دوفصلنامهٔ علمی - پژوهشی
جستارهای اقتصادی ایران
س۱۰، ش۱۹، بهار و تابستان ۱۳۹۲
صفحات ۹۱-۱۱۰

Biquarterly Journal
of
Iran's Economic Essays
Vol.10, No.19, Spri ng & summer 2013

بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر مخارج مصرفی سرانه بخش خصوصی در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی

دکتر محمدعلی مولایی*
دکتر علی دهقانی**
دکتر مجید فشاری***

چکیده

بررسی تأثیر توزیع درآمد بر مخارج مصرفی و پس‌انداز بخش خصوصی همواره در ادبیات رشد اقتصادی مورد توجه قرار گرفته و بخش عمده‌ای از مطالعات تجربی را در این زمینه به خود اختصاص داده است. برای این منظور، هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر مخارج مصرفی سرانه بخش خصوصی در ۵۷ کشور عضو سازمان همکاری اسلامی طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۹م است. در این راستا و با روش حداقل مربعات پویا در داده‌های تابلویی رابطه تعادلی بلندمدت میان نابرابری درآمد و مخارج مصرفی سرانه بخش خصوصی برآورد شده است. نتایج تخمین مدل بر برقراری رابطه بلندمدت بین متغیرهای آن دلالت دارد و متغیرهای ضریب جینی و نرخ بهره حقیقی تأثیر منفی و درآمد سرانه تأثیر مثبت و معنادار بر مخارج مصرفی سرانه بخش خصوصی دارد. با توجه به نتایج این مقاله، مهم‌ترین توصیه سیاستی آن است که سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی در این گروه از کشورها ضمن ارتقای ظرفیت تولید و رشد اقتصادی با به‌کارگیری سیاست‌های مناسب به افزایش مخارج مصرفی بخش خصوصی مبادرت ورزند.

واژه‌های کلیدی: مصرف بخش خصوصی، نابرابری درآمد، روش حداقل مربعات پویا در داده-های تابلویی و کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی.
طبقه‌بندی JEL: C23, D31, E21.

---

* استادیار دانشگاه شاهرود
Email: molaei@shahroodut.ac.ir
** استادیار دانشگاه شاهرود (نویسنده مسئول)
Email: ali_dehghani@shahroodut.ac.ir
*** استادیار دانشگاه علوم اقتصادی
Email: m.feshari@ues.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۲/۲۵
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱/۲۰

۱. مقدمه

بررسی ارتباط میان توزیع درآمد، مخارج مصرفی و پس‌انداز در ادبیات رشد اقتصادی و نظریه‌های نئوکلاسیکی مصرف مورد توجه قرار گرفته است. در واقع، بحث دربارهٔ تأثیر نابرابری درآمد بر مصرف و پس‌انداز در الگوهای نئوکلاسیکی رشد نظیر الگوی سولو و سوان و نیز مدل‌های نئوکینزی رشد همانند لوئیس[۱] (۱۹۵۴)، کالدور[۲] (۱۹۵۷) و پاسینتی[۳] (۱۹۶۲) جزء موضوعات اساسی این مدل‌های رشد محسوب می‌شود. ارتباط میان متغیرهای نابرابری درآمد و مخارج مصرفی در چارچوب ادبیات اقتصاد خرد و کلان قابل بررسی است.

بر مبنای الگوی اقتصاد کلان و نظریه‌های کلاسیکی مصرف، در صورتی که با افزایش درآمد، میل نهایی به مصرف کاهش یابد، انتظار می‌رود با افزایش نابرابری درآمد در میان گروه‌های درآمدی جامعه، مخارج مصرفی نیز کاهش یابد. بنابراین یک ارتباط معکوس میان نابرابری درآمد و مخارج مصرفی برقرار است. در ادبیات اقتصاد خرد و با فرض ثبات سطح درآمد خانوار، می‌توان انتظار داشت که نابرابری درآمد هیچ تأثیری بر مخارج مصرفی خانوارها نداشته باشد. لذا در این حالت بین نابرابری درآمد و مخارج مصرفی بخش خصوصی ارتباط معناداری برقرار نیست.

از آنجا که بیشتر مطالعات در زمینه ارتباط میان این دو نظیر مطالعات ساهوتا[۴] (۱۹۹۳)، کوک[۵] (۱۹۹۵) و هانگ[۶] (۱۹۹۵)، کرای[۷] (۲۰۰۰)، منگ[۸] (۲۰۰۳)، کویجس[۹] (۲۰۰۶)، وی وی و ژانگ[۱۰] (۲۰۰۹)، کین و همکاران (۲۰۰۹)[۱۱] و چامون و پراساد[۱۲] (۲۰۱۰) در سطح کلان و به صورت بین کشوری انجام شده، لذا لازم است ارتباط میان متغیرهای نابرابری درآمد و مخارج مصرفی بخش خصوصی در بعد کلان و از نقطه نظر تئوری‌های مصرف بررسی شود.

مطالعات تجربی در این زمینه نشان می‌دهند که نابرابری درآمد تأثیر متفاوتی بر مخارج مصرفی دارند. در مطالعات ساهوتا[۱۳] (۱۹۹۳)، کوک[۱۴] (۱۹۹۵) و هانگ[۱۵] (۱۹۹۵) و جین و دیگران[۱۶] (۲۰۱۱) افزایش نابرابری درآمد منجر به کاهش مخارج مصرفی و افزایش میزان پس‌انداز شده است؛ درحالی‌که در برخی مطالعات دیگر از جمله کویجس (۲۰۰۶) و وی و ژانگ (۲۰۰۹) افزایش نابرابری درآمد به افزایش مخارج مصرفی منجر شده است. نتایج تجربی این

1. Lewis.
2. Kaldor.
3. Pasinetti.
4. Sahota.
5. Cook.
6. Hong.
7. Kraay.
8. Meng.
9. Kuijs.
10. Wei and Zhang.
11. Qin et al.
12. Chamon and Prasad.
13.Sahota.
14. Cook.
15. Hong.
16. Jin et al.

مطالعات بیانگر این است که تحت شرایط نوسانات مقطعی و گذرا در سطح درآمد و نیز در صورت هموارسازی جریانات مصرف خانوارها، ممکن است افزایش اختلاف درآمدی بین گروه‌های جامعه، افزایش مخارج مصرفی را در دوره‌های آتی به همراه داشته باشد.

مروری بر سابقه پژوهش در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی نشان می‌دهد که تاکنون مطالعه‌ای در راستای تأثیر نابرابری درآمد بر مخارج مصرفی بخش خصوصی انجام نشده است.[۱] لذا به‌منظور جبران خلأ مطالعاتی موجود در این زمینه، این مقاله بر آن است تا با استفاده از روش حداقل مربعات پویا در داده‌های تابلویی رابطه بلندمدت میان متغیرهای نابرابری درآمد و مخارج مصرفی بخش خصوصی در ۵۷ کشور عضو سازمان همکاری اسلامی[۲] طی سال‌های ۱۹۸۰–۲۰۰۹م برآورد کند.

