فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال دوّم، شماره‌ی ۸، زمستان ۱۳۹۲
صفحات: ۱-۱۲

بررسی اثرات ویژگی‌های خانوار بر مخارج مصرفی
(کاربردی از مدل‌سازی داده‌های شبه پانل)

حسین راغفر[۱]
میرحسین موسوی[۲]
زمزم سادات اصل[۳*]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۴/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۸/۲۴

چکیده

در بسیاری از کشورهای در حال توسعه داده‌های تلفیقی که در آن افراد در طول زمان دنبال شوند، وجود ندارد. بررسی و ردیابی داده‌های مقطعی به‌طور منظم در طول زمان باعث به‌وجود آمدن داده‌های چندبعدی شبه پانل می‌شود که در بررسی رفتار کوهرت‌ها به‌کار می‌روند. در این مقاله با استفاده از داده‌های ۱۱ دوره‌ی زمانی (۸۹-۱۳۷۹) و ۸ کوهرت که بر اساس گروه‌های سنی تشکیل شده است با به‌کارگیری روش شبه پانل اقدام به بررسی تأثیر ویژگی‌های خانوار بر پویایی مخارج مصرفی در هر گروه شده است. نتایج حاکی از آن است که بررسی داده‌های شبه پانل در طول زمان، اثر ویژگی‌های سرپرست خانوار را بر پویایی مخارج مصرفی در یک کوهرت و دریک دوره نشان داده و یک روش قدرتمند برای بررسی ویژگی‌های سرپرست خانوار و کنترل آنها در طول زمان ا یجاد کرده است.

کلید واژه‌ها: پویایی مخارج مصرفی، داده‌های شبه‌پانل، سری زمانی داده‌های مقطعی

طبقه‌بندی JEL : O15, H31, I32

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. استادیار دانشگاه الزهرا **Email:** raghhg@alzahra.ac.ir
۲. استادیار دانشگاه الزهرا **Email:** hmousavi_atu@yahoo.com
۳. دانش آموخته اقتصاد دانشگاه الزهرا (*نویسنده مسئول) **Email:** sinobi_snake@yahoo.com

۱. مقدمه

در بسیاری از کشورها خصوصاً کشورهای در حال توسعه داده‌های پانل واقعی که در آن افراد به‌طور خاص در طول زمان دنبال شوند وجود ندارد. با این حال بررسی داده‌های مقطعی اغلب به‌طور منظم با داده‌های چند بعدی سروکار دارد که برای مطالعه پویایی رفتار خانوارها یا افراد از روش شبه‌پانل[1] استفاده می‌شود. دیتون[2] (۱۹۸۵) پیشنهاد می‌کند که شبه پانل می‌تواند برای بررسی کوهرت‌ها[3] مورد استفاده قرار گیرد. جایی که هر کوهرت به‌عنوان یک گروه با اعضایی خاص است و افرادی هستند که می‌توانند در بررسی‌ها شناسایی شوند. به‌عنوان مثال این کوهرت‌ها شامل کوهرت‌های تولد یعنی کوهرت تمام افرادی که مثلاً بین سال‌های۱۹۶۰ تا ۱۹۶۵ متولد شده‌اند و یا کوهرت‌های تحصیلی هستند. اگر کوهرت‌ها به اندازه کافی بزرگ باشند می‌توان انتظار داشت که بررسی‌های متوالی، یک سری از نمونه‌های تصادفی از افراد در هر کوهرت تولید می‌کند سپس سری زمانی آماره‌های تلخیصی می‌تواند تشکیل شود و برای استنباط روابط گروه سنی به‌عنوان یک کل (اگر داده‌های پانل در دسترس باشد) مورد استفاده قرار گیرد. کلادو[4] کار دیتون را گسترش داد و نشان داد مدل‌های پویا به‌طور سازگاری با استفاده از داده‌های شبه‌پانل تخمین زده می شوند.

شبه‌پانل پیگیری گروه‌های سنی افراد، در یک سطح بالاتری از بررسی داده‌های مقطعی است. این گروه‌های سنی از تکرار داده‌های مقطعی (RCS)[5] و از بررسی خانوارها مطابق با گروهی از افراد با ویژگی‌هایی خاص معمولاً سن، ساخته شده‌اند. استفاده از شبه‌پانل در بسیاری از کشورها خصوصاً در کشورهای در حال توسعه که داده‌های پانل موجود نیست، مرسوم است و ساخت داده‌های شبه‌پانل برای رفع مشکلات موجود داده‌های پانل بسیار مفید است. در حالی که اکثر داده‌های پانل تمایل به تمرکز بر مناطق خاص جغرافیایی و یا گروه‌هایی خاص (جوانان، کارگران و غیره) دارند، استفاده از داده‌های شبه پانل بررسی خانوارها را به‌عنوان نماینده جمعیت از یک کل؛ نسبت به داده‌های پانل واقعی برای دوره زمانی بیشتری امکان‌پذیر می‌سازد. روند میانه در میان افرادی که متعلق به گروه‌های مشابه هستند، به طور قابل ملاحظه‌ای خطای اندازه گیری را کاهش می‌دهد و تعداد افراد در گروه‌های مشابه را افزایش می‌دهد. مزیت نهایی روش‌های گروه‌بندی این است که آنها اجازه می‌دهند ترکیبی از داده‌های حاصل از بررسی‌های مختلف بر روی خانوارهای مختلف به‌کار گرفته شود، یعنی لازم نیست در یک مطالعه همه متغیرها از خانوارهای مشابه جمع‌آوری گردد.

