

تأثیر نابرابری در آمد بر سطح مصرف خصوصی در ایران

با تأکید بر درجه باز بودن اقتصاد

آزاده دوگانی*^۱، حسین محمدی^۱

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۷/۲۱ تاریخ پذیرش: ۹۴/۱۰/۱۵

چکیده

از آن جایی که در مباحث اقتصاد کلان بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر متغیرهای کلان حائز اهمیت می باشد، لذا برای این منظور این مطالعه سعی بر آن دارد که به بررسی ارتباط میان مخارج مصرفی و نابرابری درآمد با تأکید بر درجه باز بودن اقتصادی پردازد که برای رسیدن به این هدف از مدل تصحیح خطای برداری طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۶۷ استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می دهد که متغیرهای درجه باز بودن و ضریب جینی تأثیر مثبت و معنی داری بر مصرف دارند در حالی که تأثیر نرخ بیکاری بر مصرف بخش خصوصی منفی و معنی دار بوده است. از طرفی نتایج حاصل از تجزیه واریانس حاکی از آن است که در بلندمدت بعد از متغیر مصرف، درجه باز بودن اقتصاد بیشترین قدرت توضیح دهندگی و بیکاری کمترین قدرت توضیح دهندگی را برای نوسانات مصرفی دارد.

طبقه بندی JEL:

واژه های کلیدی: نابرابری درآمد، مصرف خصوصی، مدل تصحیح خطای برداری، باز بودن اقتصاد و ضریب جینی.

۱- به ترتیب دانشجوی دکترا و استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد.

* نویسنده ی مسئول مقاله:

پیشگفتار

در تمامی کشورها، توزیع عادلانه درآمد در گروه‌های جامعه امری مهم است اما اهمیت این موضوع در کشورهای در حال توسعه و توسعه نیافته به مراتب از کشورهای توسعه یافته بیشتر است. طی دو دهه اخیر مطالعات مختلفی جهت بررسی ثبات رفتار نابرابری مخارج مصرفی در مقایسه با نابرابری درآمدی صورت گرفته است اما بررسی ارتباط این دو شاخص، با توجه به نوع بازار و سهم تجارت برون مرزی کمتر مورد توجه بوده است. طی این دوره، تلاش برای الحاق به سازمان تجارت جهانی در سطح مناطق، تقریباً تمام پهنه جهانی را دربر گرفته است و بر این اساس، انتظار می‌رود که باز بودن تجارت کشورها و توزیع ناعادلانه درآمد تأثیر زیادی بر متغیرهای اقتصادی در کشورهای در حال توسعه داشته باشد. درجه باز بودن اقتصاد همراه با افزایش فرصت‌های تجارت، بر توزیع درآمد بی‌تأثیر نیست و همچنین به عنوان یک متغیر برونزا نیز می‌تواند بر ارتباط میان توزیع درآمد و سایر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله مصرف بخش خصوصی مؤثر باشد (طیبی و ملکی، ۱۳۹۰).

از سوی دیگر، نابرابری درآمدی بصورت نوسان و پراکندگی در توزیع درآمد افراد ظاهر می‌شود. ارتباط میان مصرف و درآمد به لحاظ نظری، باعث می‌شود تا توزیع درآمد نوسانات و پراکندگی‌های خود را به توزیع مصرف منتقل کند. تکانه‌های انتقال یافته منجر به نوسان و پراکندگی در توزیع مخارج مصرفی شده و بصورت نابرابری در مصرف ظاهر خواهد شد (فطرس و معبودی، ۱۳۸۹). در مجموع، وجود ارتباط تنگاتنگ میان نابرابری درآمد و سطح مصرف کاملاً آشکار است، اما تغییر در این ارتباط و درجه همبستگی میان این دو متغیر با توجه به تحولات تجاری می‌تواند قابل بحث باشد. سهم بالای درآمدهای نفتی در ایران و وجود تحریم‌های فراوان طی سه دهه گذشته، سطح تجارت برون مرزی را تحت‌الشعاع قرار داده و لذا می‌تواند بر ارتباط میان نابرابری درآمد و سطح مصرف بخش خصوصی تأثیرگذار بوده باشد.

مخارج مصرفی یکی از شاخص‌های مستقیم اندازه‌گیری میزان رفاه افراد و خانوارها بوده و در صورتی که خانوارها با استفاده از جریان استقراض و پس‌انداز و همچنین وام‌دهی بازار سرمایه، قادر به هموارسازی نوسانات مصرف خود باشند، در آن صورت جریان‌های درآمدی خانوارها دارای نوسانات مقطعی و گذار خواهند بود. علاوه بر این، افزایش اختلاف درآمد خانوارها به دلیل نوسانات گذرا و مقطعی و در صورت هموارسازی جریان‌های مصرف خانوارها، ممکن است منجر به تغییرات اندک در توزیع رفاه خانوارها شود. از سوی دیگر، نابرابری درآمد می‌تواند از طریق تغییر در میل نهایی به مصرف منجر به تغییر مصرف و پس‌انداز در اقتصاد شود (سلمانی و همکاران، ۱۳۸۹). بنابر نظریات اقتصادی، میل نهایی به مصرف در گروه‌های کم درآمد، بیشتر از گروه‌های پر درآمد است،