۲. مبانی نظری

در زمینه ارتباط بین مخارج مصرفی و پس‌انداز و نابرابری در توزیع درآمد، نظریه‌های مختلفی وجود دارد. بر اساس مدل‌های رشد نئوکلاسیکی، کارگران و سرمایه‌داران از لحاظ ویژگی‌های پس‌انداز یکسان هستند؛ درحالی‌که در مدل‌های رشد نئوکینزی لوئیس[۳] (۱۹۵۴) و کالدور[۴] (۱۹۵۷) کارگران و سرمایه‌داران دارای ویژگی‌های متفاوت مصرف و پس‌انداز می‌باشند.

لوئیس بیان می‌کند که پس‌انداز تابعی از سود بنگاه‌هاست و از آنجا که سودآوری بنگاه‌ها و تولیدکنندگان در بخش‌های مدرن و صنعتی اقتصاد بیشتر است، در نتیجه پس‌انداز نیز در بخش‌های مدرن و صنعتی اقتصاد بیشتر خواهد بود. به عبارت دیگر، تولیدکنندگان در این بخش‌ها نسبت بیشتری از درآمد خود را پس‌انداز و سایر گروه‌های درآمدی جامعه به میزان کمتری پس‌انداز می‌کنند. از طرف دیگر، در مدل کالدور، کارگران بخش بیشتری از درآمد خود را مصرف می‌کنند و در نتیجه سهم سود این گروه جامعه در درآمد ملی، به نسبت سرمایه‌گذاری به تولید بستگی دارد. پاسینتی[۵] (۱۹۶۲) فرض می‌کند که میل نهایی به پس‌انداز در میان گروه‌های مختلف افراد با یکدیگر متفاوت است؛ به‌طوری‌که میزان پس‌انداز کارگران صفر نیست بلکه آنها بخشی از درآمد خود را پس‌انداز می‌کنند. افزون بر این به‌دلیل نامتجانس بودن[۶] مصرف‌کنندگان، تئوری‌های رشد نئوکلاسیکی اخیر به به رابطه غیرخطی بین مصرف، پس‌انداز و درآمد توجه می‌کنند (کروگر و پری،[۷] ۲۰۰۲، ص۴–۵).

---

۱. از مطالعات انجام شده به صورت بین کشوری در زمینه تأثیر نابرابری درآمد بر مخارج مصرفی بخش خصوصی می‌توان به مطالعه سلمانی و همکاران (۱۳۸۹) اشاره کرد.

2. Organization of Islamic Countries (OIC).
3. Lewis.
4. Kaldor.
5. Pasinetti.
6. Heterogeneity.
7. Krueger and Perri.

یکی دیگر از نظریه‌هایی که به ارتباط میان مخارج مصرفی و پس‌انداز با نابرابری درآمد می‌پردازد، نظریه ادوار زندگی[1] است. این نظریه مطرح توسط کوتلیکوف و سامرز[2] (۱۹۸۸) بیان می‌کند در صورتی که میراث و ارث به‌عنوان کالای لوکس در نظر گرفته شود، مخارج مصرفی در میان گروه‌های درآمدی بالا و مصرف‌کنندگان ثروتمند کاهش و به تبع آن میزان پس‌انداز در این گروه از افراد جامعه افزایش می‌یابد.

براساس این نظریه، ثروت فقط در میان گروه‌های درآمدی بالا متمرکز است و لذا با افزایش نابرابری درآمد انتظار بر این است که مخارج مصرفی در میان تمامی گروه‌های درآمدی جامعه کاهش یابد. بنابراین این نظریه ارتباط معکوس بین مخارج مصرفی و نابرابری درآمد را نتیجه می‌گیرد و ارث در تأثیرگذاری نابرابری درآمد بر مصرف و پس‌انداز نقش مهمی را ایفا می‌کند (براون،[3] ۲۰۰۴، ص۲۹۹).

یکی دیگر از نظریه‌هایی که به ارتباط میان مخارج مصرفی و نابرابری درآمد می‌پردازد، نظریه دیتون[4] (۱۹۹۱) است. این نظریه بحث محدودیت‌های اجباری استقراض را که خانوارها با آن مواجه هستند مطرح و بیان می‌کند که با افزایش محدودیت‌های اجباری در زمینه استقراض و وام‌گیری برای خانوارها، مصرف‌کنندگان از دارایی‌های خود برای تأمین مخارج مصرفی استفاده می‌کنند. بنابراین با اعمال محدودیت‌های استقراض بخش عمده‌ای از درآمد خانوارها صرف مخارج مصرفی می‌شود و میزان پس‌انداز در جامعه کاهش می‌یابد. با افزایش نابرابری درآمد می‌توان انتظار داشت که میزان پس‌انداز کاهش و در نتیجه مخارج مصرفی افزایش یابد. این نظریه برخلاف نظریه ادوار زندگی، نقش محدودیت‌های اجباری استقراض را در ارتباط میان نابرابری درآمد و مخارج مصرفی نتیجه می‌گیرد (کین و همکاران،[5] ۲۰۰۹، ص۷۱–۷۳).

از دیگر کانال‌های تأثیرگذاری توزیع درآمد بر مخارج مصرفی و پس‌انداز، می‌توان به نقش مالیات و مخارج دولت اشاره کرد. تحت این شرایط و در صورتی که نابرابری درآمد در بین گروه‌های جامعه افزایش یابد، تقاضا برای اجرای سیاست‌های بازتوزیعی همانند وضع مالیات بر گروه‌های درآمدی بالا افزایش و در نتیجهٔ آن بازدهی سرمایه‌گذاری در سرمایه‌های فیزیکی و انسانی کاهش می‌یابد. با کاهش بازدهی سرمایه‌گذاری انتظار می‌رود میزان سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی نیز کاهش یابد. بنابراین افزایش نابرابری درآمد می‌تواند منجر به کاهش درآمد و در نتیجه کاهش مخارج مصرفی شود (جین و همکاران،[6] ۲۰۱۱، ص۱۹۷–۱۹۸).

1. Life Cycle Theory.
2. Kotlikoff and Summers.
3. Brown.
4. Deaton.
5. Qin et al.
6. Jin et al.

از دیگر نظریه‌هایی که به ارتباط میان توزیع درآمد، مصرف و پس‌انداز اشاره دارد، نظریه بکر[1] (۱۹۷۵) است. در این نظریه، اگر بازدهی کاهنده نسبت به سرمایه انسانی وجود داشته باشد، در آن صورت افراد فقیر و گروه‌های درآمدی پایین نسبت به ثروتمندان، به مقدار بیشتری در سرمایه انسانی سرمایه‌گذاری خواهند کرد. زیرا در الگوی حسابداری رشد متعارف، مخارج مربوط به سرمایه انسانی به‌عنوان مصرف در نظر گرفته می‌شود. بنابراین، در این حالت نرخ پس‌انداز افراد فقیر و با گروه درآمدی پایین به مراتب کمتر از افراد ثروتمند جامعه است که در نتیجه آن میزان مصرف گروه‌های درآمدی پایین بیشتر خواهد بود (بیسوال،[2] ۲۰۰۲، ص۵۲۲).