---

1. Pseudo panel data 1
2. Deaton (1985)
3. Cohort

منظور از کوهرت یک گروه با طبقه‌بندی سنی خاص می‌باشد.

4. Collado(1997)
5. Repeat Cross Section

ایـن مقاله به معرفی مدل شبه‌پانل می‌پردازد و کاربـردی از مــدل‌سـازی داده‌های شبه‌پانل را ارائه می‌دهد. با کمک داده‌های شبه‌پانل به بررسی اثرات ویژگی‌های خانوار بر مخارج مصرفی پرداخته می‌شود.

۲. اهمیت و کاربردهای مدل شبه‌پانل

۲-۱ در مطالعه‌ای که توسط رابرت مک ناون[1] در سال ۲۰۱۰ تحت عنوان "بازده آموزشی در تایلند با استفاده از رویکرد داده‌های شبه‌پانل" انجام شد، برای بررسی بازده آموزشی در تایلــند از مدل‌سـازی داده‌های شبه‌پانل استفاده شده است. این مطالعه با تابع درآمد سرمایه انسانی آغاز می‌شود.

$$\ln w_{it} = \gamma + \beta_1 E_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 X_{it}^2 + \alpha_{it} + u_{it} \qquad (۱)$$

در اینجا $\ln w$ لگاریتم طبیعی دستمزد ساعتی افراد i در زمان t است و E_{it} و X_{it} به‌ترتیب به عنوان سال‌های آموزش و سن افراد i در زمان t است، α_{it} ناهمگونی مشاهده نشده افراد (توانایی‌های مختلف یا سطوح انگیزه میان افراد) است. این مدل فرض می‌کند که U_{it} با E_{it}، X_{it} همبستگی ندارد و α_{it} با E_{it} همبستگی دارد.

از آنجایی که استفاده از اثرات ثابت فردی و یا متغیر توانایی افراد در معادلات امکان‌پذیر نیست، دیتون برای حل این مسأله در سال (۱۹۸۵) مجموعه‌ای از گروه‌های سنی را بر اساس سال تولد تعریف کرد، با ردیابی گروه‌های سنی می‌توان میانگین تمام اعضای گروه سنی را برای معادله بیان شده به‌دست آورد که در این صورت متغیرهای قابل مشاهده در بررسی شبه‌پانل به‌کار گرفته می‌شود. در میانگین گروه سنی ناهمگونی میان اعضای گروه سنی، از قبیل توانایی های فردی و انگیزه های فردی حذف شده است.

$$\overline{lnw_{ct}} = \beta_1 \overline{E_{ct}} + \beta_2 \overline{X_{ct}} + \beta_3 \overline{X_{ct}^2} + \alpha_{ct} + u_{ct} \qquad (۲)$$

در معادله بالا $\overline{lnw_{ct}}$ میانگین lnw در نمونه‌های مشاهده شده در گروه سنی c در زمان t است. (دیتون ۱۹۸۵) $\bar{\alpha}_{ct}$ را به‌عنوان میانگین اثرات ثابت برای خانوارها در گروه سنی c در دوره‌ی زمانی t تعـریف می‌کند $\bar{\alpha}_{ct}$ در طـول زمان ثـابت نیست زیرا نـمونـه‌ها در زمـان‌های متفـاوت به‌صـورت مـنفرد جمع‌آوری شده‌اند. در نتیـجه $\bar{\alpha}_{ct}$ ممکـن است با $\bar{E}_{ct}$ همـبستگی داشـته باشـد و یـا $cov(\bar{\alpha}_{ct} - \bar{\alpha}_{ct}, \bar{E}_{ct}) \neq 0$ باشد. در نمونه‌های کوچک، α_c اثرات واقعی کوهرت است. با این حال، اگر اندازه نمونه در هر کوهرت به اندازه‌ی کافی بزرگ باشد، $\bar{\alpha}_{ct}$ می‌تواند به‌عنوان اثرات واقعی کوهرت (α_c) و یا اثرات ثابت مشاهده نشده کوهـرت رفتار کند. در ایـن مورد $\bar{\alpha}_{ct} \approx \alpha_c$ است و ما می‌توانیم معادله‌ی بالا را با استفاده از کوهرت‌های ساختگی (α_c) و یا اثرات ثابت کوهرت در معادله‌ی زیر برآورد کنیم.

1. Robert McNown

$$\overline{lnw_{ct}} = \gamma + \beta_1\overline{E_{ct}} + \beta_2\overline{X_{ct}} + \beta_3\overline{X_{ct}^2} + \alpha_c + \overline{u_{ct}} \qquad (۳)$$

معادله‌ی بالا براساس میانگین کوهرت برای هر سال است. در این معادله تمام اجزای خطا در معادله‌ی (۲) که با متغیرهای توضیحی همبستگی دارند پاک‌سازی شده‌اند به‌طوری که برآورد اثرات ثابت این معادله بیان شده در جمله میانگین کوهرت سازگار است.