البته با توجه به این نکته که حجم مصرفی گروه‌های کم درآمد کمتر از گروه‌های پر درآمد است. بنابراین، هرچقدر تعداد افراد با درآمد بالاتر بیشتر باشد، میل نهایی به مصرف در آن جامعه پایین‌تر بوده و میل نهایی به پس‌انداز و حجم آن در جامعه بیشتر خواهد بود. در کشور ایران، به دلیل بالا بودن ضریب جینی (در سال ۱۳۸۶ ضریب جینی به رقم ۰/۴۰۴۵ رسید که کمی بیشتر از ضریب جینی در سال ۱۳۸۵ (۰/۴۰۰۴) می‌باشد که نشان دهنده بدتر شدن و یا نابرابری بیشتر در سال ۱۳۸۶ است).^۱ هدف قرار دادن بهبود توزیع درآمد در نظر سیاست‌مداران امری مهم تلقی می‌شود. هر تغییر در توزیع درآمد که مصرف را تغییر دهد، پس‌انداز را تغییر داده و بر فرآیند رشد تأثیر خواهد گذاشت. این مسئله خود می‌تواند بر توزیع درآمد نیز مؤثر باشد (فخرایی و منصوری، ۱۳۸۸). در واقع، ارتباط میان توزیع درآمد و مصرف بخش خصوصی می‌تواند دو سویه باشد که این مسئله، اهمیت سیاست‌گذاری در این خصوص را دوچندان می‌سازد.

برخی مطالعات همچنین نشان داده است که افزایش در بی‌ثباتی درآمد، به افزایش ناچیز در نابرابری مصرف در میان اعضای خانوارهایی منجر می‌شود که در این بی‌ثباتی با یکدیگر سهیم هستند. بی‌ثباتی بیشتر درآمد، ارزش فرصت‌های ریسک‌پذیری را افزایش داده و در نتیجه انگیزه قصور در پرداخت را کاهش می‌دهد. متعاقب آن، ریسک‌پذیری بیشتر امکان‌پذیر بوده و توزیع مصرف، کمتر از توزیع درآمد پراکنده می‌شود (کروگر و پری ۲۰۰۵).^۲

با توجه به نقش رو به افزایش تجارت بر روابط میان متغیرهای کلان اقتصادی و ارتباط میان نابرابری درآمد و مصرف بخش خصوصی، این مطالعه به بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر سطح مصرف بخش خصوصی و بالعکس می‌پردازد و در این راستا، نقش و اهمیت تجارت را مدنظر قرار خواهد داد.

این مطالعه به شرح ذیل، سازمان یافته است. در ادامه، پیشینه تحقیق و مبانی نظری بیان می‌شود. سپس روش‌شناسی تحقیق بیان شده و متغیرهای مورد استفاده نیز معرفی می‌شود. در بخش بعد، نتایج حاصل از برآورد مدل ارائه شده و مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. بخش پایانی، نتیجه‌گیری تحقیق است که پیشنهادها و سیاست‌های اجرایی نیز در این بخش بیان خواهد شد.

مروری بر پیشینه تحقیق

مطالعات متعددی از جنبه‌ها و دیدگاه‌های مختلف به ارتباط بین نابرابری درآمد و متغیرهای کلان اقتصادی توجه کرده‌اند، که در این خصوص ارتباط میان توزیع درآمد و سطح مصرف و سیاست‌های اقتصادی بیشتر مورد بررسی بوده است. سلمانی و همکاران (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای با استفاده از

۱. مجمع تشخیص مصلحت نظام، مرکز تحقیقات انتراتیو

2. Drik Kruger & Fabrizio Perri (2005)

رهیافت داده‌های تابلویی، اثرات نابرابری درآمد را بر مخارج مصرفی سرانه بخش خصوصی در کشورهای منطقه منا طی سالهای ۲۰۰۶-۱۹۷۵ مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن بود که متغیرهای نابرابری درآمد و نرخ بهره حقیقی تأثیر منفی و معنی‌داری بر مصرف بخش خصوصی داشته در حالی که تأثیر متغیر درآمد سرانه بر مصرف بخش خصوصی مثبت و معنی‌دار بوده است. فخرایی و منصوری (۱۳۸۸) در مطالعه خود، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی طی سالهای ۱۳۶۱-۱۳۸۵ به برآورد میل نهایی به مصرف برای گروه‌های درآمدی بوسیله‌ی فرضیه‌ی درآمد دائمی نسبی پرداختند از طرفی در این تحقیق اثرات توزیع درآمد بر میل نهایی به مصرف گروه‌های درآمدی نیز مورد بررسی قرار گرفت. نتایج، رابطه‌ی معنی‌داری را بین میل نهایی به مصرف در گروه‌های درآمدی و درآمد دائمی نسبی نشان داد و همچنین برآورد کوتاه‌مدت میل نهایی به مصرف نشان داد که با افزایش میل نهایی به مصرف در یک گروه درآمدی، از میل نهایی به مصرف گروه دیگر کاسته خواهد شد.

فطرس و معبودی (۱۳۸۹) با استفاده از روش داده‌های پانلی و طی دوره ۱۳۵۸-۱۳۸۵ به مطالعه‌ی عدم تقارن رفتار نابرابری مخارج مصرفی و رفتار نابرابری درآمدی و ارتباط میان توزیع مخارج مصرفی و نوسانات توزیع درآمدی را در خانوارهای شهری ایران پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان داد که مقدار نابرابری مخارج مصرفی کمتر از مقدار نابرابری درآمدی است یعنی، تمامی نوسانات و پراکندگی‌های توزیع درآمد به توزیع مخارج مصرفی منتقل نمی‌شوند. بنابراین، در گروه‌های درآمدی عدم تقارنی بین رفتار نابرابری مخارج مصرفی و رفتار نابرابری درآمدی مشاهده می‌شود.