افزون بر این، میزان مصرف و پس‌انداز احتیاطی[3] نیز دلالت بر رابطه میان مصرف، پس‌انداز و توزیع درآمد دارد. در این حالت مصرف‌کنندگان با وجود سطح درآمد و ثروت پایین، به‌منظور اجتناب از تعادل احتیاطی خود تمایل به متراکم‌تر کردن مصرف دارند. بنابراین، برای این گروه درآمدی، میل نهایی به مصرف بیشتر از مصرف‌کنندگانی خواهد بود که تمایل بیشتری به مصرف دارند.[4]

در جمع‌بندی نظریه‌های مطرح در مورد ارتباط میان مخارج مصرفی و نابرابری درآمد می‌توان گفت که در برخی نظریه‌ها ارتباط مستقیم و در بعضی دیگر ارتباط معکوس بین این دو متغیر وجود دارد. با توجه به موارد یادشده لازم است در مدل‌سازی تحقیق و با در نظر گرفتن تأثیر سایر متغیرهای توضیحی ارتباط میان متغیرهای نابرابری درآمد و مخارج مصرفی بررسی و سازگاری آن با هر یک از نظریه‌های یادشده مطالعه شود.

۳. مروری بر مطالعات تجربی

در زمینه بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مطالعات متعددی در خارج و داخل کشور صورت گرفته است. بررسی ادبیات موضوعی تحقیق بیانگر این است که مطالعات محدودی در زمینه تأثیر نابرابری درآمد بر مخارج مصرفی و پس‌انداز انجام شده است. در ادامه مهم‌ترین مطالعات تجربی در خصوص رابطه بین نابرابری درآمد و مخارج مصرفی بررسی می‌شود.

ساهوتا[5] (۱۹۹۳) با استفاده از اطلاعات ۶۵ کشور در حال توسعه و صنعتی رابطه میان نابرابری درآمد و پس‌انداز را در سال ۱۹۷۵ بررسی کرده است. نتایج تجربی این مطالعه نشان

1. Becker.
2. Biswal.
3. Precautionary Saving.
۴. برای مطالعه بیشتر ر.ک: Carroll & Kimball (1996).
5. Sahota.

می‌دهد که ضریب جینی به‌عنوان متغیر جایگزین نابرابری درآمد، تأثیر مثبت و معناداری بر نرخ پس‌انداز این کشورها داشته است.

هانگ[1] (۱۹۹۵) رابطه میان نابرابری درآمد و نرخ پس‌انداز داخلی را برای ۶۴ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۶۰–۱۹۸۰م بررسی می‌کند و نشان می‌دهد میان نابرابری درآمد و نرخ پس‌انداز رابطه مثبت و معنادار برقرار است.

ادواردز[2] (۱۹۹۶) رابطه میان پس‌انداز بخش خصوصی و نابرابری درآمد را برای مجموعه‌ای از کشورهای در حال توسعه و عضو OECD طی سال‌های ۱۹۷۰–۱۹۹۲م بررسی می‌کند. یافته‌های تجربی این مطالعه بیانگر آن است که ضریب جینی به‌عنوان متغیر جایگزین نابرابری درآمد، تأثیر مثبت و معناداری بر پس‌انداز بخش خصوصی در این گروه کشورها داشته است.

کین و پراساد[3] (۱۹۹۹) با استفاده از آمار و اطلاعات هزینه و بودجه (درآمد) خانوارها در سال‌های ۱۹۸۵–۱۹۹۲م ارتباط مصرف و نابرابری درآمد در لهستان را بررسی کرده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که هم‌زمان با افزایش نابرابری درآمد، افزایش در مصرف و فقر نیز مشاهده شده است.

برت و همکاران[4] (۲۰۰۰) در مطالعه خود با استفاده از داده‌های هزینه و درآمد خانوار رابطه میان نابرابری درآمد و مخارج مصرفی در خانوارهای استرالیا را طی سال‌های ۱۹۷۵ و ۲۰۰۳ بررسی می‌کند. آنها در این مطالعه به این نتیجه می‌رسند که در دوره مورد بررسی نابرابری درآمد همواره افزایش یافته و نابرابری درآمد تأثیر منفی و معنادار بر مخارج مصرفی خانوارها داشته است.

کروگر و پری[5] (۲۰۰۲) و (۲۰۰۶) با استفاده از اطلاعات درآمد و مخارج خانوارها و همچنین مدل تعادل عمومی قابل محاسبه[6] تأثیر نابرابری درآمد بر مصرف در آمریکا طی سال‌های سال‌های ۱۹۷۲–۱۹۹۸م را بررسی می‌کند. یافته‌های مطالعه آنان نشان می‌دهد که افزایش در نابرابری درآمد منجر به افزایش نابرابری مصرف می‌شود.

بیسوال[7] (۲۰۰۲) در مطالعه‌ای رابطه بین نابرابری درآمد و مصرف را در کانادا طی سال‌های ۱۹۶۹–۱۹۹۶م بررسی می‌کند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که با افزایش نابرابری درآمد، مصرف کاهش می‌یابد.

اورواشی[8] (۲۰۰۲) در مقاله‌ای رابطه میان نابرابری درآمد و مصرف در کانادا طی سال‌های ۱۹۶۶–۱۹۹۶م را بررسی می‌کند. وی در این مطالعه به این نتیجه می‌رسد که نابرابری درآمد تأثیر معناداری بر کاهش مخارج مصرفی در این کشور نداشته است.

---

1. Hong.
2. Edwards.
3. Keane & Prasad.
4. Barret et al.
5. Krueger and Perri.
6. General Equilibrium Model.
7. Biswal.
8. Urvashi.

براون[1] (۲۰۰۴) در مطالعه خود به بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و مصرف در آمریکا طی سال‌های ۱۹۷۸–۲۰۰۰م می‌پردازد. وی در این مطالعه به این نتیجه می‌رسد که نابرابری درآمد تأثیر منفی و معنادار بر مصرف بخش خصوصی دارد.

گراویس و همکاران[2] (۲۰۱۰) در مقاله‌ای رابطه بین نابرابری درآمد، ثروت و مصرف در را طی سال‌های ۱۹۷۶–۲۰۰۵م بررسی می‌کند. آنها در این مطالعه به این نتیجه می‌رسند که در دوره مورد بررسی نابرابری درآمد افزایش یافته که این امر منجر به افزایش نابرابری مصرف در این کشور شده است.

میر و سولیوان[3] (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای با استفاده از اطلاعات هزینه و درآمد خانوارها به بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر مخارج مصرفی آمریکا طی سال‌های ۱۹۶۳–۲۰۰۸م می‌پردازند. آنها در این مطالعه نتیجه می‌گیرند نابرابری درآمد منجر به کاهش مخارج مصرفی در سال‌های مورد بررسی شده است.