۲-۲ در مطالعه‌ای که در سال ۲۰۰۴ تحت عنوان "تخمین آسیب‌پذیری فرد نسبت به فقر با استفاده از داده‌های شبه‌پانل" توسط فرانکوس بورگیگنون[1] و چور گو چینگ[2] در بانک جهانی و دای‌لی‌کیم[3] در دانشگاه ملی سئول انجام شد، مشخص شد که مطالعه مسائلی مانند مستعد بودن کسب‌کنندگان درآمد نسبت به فقیر شدن یا آسیب‌پذیری نسبت به فقر به علت تغییرات درآمدی، دشوار است. به‌دلیل نبود داده مناسب پانلدر بیشتر کشورهای در حال توسعه، هیچ روش مستقیمی برای بررسی درآمد پویای فرد یا مطالعه آسیب‌پذیری نسبت به فقر وجود ندارد. آنها روشی را برای مطالعه درآمد پویای فرد با استفاده از سری زمانی داده‌های مقطعی یا داده شبه‌پانل، ارائه دادند و نشان دادند که پارامترهای مدلی که از پانل‌های ساختگی حاصل شده است تقریباً به خوبی آنهایی هستند که مستقیماً از یک پانل واقعی برآورد شده است. آنها نشان دادند که تحت این فرض که درآمد پویای فرد از تعدادی ویژگی‌های اساسی پیروی کند و از یک فرایند تصادفی ساده تبعیت می نماید، پارامترهای اصلی این فرایند می‌تواند توسط تکرار داده مقطعی حاصل شود. آگاهی از این پارامترها به آنها اجازه داد تا درآمد پویای یک فرد را شبیه‌سازی کنند و برآوردگرهایی را مثل برآوردگر آسیب‌پذیری نسبت به فقر را برآورد کنند.

۳. معرفی مدل شبه‌پانل

مطالعه پویایی مخارج مصرفیِ فردی نیازمند داده‌های پانل از افـراد است که در کشورهای در حال توسعه به‌ندرت در دسترس است. از این‌رو، بررسی مسایلی مانند روند دستمزد حقوق بگیران به‌علت تغییر در مخـارج مصرفی افـراد مشکـل اسـت. به‌دلیـل عدم‌وجـود داده‌هـای پـانل در بسیـاری از کشـورهـای در حال توسعه روش مستقیم برای بررسی پویایی و سیر عایدی افراد وجود ندارد. این مدل روشی را ارائه می‌دهد که پارامتر پویایی مخارج مصرفی افراد را از داده‌های مقطعی تحت مجموعه‌ای از فرضیات ساده بازیابی می‌کند. این روش بر پایه تکنیک شبه پانل متمرکز بر گشتاورهای مرتبه‌ی دوم است که دیتون و پکسون[4] در سال ۱۹۹۴ به آن اشاره کرده‌اند. فرض کنید که مخارج مصرفی، W_{it}^j، فرد i متعلق به گروه سنی j در زمان t از طریق معادله‌ی زیر نشان داده شده است:

$$\ln w_{it}^j = X_{it}^j B_t^j + \zeta_{it}^j \qquad (۴)$$

1. Bourguignon François
2. Chor –Goh ching
3. Dae li Kim
4. Deaton&Paxon(1994)

X_{it}^{j} مجموعه ویژگی‌های فردی مانند سن یا تحصیلات آموزشی و ζ_{it}^{j} معرف عوامل نامشهود مخارج مصرفی و نیز عنصرگذرای هزینه‌ها است. بر این اساس، فرض می‌کنیم که این جمله پسماند از یک فرایند خود بازگشتی مرتبه‌ی اول AR(1) تبعیت می‌کند:

$$\zeta_{it}^{j} = \rho^{j}\ {}_{it-1}^{j} + \varepsilon_{it}^{j} \qquad (۵)$$

ε_{it}^{j} جمله اخلال در هزینه‌ها است و فرض می‌شود که دارای واریانس $\sigma_{\varepsilon jt}^{2}$ است.حال فرض می‌کنیم که داده‌های مقطعی برای دوره‌های $t = 1,2,\dots T$ وجود دارد. اگر نمونه نماینده تمام جمعیت در هر دوره باشد، یک نمونه از افراد متعلق به هر گروه سنی j در هر دوره t مشاهده می‌شود، و این امر امکان پیگیری گروه سنی j در طول زمان را میسر می کند. اما به‌علت اینکه افراد در دو نمونه داده‌های مقطعی یکسان نیستند، نمی‌توان ζ_{it-1}^{j} و ζ_{it}^{j} را برای یک فرد i مشاهده کرد. بنابراین به سادگی نمی‌توانیم معادلات (۴) و (۵) را تخمین بزنیم. اما می‌توان از این داده‌های مقطعی اطلاعاتی درباره‌ی پارامترهای پویای اصلی یعنی ρ^{j} و $\sigma_{\varepsilon jt}^{2}$ به‌دست آوریم. با این فرض که افراد می‌توانند بین دو دوره‌ی زمانی متناوب به‌طور تصادفی وارد بازار کار شوند و یا از آن خارج شوند، با استفاده از معادله (۵) مشخص می‌شود که واریانس $\sigma^{2}{}_{jt}$ جمله پسماند ζ_{it}^{j} مطابق فرایند زیر رفتار می‌کند.

$$\sigma_{\zeta jt}^{2} = \rho^{j2}\sigma_{\zeta jt-1}^{2} + \sigma_{\varepsilon jt}^{2} \qquad (۶)$$

از معادله بالا می‌توانیم پارامترهای پویای ρ^{j} و $\sigma_{\varepsilon jt}^{2}$ را به‌دست آوریم. پس از برآورد معادله (۴) به طور جداگانه در هر گروه سنی j و برای هر دوره t تخمین واریانس $\sigma_{\zeta jt}^{2}$ کار ساده‌ای است. با استفاده از رابطه (۶) اگر حداقل ۳ دوره داشته باشیم می‌توانیم ρ^{j} را با استفاده از OLS تخمین بزنیم. جمله‌های پسماند تخمین واریانس $\sigma_{\varepsilon jt}^{2}$جمله اخلال را ارائه می‌کند.

