ۳۰ تا ۵۰ سال باشد دارای مقدار یک و در غیر اینصورت مقدار صفر را اتخاذ می‌کند. متغیر دامی $Age3$ نیز درصورتی‌که سن سرپرست خانوار بیش از ۵۰ سال باشد عدد یک را به خود می‌گیرد.

متغیر مجازی $Gender$ زن بودن سرپرست خانوار را نشان می‌دهد. متغیر مجازی $Education$ با سواد بودن سرپرست خانوار و متغیر $A - Credit$ دسترسی خانوار به منابع بانکی را نشان می‌دهد. بدین مفهوم که اگر خانوار از هرگونه وامی استفاده کند برابر یک و در غیر اینصورت برابر صفر است.

تعداد مشاهده‌ها برابر ۷۷۱۸ است و از آنجا که هر خانوار دو بار در استخر داده‌ها تکرار می‌شوند، در حقیقت مربوط به ۳۸۵۹ خانوار هستند. مشاهده‌ها شامل خانوارهایی است که در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ پرسشنامه هزینه درآمد خانوار را پر کرده‌اند و سرپرست آنها در یکی از دو سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ شاغل یا بیکار باشند.

در جدول (۴) نتیجه‌های رگرسیون تخمین زده شده در سه ستون برای کل داده‌ها، برای درآمد کمتر از میانه و درآمد بیشتر از میانه ارایه شده است. علامت تمامی ضرایب مطابق انتظار نظری است. ضریب درآمد به مصرف مثبت و معنی‌دار است. واکنش تغییرات مصرف سرانه به بُعد معادل خانوار مثبت ومعنی‌دار است. همچنین سن، تحصیلات و دسترسی به اعتبارات اثر معنی‌دار مثبتی بر مصرف دارد. هرچند زن بودن سرپرست خانوار اثر مثبت معنی‌داری بر مصرف دارد، اما این اثر تنها در بین خانوارهای پردرآمدتر معنی‌دار است.

جدول ۴: نتیجه‌های برازش تفاضل در تفاضل

متغیرها	تمام داده‌ها	ARTY<median	ARTY>median
ATRY	۰/۳۳۲***	۰/۵۹۱***	۰/۲۳۴***
	(۰/۰۴۵۷)	(۰/۰۷۴۷)	(۰/۰۴۶۱)
$\sqrt{FS}$	۱/۴۴۳e+۰۶***	۸۱۸۲۱۹***	۱/۱۵۲e+۰۶***
	(۱۶۹۳۸۶)	(۱۵۲۰۱۰)	(۲۸۴۲۰۲)
T	-۲۳۴۶۵۴***	-۷۲۶۸۸	-۳۶۸۸۹۱**
	(۸۷۴۵۲)	(۸۵۰۸۳)	(۱۴۷۱۷۱)
U	۲۶۶۰۵	۱/۳۰۱e+۰۶**	-۱/۳۴۲e+۰۶ **
	(۴۴۲۷۵۳)	(۵۴۵۶۳۴)	(۵۳۶۸۴۳)
T×U	-۹۲۷۴۰۲*	-۱/۵۲۵e+۰۶**	۴۴۴۹۹۲
	(۵۲۱۴۷۹)	(۶۴۵۰۶۰)	(۷۵۹۴۶۹)
Age1	-۱/۳۷e+۰۶***	-۸۴۴۹۳۸***	-۱/۰۸۴e+۰۶**
	(۲۰۳۷۱۸)	(۱۶۴۴۴۶)	(۴۴۰۳۵۸)
Age2	-۶۲۷۶۳۰***	-۴۲۶۷۰۱***	-۶۶۴۵۹۸***
	(۱۳۱۷۸۱)	(۱۱۵۶۴۳)	(۱۹۹۲۳۰)
Gender	۸۵۹۲۴۳**	۲۱۷۵۷۸	۲/۷۳e+۰۶***
	(۴۵۶۸۵۳)	(۳۴۴۶۱۰)	(۹۹۳۱۰۹)
Education	۱/۴۰۵e+۰۶***	۵۳۶۸۴۱***	۱/۸۷e+۰۶***
	(۱۵۸۲۹۷)	(۱۴۸۷۰۸)	(۲۴۹۸۵۷)

ادامه جدول ۴: نتیجه‌های برازش تفاضل در تفاضل

متغیرها	تمام داده‌ها	ARTY<median	ARTY>median
Education	۱/۴۰۵e+۰۶***	۵۳۶۸۴۱***	۱/۸۷e+۰۶***
	(۱۵۸۲۹۷)	(۱۴۸۷۰۸)	(۲۴۹۸۵۷)
A - Credit	۶۷۸۹۰۳***	۳۷۱۰۷۲***	۶۲۹۱۵۴***
	(۱۰۸۷۸۳)	(۹۴۳۴۷)	(۱۵۴۳۹۹)
جزء ثابت	۵۲۱۱۲۱	۱/۰۹۸e+۰۶*	۴۹۰۴۲۵
	(۶۰۴۸۱۰)	(۵۶۸۴۲۳)	(۱/۳۵۵e+۰۶)
مشاهده‌ها	۷۷۱۸	۳۸۵۹	۳۸۵۹
R-squared	۰/۲۲۶	۰/۱۰۹	۰/۱۱۲
Robust Standard Errors in Parentheses			