در سایر کشورها نیز مطالعات مشابه در خصوص ارتباط مصرف و توزیع درآمد انجام شده است که اگرچه به دلیل ساختار آن کشورها معمولاً توجه ویژه‌ای به سهم تجارت در این ارتباط نشده است اما برخی مطالعات، متغیر باز بودن اقتصاد را نیز وارد مدل کرده‌اند. مسچی و مارکو^۱ (۲۰۰۷) در مقاله‌ای تحت عنوان باز بودن تجارت و نابرابری درآمد در کشورهای در حال توسعه، در مورد نتایج توزیعی جریان‌های تجارت در کشورهای در حال توسعه به بحث پرداختند و با استفاده از مدل داده‌های تابلویی اتورگرسون-استاندارد و بر اساس اطلاعات جمع‌آوری شده در دوره ۱۹۹۹-۱۹۸۰ و در میان ۷۰ کشور در حال توسعه به این نتیجه می‌رسند که جریان‌های تجارت به طور ضعیفی به نابرابری درآمد در داخل کشور منجر می‌شود.

1 . Meschi, E. & Marco, V (2007)

دویگان و گانر (۲۰۰۶)^۱ با استفاده از شاخص ضریب جینی برای دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۹ به مطالعه توزیع درآمد و توزیع مصرف خانوارهای ترکیه پرداختند. نتایج آنها نشان داد که مقدار نابرابری درآمدی و نابرابری مصرف افزایش یافته است ولی افزایش در نابرابری مصرف کمتر از افزایش در نابرابری درآمد بوده است. همچنین در مطالعه‌ی دیگری، کروگر و پری (۲۰۰۵)^۲ به بررسی روند نابرابری درآمد و اثر آن بر نابرابری مخارج مصرفی برای یک دوره ۲۵ ساله در کشور آمریکا پرداختند. نتایج آنها که با استفاده از شاخص واریانسها استخراج شده بود بر افزایش نابرابری درآمد دلالت داشت که این نابرابری درآمد موجب افزایش نابرابری مخارج مصرفی شده بود.

کوتلر و لورنس (۱۹۹۴)^۳ با استفاده از اطلاعات مربوط به جمعیت و هزینه خانوار به بررسی تغییرات در توزیع درآمد و مصرف در آمریکا پرداختند و به این نتیجه رسیدند که اولاً تغییر در مصرف به موازات تغییر در توزیع درآمد خانوارهاست، ثانیاً تغییرات در توزیع درآمد اثر معنی داری بر هزینه‌های خانوار نداشته است و ثالثاً این که این مسأله توضیحی برای وجود فقر در آمریکا نبوده است.

پنداکور (۱۹۹۸)^۴ در کانادا با استفاده از داده‌های گروه درآمدی نابرابری درآمد و نابرابری مصرف را برای دوره ۱۹۹۲-۱۹۷۸ بررسی کرد، نتایج این تحقیق نابرابری مصرف در برابر نابرابری درآمدی از رفتار با ثبات تری برخوردار بوده است.

روش‌شناسی تحقیق

بر اساس مبانی نظری موضوع و ادبیات تجربی تحقیق، مدل مورد استفاده در این مطالعه برای تبیین رابطه بین نابرابری درآمد و هزینه‌های مصرفی و همچنین سایر متغیرهای سیاستی و تجاری، بر اساس مدل خود رگرسیون برداری (VAR)^۵ می‌باشد. مزیت استفاده از این مدل، وجود ارتباط دو سویه بین متغیرها است و اینکه به لحاظ نظری، علیت دو طرفه بین اکثر متغیرها برقرار است. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق به صورت فصلی طی سالهای ۱۳۸۷-۱۳۶۷ می‌باشند که از منابع آماری حساب‌های ملی ایران توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده است. متغیرهایی که اطلاعات فصلی آنها در دسترس نبوده است، بر اساس روش دنتون و با کمک گرفتن از متغیرهای همسو و مرتبط، به صورت فصلی درآمدی است. همان طور که بیان شد هدف از انجام

-
1. Duygan, B. & Guner, G. (2006)
 2. Kruger, D. & Perri, F. (2005)
 3. Cutler, D.M. & Lawrence, F.K. (1994)
 4. Pendakur, K (1998)
 5. Var Autoregressive

این مطالعه بررسی تأثیر نابرابری درآمد روی مصرف خصوصی است؛ پس لازم است قبل از بیان روش تحقیق توضیحاتی در مورد این دو متغیر داده شود.

توزیع درآمد از جمله موضوعات مهم اقتصادی و اجتماعی است که به دلیل وجود روابط متقابل آن با متغیرهای کلان اقتصادی از جمله رشد اقتصادی، مصرف، سرمایه گذاری و ... همواره مورد توجه سیاست گذاران اقتصادی بوده است از طرفی مروری بر ادبیات موضوعی نشان می‌دهد که افزایش نابرابری درآمد می‌تواند بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله رشد اقتصادی تأثیر مثبت یا منفی داشته باشد، در این راستا برخی اقتصاددانان معتقدند که مصرف در مقایسه با سایر متغیرهای اقتصادی نظیر درآمد، متغیر مناسبی برای تجزیه و تحلیل آثار نابرابری درآمد محسوب می‌شود (سلمانی و همکاران، ۱۳۸۹).