از لحاظ تکنیکی با داشتن داده‌های مربوط به حداقل سه دوره، امکان برآورد معادله (۶) وجود دارد و به احتمال زیاد ρ^{j} با چنین تعداد مشاهداتی مبهم برآورد می‌شود، این ابهام ممکن است با اعمال برخی محدودیت‌ها بر پارامتر ρ^{j} در گروه سنی j رفع شود. به‌عنوان مثال، می‌توان این ضریب را به همان تعداد در سراسر گروه سنی یا در بین اعضای گروه سنی متعلق به گروه‌های مختلف اجتماعی و جمعیتی تحمیل کرد.

اگر مدل به خوبی تصریح شود و مشاهدات زمانی به اندازه کافی در دسترس باشد، در این‌صورت امکان برآورد ρ^{j} و $\sigma_{\varepsilon jt}^{2}$ وجود دارد. انتظار می‌رود $0 < \hat{\rho}^{j} < 1$ و$0 > \sigma_{\varepsilon jt}^{2}$ برای تمام t ها باشد. اگر برآورد برازش خوبی نداشته باشد، فرضیه معادله (۶) یعنی فرایند اتورگرسیون مرتبه‌ی اول بر هزینه‌ها یا ورود و خروج تصادفی نباید پذیرفته شود و در این صورت رد می‌شود. این مدل برای داده‌های مقطعی اندونزی، کره و تایلند در سال ۲۰۰۴ به‌کار برده شده است و نتایج معقولی در پی داشته است (Bourguignon and Goh, 2004).

٤. متغیرهای مورد استفاده در مدل

مطالعه سری زمانی ویژگی‌های سرپرست خانوار که به‌صورت گروه‌های سنی کوهرت‌بندی شده‌اند، برآورد پویایی مخارج مصرفی و دیگر ویژگی‌های سرپرست خانوار را برای یک گروه سنی خاص در یک دوره معین امکان‌پذیر می‌کند. هم‌چنین با استفاده از این روش روابط میان متغیرهای وابسته، متغیرهای مستقل و ویژگی‌های گروه‌های سنی نه تنها برای دوره‌های زمانی مورد بحث بلکه برای دوره‌ای که خانوارها در آن متولد شده‌اند تحت کنترل است. ردیابی گروه‌های مختلف افراد در طول زمان امکان پیگیری همزمان متغیرها را ممکن می‌سازد. این مدل متشکل از یک سری از مقاطع در دوره‌های مختلف زمانی است. در هر مقطع داده‌ها به یک سری از گروه‌های سنی، هر کدام با محدوده سنی برابر بین دوره‌های زمانی طبقه‌بندی شده‌اند. مدل زیر با ۱۱ دوره‌ی زمانی و ۸ گروه سنی نشان داده شده است. هر گروه سنی در بازه زمانی ۵ ساله تقسیم‌بندی شده است. به‌عنوان مثال گروه سنی هفتم در سال ۱۳۸۴ افـــراد با سن ۵۴–۵۰ هستند و این گروه سنی متولدین ۱۳۴۰–۱۳۳۶ می‌باشد.

جدول ۱-٤: طبقه‌بندی داده‌های سرپرست خانوار در ۸ گروه سنی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۷۹

سال / گروه	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸٤	۱۳۸۵	۱۳۸٦	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹
۱	۱۵–۱۹	۱۶–۲۰	۱۷–۲۱	۱۸–۲۲	۱۹–۲۳	۲۰–۲۴	۲۱–۲۵	۲۲–۲۶	۲۳–۲۷	۲۴–۲۸	۲۵–۲۹
۲	۲۰–۲۴	۲۱–۲۵	۲۲–۲۶	۲۳–۲۷	۲۴–۲۸	۲۵–۲۹	۲۶–۳۰	۲۷–۳۱	۲۸–۳۲	۲۹–۳۳	۳۰–۳۴
۳	۲۵–۲۹	۲۶–۳۰	۲۷–۳۱	۲۸–۳۲	۲۹–۳۳	۳۰–۳۴	۳۱–۳۵	۳۲–۳۶	۳۳–۳۷	۳۴–۳۸	۳۵–۳۹
٤	۳۰–۳۴	۳۱–۳۵	۳۲–۳۶	۳۳–۳۷	۳۴–۳۸	۳۵–۳۹	۳۶–۴۰	۳۷–۴۱	۳۸–۴۲	۳۹–۴۳	۴۰–۴۴
۵	۳۵–۳۹	۳۶–۴۰	۳۷–۴۱	۳۸–۴۲	۳۹–۴۳	۴۰–۴۴	۴۱–۴۵	۴۲–۴۶	۴۳–۴۷	۴۴–۴۸	۴۵–۴۹
٦	۴۰–۴۴	۴۱–۴۵	۴۲–۴۶	۴۳–۴۷	۴۴–۴۸	۴۵–۴۹	۴۶–۵۰	۴۷–۵۱	۴۸–۵۲	۴۹–۵۳	۵۰–۵۴
۷	۴۵–۴۹	۴۶–۵۰	۴۷–۵۱	۴۸–۵۲	۴۹–۵۳	۵۰–۵۴	۵۱–۵۵	۵۲–۵۶	۵۳–۵۷	۵۴–۵۸	۵۵–۵۹
۸	۵۰–۵۴	۵۱–۵۵	۵۲–۵۶	۵۳–۵۷	۵۴–۵۸	۵۰–۵۹	۵۶–۶۰	۵۷–۶۱	۵۸–۶۲	۵۹–۶۳	۶۰–۶۴