کای و همکاران[4] (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های درآمد و مخارج خانوارهای شهری به بررسی رابطه بین درآمد و نابرابری مصرف در مناطق شهری چین طی سال‌های ۱۹۹۲–۲۰۰۳م می‌پردازند. آنها در مطالعه خود به این نتیجه می‌رسند که درآمد تأثیر معناداری بر نابرابری مصرف در دوره مورد مطالعه نداشته است.

دانفلت و دیگران[5] (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای تأثیر نابرابری درآمد بر مخارج مصرفی کشور سوئد را طی سال‌های ۱۹۸۸–۲۰۰۵ بررسی کرده‌اند. آنها در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که نابرابری درآمد تأثیر منفی و معنادار بر مخارج مصرفی در دوره مورد بررسی داشته است.

جین و دیگران[6] (۲۰۱۱) با بهره‌گیری از اطلاعات هزینه و درآمد خانوارهای شهری به بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر مصرف در چین طی سال‌های ۱۹۹۷–۲۰۰۶م پرداخته‌اند. یافته‌های تجربی این مطالعه نشان می‌دهد نابرابری درآمد تأثیر منفی و معنادار بر مخارج مصرفی گروه‌های درآمدی پایین و افراد جوان داشته است.

آگویار و بیلس[7] (۲۰۱۱) با استفاده از اطلاعات هزینه و درآمد خانوار تأثیر نابرابری درآمد بر نابرابری مخارج مصرفی را در آمریکا طی سال‌های ۱۹۸۰–۲۰۰۷م بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه دلالت بر تأثیرگذاری مستقیم نابرابری درآمد بر نابرابری مخارج مصرفی دارد.

در جمع‌بندی مطالعات می‌توان بیان کرد که در برخی مطالعات تجربی نابرابری درآمد تأثیر مستقیم و در برخی دیگر تأثیر منفی بر مخارج مصرفی داشته است. از آنجا که در خصوص

1. Brown.
2. Geravis et al.
3. Meyer and Sullivan.
4. Cai et al.
5. Daunfeldt et al.
6. Jin et al.
7. Aguiar and Bils.

کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی مطالعه تجربی در ایـن راسـتا انجـام نشـده اسـت؛ لـذا انجام این مطالعه در این گروه از کشورها دارای نوآوری است و می‌تواند مکمـل مطالعـات تجربـی بین کشوری در کشورهای در حال توسعه قلمداد شود.

۴. معرفی مدل تحقیق، پایگاه داده‌ها و اطلاعات آماری

براساس مبانی نظری موضوع و ادبیات تجربی تحقیق، مدل ایـن مطالعـه بـرای تبیـین رابطـه میـان نابرابری درآمد و هزینه‌های مصـرفی از مـدل مطالعـه گـراویس و همکـاران (۲۰۰۹) و دانفلـت و دیگران (۲۰۱۰) و با اندکی تعدیلات در مورد کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی استخراج شده است. شکل کلی مدل مورد استفاده در مطالعات یادشده به‌صورت زیر است:

(۱)

$$LPCON_{it} = \alpha_i + \alpha_1 LPCINC_{it} + \alpha_2 IR_{it} + \alpha_3 LGINI_{it} + \alpha_4 LCPI_{it} + \varepsilon_{it}$$

در رابطه بالا LPCON لگاریتم مصرف سرانه بخش خصوصی به قیمـت ثابـت سـال ۲۰۰۰؛ LPCINC لگاریتم درآمد سرانه (تولید ناخالص داخلی سرانه) به قیمـت ثابـت سـال ۲۰۰۰؛ IR نرخ بهره سپرده‌های دیداری؛ LGINI لگاریتم ضریب جینی (شاخص نـابرابری درآمـد) و LCPI لگاریتم شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی است. α_i نیز بیانگر آثار ثابـت یـا آثـار انفـرادی کشورها است.

تعدیلات صورت گرفته در مورد مدل یادشده به این صورت است که به‌جای دو متغیر نرخ بهره سپرده‌های دیداری و شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی از متغیر نرخ بهـره حقیقـی اسـتفاده شده است.[۱] زیرا بر طبق مباحث اقتصاد کلان، متغیر نرخ بهره حقیقی یکی از مهم‌ترین متغیرهـای مؤثر بر میزان مصرف بخش خصوصی است؛ به‌طوری‌که ارتباط میان نرخ بهره حقیقی و مصرف از طریق تئوری مصرف بین دوره‌ای فیشر قابل تبیین است. طبق تئوری مصرف بین دوره‌ای فیشر، اگـر مصرف تابعی از ثروت حقیقی در نظر گرفتـه شـود، در ایـن صـورت تغییـرات نـرخ بهـره حقیقـی می‌تواند از طریق اثر جانشـینی و درآمـدی، مصـرف را در طـی دوره تحـت تـأثیر قـرار دهـد. اثـر جانشینی افزایش نرخ بهره حقیقی دلالت بر کاهش مصرف دوره جاری و افزایش مصرف دوره‌های آتی و اثر درآمدی دلالت بر افزایش مصرف در طول دوره دارد. بنابراین، اثـر افـزایش نـرخ بهـره بـر

۱. دلیل استفاده از متغیر نرخ بهره حقیقی به‌جای دو متغیر نرخ بهره سپرده‌های دیداری اسـمی و شـاخص قیمـت کالاهـا و خدمات مصرفی آن است که متغیر مصرف سرانه بخش خصوصی یک متغیر حقیقی و از لحاظ تئوریکی تابعی از نـرخ بهره حقیقی است نه نرخ بهره اسمی. هر چند از طریق فرمول فیشر، نرخ بهره حقیقی به نـوعی بـا ایـن دو متغیـر مـرتبط است و براساس رابطه فیشر تفاضل نرخ بهره اسمی و نرخ تورم است. این امر سبب می‌شود قاعده آکام مبنـی بـر اصـل «قلت متغیرهای توضیحی مدل» نیز رعایت شود.

مصرف به برآیند دو اثر جانشینی و درآمدی بستگی دارد و می‌تواند مثبت، منفی یا صفر باشد (منکیو،[1] ۲۰۰۳، ص۴۴۳-۴۴۴).

همچنین اثر کینزی نیز دلالت بر رابطه معکوس بین نرخ بهره حقیقی و مصرف دارد؛ به‌طوری‌که طبق اثر کینزی، با افزایش نرخ بهره حقیقی سرمایه‌گذاری حقیقی کاهش می‌یابد و این امر موجب کاهش درآمد حقیقی می‌شود و در نتیجه مصرف کاهش می‌یابد (شاکری، ۱۳۸۷، ص۳۴۲-۳۴۷).

