

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

حسین راغفر^۱
میرحسین موسوی^۲
زمزم سادات اصل^{۳*}

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۸/۲۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۴/۰۵

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 در یک دوره نشان داده و یک روش قدرتمند برای بررسی ویژگی‌های سرپرست خانوار و کنترل آنها در طول زمان ایجاد کرده است.

کلید واژه‌ها: پویایی مخارج مصرفی، داده‌های شبه پانل، سری زمانی داده‌های مقطعی

طبقه‌بندی JEL: O15, H31, I32

Email: raghhg@alzahra.ac.ir

Email: hmousavi_atu@yahoo.com

Email: sinobi_snake@yahoo.com

۱. استادیار دانشگاه الزهرا

۲. استادیار دانشگاه الزهرا

۳. دانش آموخته اقتصاد دانشگاه الزهرا (نویسنده مسئول)

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^۱ استفاده می‌شود. دیتون^۲ (۱۹۸۵) پیشنهاد می‌کند که شبه پانل می‌تواند برای بررسی کوهرت‌ها^۳ مورد استفاده قرار گیرد. جایی که هر کوهرت به‌عنوان یک گروه با اعضای 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 سال‌های ۱۹۶۰ 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^۴ کار دیتون را گسترش داد و نشان داد مدل‌های پویا به‌طور سازگاری با استفاده از داده‌های شبه‌پانل تخمین زده می‌شوند.

شبه‌پانل پیگیری گروه‌های سنی افراد، در یک سطح بالاتری از بررسی داده‌های مقطعی است. این گروه‌های سنی از تکرار داده‌های مقطعی (RCS)^۵ 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، به‌طور قابل ملاحظه‌ای خطای اندازه‌گیری 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
4. Collado(1997)
5. Repeat Cross Section

منظور از کوهرت یک گروه با طبقه‌بندی سنی خاص می‌باشد.

این مقاله به معرفی مدل شبه پانل می‌پردازد و کاربردی از مدل‌سازی داده‌های شبه پانل را ارائه می‌دهد. با کمک داده‌های شبه پانل به بررسی اثرات ویژگی‌های خانوار بر مخارج مصرفی پرداخته می‌شود.

۲. اهمیت و کاربردهای مدل شبه پانل

۲-۱ در مطالعه‌ای که توسط رابرت مک ناون^۱ در سال ۲۰۱۰ تحت عنوان "بازده آموزشی در تایلند با استفاده از رویکرد داده‌های شبه پانل" انجام شد، برای بررسی بازده آموزشی در تایلند از مدل‌سازی داده‌های شبه پانل استفاده شده است. این مطالعه با تابع درآمد سرمایه انسانی آغاز می‌شود.

$$\ln w_{it} = \gamma + \beta_1 E_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 X_{it}^2 + \alpha_{it} + u_{it} \quad (1)$$

در اینجا $\ln w$ لگاریتم طبیعی دستمزد ساعتی افراد i در زمان t است و E_{it} و X_{it} به ترتیب 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 به دست آورد که در این صورت متغیرهای قابل مشاهده در بررسی شبه پانل به کار گرفته می‌شود. در میانگین گروه سنی ناهمگونی میان اعضای گروه سنی، از قبیل توانایی‌های فردی و انگیزه‌های فردی حذف شده است.

$$\overline{\ln w}_{ct} = \beta_1 \overline{E}_{ct} + \beta_2 \overline{X}_{ct} + \beta_3 \overline{X}_{ct}^2 + \alpha_{ct} + u_{ct} \quad (2)$$

در معادله بالا $\overline{\ln w}_{ct}$ میانگین $\ln w$ در نمونه‌های مشاهده شده در گروه سنی c در زمان t است. (دیتون ۱۹۸۵) $\overline{\alpha}_{ct}$ را به عنوان میانگین اثرات ثابت برای خانوارها در گروه سنی c در دوره‌ی زمانی t تعریف می‌کند $\overline{\alpha}_{ct}$ در طول زمان ثابت نیست زیرا نمونه‌ها در زمان‌های متفاوت به صورت منفرد جمع‌آوری شده‌اند. در نتیجه $\overline{\alpha}_{ct}$ ممکن است با \overline{E}_{ct} همبستگی داشته باشد و یا $cov(\overline{\alpha}_{ct} - \alpha_{ct}, \overline{E}_{ct}) \neq 0$ باشد. در نمونه‌های کوچک، α_c اثرات واقعی کوهرت است. با این حال، اگر اندازه نمونه در هر کوهرت به اندازه‌ی کافی بزرگ باشد، $\overline{\alpha}_{ct}$ می‌تواند به عنوان اثرات واقعی کوهرت (α_c) و یا اثرات ثابت مشاهده نشده کوهرت رفتار کند. در این مورد $\overline{\alpha}_{ct} \approx \alpha_c$ است و ما می‌توانیم معادله‌ی بالا را با استفاده از کوهرت‌های ساختگی (α_c) و یا اثرات ثابت کوهرت در معادله‌ی زیر برآورد کنیم.

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

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 به طوری 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^۱ و چور گو چینگ^۲ در بانک جهانی و دای‌لی کیم^۳ 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. به دلیل 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 می‌نماید، 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 مصرفی فردی نیازمند داده‌های پانل از افراد است که در کشورهای در حال توسعه به ندرت در دسترس است. از این‌رو، بررسی مسائلی مانند روند دستمزد حقوق بگیران به علت تغییر در مخارج مصرفی افراد مشکل است. به دلیل عدم وجود داده‌های پانل در بسیاری از کشورهای 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^۴ 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:

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

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:

$$\zeta_{it}^j = \rho^j \zeta_{it-1}^j + \varepsilon_{it}^j \quad (5)$$

ε_{it}^j جمله اخلاص 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 می‌کند. 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 $\sigma_{\zeta_{jt}}^2$ جمله پسماند ζ_{it}^j مطابق فرایند زیر رفتار می‌کند.

$$\sigma_{\zeta_{jt}}^2 = \rho^{j2} \sigma_{\zeta_{jt-1}}^2 + \sigma_{\varepsilon_{jt}}^2 \quad (6)$$

از معادله بالا می‌توانیم پارامترهای پویای ρ^j و $\sigma_{\varepsilon_{jt}}^2$ را به‌دست آوریم. پس از برآورد معادله (۴) به‌طور 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 اخلاص 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 تخمین کرد.

اگر مدل به خوبی تصریح شود و مشاهدات زمانی به اندازه کافی در دسترس باشد، در این صورت 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 آندونزی، کره و تایلند در سال ۲۰۰۴ به‌کار برده شده است و نتایج معقولی در پی داشته است (Bourguignon and Goh, 2004).

۴. متغیرهای مورد استفاده در مدل

مطالعه سری زمانی ویژگی‌های سرپرست خانوار که به صورت گروه‌های سنی کوه‌ت‌بندی 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 افراد با سن ۵۴-۵۰ هستند و این گروه سنی متولدین ۱۳۴۰-۱۳۳۶ می‌باشد.

جدول ۱-۴: طبقه‌بندی داده‌های سرپرست خانوار در ۸ گروه سنی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۹

سال گروه	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	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
۴	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
۶	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	۵۵-۵۹	۵۶-۶۰	۵۷-۶۱	۵۸-۶۲	۵۹-۶۳	۶۰-۶۴

منبع: نتایج تحقیق

داده‌های مورد مطالعه در این پژوهش سرپرست خانوار مرد است که به صورت 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 $\sigma_{\epsilon jt}^2$ جمله پسماند ϵ_{jt}^j از طریق معادله‌ی چهارم:

در جدول زیر واریانس $\sigma_{\epsilon jt}^2$ جمله پسماند ϵ_{jt}^j به دست آمده از تخمین معادله‌ی چهارم برای هر مقطع و هر دوره به طور جداگانه آورده شده است:

جدول ۱- ۵: واریانس $\sigma_{\epsilon jt}^2$ جمله پسماند ϵ_{jt}^j

سال گروه	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	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	۰.۱۳۳۵	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	۰.۰۲۲۷۳	۰.۱۷۰۵	۰.۲۳۱۲	۰.۱۶۹۳	۰.۰۸۲۹	۰.۲۴۷۹	۰.۰۲۸۴	۰.۱۲۹۴	۰.۲۱۰۳

منبع: نتایج تحقیق

پس از به دست آوردن ضرایب 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 $\sigma_{\epsilon jt}^2$ جمله پسماند ϵ_{jt}^j معادله‌ی هزینه‌های خانوار به طور جداگانه در هر مقطع و هر دوره، برای به دست آوردن پارامترهای پویای ρ^j و $\sigma_{\epsilon jt}^2$ نیازمند تخمین معادله (۶) هستیم. پیش از آن، پس از به دست آوردن جملات اخلاص، آزمون‌های مربوط به بررسی خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس را انجام می‌دهیم.

۱-۵ بررسی خودهمبستگی^۱ در جملات اخلاص

یکی از فروض مهم مدل رگرسیون این است که خودهمبستگی بین جملات اخلاصی که در تابع رگرسیون جامعه وارد می‌شود، وجود ندارد. به این مفهوم که جمله اخلاص مربوط به یک مشاهده، تحت تأثیر جمله اخلاص مربوط به مشاهده دیگر قرار نمی‌گیرد. برای بررسی وجود یا عدم وجود خودهمبستگی در جملات اخلاص با استفاده از نرم‌افزار STATA 11 آزمون خودهمبستگی^۲ انجام گرفت. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اخلاص ($\rho = 0$) و فرضیه مقابل به معنای وجود خودهمبستگی بین جملات اخلاص است. با توجه به نتایج حاصل ضریب LR دارای p-value معادل با ۰.۲۱ می‌باشد که منجر به رد نکردن فرضیه H_0 می‌شود. بنابراین هیچ‌گونه خودهمبستگی بین جملات اخلاص در الگوی نهایی وجود ندارد.

۲-۵ بررسی ناهمسانی واریانس در جملات اخلاص

پیش‌فرض‌های متفاوتی در رابطه با نحوه‌ی شکل‌گیری ماتریس واریانس-کواریانس جملات اخلاص در این حالت وجود دارد. یکی از فروض مهم مدل رگرسیون خطی این است که واریانس هر جزء اخلاص، به شرط مقدار معینی از متغیرهای توضیحی، مقدار مساوی با σ^2 باشد. باید خاطر نشان 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 دارد که قابل اندازه‌گیری نیستند و به صورت کیفی می‌باشند. این گونه 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. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود 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.

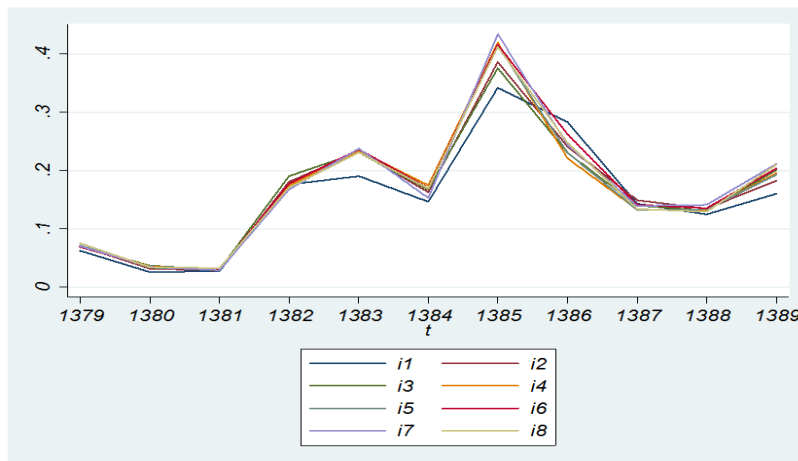
۳-۵ تخمین و بررسی روند واریانس مخارج مصرفی و جمله اخلاص

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

گروه‌های سنی	تخمین ρ^j
۱	-۰/۷۰۴۱۰۳۷
۲	-۰/۶۵۰۷۶۴۸
۳	-۰/۶۴۰۵۱۸۲
۴	-۰/۶۱۴۲۲۱۲
۵	-۰/۶۱۶۵۴۲۵
۶	-۰/۶۴۹۱۶۲۵
۷	-۰/۵۸۵۷۳۴۲
۸	-۰/۶۲۶۵۸۵۱

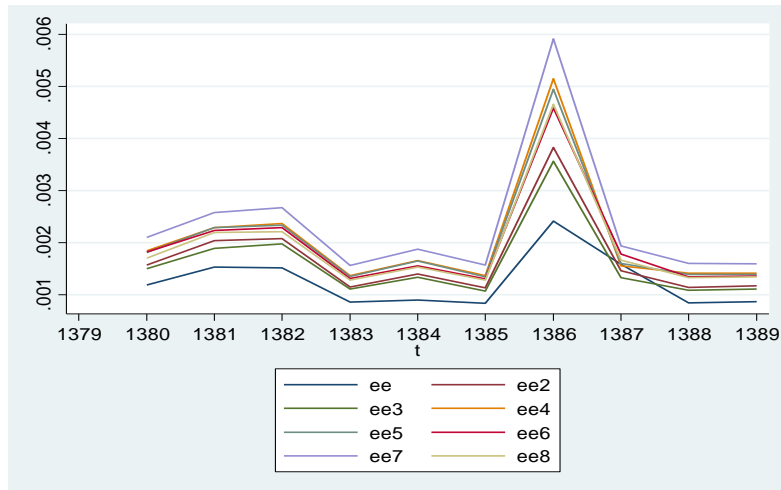
در نمودار زیر واریانس مخارج مصرفی $\sigma_{\zeta jt}^2$ جمله پسماند ζ_{it}^j معادله هزینه‌های خانوار نشان داده شده است.

نمودار ۱: واریانس مخارج مصرفی $\sigma_{\zeta jt}^2$ جمله پسماند ζ_{it}^j



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

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

نمودار ۲: واریانس اخلاص $\sigma_{\varepsilon_{jt}}^2$ 

در نمودار بالا واریانس اخلاص $\sigma_{\varepsilon_{jt}}^2$ ، 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.

۶. 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 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 که این امر به دلیل بالا بودن تعداد افراد خانوار است.

نتیجه‌گیری

همان‌گونه که گفته شد مطالعه پویایی مخارج مصرفی فردی نیازمند داده‌های پانل از افراد است که در کشورهای در حال توسعه به ندرت در دسترس است و به دلیل عدم وجود 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 شبه پانل توانستیم پارامتر مخارج مصرفی افراد را به تفکیک مشخصه‌های خانوار و به تفکیک گروه‌های سنی به صورت 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 مخارج 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 می‌کند. با بررسی ویژگی‌های سرپرست خانوار برای هر گروه سنی و هر دوره به طور جداگانه و پیگیری گروه‌های سنی سرپرست خانوار در طول زمان امکان پیگیری همه ویژگی‌های سرپرست خانوار را به طور همزمان فراهم می‌کند و در نتیجه خانوارهای آسیب‌پذیر برای هر گروه سنی و هر دوره‌ی زمانی معین شناسایی می‌شوند. نتایج به دست 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.

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 الزهراء.
- 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 Danziger& 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.
- Moç tt, R. (1993), Identification 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 Effects 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'.