منبع: نتایج تحقیق

داده‌های مورد مطالعه در این پژوهش سرپرست خانوار مرد است که به‌صورت گروه سنی نمایش داده شده در جدول بالا می‌باشد و متغیرهای مربوط به این داده‌ها با کمک مدل شبه‌پانل مورد بررسی قرار می‌گیرد. متغیرهای مورد بحث در این مطالعه؛ هزینه‌های ناخالص سرپرست خانوار، وضعیت فعالیت سرپرست خانوار، اندازه‌ی خانوار و وضعیت تحصیلی سرپرست خانوار که در مجموع ویژگی‌های خانوار را شکل می‌دهد و متغیرهای مستقل معادله هستند، می‌باشد. هر کدام از این متغیرها به چند شاخه مختلف کدگذاری شده‌اند مثلاً متغیر وضعیت فعالیت سرپرست خانوار شامل ۵ کد در مطالعه می‌باشد که در آن عدد ۱ نشان‌دهنده‌ی این است که سرپرست خانوار شاغل است. عدد ۲ بیانگر بیکار بودن سرپرست خانوار است. عدد ۳ بازگو کننده‌ی این مسأله است که سرپرست خانوار دارای درآمد بدون کار است. عدد ۴ نشان دهنده محصل بودن سرپرست خانوار است و عدد ۵ مواردی غیر از موارد فوق را در بر دارد.

۵. تخمین مدل

استخراج واریانس $\sigma^2_{\zeta jt}$ جمله پسماند ζ^j_{it}از طریق معادله‌ی چهارم:

در جدول زیر واریانس $\sigma^2_{\zeta jt}$ جمله پسماند ζ^j_{it} به‌دست آمده از تخمین معادله‌ی چهارم برای هر مقطع و هر دوره به‌طور جداگانه آورده شده است:

جدول ۱- ۵: واریانس $\sigma^2_{\zeta jt}$ جمله پسماند ζ^j_{it}

سال / گروه	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸٤	۱۳۸٥	۱۳۸٦	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹
۱	۰.۰۶۱۹۹	۰.۰۲۵۷۳	۰.۰۲۷۱۸	۰.۱۷۶۰	۰.۱۹۰۵	۰.۱۴۶۵	۰.۰۵۳۱	۰.۲۸۳۰	۰.۰۲۵۳	۰.۱۲۴۶	۰.۱۶۰۰
۲	۰.۰۷۱۰۱	۰.۰۳۱۶۶	۰.۰۲۸۸۵	۰.۱۸۰۶	۰.۲۳۲۷	۰.۱۶۳۰	۰.۰۴۷۸	۰.۲۴۰۸	۰.۰۲۶۲	۰.۱۳۴۸	۰.۱۸۲۷
۳	۰.۰۷۰۰۳	۰.۰۳۶۴۱	۰.۰۳۰۲۰	۰.۱۹۰۲	۰.۲۳۱۳	۰.۱۶۷۱	۰.۰۴۵۳	۰.۲۳۰۵	۰.۰۲۷۰	۰.۱۳۱۶	۰.۲۰۰۶
۴	۰.۰۷۰۷۹	۰.۰۳۵۱۰	۰.۰۲۹۸۷	۰.۱۷۴۲	۰.۲۳۴۸	۰.۱۷۴۴	۰.۰۳۸۱	۰.۲۲۰۵	۰.۰۲۶۰	۰.۱۳۲۵	۰.۱۹۵۴
۵	۰.۰۷۱۵۹	۰.۰۳۳۶۰	۰.۰۳۰۳۱	۰.۱۷۷۲	۰.۲۳۶۲	۰.۱۶۸۵	۰.۰۳۴۷	۰.۲۳۰۶	۰.۰۲۶۵	۰.۱۳۳۰	۰.۱۹۳۲
۶	۰.۰۶۸۷۸	۰.۰۳۴۷۱	۰.۰۳۰۹۴	۰.۱۷۷۶	۰.۲۳۶۲	۰.۱۶۹۸	۰.۰۳۴۰	۰.۲۶۲۰	۰.۰۲۵۷	۰.۱۳۵۱	۰.۲۰۳۷
۷	۰.۰۷۰۰۵	۰.۰۳۴۶۱	۰.۰۲۸۹۱	۰.۱۶۷۲	۰.۲۳۷۵	۰.۱۵۲۷	۰.۰۴۰۵	۰.۲۴۴۱	۰.۰۲۷۶	۰.۱۴۰۸	۰.۲۱۱۴
۸	۰.۰۷۵۵۰	۰.۰۳۳۹۱	۰.۰۳۲۷۳	۰.۱۷۰۵	۰.۲۳۱۲	۰.۱۶۹۳	۰.۰۸۲۹	۰.۲۴۷۹	۰.۰۲۸۴	۰.۱۲۹۴	۰.۲۱۰۳

منبع: نتایج تحقیق

پس از به‌دست آوردن ضـرایب در معادله‌ی چهارم، ضرایب رگرسیون مربوط به متغیر فعالیت نشان می‌دهند که در گروه سنی اول تا هشتم در صورتی که سرپرست خانوار شاغل باشد واریانس مخارج مصرفی به شدت تحت تأثیر است و به همین ترتیب اگر سرپرست خانوار بیکار و یا محصل باشد اثر کمتری بر واریانس مخارج مصرفی خانوار دارد. ضرایب رگرسیون مربوط به متغیر وضعیت تحصیلی سرپرست خانوار نشان می‌دهد که در گروه سنی اول تا هشتم هر چقدر میانگین تحصیلات (سال‌های آموزش) سرپرست خانوار بیشتر باشد واریانس مخارج مصرفی خانوار بیشتر تحت تأثیر است و هر چه میانگین تحصیلات سرپرست خانوار کمتر باشد بر واریانس مخارج مصرفی خانوار کمتر اثر دارد و ضرایب رگرسیون مربوط به متغیر اندازه خانوار نشان می‌دهد که هر چه اندازه خانوار بزرگ‌تر باشد واریانس مخارج مصرفی خانوار با شدت بیشتری متأثر است.