از این‌رو با در نظر گرفتن تحلیل‌های تئوریکی انجام شده، می‌توان مدل تعدیل‌یافته را در خصوص کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی به‌صورت زیر تصریح کرد:

(۲)

$$LPCON_{it} = \alpha_i + \alpha_1 LPCINC_{it} + \alpha_2 R_{it} + \alpha_3 LGINI_t + \varepsilon_{it}$$

در رابطه بالا LPCON لگاریتم مصرف سرانه بخش خصوصی؛ LPCINC لگاریتم درآمد سرانه (تولید ناخالص داخلی سرانه)؛ R نرخ بهره حقیقی[2] و LGINI لگاریتم ضریب جینی (متغیر جانشین[3] برای نابرابری درآمد) است.

گفتنی است که تمامی داده‌ها و اطلاعات متغیرهای مدل از لوح فشرده شاخص‌های توسعه بانک جهانی[4] (۲۰۱۱) برای سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۹م استخراج شده است.

۵. نتایج تجربی

در این مطالعه از روش حداقل مربعات پویا[5] برای برآورد رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای نابرابری درآمد و مصرف سرانه بخش خصوصی در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی استفاده شده است. این روش که توسط کائو و چیانگ[6] (۲۰۰۰) پیشنهاد شده است، یکی از روش‌های برآورد رابطه بلندمدت در داده‌های تابلویی محسوب می‌شود. مطالعات شبیه‌سازی مونت کارلو نشان داده است که روش حداقل مربعات پویا در مقایسه با سایر روش‌های تخمین رابطه بلندمدت نظیر حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده[7] دارای مجذور میانگین خطای کمتری در نمونه‌های کوچک است.

افزون بر این، روش حداقل مربعات پویا یک روش پارامتریک در تخمین پارامترها است و مشکل همبستگی بین متغیرهای توضیحی و جملات اختلال را با لحاظ مقادیر تفاضل وقفه‌دار

---

1. Mankiw.

۲. از آنجا که برخی از کشورهای مورد بررسی در این مطالعه نرخ بهره حقیقی منفی دارند؛ بنابراین متغیر نرخ بهره حقیقی به‌صورت خطی و بدون در نظر گرفتن لگاریتم در مدل لحاظ شده است.

3. Proxy.

4. World Development Indicators (WDI).

5. Dynamic Ordinary Least Square (DOLS).

6. Kao and Chiang.

7. Fully Modified Ordinary Least Square (FMOLS).

پیشین[1] و پسین[2] متغیرهای توضیحی و وابسته رفع می‌کند. همچنین در این روش، وقفه بهینه تفاضل وقفه‌دار متغیرهای توضیحی و وابسته براساس آماره‌های آزمون آکائیک و شوارتز–بیزین تعیین می‌شود (کائو و چیانگ،[3] ۲۰۰۰، ص۱۸۲–۱۸۳).

نکته مهم در روش تخمین حداقل مربعات پویا این است که این تخمین زننده‌ها امکان تخمین بردار هم‌جمعی را در حالتی که مرتبه جمعی متغیرها متفاوت باشد نیز فراهم می‌کنند. یکی دیگر از مزایای روش حداقل مربعات پویا این است که تخمین بلندمدت پارامترها در این روش سازگار هستند و تخمین‌زننده‌ها توزیع مجانبی نرمال دارند. از سوی دیگر جملات اختلال برآورد شده در روش DOLS با متغیرهای توضیحی دارای همبستگی نیستند و می‌توان آن را برون‌زا در نظر گرفت.

قبل از برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، لازم است مرتبه پایایی متغیرهای آن آزمون شود. در داده‌های تابلویی آزمون‌های زیادی برای بررسی پایایی متغیرها وجود دارند که برخی از آنها نظیر آزمون لوین، لین و چو، آزمون بریتونگ و هادری مفروضات محدودتری همانند یکسان بودن ضریب متغیر وابسته برای تمامی واحدهای مقطعی و انفرادی را در نظر می‌گیرند.[4]

از آنجا که در نظر گرفتن مقدار یکسان و مشترک برای انجام آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی فرض معقول و مناسبی به نظر نمی‌رسد؛ لذا در این بخش از آماره آزمون‌های ایم، پسران و شین و آزمون فیشر–دیکی فولر تعمیم‌یافته برای انجام آزمون‌های پایایی متغیرها استفاده شده است. استفاده از این آماره آزمون‌ها می‌تواند به متفاوت بودن ضریب متغیر وابسته بین واحدهای انفرادی (کشورها) منجر شود و نتایج منطقی از پایایی متغیرها ارائه دهد. در جدول زیر پایایی متغیرهای مدل با استفاده از دو آماره آزمون ایم، پسران و شین و فیشر–دیکی فولر تعمیم‌یافته ارائه شده است:

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد IPS و ADF-Fisher

نام متغیر	مقدار آماره آزمون IPS در سطح		نتیجه	مقدار آماره آزمون ADF-Fisher در سطح		نتیجه	مرتبه پایایی (جمعی)
	ارزش احتمال (PV) با عرض از مبدأ	ارزش احتمال (PV) باعرض از مبدأ و روند زمانی		ارزش احتمال (PV) با عرض از مبدأ	ارزش احتمال (PV) با عرض از مبدأ و روند زمانی		
LPCON	۰/۲۳	۰/۱۹	ناپایا	۰/۱۵	۰/۱۳	ناپایا	I(1)
LPCINC	۰/۴۳	۰/۳۶	ناپایا	۰/۶۲	۰/۵۸	ناپایا	I(1)
R	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۳۲	پایا	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	پایا	I(0)
LGINI	۰/۷۵	۰/۷۴	ناپایا	۰/۵۴	۰/۴۸	ناپایا	I(1)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Leads. 2. Lags.

3. Kao and Chiang.

۴. برای مطالعه جزئیات بیشتر در خصوص آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی به بالتاگی (۲۰۰۵) مراجعه کنید.

با توجه به نتایج جدول (۱) می‌توان بیان کرد که متغیرهای لگاریتم مصرف سرانه بخش خصوصی، لگاریتم ضریب جینی و لگاریتم درآمد سرانه با یک مرتبه تفاضل‌گیری پایا می‌شوند؛ درحالی‌که متغیر نرخ بهره حقیقی پایا در سطح می‌باشد. در مرحله بعد وجود یا عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها با استفاده از آزمون وسترلاند[1] بررسی شده است.

مزیت آزمون وسترلاند (۲۰۰۸) نسبت به آزمون‌های همجمعی کائو و چیانگ[2] (۱۹۹۹) و پدرونی[3] (۲۰۰۴) که مبتنی بر بررسی پایایی جملات اختلال می‌باشند، این است که در آزمون‌های پدرونی و کائو فرض می‌شود پارامترهای تخمین‌زده شده بلندمدت برای سطح متغیرها با پارامترهای برآورد شده برای تفاضل مرتبه اول متغیرها (کوتاه‌مدت) برابر است. در نظر گرفتن این فرض در این آزمون‌ها منجر به کاهش اعتبار آزمون‌های مبتنی بر پایایی جملات اختلال شده است.