مخارج مصرفی یکی از شاخص‌های مستقیم اندازه‌گیری میزان رفاه افراد و خانوارها می‌باشد، همچنین از نقطه نظر تئوریک و مطابق با مدل‌های رشد نئوکلاسیکی، میل نهایی به پس‌انداز به دلیل افزایش ثروت و درآمد خانوارها افزایش پیدا می‌کند که در نتیجه این امر ممکن است سهم مصرف خانوارها کاهش یابد. بنابراین از لحاظ تئوریک اثرات نابرابری درآمد بر مصرف مبهم بوده و چگونگی رابطه بین مصرف و توزیع درآمد می‌تواند با انجام مطالعات تجربی تعیین شود.

معرفی متغیرها

قبل از برآورد الگوی تجربی ایران بر اساس الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)، لازم است متغیرهای به کارگرفته شده معرفی شوند.

در این مطالعه از شش متغیر به شرح زیر استفاده شده است:

P: تورم

LM: لگاریتم نقدینگی (مجموع پول و شبه پول - میلیارد ریال)

LGi: لگاریتم ضریب جینی

LC: لگاریتم مصرف بخش خصوصی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (میلیارد ریال)

LOpen: لگاریتم درجه باز بودن تجاری (مجموع صادرات + واردات تقسیم بر تولید ناخالص داخلی) به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (میلیارد ریال)

L: نرخ بیکاری بر حسب درصد

که به جز ضریب جینی و نرخ بیکاری سایر متغیرها به صورت فصلی داده هایشان موجود بود و این دو متغیر را نیز با استفاده از روشی که در بالا توضیح داده شده فصلی گردید.

در این مقاله برای بررسی تأثیر نابرابری درآمدی بر سطح مصرف خصوصی از مدل VAR استفاده شده است بطوریکه پس از بررسی ایستایی متغیرها توسط آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، اگر کلیه

داده‌ها ایستا باشد از مدل VAR در سطح متغیرها استفاده می‌شود اما در صورتی که یک یا بیشتر از یک متغیر نایستا باشد آنگاه بایستی رابطه همجمعی بلندمدت بین متغیرهای نایستا مورد بررسی قرار گیرد. در صورت وجود حداقل یک بردار همجمعی بین داده‌های نایستا، از مدل تصحیح خطای برداری یا $VECM^1$ استفاده می‌شود اما اگر وجود رابطه همجمعی بین سری داده‌ها اثبات نشد از مدل VAR در تفاضل مرتبه اول متغیرها استفاده می‌شود (قلی زاده و براتی ۱۳۹۰).

گرنجر از مدل‌های تصحیح خطا برای آزمون علیت بین متغیرها (در صورت هم انباشته بودن متغیرها) استفاده می‌کند و معادلات آزمون علیت خود را به شکل مدل‌های زیر فرمول‌بندی می‌نماید:

$$(1-L)X_t = a_0 + b_0U_{t-1} + \sum_{i=1}^n c_{0i}(1-L)X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \partial_{0j}(1-L)Y_{t-j} + U_{1t}$$

$$(1-L)Y_t = a_1 + b_1U'_{t-1} + \sum_{i=1}^n c_{1j}(1-L)X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \partial_{1j}(1-L)Y_{t-j} + U_{2t}$$

در این جا L عبارت از عملکرد وقفه بوده U_t و U'_t جملات اخلال پایا از معادلات زیر هستند.

$$X_t = \alpha_0 + \beta_0 Y_t + U_t$$

$$Y_t = \alpha_1 + \beta_1 X_t$$

به طور کلی بر اساس الگوی تصحیح خطای برداری، تغییرات متغیر وابسته تابعی از خطای دوره قبل از حالت تعادل (عبارت تصحیح خطا) و همچنین مقادیر با وقفه تغییر در سایر متغیرهای مدل و از جمله خود متغیر است. نتیجه حاصل از الگوی تصحیح خطای برداری این است که تغییرات متغیر وابسته ناشی از خطای تعادلی است که خود تابعی از مقدار با وقفه متغیرهای مدل است. لذا بخشی از تغییر در هر یک از متغیرها که در سیستم مورد نظر به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود، نتیجه حرکت آن متغیر به سمت رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای سیستم است. لذا از طریق عبارت تصحیح خطا در الگوی تصحیح خطای برداری، کانال اضافی برای علیت گرنجری ایجاد خواهد شد.

در این مدل، علیت گرنجری (درون‌زایی متغیر وابسته) می‌تواند از طریق آزمون t معنی‌داری آماری عبارت تصحیح خطای با وقفه و یا آزمون f معنی‌داری مجموع وقفه‌های هر یک از متغیرهای توضیحی آزمون شود. معنی‌دار نبودن هر یک از این آماره‌ها در مدل تصحیح خطای برداری بیانگر برون‌زایی متغیر وابسته از نظر اقتصادسنجی است.

الگوی تصحیح خطای برداری علاوه بر تعیین جهت علیت بین متغیرها، امکان تشخیص علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت را نیز برای ما فراهم می‌کند. زمانی که متغیرها هم انباشته باشند، در کوتاه‌مدت انحراف از تعادل بلندمدت بر متغیر وابسته به عنوان نیروی حرکت‌دهنده به سمت تعادل بلندمدت منعکس خواهد شد. اگر متغیر وابسته به طور مستقیم توسط خطای تعادلی بلندمدت جلو برده شود از این بازخور متأثر می‌شود. در غیر این صورت تنها از تکانه‌های کوتاه‌مدت محیط تصادفی، متأثر خواهد شد (ابریشمی و مصطفایی ۱۳۸۰).