پس از استخراج واریانس $\sigma^2_{\zeta jt}$ جمله پسماند ζ^j_{it} معادله‌ی هزینه‌های خانوار به‌طور جداگانه در هر مقطع و هر دوره، برای به‌دست آوردن پارامترهای پویای ρ^j و $\sigma^2_{\varepsilon jt}$ نیازمند تخمین معادله (۶) هستیم. پیش از آن، پس از به‌دست آوردن جملات اخلال، آزمون‌های مربوط به بررسی خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس را انجام می‌دهیم.

۱- ۵ بررسی خودهمبستگی[1] در جملات اخلال

یکی از فروض مهم مدل رگرسیون این است که خودهمبستگی بین جملات اخلالی که در تابع رگرسیون جامعه وارد می‌شود، وجود ندارد. به این مفهوم که جمله اخلال مربوط به یک مشاهده، تحت تأثیر جمله اخلال مربوط به مشاهده دیگر قرار نمی‌گیرد. برای بررسی وجود یا عدم‌وجود خودهمبستگی در جملات اخلال با استفاده از نرم‌افزارSTATA 11 آزمون خودهمبستگی[2] انجام گرفت. فرضیه‌ی صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اخلال ($\rho = 0$) و فرضیه‌ی مقابل به معنای وجود خودهمبستگی بین جملات اخلال است. با توجه به نتایج حاصل ضریب LR دارای p-value معادل با ۰.۲۱ می باشد که منجر به رد نکردن فرضیه H_0 می شود. بنابراین هیچ‌گونه خودهمبستگی بین جملات اخلال در الگوی نهایی وجود ندارد.

۲-۵ بررسی ناهمسانی واریانس در جملات اخلال

پیش‌فرض‌های متفاوتی در رابطه با نحوه‌ی شکل‌گیری ماتریس واریانس-کواریانس جملات اخلال در این حالت وجود دارد. یکی از فروض مهم مدل رگرسیون خطی این است که واریانس هر جزء اخلال، به شرط مقدار معینی از متغیرهای توضیحی، مقدار مساوی با σ_i^2 باشد. باید خاطرنشان ساخت که مشکل ناهمسانی واریانس در داده‌های مقطعی متداول‌تر از داده‌های سری زمانی است. در داده‌های مقطعی معمولاً در مورد اعضاء جامعه در یک مقطع زمانی بحث می‌شود. مانند خانوارها، شرکت‌ها، صنایع یا زیربخش‌های جغرافیایی همانند استان، کشور، شهر و غیره با توجه به اینکه داده‌های ترکیبی از داده‌های مقطعی و سری زمانی، تشکیل شده است، باید در مورد این نوع داده‌ها نیز آزمون تشخیص وجود واریانس ناهمسانی گروهی انجام داد. در داده‌های ترکیبی عواملی به غیر از متغیرهای توضیحی مدل بر روی تابع مورد نظر تأثیر داردکه قابل اندازه‌گیری نیستند و به‌صورت کیفی می‌باشند. این‌گونه متغیرها اثرات خود را در پسماند مدل مورد بررسی نشان خواهند داد که ممکن است واریانس‌های مختلف در مقاطع وجود داشته باشد و در نتیجه واریانس ناهمسانی و بین‌گروهی داشته باشیم. در این مطالعه با استفاده از نرم‌افزار STATA 11 آزمون ناهمسانی واریانس LR Test انجام گرفته است. فرضیه‌ی صفر این آزمون مبنی بر عدم‌وجود ناهمسانی واریانس و فرضیه مقابل آن به معنای وجود ناهمسانی واریانس می‌باشد. طبق نتایج حاصل از این آزمون، فرضیه H_0 رد می‌شود. بنابراین نتایج این آزمون نشان‌دهنده‌ی وجود ناهمسانی واریانس می‌باشد. در نتیجه برای رفع مشکل ناهمسانی از روش GLS استفاده شده است.

1. Auto-correlation

۲. برای مطالعه بیشتر به مقاله دوکر (۲۰۰۳) مراجعه شود.

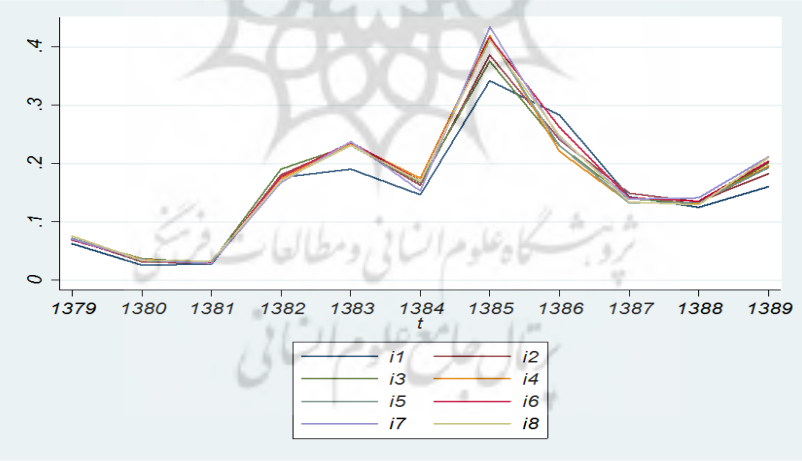
۵-۳ تخمین و بررسی روند واریانس مخارج مصرفی و جمله اخلال

برای تخمین معادله (۶) و استخراج ρ^j لازم است $\sigma^2_{\zeta jt}$ و $\sigma^2_{\zeta jt-1}$ تشکیل شود، با استفاده از تخمین معادله (۶) برای هر مقطع به‌طور جداگانه ρ^j را بدست آوردیم و واریانس $\sigma^2_{\varepsilon jt}$ را استخراج کردیم. در جدول زیر پارامتر ρ^j به طور جداگانه برای هر گروه سنی به‌دست آمده است:

تخمین ρ^j	گروه‌های سنی
۰/۷۰۴۱۰۳۷	۱
۰/۶۵۰۷۶۴۸	۲
۰/۶۴۰۵۱۸۲	۳
۰/۶۱۴۲۲۱۲	۴
۰/۶۱۶۵۴۲۵	۵
۰/۶۴۹۱۶۲۵	۶
۰/۵۸۵۷۳۴۲	۷
۰/۶۳۶۵۸۵۱	۸

در نمودار زیر واریانس مخارج مصرفی $\sigma^2_{\zeta jt}$ جمله پسماند ζ^j_{it}معادله هزینه‌های خانوار نشان داده شده است.

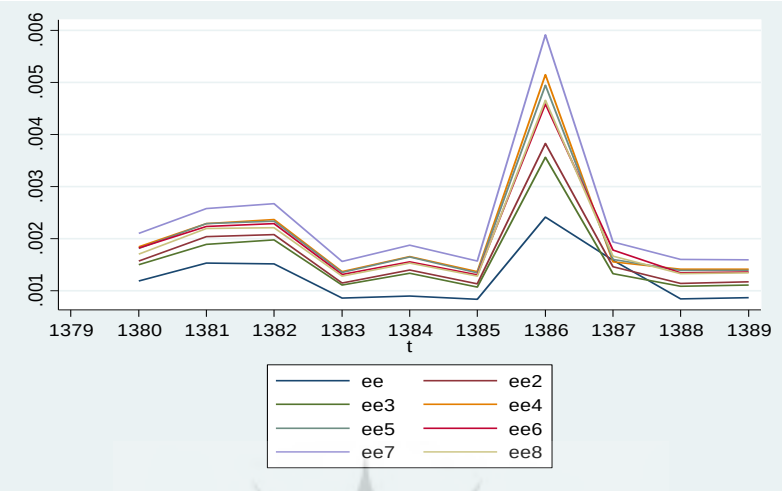
نمودار ۱: واریانس مخارج مصرفی $\sigma^2_{\zeta jt}$ جمله پسماند ζ^j_{it}



همان‌طور که ملاحظه می‌گردد روند واریانس مخارج مصرفی $\sigma^2_{\zeta jt}$ جمله پسماند ζ^j_{it} معادله‌ی هزینه‌های خانوار برای همه گروه‌های سنی به یک صورت است.

در نمودار زیر واریانس اخلال $\sigma^2_{\varepsilon jt}$، برای هر مقطع و طی دوره‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ نشان داده شده است.

نمودار ۲: واریانس اخلال $\sigma^2_{\varepsilon jt}$



در نمودار بالا واریانس اخلال $\sigma^2_{\varepsilon jt}$، در گروه سنی هفتم، افراد بین ۴۵ تا ۵۹ نسبت به بقیه مقاطع بالاتر است و این امر نشان‌دهنده‌ی آن است که این افراد با ضریب احتمال بیشتری در معرض خطر آسیب‌پذیری نسبت به فقر قرار دارند.

٦. نتایج حاصل از برآورد مدل

پس از به‌دست آوردن ضرایب در معادله‌ی چهارم، ضرایب رگرسیون مربوط به متغیر وضعیت فعالیت سرپرست خانوار نشان می‌دهد که در گروه سنی اول تا هشتم در صورتی که سرپرست خانوار شاغل باشد واریانس مخارج مصرفی به‌شدت تحت تأثیر است و به همین‌ترتیب اگر سرپرست خانوار بیکار و یا محصل باشد اثر کمتری بر واریانس مخارج مصرفی خانوار دارد. ضرایب رگرسیون مربوط به متغیر وضعیت تحصیلی سرپرست خانوار نشان می‌دهد که در گروه سنی اول تا هشتم هر چقدر میانگین تحصیلات (سال‌های آموزش) سرپرست خانوار بیشتر باشد واریانس مخارج مصرفی خانوار بیشتر تحت تأثیر است و هر چه میانگین تحصیلات سرپرست خانوار کمتر باشد بر واریانس مخارج مصرفی خانوار کمتر اثر دارد و ضرایب رگرسیون مربوط به متغیر اندازه خانوار نشان می‌دهد که هر چه اندازه خانوار بزرگ‌تر باشد واریانس مخارج مصرفی خانوار با شدت بیشتری متأثر است که این امر به دلیل بالا بودن تعداد افراد خانوار است.

نتیجه‌گیری

همان‌گونه که گفته شد مطالعه پویایی مخارج مصرفیِ فردی نیازمند داده‌های پانل از افراد است که در کشورهای در حال توسعه به ندرت در دسترس است و به‌دلیل عدم‌وجود داده‌های پانل در بسیاری از کشورهای در حال توسعه روش مستقیم برای بررسی پویایی مخارج مصرفی و سیر عایدی افراد وجود ندارد. با کمک مدل شبه‌پانل توانستیم پارامتر مخارج مصرفی افراد را به تفکیک مشخصه‌های خانوار و به تفکیک گروه‌های سنی به‌صورت پویا برآورد کنیم. این مدل الگوی مناسبی برای شناسایی خانوارها و سطح رفاه آنها می‌باشد. برای شناسایی خانوارهای محروم و تخصیص یارانه‌ها می‌توان بر ویژگی‌های عینی آنها هم چون جنسیت سرپرست خانوار و اندازه خانوار تأکید کرد. بر اساس نتایج این مطالعه دولت در تخصیص یارانه‌ها می‌تواند بر حسب خانوارهایی که بیکار هستند و سرپرست آنها در گروه سنی پایین‌تری قرار گرفته است و فاقد مهارت و آموزش هستند اولویت بیشتری نسبت به خانوارهایی با ویژگی‌های دیگر قائل شود به دلیل اینکه پویایی مخـارج مصرفی در این گروه از سرپرستان خانوار ضعیف‌تر و اغلب آسیب‌پذیرترند.

برآورد پویایی مخارج مصرفی در میان سرپرست‌های خانوار با توجه به ویژگی‌های خانوار و طبقه‌بندی سرپرست‌های خانوار به گروه‌های سنی، امکان شناسایی خانوارها را برای یک گروه سنی خاص در یک دوره‌ی زمانی معین فراهم می کند. با بررسی ویژگی‌های سرپرست خانوار برای هر گروه سنی و هر دوره به‌طور جداگانه و پیگیری گروه‌های سنی سرپرست خانوار در طول زمان امکان پیگیری همه ویژگی‌های سرپرست خانوار را به‌طور همزمان فراهم می‌کند و در نتیجه خانوارهای آسیب‌پذیر برای هر گروه سنی و هر دوره‌ی زمانی معین شناسایی می‌شوند. نتایج به‌دست آمده در این مطالعه نشان می‌دهد که متغیرهای کیفی از جمله میزان تحصیلات سرپرست خانوار، وضعیت فعالیت شغلی سرپرست خانوار، سن و جنسیت سرپرست خانوار از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر آسیب‌پذیری سرپرست‌های خانوار است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

- گزارش توسعه جهانی (۲۰۰۱)، مبارزه با فقر، انتشارات سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور- تهران.
- مرکز آمار ایران، اطلاعات مربوط به طرح هزینه- درآمد خانوارهای شهری (۱۳۸۶-۱۳۶۳)، انتشارات مرکز آمار ایران-تهران.
- صانعی، لیلا (۱۳۸۸)، "اندازه‌گیری آسیب‌پذیری نسبت به فقر در شهر تهران"، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، تهران: دانشگاه الزهرا.
- Bourguignon, F., Goh, C. and Kim, D. (2004), Estimating individual vulnerability to poverty with pseudo-panel data, World Bank Policy Research Working Paper 3375 CEDLAS Working Paper No. 51, Universidad Nacional de la Plata
- Burtless, G. (1986). Public spending for the poor. Trends, prospects and economic limits. In S.H Danzigar& D.H. Weinberg, Fighting poverty (pp. 18-49). Cambridge, MA : Harvard University press.
- Burtless, G. (1994). In-kind transfers and the trends in poverty. In D.J. Besharov&L.Lenkowsky (eds.), understanding poverty and dependence. New York: Free press.
- Chaudhuri, Shubham(2003) , "Assessing vulnerability to poverty: concepts, empirical methods and illustrative examples " , Columbia University.
- Chaudhuri, S., J. Jalan, and A. Suryahadi (2002), Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross-sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia, Columbia University, Discussion Paper 0102-52.
- Chowdhury Dr. A.M., Omar Haider,et al. (1998): "Loss and Destruction of 1998 Flood and its Impacts on Macro Economics." *Bangladesh Development Studies*, No.16, Annual No. 1405, BIDS, Dhaka.
- Collado, M. Dolores (1997) "Estimating dynamic models from time series of independent cross-sections", Journal of Econometrics 82(1): 37-62.
- Deaton, Angus (1985) "Panel data from time series of cross-sections", Journal of Econometrics 30: 109-126.
- Deaton, Angus (1985) "Panel data from time series of cross-sections", Journal of Econometrics 30: 109-126.
- McKenzie, D.J. (2004), Asymptotic Theory for Heterogeneous Dynamic Pseudo-Panels, Journal of Econometrics, 120, 235-262.
- Mo¢ tt, R. (1993), Identi.cation and Estimation of Dynamic Models with a Time Series of Repeated Cross-Sections, Journal of Econometrics, 59, 99-123.
- Verbeek, M. and Th.E. Nijman (1992), Can Cohort Data Be Treated As Genuine Panel Data?, Empirical Economics, 17, 9-23.
- Verbeek, M. and Th.E. Nijman (1993), Minimum MSE Estimation of a Regression Model with Fixed E¤ects from a Series of Cross-Sections, Journal of Econometrics, 59, 125-136.
- Verbeek, M. and F. Vella (2005), Estimating Dynamic Models from Repeated Cross-Sections, Journal of Econometrics, 127, 83-102.
- World Bank, The (2001), World Development Report 2000/2001. Attacking Poverty, New York, Oxford University Press
- Yaqub, S. (2000) "Intertemporal Welfare Dynamics: Extents and Causes" Conference paper given at Brookings Institution/Carnegie Endowment Workshop, 'Globalization: New Opportunities, New Vulnerabilities'.