برای رفع این نقیصه، وسترلاند چهار آزمون جدید پیشنهاد می‌کند که توزیع نرمال دارند و پویایی جملات اختلال را در نظر می‌گیرند. در این چهار آماره آزمون، فرضیه وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای مدل از طریق ضریب جمله تصحیح خطا آزمون می‌شود. بدین صورت که ضریب جمله تصحیح خطا برابر با صفر قرار داده شده است و در صورت رد فرضیه صفر، تعدیل به سمت مقدار تعادلی بلندمدت صورت گرفته و لذا می‌توان بیان کرد که رابطه همجمعی بین متغیرها برقرار است. نتایج آزمون وسترلاند در جدول (۲) گزارش شده است:

جدول۲: نتایج آماره‌های آزمون وسترلاند

نام آماره آزمون	value	z.value	p.value
G_t	-۳/۵۶	-۳/۴۶	۰/۰۰۰
G_a	-۱۹/۲	-۲/۴۳	۰/۰۲۸
P_t	-۸/۱۱	-۳/۲۹	۰/۰۰۲
P_a	-۱۴/۰۰۵	-۲/۹۶	۰/۰۰۰۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۲) بیانگر این است که براساس هر چهار آماره آزمون، فرضیه H_0 مبنی بر عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت رد شده و فرضیه مقابل مبنی بر وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین

1. Westerlund.
2. Kao and Chiang.
3. Pedroni.

متغیرهای مدل پذیرفته می‌شود. در ادامه مدل تجربی تحقیق به روش حداقل مربعات پویا در داده‌های تابلویی برآورد شده که نتایج تخمین به‌صورت جدول زیر است:[۱]

جدول ۳: نتایج تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل براساس روش حداقل مربعات پویا در داده‌های تابلویی

نام متغیر	ضریب	مقدار آماره آزمون t	ارزش احتمال (PV)
LPCINC	۰/۷۶	۳/۲۳	۰/۰۲۱
R	-۰/۴۳	-۲/۲۴	۰/۰۳۲
LGINI	-۰/۶۹	-۴/۸۷	۰/۰۰۲
C	۱/۳	۰/۸۹	۰/۳۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج جدول (۳)، ملاحظه می‌شود که کشش مصرف بخش خصوصی نسبت به ضریب جینی دربلندمدت برابر با ۰/۶۹ – است. به عبارت دیگر با افزایش یک درصدی نابرابری درآمد انتظار می‌رود مصرف سرانه بخش خصوصی به میزان ۰/۶۹ – کاهش یابد. در مورد تأثیر منفی این متغیر بر مصرف سرانه بخش خصوصی می‌توان بیان کرد که با افزایش نابرابری درآمد مصرف سرانه بخش خصوصی به‌طور معنادار کاهش یافته است. دلیل وجود رابطه معکوس بین مصرف سرانه بخش خصوصی با افزایش نابرابری درآمد این است که با افزایش نابرابری درآمد، سهم دهک‌های درآمدی متوسط و پایین از کل درآمد کاهش و به تبع آن مصرف نیز کاهش یافته است.

متغیر درآمد سرانه که در بیشتر مطالعات با مصرف سرانه بخش خصوصی رابطه مستقیم داشته است، در این مطالعه نیز ارتباط مستقیم دارد. به عبارت دیگر، افزایش یک درصدی درآمد سرانه به‌طور متوسط میزان مصرف سرانه بخش خصوصی این گروه از کشورها را به میزان ۰/۷۶ درصد افزایش داده است. به بیان دیگر، طبق مباحث اقتصاد کلان، با افزایش درآمد سرانه، قدرت خرید مصرف‌کنندگان افزایش و به تبع آن میزان مصرف آنها نیز افزایش می‌یابد. از سوی دیگر منفی بودن ضریب به دست آمده از تخمین مدل برای متغیر نرخ بهره حقیقی حاکی از ارتباط معکوس بین این متغیر و مصرف سرانه بخش خصوصی است. طبق مباحث کلان اقتصادی، با افزایش نرخ بهره حقیقی، میزان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کاهش می‌یابد که این امر منجر به کاهش میزان پس‌انداز و سطح درآمد می‌شود و به تبع آن مخارج مصرفی نیز کاهش می‌یابد. از سوی دیگر، طبق

۱. از آنجا که برآورد رابطه بلندمدت در داده‌های تابلویی انجام شده است؛ بنابراین آزمون‌های تشخیص مدل (Diagnostic Tests) قابل انجام نیست و فقط معیارهای اطلاعاتی تعیین وقفه بهینه همانند آکائیک و شوارتز–بیزین محاسبه می‌شود که در این مطالعه برای برآورد مدل مقدار آنها به ترتیب برابر با ۱/۳۶ و ۲/۱۵ است که در مقایسه با سایر مقادیر کمتر می‌باشد.

نظریه مصرف بین دوره‌ای فیشر، با افزایش نرخ بهره حقیقی هزینه فرصت مصرف بیشتر و به عبارتی مصرف جاری پرهزینه‌تر می‌شود. پرهزینه شدن مخارج مصرفی از طریق اثر جانشینی انگیزه پس‌انداز خانوارها را افزایش و در نتیجه مصرف را کاهش داده است. بنابراین با توجه به تأثیرگذاری منفی و معنادار نرخ بهره حقیقی بر مخارج مصرفی سرانه بخش خصوصی، اثر جانشینی بر اثر درآمدی در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی غلبه کرده است. ضریب برآورد شده متغیر نرخ بهره حقیقی نشان می‌دهد که افزایش یک درصدی نرخ بهره حقیقی منجر به کاهشی معادل ۰/۴۳ درصد در میزان مصرف سرانه بخش خصوصی شده است. در بخش پایانی مقاله و با توجه به وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها، مدل تصحیح خطا در داده‌های تابلویی به‌صورت زیر تخمین زده شده که نتایج در جدول (۴) ارائه شده است:

جدول۴: نتایج تخمین مدل تصحیح خطا در داده‌های تابلویی (ECM)

نام متغیر	ضریب	مقدار آماره آزمون t	ارزش احتمال (PV)
$\Delta LPCON_{it-1}$	۰/۱۶	۲/۲۳	۰/۰۳
$\Delta LPCINC_{it-1}$	۰/۷۸	۱/۰۴	۰/۲۹
ΔLR_{it-1}	-۰/۲	-۰/۶۹	۰/۵۶
$\Delta LGINI_{it-1}$	-۰/۴۹	-۳/۶۹	۰/۰۰۱
e_{it-1}	-۰/۶۲	-۷/۲۶	۰/۰۰۰
C	۰/۲۵	۳/۳۳	۰/۰۰۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۴)، می‌توان بیان کرد که تفاضل وقفه‌دار مرتبه اول متغیر ضریب جینی در کوتاه‌مدت نیز تأثیر منفی و معنادار بر مخارج مصرفی بخش خصوصی داشته است. افزون بر این، سرعت تعدیل خطای کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت در حدود ۰/۶۲- بوده است که نشان می‌دهد در حدود ۶۲ درصد از خطای عدم تعادل در هر دوره تعدیل شده و تعدیل به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت در مدت زمان نسبتاً کمتری صورت می‌گیرد. گفتنی است که در مدل برآورد شده همچنین تفاضل وقفه‌دار برخی متغیرهای توضیحی به‌لحاظ آماری معنادار بودند و بعضی دیگر نیز به‌لحاظ آماری معنی‌دار نبودند.