برآورد مدل و تحلیل نتایج

قبل از برآورد مدل ابتدا بایستی ایستایی متغیرها را مورد بررسی قرار دهیم. یک فرآیند تصادفی هنگامی ایستا می‌باشد که میانگین و واریانس در طی زمان ثابت باشد و مقدار کوواریانس بین دو دوره زمانی، تنها به فاصله یا وقفه بین دو دوره بستگی داشته و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه کوواریانس نداشته باشند. در این مطالعه برای بررسی ایستایی از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)^۱ استفاده شده است، نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته برای بررسی ایستایی متغیرها در جدول (۱) خلاصه شده است.

وقفه انتخابی برای آماره ADF توسط معیار شوارتز انتخاب شده است پس از بررسی ایستایی اگر کلیه سری داده‌ها ایستا باشد، مدل VAR در سطح متغیرها تخمین زده می‌شود اما در صورتی که یک یا بیشتر از یک متغیر نایستا باشد آنگاه بایستی به سراغ بررسی رابطه همجمعی بلندمدت بین متغیرهای نایستا برویم همان طور که در جدول (۱) مشاهده می‌کنیم سه تا از متغیرهای الگو نایستا هستند که لازم است رابطه همجمعی بعد از تعیین وقفه بهینه بین این سه متغیر بررسی شود که پس از بررسی این نتیجه حاصل شد که بین متغیرهای یکپارچه یک رابطه هم‌جمعی وجود دارد پس لازم است تمامی متغیرها را در سطح وارد کرده و بین تمامی متغیرها رابطه همجمعی بررسی شود.

قبل از بررسی هم‌انباشتگی لازم است تا طول وقفه بهینه مدل محاسبه گردد. معیار اطلاعات شوارتز وجود ۳ وقفه را برای مدل تأیید کرد، لذا وقفه بهینه برای مدل در این تحقیق ۳ انتخاب می‌شود و آزمون یوهانسون با استفاده از این وقفه محاسبه می‌شود. نتایج آزمون همجمعی در جدول (۲) آمده است.

این نتایج با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و بدون روند زمانی در کوتاه مدت بدست آمده است. اگر وجود رابطه همجمعی بین سری داده‌ها اثبات نشد از مدل VAR در تفاضل مرتبه اول متغیرها استفاده می‌شود اما در صورت وجود حداقل یک بردار همجمعی بین داده‌ها از مدل

1. Augmented Dickey-Fuller

تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده می‌شود. همان‌طور که از اطلاعات جدول بالا پیداست با توجه به هر دو آماره تریس و حداکثر مقدار ویژه وجود سه رابطه همجمعی بین متغیرهای الگو به اثبات می‌رسد، بر اساس اصول و قواعد اقتصادی و نظریات موجود در این زمینه، وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای این مطالعه قابل تایید است. منحنی فیلیپس که ارتباط بین سطح قیمت ها یا تورم و نرخ بیکاری را نشان می‌دهد $(\dot{P} - \dot{P}^e = -\beta(U - U_f))$ بیانگر ارتباط بین دو متغیر است که از بررسی رابطه همجمعی نیز قابل مشاهده است. دومین نظریه اقتصادی که با استفاده از آن می‌توان وجود رابطه همجمعی و بلندمدت بین متغیرها را توضیح داد، رابطه مربوط به سرعت گردش پول یا همان نظریه مقداری پول است. بر اساس این رابطه نیز، ارتباط بین سطح قیمت ها (یا تورم) و نقدینگی برقرار است.

$$MS/P = KY$$

$$K = 1/V$$

$$M * V = P * Y$$

پس با توجه به وجود بردار همجمعی و رابطه بلندمدت میان متغیرها مدل از الگوی تصحیح خطای برداری استفاده می‌شود، سیمز (۱۹۸۰) ادعا می‌کند به دلیل همبستگی بالای متغیرهای از پیش تعیین شده، تفسیر ضرایب تخمینی مشکل است در نتیجه ضرایب حاصل از تخمین VECM تفسیر نمی‌شود لذا برای بررسی اثرات پویای شوک ها از توابع عکس العمل و تجزیه واریانس استفاده می‌شود.

تابع عکس العمل، پاسخ یک متغیر درون زا را نسبت به تغییر در جمله خطای دیگر متغیرها در طول زمان نشان می‌دهد. پسران و شین (۱۹۹۸) توابع عکس العمل تعمیم یافته را ارائه دادند که به ترتیب قرارگیری متغیرها در مدل حساس نمی‌باشند. نمودار زیر پاسخ مصرف به شوک حاصل از سایر متغیرها را نشان می‌دهد که با برآورد توابع عکس العمل تعمیم یافته به دست آمده است. همان‌طور که از بررسی توابع واکنش آنی (یا عکس‌العمل) بدست آمده است، شوک ایجاد شده از طرف ضریب جینی بر مصرف، در بلندمدت اثری مثبت بر مصرف داشته است و این نوسانات طی حدود ۲۰ دوره (۵ سال) کاملاً باثبات می‌شود. در واقع، افزایش به اندازه یک انحراف معیار در متغیر ضریب جینی (با فرض ثابت بودن سایر متغیرها)، در سال نخست (۴ دوره ابتدایی)، منجر به افزایش در مصرف شده اما پس از آن و در دو دوره بعد، اثری کاهشی بر مصرف خواهد داشت. در بلندمدت نیز به میزان ۰.۰۵ میلیارد ریال مصرف را افزایش خواهد داد. وجود اثر مثبت بلندمدت ضریب جینی بر مصرف را می‌توان چنین تفسیر کرد که، بر اساس الگوی مصرف دوزنبری، کاهش در درآمد افراد عموماً با شدت و میزان کمتری بر مصرف تاثیر دارد و در واقع افراد الگو و میزان