***p<۰/۰۱, **p<۰/۰۵, *p<۰/۱

منبع: یافته‌های پژوهش

با کنترل اثر سایر عوامل، متغیر زمانی T بر مصرف حقیقی منفی و معنی‌دار است، هر چند این اثر به طور عمده در بین خانوارهای با درآمد بالاتر دیده می‌شود. این موضوع با توجه به رشد منفی اقتصاد در سال ۱۳۹۱ و سهم اثر پرداخت یارانه به خانوارهای کم‌درآمدتر قابل درک است. متغیر بیکاری به تنهایی نیز دو اثر متفاوت را در گروه‌های پردرآمد و کم درآمد به دنبال دارد. اما ضریب متغیر $T\times U$ که اثر خالص تغییر وضعیت از اشتغال به بیکاری بر روی مصرف حقیقی را اندازه‌گیری می‌کند، منفی و معنی‌دار است. هر چند این موضوع تنها در بین خانوارهای کم‌درآمدتر قابل تایید است.

مطابق جدول (۴) خانوارهای کم‌درآمدی که سرپرست آنها بیکار شده است یک شوک منفی در مصرف را تجربه می‌کنند، بنابراین پرداخت بیمه بیکاری یا هر نوع پرداخت انتقالی دیگر از طریق یک نظام تامین اجتماعی به خانوارهایی که با شوک بیکاری سرپرست خانوار روبه‌رو شده‌اند می‌تواند مانع از کاهش سطح مصرف این خانوارها باشد. همچنین این نوع سیاست در جلوگیری یا کاهش افت سطح مصرف در شرایطی که بیکاری زیاد می‌گردد، مانند مواقع رکود اقتصادی نیز می‌تواند مؤثر باشد.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف از این مطالعه بررسی اثر بیکار شدن سرپرست خانوار بر روی مصرف خانوار است. برای این

منظور با استفاده از داده‌های هزینه و درآمد مرکز آمار ایران در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱، یک داده تابلویی استخراج شده است. همچنین برای درآمد حقیقی خانوار، بُعد معادل خانوار، دسترسی خانوار به اعتبارات، سن، جنسیت و تحصیلات سرپرست خانوار کنترل شده است. سپس از رویکرد تفاضل در تفاضل اثر تغییر وضعیت سرپرست خانوار از اشتغال به بیکاری بررسی شد. نتیجه‌ها نشان داد خانوارهای کم‌درآمدی که با شوک بیکار شدن سرپرست خانوار مواجه می‌شوند، مصرف خود را کاهش می‌دهند. با توجه به این موضوع پرداخت بیمه بیکاری یا هر نوع پرداخت انتقالی دیگر از طریق یک نظام تامین اجتماعی به خانوارهای کم‌درآمدی که با شوک بیکاری سرپرست خانوار روبه‌رو شده‌اند می‌تواند مانع از کاهش سطح رفاه این خانوارها باشد.

منابع

الف) فارسی

جعفری‌صمیمی، احمد و امین‌خاکی، علّی‌رضا. (۱۳۸۶). برآورد تابع مصرف در شرایط عدم اطمینان در ایران (۱۳۳۸-۱۳۸۴). *نامه اقتصادی*، جلد ۶۰، شماره ۱۳، صص ۱۳۳-۱۴۶.

ب) انگلیسی

Barcelo, C. & Ernesto, V. (2010). *The Response of Household Wealth to the Risk of Losing the Job: Evidence from Difference in Firing Costs*. BANCO DE ESPAÑA, Documentos de Trabajo.

Bentolila, S. & Andrea, I. (2008). Unemployment and Consumption Near and Far Away from the Mediterranean. *Journal of Population Economics*, 21(2), pp.255-280.

Browning, M. & Grossley, T. F. (2001). Unemployment Insurance Benefit Levels and Consumption Change. *Journal of Public Economics*, 80(1): pp.1-23.

Christelis, D., Dimitris, G. & Tullio, J. (2015). Wealth Shocks, Unemployment Shocks and Consumption in the Wake of the Great Recession. *Journal of Monetary Economics*, 72, pp.21-41.

Dynarski, S. & Jonathan, G. (1997). Can Families Smooth Variable Earnings. *Brooking Papers on Economic Activity*, 1997(1), pp.229-303.

Gruber, J. (1997). The Consumption Smoothing Benefits of Unemployment Insurance. *American Economic Review*, 87(1), pp.192-205.

Krueger, D. & Perri, F. (2009). *How do Households Respond to Income Shocks*. University of Pennsylvania, Mimeo.

Salehi-Isfahani, D. & Dehzooei, M. H. M. (2014). The Impact of Unconditional Cash Transfers on Labor Supply: Evidence from Iran's Energy Subsidy Reform Program, Prepared for the 3rd IIEA Conference, Boston, October 24-25, 2014.

Souleles, N. S. (1999). The Response of Household Consumption to Income Tax Refunds. *American Economic Review*, 89(4), pp.974-958.