۶. نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی

در این مطالعه که هدف اصلی آن بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر مخارج مصرفی سرانه بخش خصوصی در ۵۷ کشور عضو سازمان همکاری اسلامی در سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۹م است، ابتدا

با استفاده از آماره آزمون‌های ایم، پسران و شین و همچنین فیشر–دیکی فولر تعمیم‌یافته آزمون‌های ریشه واحد در مورد متغیرهای مدل صورت گرفت که نتایج دلالت بر ناپایایی تمامی متغیرها به جزء نرخ بهره حقیقی داشته است.

در مرحله بعد، وجود یا عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت توسط روش وسترلاند مورد بررسی قرار گرفت که نتایج بیانگر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل بوده است. در ادامه رابطه تعادلی بلندمدت به‌وسیله روش حداقل مربعات پویا تخمین زده شده که نتایج بیانگر تأثیر مثبت درآمد سرانه و تأثیر منفی و معنادار متغیرهای نرخ بهره حقیقی و ضریب جینی بر نابرابری درآمد در این قبیل کشورها بوده است.

افزون بر این نتایج تخمین مدل تصحیح خطا نیز بیانگر تأثیر منفی و معنادار ضریب جینی بر مخارج مصرفی سرانه بخش خصوصی در کوتاه مدت بوده است و ضریب تصحیح خطا نیز نشان‌دهنده تعدیل خطای کوتاه‌مدت به سمت مقدار بلندمدت در مدت زمان نسبتاً اندک است.

نتایج مطالعه با مبانی نظری و مطالعات تجربی میر و سولیوان (۲۰۰۹)، جین و دیگران (۲۰۱۱) و آگویار و بیلس (۲۰۱۱) سازگار و به‌صورت اجمالی شامل موارد زیر است:

– با افزایش نابرابری درآمد در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی، مصرف سرانه بخش خصوصی کاهش یافته است. به بیان دیگر، با افزایش نابرابری درآمد در این گروه کشورها، میزان درآمد کاهش و در نتیجه میزان مصرف بخش خصوصی نیز کاهش یافته است؛

– افزایش یک درصدی درآمد سرانه در این قبیل کشورها، میزان مصرف سرانه بخش خصوصی را به میزان ۰/۷۶ درصد افزایش می‌دهد و اثر افزایش درآمد، به‌لحاظ آماری معنادار است؛

– با توجه به نتایج تخمین مدل افزایش در نرخ بهره حقیقی منجر به کاهش در میزان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و در نتیجه کاهش در میزان درآمد و مصرف سرانه بخش خصوصی می‌شود. به عبارت دیگر براساس نظریه مصرف بین دوره‌ای فیشر، اثر جانشینی بر اثر درآمدی در دوره زمانی مورد بررسی غلبه کرده و در نهایت مخارج مصرفی بخش خصوصی با افزایش نرخ بهره حقیقی کاهش یافته است.

با توجه به نتایج این مقاله، موارد ذیل به‌عنوان مهم‌ترین توصیه‌های سیاستی به سیاست‌گذاران اقتصادی در این گروه از کشورها پیشنهاد می‌شود:

– با توجه به تأثیرگذاری منفی و معنادار نرخ بهره حقیقی بر مصرف بخش خصوصی در این گروه از کشورها، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران اقتصادی و مقامات پولی با کنترل نرخ تورم و نرخ رشد قیمت‌ها به کاهش نرخ بهره حقیقی مبادرت ورزند و از این طریق زمینه افزایش سرمایه‌گذاری، سطح تولید و در نتیجه مصرف بخش خصوصی را فراهم کنند؛

– از آنجا که در این مطالعه نابرابری درآمد تأثیر منفی و معنادار بر مصرف سرانه بخش خصوصی داشته است، لذا توصیه می‌شود سیاست‌گذاران اقتصادی در این گروه از کشورها با اعمال سیاست‌های بازتوزیعی مناسب ضمن افزایش ظرفیت و توان تولید، زمینه کاهش نابرابری درآمد را فراهم کنند؛

– با توجه به اثرگذاری مثبت درآمد سرانه بر مصرف سرانه بخش خصوصی، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران اقتصادی با اعمال سیاست‌های مناسب به تقویت سطح تولید و افزایش درآمد سرانه مبادرت ورزند و از این طریق به ارتقای مصرف بخش خصوصی کمک کنند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست: لیست کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی (OIC)

ایران	آذربایجان	آلبانی	فلسطین	مالی
اردن	ازبکستان	افغانستان	الجزایر	امارت عربی متحده
اندونزی	اوگاندا	ساحل عاج	سنگال	سودان
سورینام	سوریه	سومالی	سیرالئون	نیجر
نیجریه	برونئی	بنگلادش	پاکستان	بحرین
بنین	بورکینافاسو	عراق	عربستان سعودی	عمان
کامرون	کویت	چاد	تاجیکستان	ترکمنستان
ترکیه	تونس	توگو	قرقیزستان	قزاقستان
قطر	گابن	گامبیا	گویان	گینه
گینه بیسائو	جیبوتی	لبنان	لیبی	مالدیو
مالزی	یمن	مراکش	مصر	موریتانی
موزامبیک	مجمع الجزایر قمر			

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

۱. سلمانی، بهزاد و حسین اصغرپور، علی دهقانی و مجید فشاری (۱۳۸۹)، «تأثیر نابرابری درآمد بر مصرف بخش خصوصی (مطالعه موردی کشورهای منطقه منا)»، مجله دانش و توسعه، ش۱۷، ص۱۹۳-۲۱۲.

۲. شاکری، عباس (۱۳۸۷)، اقتصاد کلان: نظریه‌ها و سیاست‌ها، تهران: انتشارات پارس نویسا، ص۳۴۲-۳۴۷.