مصرف خود را با کاهش درآمد به سختی کاهش می‌دهند. اما افزایش در درآمد با شدت و شیب بیشتری بر مصرف می‌افزاید. لذا، در صورت افزایش ضریب جینی و نابرابری درآمدی که کاهش درآمد یک گروه و افزایش درآمد دیگر گروه منجر می‌شود، در واقع، مصرف گروه اول کاهش چندانی نداشته اما مصرف گروه دوم به شیب بیشتری افزایش می‌یابد. این مکانیزم مصرف و درآمد در بلندمدت و بطور کلی، باعث افزایش مصرف خواهد شد. همچنین درجه باز بودن اقتصاد نیز اثر مثبتی بر مصرف دارد چرا که در اقتصاد باز تبادل کالاها در داخل و خارج افزایش یافته و منجر به آن می‌شود که بازار کالاها به بازار رقابتی نزدیک تر شود و در این بازار میزان مصرف و تولید بیشتر از حالت انحصاری است در نتیجه با کاهش قیمت‌ها افزایش مصرف را داریم و این نوسانات طی حدود ۳۰ دوره کاملاً باثبات می‌شود. در صورتی که بیکاری اثری منفی روی مصرف دارد، که از لحاظ عقلانی نیز مطلقاً است چرا که با افزایش بیکاری درآمد کاهش یافته و در نتیجه آن نیز مصرف کاهش می‌یابد.

و در آخر برای توانایی توضیح‌دهی هر یک از متغیرها روی نوسانات مصرف از تجزیه واریانس استفاده کردیم، که در جدول زیر نتایج حاصل از برآورد تجزیه واریانس مدل ارائه شده است. همانطور که نتایج حاصل از تجزیه واریانس نشان داده است، در بلندمدت خود متغیر مصرف و همچنین درجه باز بودن اقتصاد یا همان سطح تجارت، بیشترین توضیح‌دهندگی را برای نوسانات مصرفی دارد و سایر متغیرها، سطح توضیح‌دهندگی بسیار پایین‌تری دارند. در واقع چنین قابل تفسیر است که با کنترل سطح تجارت می‌توان نوسانات مصرفی را تا حد زیادی کاهش داد و همچنین وجود نوسانات زیاد در سطح تبادلات تجاری طی دوره‌های مختلف، واریانس مصرف را افزایش داده و نوسانات حاصل از سطح مصرف را نیز بالا می‌برد. نتایج آزمون علیت در جدول ۳ آمده است.

نتایج آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که ارتباط دو سویه بین متغیرهای درجه باز بودن و مصرف - درجه باز بودن و نقدینگی - نقدینگی و مصرف برقرار است. از طرفی نشان می‌دهد که تورم علت گرنجری ضریب جینی و ضریب جینی علت گرنجری بیکاری است اما عکس این روابط صادق نیست.

نتیجه گیری

این مطالعه به بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر سطح مصرف خصوصی با تأکید بر درجه باز بودن اقتصاد پرداخته است و برای این کار از الگوی تصحیح خطای برداری استفاده شده است و در مجموع این نتیجه بدست آمده است که شوک حاصل از متغیرهای ضریب جینی و درجه باز بودن و مصرف اثرات مثبت و معنی‌داری بر سطح مصرف داشته‌اند و هر افزایشی در آنها، در بلندمدت

باعث افزایش در سطح مصرفی خواهد شد. همچنین متغیر بیکاری اثری منفی بر سطح مصرف در بلندمدت مدت دارد بطوریکه شوک افزایشی حاصل از این متغیر، سطح مصرف را در بلندمدت به میزان ۰/۰۲ کاهش خواهد داد. نتایج حاصل از تجزیه واریانس نشان داده است که متغیر درجه باز بودن اقتصاد که بازگو کنندگان سطح تبادلات تجاری با خارج است، بیشترین توضیح دهندگی را نسبت به نوسانات در مصرف دارد.

بطور کلی می توان چنین تفسیر کرد که کنترل سطح تبادلات تجاری و متغیر مؤثر بر آن مثل نرخ ارز، سطح قیمت‌ها و ...، می‌تواند بر نوسانات حاصل از مصرف اثر قابل توجهی داشته باشد. با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان سیاست‌ها و پیشنهادات زیر را بیان کرد.

پیشنهادات

با توجه به نتایج می‌توان چنین پیشنهاد کرد که کنترل سطح تجارت و کاهش نوسانات در این حوزه، می‌تواند بر نوسانات مصرفی و لذا کنترل ضریب جینی تأثیر بسزایی داشته باشد و لذا پیشنهاد می‌گردد که سیاستی اتخاذ گردد که بتواند ثبات نسبی در سطح تبادلات تجاری ایجاد کند. مثلاً، حمایت‌هایی با برنامه بلندمدت، اجرای برنامه‌های هدفمند با مدیریت باثبات در خصوص توسعه، از جمله سیاستها و رویکردهایی است که می‌تواند به همراه کاهش ریسک سرمایه گذاری، امکان دسترسی بیشتر به بازارهای خارجی و اعتمادسازی در نگاه شرکای تجاری ایران، ثبات بیشتری در تبادلات تجاری ایران را ممکن سازد. همچنین از آنجاییکه افزایش بیکاری بر سطح مصرف در بلندمدت اثری منفی دارد و البته افزایش تورم و سطح قیمت‌ها اثری مثبت و بیشتر از آن بر مصرف دارد، و به دلیل اثراتی که سیاست‌های مرتبط با این دو متغیر عموماً متفاوت است، پیشنهاد می‌گردد که سیاست‌های تمرکز بر تورم و قیمت‌ها در اقتصاد ایران دنبال شود که در مجموع اگر چه ممکن است بر بیکاری تا حدودی اثری منفی داشته باشد اما به دلیل اثرات مثبت بالایی که بر مصرف دارد، باعث افزایش سطح رفاه و در نتیجه میزان مصرف جامعه خواهد شد. البته با توجه به وضعیت فعلی اقتصاد ایران، تمرکز بر کاهش تورم و ثبات سطح قیمت‌ها، نه تنها ممکن است بر بیکاری نیافزاید، بلکه ثبات در سطح متغیرهای کلان ایجاد کرده و انگیزه و مشوقی برای سرمایه‌گذاران و لذا افزایش سطح اشتغال نیز باشد.

فهرست منابع:

۱. ابریشمی، ح. و آ. مصطفایی. ۱۳۸۰ بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده های عمده نفتی در ایران. مجله دانش و توسعه. ۴۵-۱۱.
۲. سلمانی، ب.، ح. اصغرپور، ع. دهقانی، و م. فشاری. ۱۳۸۹. تأثیر نابرابری درآمد بر مصرف بخش خصوصی (مطالعه موردی کشورهای منطقه منا). مجله دانش و توسعه. ۱۷(۳۴): ۲۱۲-۱۹۳.
۳. طیبی، س. ک. و ب. طیبی. ۱۳۹۰. اثر باز بودن تجارت بر نابرابری درآمدی: مورد ایران و شرکای تجاری. فصلنامه پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی. ۱(۴): ۳۶-۱۱.
۴. فخرایی، ع. ا. و س. ا. منصوری. ۱۳۸۸. برآورد میل نهایی به مصرف در گروه های درآمدی بر اساس فرضیه درآمد دائمی نسبی در ایران. مجله دانش و توسعه. ۱۷(۲۹): ۳۸-۲۱.
۵. فطرس، م. ح. و ر. معبودی. ۱۳۸۹. بررسی عدم تقارن نابرابری درآمدی و نابرابری مخارج مصرفی (مطالعه موردی خانوارهای شهری ایران، در دوره زمانی ۱۳۵۸-۱۳۸۵). مجله دانش و توسعه. ۱۷(۳۲): ۲۱۷-۱۹۶.
۶. قلی زاده، ع. ا. و ج. براتی. ۱۳۹۰. تأثیر سیاست های پولی و مالی بر سرمایه گذاری مسکونی در اقتصاد باز. فصلنامه پژوهش ها و سیاست های اقتصادی. ۱۹(۵۸): ۵۰-۳۱.
7. Cutler, D.M., & F.K. Lawrence 1994. Rising Inequality? Changes in the Distribution of Income and Consumption in the 1980s. NBER Working Papers. No. 3964. National Bureau of Economic Research.
8. Duygan, B., & N. Guner. 2006. Income and consumption inequality in the Turkey: What Role Does Education Pay? The Turkish Economy: The Real Economy Corporate Governance and Reform and Stabilization Policy. RoutledgeGurzon Studies in Middle Eastern Economies. Chapter 2.
9. Kruger, D., & F. Perri. 2005. Does Income Inequality Lead to Consumption Equality? Evidence and Theory. Federal Reserve Bank of Minneapolis. Research Department Staff Report 363.
10. Meschi, E. & M. Vivarelli 2007. Trade Openness and Income Inequality In developing Countries, CSGR Working Paper Series 232/07.
11. Pendakur, K. 1998. Changes in Canadian Family Income and Family Consumption Inequality between 1978 and 1992. Review of Income and Wealth. 44(2): 259-283.

12. Pesaran, M.H., & Y. Shin. 1998. Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Model. *Economics Letters* 58.17-29.
13. Sims, C. 1980. *Marco Economics and Reality*, *Econometrics* 48.

پیوست‌ها

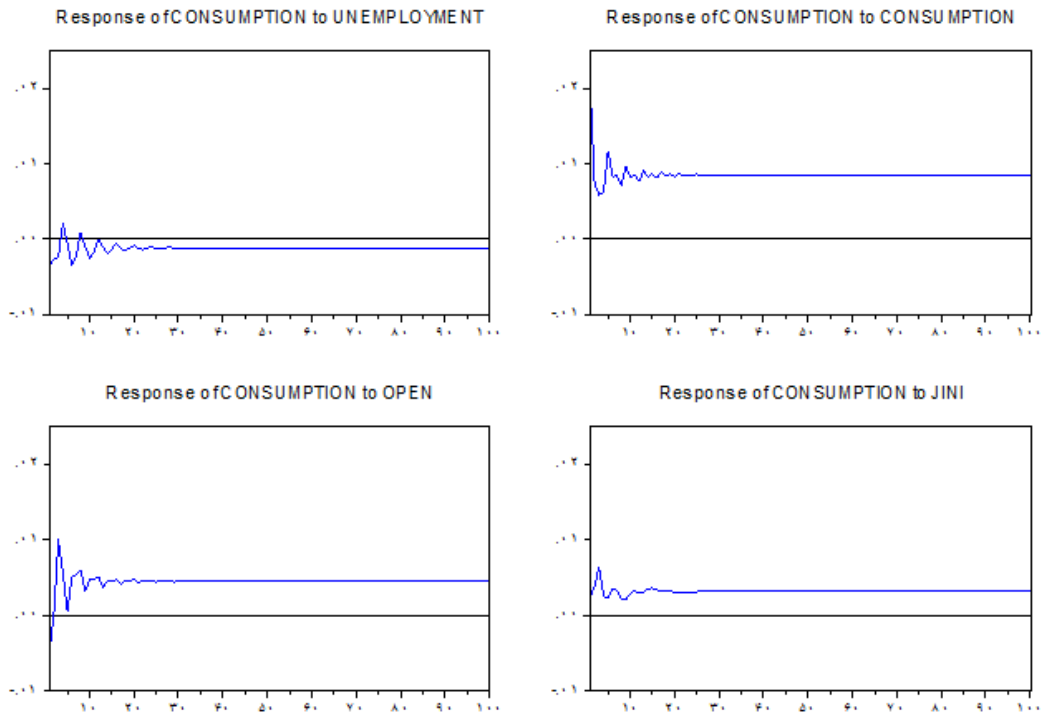
جدول ۱- آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته برای بررسی ایستایی متغیرها

متغیرها	عرض از مبدا	روند	آماره آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته	معنی داری در سطح ۵ درصد	نتیجه آزمون
P	*	-	-۳/۵۷	-۲/۸۹	I(0)
LM	*	*	-۳/۷۵	-۳/۴۶	I(0)
LGi	*	-	-۲/۹۱	-۲/۸۹	I(0)
D(LC)	*	-	-۵/۹۱	-۲/۸۹	I(1)
D(LOpen)	-	-	-۱۱/۲۴	-۱/۹۴	I(1)
D(U)	-	-	-۲/۸۲	-۱/۹۴	I(1)

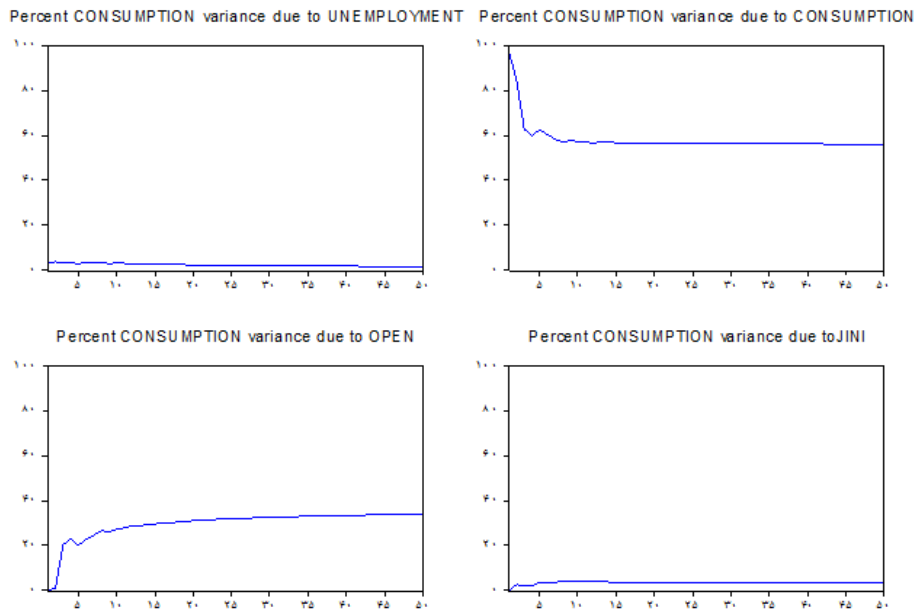
وقفه انتخابی برای آماره ADF توسط معیار شوارتز انتخاب شده است

جدول ۲: نتایج آزمون هم‌جمعی یوهانسون

حداکثر مقادیر	ماتریس اثر	نوع آزمون
۵/۴۱	۹/۵۴	مقدار آماره ی آزمون
۴/۱۲	۴/۱۲	
۱۵/۸۹	۲۰/۲۶	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪
۹/۱۶	۹/۱۶	
۰/۸۴	۰/۶۸	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
۰/۳۹	۰/۳۹	
۳	۳	تعداد بردار هم‌انباشتنی گزارش شده



نمودار ۱- عکس العمل مصرف به یک انحراف معیار تغییر متغیرها



نمودار ۲- نتایج تجزیه واریانس

جدول ۳- نتایج آزمون گرنجر

متغیرها	آماره F	Prob (0.05)
$L_{OPEN} \Leftrightarrow L_C$	۲/۸۷	۰/۰۴
$L_M \Leftrightarrow L_{OPEN}$	۳/۰۵	۰/۰۳
$L_M \Leftrightarrow L_C$	۵/۶۹	۰/۰۰۱۴
$P \rightarrow L_{Gi}$	۱۰/۵۷	۰/۰۰۰۰۰۷
$L_{Gi} \rightarrow U$	۱۱/۲۰	۰/۰۰۰۰۰۴
	۶/۰۵	۰/۰۰۱۰
	۲/۷۵	۰/۰۴۸
	۳/۰۲	۰/۰۳