3. Adams, R. H. (2003), "Economic growth, Inequality and poverty: Findings From a new data set", *policy Research working paper Series*, 2972, the World Bank.
4. Aguiar, M. A. and M. Bils (2011), "Has Consumption Inequality Mirrored Income Inequality?" *NBER Working Paper Series*: P. 1-38.
5. Baltagi, B.H, (2005), *Econometric analysis of panel data*, John wiley & sonsins. (Eds), New York: P. 240-298.
6. Becker, G. (1975), *Human Capital and the Personal Distribution of Income*: An Analytical Approach, New York: Columbia University Press: P. 94-144.
7. Biswal, U.D. (2002), "Consumption and Income Inequality: The Case of Atlantic Canada1969-1996", *Canadian Public Policy*, Vol.4: P. 513-536.
8. Blundell, R. and Etheridge, B. (2010), "Consumption, income and earnings inequality*", Review of Economic Dynamics Journal*, Vol.13: P. 76-102.
9. Brown, C. (2004), "Does income distribution matter for effective demand? Evidence from the United States", *Review of Political Economy*, Taylor and Francis Journals, Vol.16 (3): P. 297-301.
10. Brown, C. (2004). "Does income distribution matter for effective demand? Evidence from the United States," *Review of Political Economy*, Taylor and Francis Journals, Vol.16 (3): P. 291-307.
11. Cai, H., Chen, Y. and Zhou, L.A. (2010), Income and Consumption Inequality in Urban China: 1992-2003, Economic Development and Cultural Change, 58: 385-413.
12. Carroll, C. D., and Kimball, M.S. (1996). On the Concavity of the Consumption Function, Econometrica, 64(4), 981-992.
13. Chamon, M. D., Prasad, E. S., (2010), "Why are saving rates of urban households in China rising?" *American Economic Journal*: Macroeconomics American Economic Association Vol.2 (1), P. 93-130.

14. Cook, C. (1995), Saving Rates and Income Distribution: Further Evidence from LDCs. Applied Economics: 27: 71–82.
15. Daunfeldt, S.O., Folster, S. and Hortlund, P. (2010), "Consumption and Income Inequality in Sweden A Different Story", *Royal Institute of Technology and the Confederation of Swedish Enterprise Working Paper*: P. 1–30.
16. Deaton, A., (1991). "Saving and liquidity constraints", *Econometrica,* Vol.59, P. 1121–1142.
17. Dirk K. and Fabrizio, P. (2006), "Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality? Evidence and Theory", *Review of Economic Studies*, Blackwell Publishing, vol. 73 (1), P. 163–193, 01.
18. Edwards, S., (1996), "Why are Latin America's saving rates so low? An international comparative analysis", *Journal of Development Economics*, vol. 51 P. 5–44.
19. Garry, F. , Crossley, T. F. and Worswick, C.(2000), "Consumption and Income Inequality in Australia", *The Economic Record*, The Economic Society of Australia, Vol.76 (233): P. 116-38.
20. Gervais, M., Brzozowski, M. and Suzuki, M. (2010), "Consumption, Income, and Wealth Inequality in Canada", *Review of Economic Dynamics*, Elsevier for the Society for Economic Dynamics, vol. 13(1): P. 52–75.
21. Hong, K. (1995), *Income distribution and aggregate saving*, unpublished manuscript, Harvard University, Cambridge, MA, November.
22. Hongyi , L. & Lixin , c. and Heng,F.Z. (2000) , "Corruption , Income distribution and Growth" , *Journal of Economics and Politics*, Vol.12: P. 155–182.
23. Jin, Y., Li, H. and Wu, B. (2011), "Income inequality, consumption, and social-status seeking", *Journal of Comparative Economics*, Vol.39: P. 191–204.
24. Kao, C. and Chiang, M.H. (2000), "on the estimation and inference of a co–integrated regression in panel data, Non–stationary Panels", *Panel Co–integration and Dynamic Panels*, Vol. 15: P. 179–222.
25. Keane, M. and Prasad, E. (1999). *Consumption and Income Inequality in Poland During the Economic Transition*, Working Paper Series: 1–22.
26. Kotlikoff, L. and Summers, L. (1988), *The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Ccapital Accumulation*. Journal of Political Economy 90: 706–732.
27. Kraay, A. (2000), "Household saving in china", *World Bank Economic Review* Vol.14, P. 545–557.
28. Kruger,D. and Perri. F (2002), "Does income inequality lead to consumption inequality? Evidence and Theory", *NBER Working Paper*, No.W9202:1–15.

29. Krueger, D. and Perri, F. (2006). Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality? Evidence and Theory, Review of Economic Studies, 73(1): 163–193.
30. Kuijs, L. (2006), "How will China's saving-investment balance evolve?", *World Bank Policy Research Working Paper*: P. 1–35.
31. Mankiw, N. G.(2003), *Macroeconomics*, fifth edition, worth publisher.
32. Mark, D. P. (2005), "Does Income distribution Affect U. S. sate Economic Growth?", *Journal of Regional Science*, Vol.45: P. 363–394.
33. Meng, X. (2003), "Unemployment, consumption smoothing and precautionary saving in urban China", *Journal of Comparative Economics* Vol.31 (3), P. 465–485.
34. Meyer, D.B. and Sullivan, J.X. (2009), "Consumption and Income Inequality in the U.S.: 1960–2008", *Working Paper*: P. 1–40.
35. Morana, C. (2003), "Long–Run Growth and Income distribution: Evidence For Italy and the us", *Journal of Giornale degli Economistse Annali di Economia* , Vol.62: P. 171–210.
36. Paci, Pierella & Sasin, M. J. and verbeek, J. (2004), "Economic growth, income distribution, and poverty in Poland during transition", *policy Research working paper Series*, 3467, The world bank.
37. Qin, D., C., M. A. Ducanes. G, X. He, L. R. and Shiguo, L. (2009), "Effects of Income inequality on China's economic growth", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 31, P. 69–86.
38. Rassek, F. (2004), "The interplay of international trade, economic growth and income convergence: A brief intellectual history of recent developments", *Journal of International trade & Economic Development*, Vol.13: P. 371–395.
39. Sahota, G., (1993), *Saving and income distribution, The Economics of Saving*, Buston Kluwer Academic Publishers, P. 1–15.
40. Serven, L, Hebbel, S, and Klaus, M., (2000), "Income inequality and aggregate saving: the cross–country evidence", *Policy Research Working Paper Series* 1561, The World Bank.
41. Slesnick, D. (1998), "Empirical Approaches to the Measurement of Welfare." *Journal of Economic Literature*, Vol.36: P. 2108–2165.
42. Sommer, M. (2008), "Understanding the trends in income, consumption and wealth inequality and how important are life–cycle effects?", *MEA discussion paper series*: P. 1–59.
43. The Impact of Income Inequality on Per Capita Private Consumption in OIC Countries.
44. Uge P. (1999), "Income Inequality and economic Growth: Evidence from the American Data", *RES working papers* 4178, Inter–American Development Bank, Research Department.

45. Urvashi D. (2002). “Consumption and Income Inequality: The Case of Atlantic Canada from 19691996, ” ***Canadian Public Policy***, University of Toronto Press, vol. 28(4): P. 513–537.
46. Wei, S. and Zhang, X. (2009), “The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China”. ***NBER Working Paper***: P. 1–40.
47. Westerlund, J. & Persyn, D., (2008), “Error–correction–based co–integration tests for panel data”, ***The Stata journal***, Vol.8 (2): P. 232–241.
48. World Development Indicators (WDI), www.worldbank.org.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی