Archive of SID

فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال نوزدهم ـ شماره چهارم ـ زمستان ۱۳۹۸ ـ صفحات ۷۵-۵۱

# تحلیل پویایی فقر در مناطق شهری ایران بر اساس رویکرد داده‌های تابلویی ترکیبی

فاطمه گریوانی[۱]
محمدعلی فلاحی[۲]
محمدطاهر احمدی شادمهری[۳]
حسین راغفر[۴]

**تاریخ دریافت:** ۱۳۹۷/۲/۳۱ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۷/۷/۲۵

**چکیده**

*داده‌های تابلویی به عنوان سنگ بنایی برای تحلیل‌های پویا و از جمله در مطالعات تحرک فقر، شناخته شده است. در کشورهای در حال توسعه (از جمله ایران)، به دلایل مختلف، داده‌های هزینه- درآمد خانوار به صورت مقطعی جمع‌آوری شده و دسترسی به داده‌های تابلویی خانوارها امکان‌پذیر نیست. با این وجود، به دلیل اهمیت زیاد و علاقه‌مندی سیاست‌گذاران به آگاهی از وضعیت تحرک فقر، محققان روش‌های مختلفی را برای مطالعه پویایی فقر در کشورهای با داده‌های مقطعی ارائه و به‌تدریج توسعه داده‌اند. گروه مطالعات فقر بانک جهانی در سال ۲۰۱۳ رویکرد داده‌های تابلویی ترکیبی را برای تحلیل پویایی فقر معرفی کرد که برآوردهای نقطه‌ای نسبتاً دقیقی از تحرک فقر ارائه می‌کند. پژوهش حاضر، در ابتدا خط فقر مطلق مناطق شهری کشور را در سال‌های ۱۳۹۱، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ محاسبه و سپس با به کارگیری روش داده‌های تابلویی ترکیبی، بررسی وضعیت تحرک فقر در سال‌های مذکور را محور مطالعه خود قرار داده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد، نوعی وابستگی حالت در وضعیت فقر مناطق شهری وجود دارد؛ به‌طوری‌که بیش از ۸۰ درصد خانوارهایی که در سال اول (۱۳۹۱ و یا ۱۳۹۴) فقیر (غیر فقیر) بودند، در سال دوم (۱۳۹۵) نیز فقیر (غیر فقیر) باقی می‌مانند و تنها با احتمال کمتر از ۲۰ درصد، خانوارهای فقیر (غیر فقیر) در سال اول در دوره بعد، در وضعیت غیر فقیر (فقیر) قرار گرفته‌اند.*

**واژگان کلیدی:** اندازه‌گیری فقر، فقر پویا، داده‌های تابلویی ترکیبی، مناطق شهری، ایران
**طبقه‌بندی JEL**: O18، I30، I32، P36

---

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد fgrivani@gmail.com
۲. دکتری اقتصاد، عضو هیات علمی دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسؤول) falahi@um.ac.ir
۳. دکتری اقتصاد، عضو هیات علمی دانشگاه فردوسی مشهد shadmhri@um.ac.ir
۴. دکتری اقتصاد، عضو هیات علمی دانشگاه الزهرا h.raghfar@alzahra.ac.ir

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

## ۱. مقدمه

تجزیه‌وتحلیل فقر و به طور خاص کاهش فقر، نقش اساسی در طراحی سیاست‌های توسعه ایفا می‌کند و می‌توان آن را در صدر امور سیاست‌گذاران و تحلیلگران سیاسی در جهان دانست که، هم دلیل و هم، نتیجه توسعه اقتصادی و اجتماعی است. درواقع، همان‌طور که در گزارش توسعه انسانی (Human Development Report, 2000: 73) آمده است ریشه‌کن کردن فقر بیش از آنکه یک چالش توسعه باشد یک چالش حقوق بشر است. نمونه بارز اهمیت سیاست‌های کاهش فقر را می‌توان در اهداف توسعه هزاره[1] مشاهده کرد که از بین بردن فقر و گرسنگی را به عنوان اولین آرمان خود مطرح کرده است. در سال ۲۰۱۳ نیز بانک جهانی برای دستیابی به "جهانی عاری از فقر" دو هدف: پایان دادن به فقر شدید تا سال ۲۰۳۰ (با کاهش تعداد افرادی که با کمتر از ۱,۲۵ دلار در روز زندگی می‌کنند به زیر ۳ درصد) و ترویج رفاه مشترک (با رشد درآمدی بالاتر برای افراد ۴۰ درصد پایین درآمدی در هر کشور) را در رأس برنامه‌های خود قرار داد (Cruz *et al.*, 2015). بدون تردید برای نیل به این اهداف، در ابتدا باید فقر را به طور صحیحی شناسایی کرد.

تجزیه‌وتحلیل فقر می‌تواند به دو روش "ایستا" و "پویا" انجام شود. در روش ایستا تنها میزان فقر در جامعه تعیین شده که تصویری ناقص از فقر ارائه می‌کند و برای دستیابی به اطلاعات کامل‌تر از فقر تحلیل‌های ایستا باید با اطلاعات طولی همراه شود (Devicienti, 2000). برای مثال شناسایی این‌که ۱۰ درصد جمعیت فقیر است (رویکرد ایستا) نمی‌تواند پایدار یا گذرا بودن فقر را مشخص کند (Biewen, 2003). به‌عبارت‌دیگر مهم‌ترین سؤال مطرح در رویکرد فقر پویا این است که چه کسانی با احتمال بیشتر در فقر باقی می‌مانند و چه کسانی در خطر فقیر شدن قرار دارند؟ درحالی‌که فقر ایستا تلاش می‌کند تا افرادی که در یک مقطع زمانی خاص فقیر هستند را شناسایی کند (Cappellari and Jenkins, 2002). تحلیل‌های پویای فقر تحلیل‌های جامعی هستند که برای برنامه‌ریزی‌های سیاسی توزیع درآمد ضروری بوده و می‌تواند نقش بسزایی ایفا کند.

ازاین‌رو، عمده پژوهش‌هایی که در خصوص فقر در دهه‌های ۶۰ و ۷۰ انجام شد بر پویایی‌های فقر متمرکز بود. این تحقیقات با استفاده از داده‌های طولی جدید نشان دادند که بخش عمده‌ای از فقرا فقط تعداد سال اندکی زیرخط فقر بوده‌اند و تلاش کردند تا ویژگی‌های خانوارها را در هر گروه از افراد شناسایی کنند. تشخیص این وِیژگی‌ها برای این‌که قادر باشیم توصیفی از هر دو گروه؛ افرادی که وارد دایره فقر شده‌اند و گروهی که اخیراً فقیر بوده‌اند ضروری و مهم است. به‌عبارت‌دیگر، تشخیص فاصله بین افرادی که همیشه فقیر هستند و افرادی که در یک زمان خاص در دایره فقر هستند برای درک فقر حیاتی است و راهنمایی برای تخصیص منابع خواهد بود (Bane and Ellwood, 1998).

1. The Millennium Development Goals

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

بااین‌وجود، پژوهش‌های گسترده‌ای که در حوزه فقر طی چند دهه گذشته انجام شده است؛ نشان می‌دهد مطالعات کمتری به بررسی این‌که چه تعدادی از مردم در هر کشور فقیر به دنیا آمده‌اند، چه تعداد دیگر در طول عمر خود فقیر شده و چه تعداد از آن‌ها از فقر خارج شده، پرداخته اند. یکی از دلایل آن نبود داده‌های تابلویی واقعی و روش‌های مناسب برای شناسایی و تشخیص افرادی بوده است که از فقر خارج یا دچار فقر شده‌اند و این مقدمه‌ای شد تا برای کشورهایی که داده‌های تابلویی واقعی آن‌ها در دسترس نبود محققان به دنبال روش‌هایی جهت به دست آوردن داده‌های شبه تابلویی باشند.

اولین تلاش‌ها برای مطالعات پویایی فقر بر اساس داده‌های شبه تابلویی در سطح خانوار توسط بورگیگنون، گو و کیم (Bourguignon, Goh and Kim, 2004) و گوئل و هو (Guell and Hu, 2006) صورت گرفته است که این دو شیوه به دلیل مفروضات خاص خود به راحتی از داده‌های مقطعی موجود برآورد نمی‌شوند. آنچه در حال حاضر به طور گسترده‌ای در ادبیات پویایی فقر به عنوان داده‌های تابلویی ترکیبی[1] در غیاب داده‌های تابلویی واقعی استفاده می‌شود رویکردی است که توسط دنگ، لانجو، لوتو و مک‌کینزی[2] در سال ۲۰۱۳ ارائه شده است.

در ایران نیز داده‌های تابلویی واقعی که ویژگی‌های افراد را طی زمان دنبال کند و اساس مطالعات پویایی درآمد و فقر را شکل دهند برای قبل از سال ۱۳۹۱ عملاً وجود ندارد. از سال ۱۳۹۱ داده‌های تابلویی طرح‌های هزینه و درآمد خانوار به شیوه چرخشی برای دو سال پیاپی در سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ وجود دارد (حدود ۶۰ درصد خانوارها در این دو سال مشترک هستند) که فاصله زمانی کوتاه [3] - برای دو سال مذکور - نمی‌تواند پویایی‌های واقعی فقر را بیان کند. در غیاب داده‌های تابلویی واقعی ایران می‌توان از روش داده‌های تابلویی ترکیبی ساخته شده از داده‌های مقطعی خانوار برای مطالعه انتقال فقر استفاده کرد. با توجه به اهمیت شناخت و آگاهی از پویایی‌های فقر کشور و به‌کارگیری آن در برنامه‌ریزی‌ها و سیاست‌گذاری‌های بهبود رفاه جامعه، مقاله حاضر به معرفی مبانی و روش بررسی پویایی‌های فقر به شیوه دنگ و همکاران (Dang & Lanjouw, 2013 and 2014) می‌پردازد.

رویکردی که از سال ۱۳۹۲ در ایران در مطالعات پویایی‌های فقر صورت گرفته است از داده‌های شبه تابلویی بهره برده‌اند. در این روش نسل‌هایی بر اساس بررسی‌های مقطعی تکرار شده فراهم

1. Synthetic Panel Data
2. Dang, Lanjouw, Luoto, and Mckenzie
۳. واکر و رایان (Walker and Ryan, 1990) یک فاصله زمانی حداقل هفت یا هشت سال را برای مقایسه مؤثر در طی زمان در نظر می‌گیرند.

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

می‌شود. در واقع این مدل متشکل از یک سری مقاطع طی دوره‌های زمانی مختلف است که هر مقطع بر اساس محدوده سنی تعیین شده مورد ردیابی قرار می‌گیرد. نکته قابل توجه آن است که در ایران سیاست‌گذاری‌های دولت مرکزی بر اساس گروه‌های سنی صورت نمی‌گیرد ازاین‌رو نتایج حاصل از داده‌های شبه تابلویی قدرت سیاست‌گذاری را بر اساس ویژگی‌های گوناگون خانوار محدود می‌کند. به‌عبارت‌دیگر، داده‌هایی که معمولاً برای پاسخ به پرسش‌های مهم در خصوص پویایی فقر از آن‌ها استفاده شده است، از اطمینان لازم برخوردار نیست. با توجه به این مهم در مقاله حاضر داده‌های تابلویی ترکیبی بر اساس داده‌های مقطعی در سطح فرد و خانوار ساخته می‌شود که می‌تواند گامی مهم و کارآمد در تحلیل‌های پویایی فقر و سیاست‌گذاری باشد.

## ۲. پیشینه پژوهش

از اواسط دهه ۱۹۸۰ با استفاده از داده‌های طولی به طور گسترده‌ای این تفکر حاکم شد که فقر پدیده‌ای پویا است و نقل و انتقالات جامعه فقیر از سالی به سال دیگر بسیار زیاد (Duncan, 1984; Bane and Ellwood, 1986; Stevens, 1994 and 1995; Burgess and Propper, 1998). به‌عبارت‌دیگر، افرادی که زیرخط فقر قرار می‌گیرند افراد یکسانی در سال‌های مختلف نیستند و نرخ ورود و خروج از فقر بسیار بیشتر از آنچه که نرخ‌های ایستا نشان می‌دهد، است. برای مثال اندریوپولو و تساکلوگلو (Andriopoulou and Tsakloglou, 2011) پویایی‌های فقر را برای ۱۴ کشور اروپایی در یک دوره هفت ساله به دو روش اسپل[1] و هزارد[2] مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که نسبت افرادی که حداقل یک بار در کل دوره مورد بررسی فقر را تجربه کردند به کل جمعیت تقریباً دو برابر نرخ فقر است. بنابراین تحرک فقر وجود دارد و برای بخش قابل‌توجهی از جمعیت، فقر وضعیتی گذرا دارد.

در مطالعات دیگری نرخ ورود مجدد به فقر در دوره‌های طولانی‌تری مورد مطالعه قرار گرفته است. در این زمینه مارتین و کاول (Martin and Cowell, 2006) به بررسی فقر مطلق و نسبی در اسپانیا طی سال‌های ۲۰۰۰- ۱۹۹۳ پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که نیمی از افرادی که دچار فقر شده‌اند یک سال بعد از فقر خارج شده و در میان افرادی که از فقر خارج شده‌اند یک هشتم آن‌ها بعد از مدت کوتاهی به فقر باز می‌گردند.

در بسیاری از مطالعات (از جمله بانه و الوود (Bane and Ellwood, 1986) برای ایالات متحده؛ جنکینز (Jenkins, 2000) برای بریتانیا؛ آنتولین و همکاران، (Antolin, Dang and Oxley,

1. Spell
2. Hazard

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

1999) برای کانادا و آلمان) دریافتند که هر چه فرد مدت زیادی در فقر باشد با احتمال کمتری از فقر رهایی می‌یابد. این به دلیل وابستگی به حالت است به این معنی که دوره‌های طولانی‌تر فقر منجر به تغییر نگرش به کار و فرسایش سرمایه انسانی می‌شود.

نتایج پژوهش ایگبیرمولن (Eigbiremolen, 2018) در خصوص وضعیت پویایی‌های فقر نیجریه نشان می‌دهد ابتلا خانوارها به فقر در دوره‌ی مطالعه افزایش یافته و خانوارهای کم‌جمعیت‌تر و خانوارهای مردسرپرست با احتمال کمتری در فقر باقی می‌مانند. همچنین احتمال انتقال به فقر این گروه کمتر و باقی ماندن آن‌ها در گروه غیر فقیر بیشتر است.

دنگ و لانجیو[1] بعد از معرفی داده‌های تابلویی ترکیبی طی سال‌های ۲۰۱۷-۲۰۱۴ مطالعات گسترده‌ای را برای بررسی پویایی‌های فقر به تفکیک در کشورهای مختلف از جمله سنگال، هند، اندونزی، ویتنام، کشورهای عرب عضو منا و جنوب آفریقا انجام دادند. در این پژوهش‌ها ابتدا نویسندگان تحرکات فقر به درون و بیرون فقر را با استفاده از داده‌های تابلویی ترکیبی محاسبه و عوامل مؤثر بر این تحرکات را مطالعه کردند. نتایج این پژوهش‌ها نشان می‌دهد عواملی مانند محل سکونت، معلولیت، وقوع بلایای طبیعی و بازار کار بر فقر خانوار مؤثر است.

صالحی اصفهانی و مجبوری (Salehi-Isfahani, and Majbouri, 2010) برای اولین بار با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۹۲-۱۹۹۵، تحرک و پویایی فقر را در ایران بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که طی چهار دهۀ اخیر، فقر کاهش یافته اما نابرابری و تحرک درآمدی به طور نسبی بالا بوده است. آن‌ها برای بررسی پویایی فقر، با استفاده از فقر مزمن و فقر گذرا نشان دادند که فقر گذرا از لحاظ جغرافیایی به طور یکنواخت‌تری توزیع شده و فقر مزمن و گذرا در خانوارهایی با سرپرست زن و جوان و مردان با تحصیلات کم‌تر، بالاتر است.

راغفر و همکاران از سال ۱۳۹۰ بررسی‌های پویایی تحرک درآمدی و فقر در ایران را آغاز کردند. در ابتدا راغفر و باباپور (۱۳۹۱) پژوهشی با عنوان " فقر و نابرابری و تحرک درآمدی: موردی از رویکرد شبه پنل " انجام دادند. رویکرد این پژوهش بر معرفی به‌کارگیری شبه تابلویی در مطالعات تحرک درآمدی و فقر تأکید داشت. راغفر و آذری بنی (۱۳۹۲) به بررسی تحرک درآمدی و تله فقر با رویکرد شبه تابلویی پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۶۳ سرعت همگرایی و تحرک درآمدی مطلق و شرطی بسیار پایین بوده است. راغفر و رمضان‌پور امری (۱۳۹۳) پویایی فقر در ایران را با تجزیه فقر به فقر گذرا و مزمن با استفاده از الگوی شبه تابلویی طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۶۸ مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که فقر مزمن و گذرا طی فعالیت سه دولت گذشته در سال‌های مطالعه کماکان مشابه هم بوده است.

1. Dang and Lanjouw

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

مرور مطالعات گذشته در حوزه پویایی‌های فقر حاکی از آن است که مطالعات اولیه فقر با داده‌های تابلویی واقعی در کشورهای توسعه یافته ایالات متحده و انگلستان متداول و اواسط دهه ۱۹۸۰ سال‌های شروع مطالعات در حوزه ایجاد شبه تابلویی با استفاده از داده‌های مقطعی متوالی بوده و تلاش‌ها برای رفع نواقص شبه تابلویی اولیه طی زمان ادامه داشته است. مطالعاتی که برای ساخت شبه تابلویی در ایران صورت گرفته است بر اساس شیوه دیتون (Deaton, 1985) است. این شیوه نیاز به دوره‌های زیادی از داده‌های مقطعی متوالی دارد (Bourguignon, Goh and Ki, 2004) و علاوه بر آن استفاده میانگین گروه‌ها موانعی را برای بررسی تحرک درآمدی در سطح کوچک‌تر از گروه می‌شوند. به عنوان یک نتیجه، روش‌های موجود ممکن است محدودیت‌هایی برای سیاست‌گذارانی که به جابجایی گروه‌های جمعیتی خاصی یا اقتصاددانانی که به شوک‌های (خاص) درآمدی یا مصرفی علاقه‌مند هستند، محدودیت ایجاد کند (Dang & Lanjouw, 2014).

در پژوهش حاضر داده‌های تابلویی ترکیبی به روش دنگ و همکاران (Dang & Lanjouw, 2013 and 2014) ساخته می‌شود. مهم‌ترین مزیت این روش، ساخت داده‌های تابلویی در سطح فرد و خانوار است که برای بررسی پویایی‌های فقر بسیار کارآمدتر و کاربردی‌تر است.

## ۳. مبانی نظری

پویایی فقر به فرآیندهای تغییرات اجتماعی اطلاق می‌شود که منجر به افزایش، کاهش یا تداوم فقر می‌شوند. پویایی فقر دو بعد اصلی دارد: فرآیندهای بلندمدت که به فقر مزمن مربوط می‌شوند و فرآیندهای کوتاه‌مدت که باعث ایجاد فقر گذرا می‌گردند. به‌طورکلی پویایی فقر جریان ورود و خروج خانوارها از فقر را بررسی می‌کند و با ذخیره فقر متفاوت است. لذا هدف اصلی آن نشان دادن تغییر و تحول وضعیت افرادی است که فقر را تجربه کرده‌اند.

مهم‌ترین دلیل ارزیابی پویایی فقر، استفاده از یافته‌های آن در تدوین برنامه‌های کارآمد کاهش فقر است. یافته‌های حاصل از مطالعه‌ی پویایی فقر شناخت سیاست‌گذاران را از عوامل مؤثر بر فقر که از ضروریات برنامه‌های فقرزدایی است، عمیق‌تر می‌سازد به طوری که، عدم شناخت صحیح عوامل مؤثر بر فقر و همچنین عوامل تشدیدکننده و یا تخفیف دهنده آن در برنامه‌های فقرزدایی، باعث سیاست‌گذاری نامناسب، اتلاف منابع کمیاب اقتصادی و تداوم فقر می‌گردد.

نتیجه کاربردی دیگر بررسی پویایی فقر رسیدن به گروه‌های اجتماعی هدف برای سیاست‌گذاری‌های اجتماعی و اقتصادی و بررسی و اصلاح در سیاست‌های کلان است. چنین مطالعه‌ای به چند دلیل برای سیاست‌گذاران مهم است. اول این‌که دولت‌ها اغلب سعی می‌کنند گروه‌های خاصی را مانند فقرا با استفاده از شاخص‌های رفاهی ایستا مورد هدف قرار دهند. حتی در

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

یک دوره‌ی زمانی منفرد نیز، کاملاً مشخص است که این امر منجر به خطاهای دربرگیری - ارائه منابع به افرادی که در حقیقت فقیر نیستند - و خطاهای عدم دربرگیری - حذف کردن افرادی که در حقیقت فقیر بوده اما فقیر در نظر گرفته نشده‌اند - می‌شود. این مسأله با افزودن بعد زمان تشدید پیدا می‌کنید (رمضانپور امری و همکاران، ۱۳۹۳). دوم این‌که عوامل مرتبط با ورود و خروج از فقر (که به عنوان پویایی‌های فقر توصیف می‌شوند) در طراحی سیاست‌های شبکه‌های ایمنی و سایر اقداماتی که به منظور محافظت از اقشار آسیب‌پذیر طراحی شده‌اند، اهمیت بسزایی دارند. سوم، درک این موضوع که چرا برخی از خانوارها رفاه خود را نسبت به دیگران در بلندمدت افزایش می‌دهند (که تحرک اقتصادی نامیده می‌شود)، به طراحی سیاست‌هایی که رشد عادلانه‌تر را ارتقا می‌دهند، کمک می‌کند.

بررسی فقر پویا نیازمند وجود داده‌های تابلویی به ویژه در سطح خانوار یا اشخاص است. در کشورهای درحال‌توسعه به دلایل گوناگونی گردآوری داده‌های مقطعی نسبت به داده‌های تابلویی متداول‌تر است. برای مثال جمع‌آوری داده‌های تابلویی بسیار پرهزینه است و همچنین می‌تواند با مشکلات لجستیکی و حجمی همراه شود. بنابراین کمیابی داده‌های تابلویی در بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه تحلیل پویایی رفاه را مشکل‌تر (و نه غیر ممکن) می‌سازد. برای غلبه بر عدم دسترسی به داده‌های تابلویی تعدادی از مطالعات، رویکرد داده‌های شبه تابلویی (داده‌های تابلویی ترکیبی) را با استفاده از چند دوره داده‌های مقطعی ایجاد کرده‌اند. به دنبال کار دیتون (Deaton, 1985) شبه تابلویی[1] گسترده‌ای بر اساس گروه‌های هم پایه[2] برای پیگیری نتایج مصرف و درآمد در طول زمان ایجاد و استفاده شد. برای مثال: (Deaton & Paxson, 1994; Banks, Blundell, and Brugiavini, 2001; Pencave, 2007). نتایج دیگری که با استفاده از داده‌های تابلویی ترکیبی تحلیل شده‌اند شامل عملکرد نیروی کار به اصلاحات مالیاتی (Blundell, Duncan & Meghir, 1998)، بازدهی مدارک دانشگاهی و فن و حرفه‌ای (Mcintosh, 2006) و تقاضای خانوار به بیمه‌های درمانی خصوصی (Propper, Rees, and Green, 2001) بوده است. نکته قابل توجه در داده‌های تابلویی ترکیبی این است که چون نمونه‌های مقطعی در هر دوره زمانی تجدید می‌شوند، این داده‌ها احتمالاً کمتر در معرض خطای اندازه‌گیری و اصطکاکی که اغلب در داده‌های تابلویی واقعی وجود دارد، قرار می‌گیرد (Glewwe and Jacoby, 2000; Kalton, 2009). به همین دلیل است که داده‌های شبه تابلویی در زمینه‌های پژوهشی اقتصاد سنجی به سرعت در حال رشد است (Inoue, 2008).

1. Pseudo Panel
2. Cohorts

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

شاید به دلیل این‌که شبه داده‌های تابلویی بر گروه‌های هم پایه نسبت به افراد و خانوارها تأکید بیشتری داشتند، این روش‌ها به طور گسترده‌ای برای مطالعات پویایی فقر به کار گرفته نشدند به استثنای بورگیگنون، گو و کیم (Bourguignon, Goh and Kim, 2004) و گوئل و هو (Guell & Hu, 2006) که داده‌های تابلویی ترکیبی را در سطح خانوار ساختند. این دو شیوه نیز به دلیل مفروضات خاصی[1] که نیاز دارند به راحتی از داده‌های مقطعی موجود برآورد نمی‌شوند (Dang & Lanjouw, 2013).

در مقابل این فرایند، دنگ، لانجو، لوتو و مک‌کینزی (Dang *et al.*, 2014) مقاله‌ای ارائه دادند که در آن هم رویکرد پارامتریک و هم رویکرد ناپارامتریک برای ساخت داده‌های تابلویی ترکیبی در سطح خانوار از دو دوره داده‌های مقطعی به فروض کمتری نیاز دارد.

## ۴. رویکرد داده‌های تابلویی ترکیبی

برای جبران کمبود آمار و اطلاعات داده‌های پانل واقعی درسطح خانوار روش‌های مختلفی جهت استخراج داده‌های تابلویی بر پایه داده‌های مقطعی شکل گرفت. نمونه بارز این شیوه‌ها روش دنگ و همکاران (Dang et al., 2013) است که داده‌های تابلویی ترکیبی در سطح فرد ایجاد می‌کند. بخش حاضر مروری بر ادبیات روش داده‌های تابلویی ترکیبی دارد.

به منظور ساده‌سازی تشریح مدل، موردی را در نظر می‌گیریم که شامل دو مقطع (دوره) با نمادهای ۱ و ۲ است که هر یک شامل نمونه‌های تصادفی از جمعیت به ترتیب شامل $N_1$ و $N_2$ خانوار است. فرض کنید $x_{ij}$ بردار ویژگی‌های خانوار $i$ $(i=1,....N)$ در دوره $j$ است که (برای خانوارهای متفاوت) در هر دو دوره ۱ و دوره ۲ مشاهده شده است. این ویژگی‌های خانوار ممکن است شامل متغیرهایی باشد که اطلاعات آن تنها در یک دوره جمع‌آوری شده است ولی مقادیر آن می‌تواند برای دیگر دوره‌ها استخراج شود. این متغیرها را می‌توان به سه گروه تقسیم کرد:

- متغیرهای ثابت زمانی[2] از قبیل جنسیت، زبان، قومیت، مذهب، محل تولد، تحصیلات والدین، منطقه.
- متغیرهای قطعی[3] مانند سن که ارزش آن در یک دوره می‌تواند با تعدیل فاصله زمانی بین دو

---

۱. این مدل‌ها نیازمند حداقل سه دوره داده مقطعی هستند و فرض می‌کند فرایند خود رگرسیون مرتبه اول ((AR(1)) از درآمدهای افراد و خانوارها گذشته می‌تواند بر نتایج جاری تأثیر بگذارد و علاوه بر آن تنها به تحلیل‌های دوره‌ای محدود شده است.

2. Time-Invariant

3. Deterministic Variables

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

دوره تعیین شود.

- ویژگی‌های متغیر زمانی که در دوره دوّم، سؤالات گذشته‌نگر درباره مقادیر این ویژگی‌ها در دوره اول پرسیده شده است[۱].

مسیر خطی مصرف یا درآمد $y_{i1}$ روی ویژگی‌های خانوار $x_{i1}$ در دوره ۱، بصورت زیر است:

$$y_{i1} = \beta_1^{'} x_{i1} + \varepsilon_{i1} \qquad (۱)$$

بطور مشابه، اگر $x_{i2}$ نمایانگر مجموعه ویژگی‌های خانوار در دوره ۲ باشد که در هر دو دوره ۱ و دوره ۲ مشاهده شده‌اند، مسیر خطی مصرف یا درآمد در دوره ۲ ($y_{i2}$)، روی $x_{i2}$ بصورت زیر خواهد بود:

$$y_{i2} = \beta_2^{'} x_{i2} + \varepsilon_{i2} \qquad (۲)$$

برای برآورد درجه تحرک ورود و خروج از فقر باید کسری از خانوارها که تغییر و یا ثبات در وضعیت فقر را در دو دوره تجربه می‌کنند، شناسایی کنیم. برای مثال، کسری از خانوارهای نمونه، بالای خط فقر در دوره ۲ که در دوره اول زیرخط فقر قرار داشتند با احتمال زیر نشان داده می‌شود:

$$P(y_{i1} \prec z_1 \, and \, y_{i2} \succ z_2) \qquad (۳)$$

به طوری که $z_j$ بیانگر خط فقر در دوره $j$ است. این احتمال درصد خانوارهایی که در دوره اول فقیر بودند ولی در دوره دوم فقیر نیستند را نشان می‌دهد. بر اساس معادلات (۱) و (۲) می‌توان احتمال رابطه (۳) را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$P(\varepsilon_{i1} \prec z_1 - \beta_1^{'} x_{i1} \, and \, \varepsilon_{i2} \succ z_2 - \beta_2^{'} x_{i2}) \qquad (۴)$$

مقدار احتمال در رابطه (۴) به توزیع مشترک دو جزء اخلال $\varepsilon_{i1}$ و $\varepsilon_{i2}$ (بخشی از مصرف خانوار در دو دوره که توسط ویژگی‌های $x_{i1}$ و $x_{i2}$ خانوار توضیح داده نشده است) بستگی دارد. بنابراین هرچه همبستگی $\varepsilon_{i1}$ و $\varepsilon_{i2}$ کمتر باشد تحرک بیشتر خواهد بود و مصرف خانوار در یک دوره ارتباط کمتری با دوره دیگر خواهد داشت.

همچنین معادله (۵) درصد خانوارهای فقیر در دوره اول که در دوره دوم از دایره فقر خارج شده‌اند را نشان می‌دهد.

$$P(y_{i2} \succ z_2 \,|\, y_{i1} \prec z_1) \qquad (۵)$$

---

۱. علاوه براین، X می‌تواند شامل متغیرهایی مانند زمان بهبود بیماری‌های مزمن، بیکاری و یا تجربه دیگر شوک‌ها که در ارتباط با وضعیت فقر بوده و در زمان مصاحبه از خانوار سؤال شده است؛ شود.

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

اولین مشکل داده‌های مقطعی متوالی این است که مقدار $y_{i1}$ و $y_{i2}$ برای خانوارهای یکسان در این داده‌ها وجود ندارد و نمی‌توان بطور مستقیم معادله‌های (۵) و (۵) را برآورد کرد. در این شرایط می‌توان از داده‌های تابلویی ترکیبی ساخته شده از داده‌های مقطعی برای این منظور استفاده کرد. برای عملیاتی نمودن مدل، دو فرض استاندارد زیر در نظر گرفته می‌شود:

فرض ۱) جامعه آماری نمونه در دو مقطع ۱ و ۲ یکسان است.

در غیاب داده‌های تابلویی مصرف خانوار، فرض (۱) این اطمینان را ایجاد می‌کند که می‌توان از ویژگی‌های ثابت زمانی[1] خانوار که در دو دوره مشاهده شده‌اند، برای به دست آوردن مصرف پیش‌بینی شده خانوار استفاده کرد. وقتی جامعه آماری نمونه‌گیری شده در دوره ۱ و دوره ۲ یکسان است ویژگی‌های ثابت زمانی در یک دوره با دوره دیگر یکسان خواهد بود و ارتباطی حیاتی بین مصرف خانوار دو دوره فراهم می‌کند. به‌عبارت‌دیگر، خانوارهایی از دوره ۲ که ویژگی‌های مشابهی با خانوارهای دوره ۱ دارند به سطوح مصرفی یکسانی در دوره ۱ می‌رسند. با توجه به معادله (۱)، فرض اوّل بیان می‌کند که توزیع شرطی مخارج در یک دوره مشخص نسبت به ویژگی‌های خانوار داده شده در دوره ۱ یا دوره ۲ بدون تغییر باقی می‌ماند. (به‌عبارت‌دیگر اگر $x_{i1} = x_{i2}$ باشد آنگاه $y_{i1}|x_{i1}$ و $y_{i1}|x_{i2}$ دارای توزیع یکسانی هستند.)

چنانچه حوادثی مانند: بلایای طبیعی و یا بحران‌های اقتصادی که کل اقتصاد را بین دو دوره تحت تأثیر قرار می‌دهد موجب تغییر جامعه آماری از طریق تولد، مرگ یا مهاجرت به بیرون از نمونه شود دیگر فرض (۱) برآورده نمی‌شود. همچنین اگر مسائل فنی پرسشنامه و نمونه‌گیری از یک دوره به دوره دیگر تغییر کند فرض (۱) ممکن است برآورد نشود.

فرض ۲) اجزاء اخلال $(\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2})$ وابسته مربعی مثبت[2] (PQD) هستند:

$$P(\varepsilon_{i1} \succ z_1 - \beta_1' x_{i2} \ \ and \ \ \varepsilon_{i2} \succ z_2 - \beta_2' x_{i2}) \geq P(\varepsilon_{i1} \succ z_1 - \beta_1' x_{i2}) P(\varepsilon_{i2} \succ z_2 - \beta_2' x_{i2})$$

یا به طور معادل

$$P(\varepsilon_{i1} \prec z_1 - \beta_1' x_{i2} \ \ and \ \ \varepsilon_{i2} \prec z_2 - \beta_2' x_{i2}) \geq P(\varepsilon_{i1} \prec z_1 - \beta_1' x_{i2}) P(\varepsilon_{i2} \prec z_2 - \beta_2' x_{i2})$$

این فرض بیان می‌کند که همبستگی ( $\rho$ ) اجزا اخلال $\varepsilon_{i1}$ و $\varepsilon_{i2}$ غیر منفی است[3]. به نظر می‌رسد که این یک فرض مناسبی در استفاده‌های کاربردی‌تر داده‌های نظرسنجی خانوار برای حداقل سه دلیل است.

---

1. Time Invariant
2. Positive Quadrant Dependent
۳. توجه شود که PQD همبستگی غیر منفی را بیان می‌کند ولی الزاماً رابطه عکس آن برقرار نیست.

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

اولاً، اگر اجزاء اخلال شامل اثر ثابت خانوار باشد، آنگاه خانوارهایی که مصرف بالاتری از میزان پیش‌بینی شده فقط بر اساس متغیرهای x در دوره ۱ دارند، مصرف بالاتری از مقدار پیش‌بینی شده بر اساس متغیرهای x در دوره ۲ نیز خواهند داشت. به دلیل این‌که وضعیت فقر خانوار تمایل به ارتباط قوی طی زمان دارد، احتمال اشتراک فقر خانوار در هر دو دوره‌ای که باهم در نظر گرفته می‌شود انتظار می‌رود که بیشتر از میزان حاصل‌ضرب احتمال‌های فقر خانوار به تفکیک هر دوره باشد. احتمال اولی با نرخ فقر مزمن ارتباط دارد و در احتمال دومی نرخ‌های فقر محاسبه شده از هر مقطع مورد بررسی است.

ثانیاً، اگر شوک‌های مصرفی یا درآمد (برای مثال یافتن یا از دست دادن شغل) پایدار باشند و مصرف به این شوک‌های درآمدی واکنش نشان دهد آنگاه خطاهای مصرف خودبازگشت مثبت خواهد شد.

نهایتاً، درحالی‌که ممکن است برای خانوارهای خاصی همبستگی منفی درآمد طی زمان وجود داشته باشد، عواملی که منجر به چنین همبستگی می‌شوند متاسفانه برای کل جمعیت در یک زمان به کار برده می‌شود. برای مثال خانواری که کمبود دسترسی به اعتبار دارد ممکن است مصرف دوره اولش را برای ازدواج در دوره ۲ کاهش دهد. برای چنین خانواری مصرف پایین‌تر از مقدار پیش‌بینی شده بر اساس متغیرهای x شان در دوره ۱ و مصرف بالاتری از مقدار پیش‌بینی شده برای دوره ۲ است. این پدیده ممکن است برای بخش عمده خانوارها در یک زمان اتفاق بیفتد.

در تحلیل‌های تابلویی ترکیبی این دو فرض با محدود کردن نمونه مورد بررسی به خانوارهایی با سن سرپرست خانوار بین ۲۵ تا ۵۵ سال به خوبی برآورده می‌شود. تحلیل انتقالات فقر در میان خانوارهای با سن سرپرست کم‌تر از ۲۵ سال و بیشتر از ۵۵ یا ۶۰ سال مشکل است زیرا در این سنین خانوار یا اغلب در آغاز شکل‌گیری است و یا در شروع مسائل و مشکلات کهولت سن می‌باشد. بااین‌وجود اگر درآمد در سطح فرد اندازه‌گیری شود نگرانی کمتری را برای تحرک درآمد فردی نسبت به تحرک مصرف خانوار ایجاد می‌کند.

هدف روش‌های مطرح شده در اینجا برآورد سطح یکسانی از تحرک به داخل و خارج از فقر است که در داده‌های تابلویی واقعی مشاهده می‌شود. البته، بخشی از تحرک در داده‌های تابلویی واقعی به دلیل خطای اندازه‌گیری جعلی است. در ادبیات موجود چند شیوه برای اندازه‌گیری تحرک واقعی با وجود چنین خطاهای اندازه‌گیری، ارائه شده است (برای مثال: انتمن و مکینزی (Antman and McKenzie, 2007)؛ فیلدز و همکاران، (Fields, *et al.*, 2007)؛ گلو، (Glewwe, 2012)). ایده اصلی این روش‌ها، مطالعه تحرک ناشی از برخی متغیرها مانند سلامت، ویژگی‌های گروهی یا دارایی‌ها است که مشابه بررسی تنها تحرک ناشی از جزء $\beta' x$ و نادیده گرفتن تحرک ناشی از جزء $\varepsilon$ است.

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

یک استثناء قابل توجه برای این روش پژوهش لی و همکاران (Lee, Geert, and Strauss, 2010) است که به طور صریح تحرک نوع دوّم را اصلاح می‌کند. هدف رویکرد دنگ (Dang et al., 2014) بحث در خصوص شیوه‌های مذکور نیست بلکه هدف پاسخ دادن به سوالاتی به شرح زیر است: آیا می‌توان با تکرار مقطع همان سطح از تحرکی که در داده‌های تابلویی واقعی را مشاهده می‌شود را برآورد نمود، و آیا روش برای نشان دادن ویژگی‌های مرتبط با تحرکات بیشتر به درون و بیرون فقر مفید است.

در غیاب داده‌های تابلویی واقعی - با رعایت فروض اول و دوم مذکور - برای به دست آوردن تحرک فقر فرض می‌شود که $\varepsilon_{i1}$ و $\varepsilon_{i2}$ دارای توزیع نرمال دومتغیره با ضریب همبستگی مثبت $\rho$ و به ترتیب انحراف معیارهای $\sigma_{\epsilon_1}$ و $\sigma_{\epsilon_2}$ است (فرض ۲).

مقدار احتمال (۳)(۴) به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$P(y_{i1} \prec z_1 \; and \; y_{i2} \succ z_2) = \Phi_2\left(\frac{z_1 - \beta_1' x_{i2}}{\sigma_{\varepsilon_1}}, -\frac{z_2 - \beta_2' x_{i2}}{\sigma_{\varepsilon_2}}, -\rho\right)$$

که در آن $\Phi_2(.)$ نشانگر تابع توزیع تجمعی نرمال دومتغیره[1] (cdf) است. در معادله (۶) پارامترهای $\beta_j$ و $\sigma_{\varepsilon_j}$ از معادله (۱) برآورد شده‌اند، و $\rho$ می‌تواند با استفاده از مصرف خانوار کل گروه[2] بین دو دوره برآورد شود.

در این معادله پارامترهای برآوردی به دست آمده از هر دو دوره برای داده‌های دوره دوم ($x_2$) (یا سال پایه) اعمال شده ولی می‌توان داده‌های دوره اول را نیز استفاده کرد. مقدار احتمال شرطی در رابطه (۵) از تقسیم رابطه (۳) بر $\Phi(\frac{z_1-\beta_1' x_{i2}}{\sigma_{\varepsilon_1}})$ به دست می‌آید، که $\Phi(.)$ تابع توزیع تجمعی نرمال یک متغیره[3] (cdf) است.

به هر حال، چون $\rho$ معمولاً ناشناخته است، فرض می‌شود که بین بازه [۰,۱] است. برای هر x، y و $\rho$، چون $\frac{\partial \Phi_2(x,y,\rho)}{\partial \rho} = \phi_2(x,y,\rho) \succ 0$ (Sungur, 1990) و بر اساس معادله (۶)، ارزش پایین (بالا) $\rho$ به معنی احتمال بالاتر (پایین‌تر) فقیر بودن در دوره اول ولی غیر فقیر بودن در دوره دوم است. پس برآورد کرانه‌های بالا و پایین تحرک می‌تواند با تعریف دامنه متناسبی از ارزش جزء همبستگی $\rho$ تثبیت شود. در غیاب هرگونه اطلاعاتی، دنگ و همکارانش (Dang et al., 2014) پیشنهاد می‌کنند که $\rho$ هر یک از ۰ یا ۱ فرض شود. به هر حال، با برآورد تجربی از داده‌های تابلویی

1. The Bivariate Normal Cumulative Distribution Function (Cdf)
2. Cohort-Aggregated Household Consumption
3. The Univariate Normal Cumulative Distribution Function (Cdf)

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

واقعی برای دیگر کشورها، دامنه‌های باریکتر [۰/۳،۰/۷] برای اندونزی برای سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۹۷ به دست آمده است (Dang et al., 2014).

دنگ و لانجیو (Dang & Lanjouw, 2013) مدل ارائه شده توسط دنگ و همکاران (Dang et al., 2014) را از جنبه‌های مهم تعمیم دادند. نویسندگان برای ارزیابی برآوردها هم از روش نظری شبیه‌سازی مونت کارلو[1] و هم به طور تجربی با استفاده از اطلاعات نظرسنجی داده‌های تابلویی و مقطعی از چند کشور با درآمد بالا و در حال توسعه شامل بوسنی هرزگووین، لائو، پرو، ایالات متحده امریکا و ویتنام مقدار نقطه‌ای ρ را برآورد کردند. نتایج نشان می‌دهد که برآوردهای تابلویی ترکیبی خیلی نزدیک به برآوردهای داده‌های تابلویی واقعی است (تقریباً درون فاصله ۹۵ درصد اطمینان و حتی در بیشتر موارد در خطای استاندارد ۱ قرار می‌گیرند). با فرض معتبر بودن برآورد مدل، خطای استاندارد در برآوردهای تابلویی ترکیبی مبتنی بر مدل[2] کوچک‌تر از خطای استاندارد مبتنی بر نمونه‌گیری[3] داده‌های تابلویی واقعی به دست آمده است.

**برآوردهای نقطه‌ای تحرک فقر در مبانی تعمیم یافته**

علیرغم ارتباط برآوردهای کرانه‌های شناسایی شده با پویایی‌های فقر در سطح خانوار، روش معرفی شده توسط دنگ و همکارانش (Dang et al., 2014) دارای چند اِشکال است. اولاً، ρ می تواند بی‌نهایت مقدار بین [۰،۱] اتخاذ کند مگر در شرایطی که بتوان گروهی از کشورهای دارای داده‌های تابلویی واقعی که قابل مقایسه با کشورهای مورد بررسی مقایسه‌پذیر هستند را یافت تا دامنه تجربی معقولی از ارزش ρ شناسایی کرد که خود نیازمند درجه معینی از همگنی میان کشورها است. زیرا ρ بسته به گروه عوامل از ساختار اقتصادی گرفته تا روش‌های مدلسازی و طراحی پرسشنامه‌ها متغیر خواهد بود. همچنین ρ احتمالاً به ازای سطوح متفاوتی از رفاه خانوارها در یک کشور متفاوت خواهد بود؛ پس برای یک دامنه متناسب از جزء همبستگی باید مخارج غذایی خانوار مجزا از مخارج غیرغذایی خانوار برآورد شود. علاوه بر این طی زمان، ρ ممکن است تغییر کند. ثانیاً، این روش بهترین برآوردهای کرانه‌ها را به جای برآورد نقطه‌ای فراهم می‌کند درحالی‌که برآوردهای کران مطمئناً در شرایطی که هیچ نوع برآوردی در غیاب داده‌های تابلویی واقعی وجود ندارد مفید است ولی دقت کمتری دارد. همیشه یک فاصله بزرگ‌تر کران‌ها با احتمال بیشتری نرخ‌های واقعی را دربرمی‌گیرند و برعکس.

1. Monte Carlo Simulation
2. Model-Based
3. Sampling-Based

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

**برآوردهای نظری ρ**

رویکرد تعمیم یافته روش دنگ و همکارانش (۲۰۱۳) برای ارائه یک روش برآورد $\rho$ بر پایه تنها نظرسنجی‌های مقطعی همان کشور ارائه می‌شود. ضریب همبستگی ساده بین مصرف خانوار در دو دوره مورد بررسی $\rho_{y_{i1}y_{i2}}$، با استفاده از قضیه زیر به دست می‌آید که ارتباط نزدیکی با $\rho$ دارد.

قضیه ۱[۱]: برآورد تقربی $\rho_{y_{i1}y_{i2}}$

فرض کنید مصرف خانوار یک فرایند پویای خطی مولّد داده بصورت (*) $y_{i2} = \alpha + \delta' y_{i1} + \eta_{i2}$ باشد به طوری که $\eta_{i2}$ جزء خطای تصادفی است. همچنین فرض کنید که اندازه نمونه هر دوره بررسی خانوار به اندازه کافی بزرگ (یا $N \to \infty$) و تعداد گروه‌ها[۲] ساخته شده از داده‌های نظرسنجی ثابت باشد و متغیرهای موهومی گروه ارتباط و شاخص بیرونی برای متغیرهای ابزاری برای $y_{i1}$ در (*) برآورده می‌کند. آنگاه ضریب همبستگی $\rho_{y_{i1}y_{i2}}$ می‌تواند با ضریب همبستگی ساده سطح –گروه تابلویی ترکیبی $\rho_{y_{c1}y_{c2}}$ برآورد زده شود که c نماد گروه‌های ساخته شده از داده‌های نظرسنجی خانوار است.

علاوه بر اینکه در قضیه (۱) شرط برونزایی و ارتباط، ابزارهای خوب نیز برای برآوردهای بدون تورش قوی مورد نیاز است (Stock and Yogo, 2005) گروه‌ها می‌توانند مادامی که اندازه هر گروه به اندازه کافی بزرگ باشد از سن یا بعضی از ترکیبات سنی و دیگر ویژگی‌های ثابت زمانی از قبیل جنسیت یا قومیت ساخته شود. فروض مطرح شده در قضیه (۱) بر گروه‌های با حجم زیاد در ادبیات شبه-تابلویی سنتی استاندارد صادق هستند (Verbeek, 2007) و مانع از خطاهای اندازه‌گیری با میانگین‌های گروه می‌شود.

قضیه ۲: برآورد نقطه‌ای $\rho$

فرض کنید $R_j^2$ برای j= ۱,۲ به ترتیب ضرایب تعیین به دست آمده از معادلات (۱) و (۲) باشد و $x_i$ بردار ویژگی‌های ثابت زمانی خانوار باشد. ضریب همبستگی جزئی $\rho$ می‌تواند به صورت زیر برآورد شود:

---

۱. برای مشاهده اثبات قضایا رجوع شود به.(Dang & Lanjouw, 2013)

2. Cohort

www.SID.ir

Archive of SID



$$\rho = \frac{\rho_{y_{i1}y_{i2}}\sqrt{\mathrm{var}(y_{i1})\,\mathrm{var}(y_{i2})} - \beta_1^{'}\,\mathrm{var}(x_i)\beta_2}{\sigma_{\varepsilon_1}\sigma_{\varepsilon_2}} \qquad (۶)$$

نتیجه (۲-۱): تقریب دیگری از $\rho$

اگر $\beta_1 \approx \beta_2$، ضریب همبستگی $\rho$ همچنین می‌تواند با رابطه زیر برآورد شود:

$$\rho = \frac{\rho_{y_{i1}y_{i2}} - \sqrt{R_1^2 R_2^2}}{\sqrt{1-R_1^2}\sqrt{1-R_2^2}} \qquad (۷)$$

حداکثر ارزش ضریب همبستگی جزئی $\rho$ برابر با ضریب همبستگی ساده $\rho_{y_{i1}y_{i2}}$ است.

## ۵. معرفی داده‌ها و روش تحقیق

به منظور تحلیل پویایی‌های فقر از داده‌های پیمایش هزینه – درآمد خانوار برای سال‌های ۱۳۹۱، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ استفاده شده است. این داده‌ها شامل اطلاعات درآمد – هزینه‌ای به همراه سایر اطلاعات اجتماعی- اقتصادی خانوار نظیر سن، جنس، تعداد محصلین، تعداد شاغلان خانوار و غیره است که هر ساله توسط مرکز آمار ایران برای حدود ۱۸۵۰۰ خانوار در سطح مناطق شهری جمع‌آوری می‌شود. سال پایه در این پژوهش سال ۱۳۹۵ بوده و خانوارهای انتخاب شده بر اساس سن سرپرست خانوار در این سال بین ۳۰ تا ۶۰ سال است و برای دیگر سال‌ها نسبت به سال پایه تعدیل شد.

روش نیازهای اساسی رویکردی است که برای اندازه‌گیری خط فقر مطلق طی سال‌های مورد مطالعه در این پژوهش استفاده شد. در این روش، سبد کل مصرف متشکل از سبد غذایی و سبد غیر غذایی است و بنابراین هزینه لازم برای تأمین نیازهای اساسی عموماً طی دو مرحله انجام می‌شود. در ابتدا حداقل مخارج غذایی لازم برای یک زندگی در وضعیت سلامت که به خط فقر غذایی معروف است، محاسبه می‌شود. پس از آن حداقل مخارج غیر خوراکی لازم جهت تعیین خط فقر غیر غذایی محاسبه و به آن افزوده می‌شود. این رویکرد شامل روش‌های متفاوتی است که در این مطالعه از روش اورشانسکی برای محاسبه خط فقر استفاده شده است.

برای محاسبه خط فقر غذایی، متخصصان تغذیه نیاز به انرژی افراد مختلف را در حالت استراحت و انجام فعالیت‌های مختلف محاسبه می‌کنند. این نیاز از سوی دفتر بهبود تغذیه جامعه وزارت بهداشت، برای سال ۱۳۹۱ به میزان ۲۵۷۳ کیلوکالری در روز به عنوان انرژی سبد مطلوب غذایی تعیین شده است.

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

پس از معلوم شدن خط فقر غذایی، گام بعدی محاسبه نیازهای غیر غذایی است. در این مطالعه از روش اورشانسکی که بر مبنای قانون انگل[1] است؛ برای اضافه نمودن حداقل مخارج غیر غذایی به خط فقر غذایی استفاده شده است. در این روش متوسط هزینه خوراکی خانوار به کل هزینه‌ها محاسبه شده و سپس معکوس این عدد در خط فقر غذایی ضرب می‌شود تا خط فقر کل به دست آید.

مسأله مهمی که در تحلیل داده‌های مربوط خانوار قابل توجه است، وجود خانوارهایی با ابعاد متفاوت است که مقایسه سطح رفاه خانوارها را با هم دچار مشکل می‌سازد. به دلیل وجود صرفه‌جویی‌های ناشی از مصرف جمعی، مخارج خانوار همواره به همان نسبت افزایش بعد خانوار افزایش نمی‌یابد. برای رفع این مشکل با استفاده از شاخص‌های مقیاس معادل می‌توان مخارج خانوارها با ابعاد مختلف را به یکدیگر مرتبط ساخت. در این پژوهش از معادل‌های پیشنهاد شده توسط دفتر بهبود تغذیه جامعه (مطابق با جدول ۱) که به نوعی مشابه با روش درکن و کریشنان (Dercon and Krishnan, 1998) است جهت اختصاص مقیاس معادلی متناسب با جنس و سن اعضای خانوار استفاده می‌گردد.

**جدول ۱. مقیاس معادل فرد بالغ**

| | پسر | دختر |
|---|---|---|
| تا ۱ سال | ۰/۲۴ | ۰/۲۲ |
| ۱-۲ سال | ۰/۳۳ | ۰/۳۰ |
| ۲-۳ سال | ۰/۳۹ | ۰/۳۶ |
| ۴-۵ سال | ۰/۴۷ | ۰/۴۳ |
| ۶-۱۱ سال | ۰/۶۶ | ۰/۶۱ |
| ۱۲-۱۷ سال | ۱/۰۵ | ۰/۸۴ |
| ۱۸-۲۹ سال | ۱/۰۴ | ۰/۷۹ |
| ۳۰-۶۰ سال | ۱/۰۰ | ۰/۷۶ |
| بالای ۶۰ سال | ۰/۸۱ | ۰/۶۹ |

مأخذ: دفتر بهبود تغذیه جامعه وزارت بهداشت (۱۳۹۲)

بعد از محاسبه خط فقر به منظور بررسی میزان تحرک فقر در مناطق شهری کشور از رویکرد دنگ و همکاران (Dang et al., 2013) مطابق با آنچه که در بخش مبانی نظری و رویکرد داده‌های تابلویی ترکیبی بیان گردید، استفاده شده است. جنسیت، سن، میزان تحصیلات سرپرست خانوار و

1. Engel

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

منطقه محل سکونت به عنوان متغیرهای توضیحی جهت برآورد معادله ۱ و ۲ در نظر گرفته شده است.

### ۶. یافته‌های تحقیق

خط فقر ماهانه خانوارهای شهری کشور بر حسب فرد معادل بالغ در سال‌های ۱۳۹۱، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ که به روش خط فقر مطلق (با رویکرد اورشانسکی) محاسبه شد به شرح جدول زیر است:

**جدول ۲. خط فقر برای هر فرد بالغ مناطق شهری - ریال**

| شرح | ۱۳۹۱ | ۱۳۹۴ | ۱۳۹۵ |
|---|---|---|---|
| خط فقر مطلق | ۲۵۰۲۲۲۵ | ۳۹۹۹۴۶۹ | ۴۳۵۷۸۴۸ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای بررسی میزان تحرک فقر در بین خانوارهای مناطق شهری کشور به دلیل این‌که حدود ۴۹ درصد از خانوارهای پیمایش هزینه درآمد خانوارها برای دو سال متوالی ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ یکسان بود در ابتدا رویکرد تحرک فقر به روش داده‌های ترکیبی تابلویی فقط برای این گروه از خانوارها برآورد شد. هدف از این کار مقایسه روش برآورد تحرک فقر از دو راهبرد داده‌های تابلویی واقعی و داده‌های تابلویی ترکیبی روش دنگ و همکاران است.

جدول ۳ مقادیر ضریب همبستگی بین مصرف خانوار ($\rho_{yi\,94 yi\,95}$) و همچنین ضریب همبستگی جزئی پسماندهای رگرسیون مصرف خانوار بر روی متغیرهای توضیحی ($\rho$) مطابق معادله (۸) را نشان می‌دهد:

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 gen_{ij} + \beta_2 age_{ij} + \beta_3 edu_{ij} + \beta_4 reg_{ij} + \varepsilon_{i1} \qquad (۸)$$

که در آن i نماد خانوار، j نمایانگر سال مورد مطالعه، gen جنسیت سرپرست خانوار، age توضیحی سن سرپرست خانوار، edu میزان تحصیلات سرپرست خانوار و reg نشان‌دهنده محل سکونت خانوار است که برای خانوارهای ساکن تهران عدد ۱ و برای دیگر مناطق کشور عدد ۰ لحاظ

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

شده است[1]. به‌کارگیری این متغیرها به دلیل بالا بودن ویژگی ثابت زمانی آن‌ها بر اساس ادبیات و پیشینه موجود بوده است.

**جدول ۳. برآورد $\rho$ با استفاده از داده‌های تابلویی واقعی و داده‌های تابلویی ترکیبی طی سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵**

| شرح | داده‌های تابلویی واقعی | داده‌های تابلویی ترکیبی | نسبت تفاوت – درصد |
|---|---|---|---|
| $\rho_{yi\,94 yi\,95}$ | ۰/۹۱۶۰ | ۰/۹۳۱۳ | ٪۱/۶۷ |
| $\rho$ | ۰/۸۸۲۶ | ۰/۸۹۸۸ | ٪۱/۸۳ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بعد از محاسبه $\rho_{yi\,94 yi\,95}$ مطابق قضیه ۱، مقادیر $\rho$ بر اساس قضیه ۲ محاسبه شد.

جدول ۳ نشان می‌دهد میزان اختلاف ضریب همبستگی مصرف خانوارها در دو سال ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ بر اساس دو رویکرد داده‌های تابلویی واقعی و ترکیبی ۱/۶۷ درصد است. این اختلاف برای ضریب همبستگی جزئی پسماندهای رگرسیون ۱/۸۳ درصد می‌باشد. مقایسه مقدار مطلق $\hat{\rho}$ برای کشورهای بوسنی هرزگووین، لائو، پرو، ویتنام و ایالات متحده بین ۰/۰۱ (بوسنی هرگزگووین) تا ۰/۱۸ (ایالات متحده) در دامنه تفاوت نسبی بین ۲ تا ۱۸ درصد در مطالعه دنگ وهمکاران (۲۰۱۳) بوده است. این نتایج بیانگر این مطلب است که رویکرد داده‌های تابلویی ترکیبی تورش قائل توجهی نسبت به داده‌های تابلویی واقعی در کشور ندارد و می‌توان از این رویکرد برای تحلیل تحرک فقر بر اساس داده‌های مقطعی برای برآورد $\rho$ در غیاب داده‌های تابلویی واقعی در ایران بهره گرفت.جدول **۴**جدول ۴ مقادیر این دو شاخص را برای سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۵ (سال شروع و پایان مدت اجرایی دولت یازدهم) نشان می‌دهد:

**جدول ۴. برآورد $\rho$ از داده‌های تابلویی ترکیبی طی سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۵**

| شرح | $\rho_{yi\,91 yi\,95}$ | $\rho$ |
|---|---|---|
| داده‌های تابلویی ترکیبی | ۰/۸۸۶۶ | ۰/۸۵۵۱ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱. با توجه به اینکه شاخص‌های اجتماعی و اقتصادی (مانند جمعیت، اشتغال، مخارج و...) در تهران از دیگر استان‌های کشور تفاوت قابل توجهی دارد لذا با طبقه‌بندی مذکور سعی در لحاظ نمودن این ویژگی منطقه‌ای کشور در مدل شده است.

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

جدول ۳ و جدول ۴ نشان می‌دهد مقادیر $\rho$ در تمامی موارد از مقادیر $\rho_{yijyij}$ کوچک‌تر است که سازگاری برآورد را با مبانی نظری تأیید می‌کند.

همچنین به منظور بررسی میزان ورود و خروج به دایره فقر نیز برای سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ از هر دو رویکرد داده‌های تابلویی واقعی و ترکیبی و برای میزان تحرک فقر در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۵ از راهبرد دوم استفاده شده است.

**جدول ۵: پویایی‌های فقر (احتمال اشتراک) بر اساس داده‌های تابلویی واقعی و ترکیبی - درصد**

| شرح | ۱۳۹۵-۱۳۹۴ | | ۱۳۹۵-۱۳۹۱ |
|---|---|---|---|
| | داده‌های تابلویی واقعی | داده‌های تابلویی ترکیبی | داده‌های تابلویی ترکیبی |
| فقیر و فقیر | ۴۳/۲ (۰/۱۵۳)* | ۴۳/۹ (۰/۱۶۱) | ۴۲/۱ (۰/۱۵۲) |
| فقیر و غیر فقیر | ۷/۱ (۰/۰۱) | ۶/۶ (۰/۰۱۱) | ۸/۰ (۰/۲۱۱) |
| غیر فقیر و فقیر | ۷/۲ (۰/۰۱۲) | ۶/۵ (۰/۰۱) | ۸/۳ (۰/۲۴۵) |
| غیر فقیر و غیر فقیر | ۴۲/۴ (۰/۱۶۱) | ۴۲/۹ (۰/۱۶۹) | ۴۱/۵ (۰/۱۵۸) |

*مقادیر داخل پرانتز بیانگر انحراف معیار است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۵ بر اساس معادله ۶ و تعدیلات آماری آن برای سایر حالت‌های تحرک فقر تدوین شده است. نتایج نشان می‌دهد بر اساس رویکرد داده‌های تابلویی واقعی ۴۳/۲، ۷/۱، ۷/۲ و ۴۲/۴ درصد خانوارهای نمونه‌های مورد مطالعه و بر اساس رویکرد داده‌های تابلویی ترکیبی ۴۳/۹، ۶/۶، ۶/۵ و ۴۲/۹ درصد خانوارها به ترتیب در هر دوسال ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ فقیر، در سال ۱۳۹۴ فقیر و در سال بعد غیر فقیر، در سال ۱۳۹۴ غیر فقیر و در سال بعد فقیر و در هر دو سال غیر فقیر بوده‌اند. در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۵، ۴۲/۱ درصد خانوارها در هر دو سال فقیر، ۸ درصد در سال ۱۳۹۱ فقیر و در سال ۱۳۹۵ غیر

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

فقیر، ۸/۳ درصد خانوارها در سال ۱۳۹۱ غیر فقیر و در سال ۱۳۹۵ فقیر و ۴۱/۵ درصد خانوارها در هر دو سال فقیر بوده‌اند.

جدول ۶ نسبت جمعیتی که ورود به یا خروج از فقر در دوره دوم (۱۳۹۵) با وضعیت فقر داده شده در دوره اول را نشان می‌دهد[1]. بر اساس نتایج ارائه شده در این جدول احتمال فقیر بودن خانوارها در سال ۱۳۹۵ به شرط فقیر بودن آن‌ها در سال ۱۳۹۴ بر اساس دو رویکرد داده‌های تابلویی و واقعی به ترتیب برابر با ۸۳/۷ و ۸۵/۱ درصد است.

**جدول ۶: پویایی‌های فقر (احتمال شرطی) بر اساس داده‌های تابلویی واقعی و ترکیبی (درصد)**

| شرح | ۱۳۹۵-۱۳۹۴ | | ۱۳۹۵-۱۳۹۱ |
|---|---|---|---|
| | داده‌های تابلویی واقعی | داده‌های تابلویی ترکیبی | داده‌های تابلویی ترکیبی |
| فقیر در دوره دوم به شرط فقیر بودن در دوره اول | ۸۳/۷۴ (۰/۰۷۲)* | ۸۵/۱۳ (۰/۰۵۸) | ۸۱/۵۱ (۰/۱۰۲) |
| فقیر در دوره دوم به شرط غیر فقیر بودن در دوره اول | ۱۶/۲۵ (۰/۰۷۳) | ۱۴/۸۶ (۰/۰۵۸) | ۱۸/۴۸ (۰/۱۰۲) |
| غیر فقیر در دوره دوم به شرط فقیر بودن در دوره اول | ۱۶/۳۱ (۰/۰۶۱) | ۱۴/۹۴ (۰/۰۵۳) | ۱۸/۵۹ (۰/۰۷۹) |
| غیر فقیر در دوره دوم به شرط غیر فقیر بودن در دوره اول | ۸۳/۶۸ (۰/۱۵۹) | ۸۵/۰۵ (۰/۱۶۶) | ۸۱/۴۰ (۰/۰۷۹) |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مقادیر داخل پرانتز بیانگر انحراف معیار است.

این شاخص برای سال ۱۳۹۱ و ۱۳۹۵ بر اساس رویکرد داده‌های تابلویی ترکیبی برابر با ۸۱/۵۱ درصد است. نسبت خانوارهایی که در سال ۱۳۹۵ فقیر هستند به شرط آنکه در سال ۱۳۹۴ غیر فقیر باشند نیز به ترتیب ۱۶/۲۵ و ۱۴/۸۶ درصد بر اساس دو رویکرد مذکور بوده در حالی که درصد این جمعیت برای سال ۱۳۹۱ و ۱۳۹۵ برابر با ۱۸/۴۸ درصد می‌باشد. نسبتی از جمعیت که در سال ۱۳۹۵ غیر فقیر بوده به شرط آنکه در سال ۱۳۹۴ فقیر بوده‌اند بر اساس رویکرد داده‌های تابلویی و

۱. پویایی‌های فقر بر اساس احتمالات شرطی (معادله ۵) و تعدیل آن برای سایر حالت‌های تحرک در فقر ارائه شده است.

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

واقعی به ترتیب ۱۶/۳۱ و ۱۴/۹۴ درصد است. همچنین بر اساس این دو رویکرد به ترتیب ۸۳/۶۸ و ۸۵/۰۵ درصد جمعیت غیر فقیر در سال ۱۳۹۵ در سال ۱۳۹۴ نیز غیر فقیر بوده‌اند. به ترتیب ۱۸/۵۹ و ۸۱/۴ درصد جمعیتی که در سال ۱۳۹۵ در خارج دایره فقر قرار داشته‌اند به شرط آنکه در سال ۱۳۹۱ به ترتیب فقیر و غیر فقیر بوده‌اند.

## ۷. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

از آنجایی که پیمایش طرح هزینه درآمد خانوار در ایران به صورت مقطعی صورت می‌گیرد داده‌های تابلویی واقعی برای تحلیل پویا از وضعیت رفاه و فقر خانوارها در کشور امکان پذیر نبوده و باید برای چنین مطالعاتی از سایر روش‌های آماری که برآوردهای نزدیک به واقعیت را امکان‌پذیر می‌کنند، بهره گرفت. در این پژوهش از روش دنگ و همکاران (Dang et al., 2013) که بر مبنای تابع احتمالات حاصل از رگرسیون مصرف بر متغیرهای ثابت زمانی است، برای تحلیل پویایی فقر مناطق شهری استفاده شد. برای بررسی میزان دقیق بودن روش در ابتدا پویایی فقر برای سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ بر اساس دو رویکرد داده‌های تابلویی واقعی و داده‌های تابلویی ترکیبی بررسی شد. در رویکرد اول، فقط خانوارهایی مشترک با سرپرست بین ۳۰ تا ۶۰ سال برای سال ۱۳۹۵ و ۲۹ تا ۵۹ سال برای ۱۳۹۴ انتخاب و تحرک فقر آن تحلیل شد، در رویکرد دوم، تحلیل با رعایت بازه سنی سرپرست خانوار، روش تحلیل پویایی فقر برمبنای شیوه دنگ و همکاران انجام شد. رویکرد داده‌های تابلویی ترکیبی برای اندازه‌گیری میزان همبستگی جزئی پسماندهای رگرسیون از روش گروه‌بندی بر پایه روش دیتون (Deaton, 1985) بهره گرفته است که در این راستا در مقاله حاضر خانوارها به ۳۱ گروه سنی تقسیم و ضریب همبستگی جزئی پسماندها محاسبه شد. این شاخص در سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ بر اساس رویکرد داده‌های تابلویی واقعی و تابلویی ترکیبی فقط ۱/۶۱ درصد تفاوت نسبی داشته‌اند. همچنین حداکثر مقادیری که ضریب همبستگی جزئی پسماندها می‌تواند اتخاذ کند برابر با همبستگی ساده بین مصرف است که نتایج پژوهش حاضر سازگار با این نظریه است.

بررسی پویایی فقر بر اساس تابع احتمالات مشترک و شرطی نامعادلات مصرف و خط فقر در دوره‌های مختلف صورت می‌گیرد. نتایج حاصل از برآورد این تابع احتمالات نشان می‌دهد که در مناطق شهری کشور نوعی وابستگی حالت در وضعیت فقر وجود دارد. جهت تشریح این مطلب طی سال‌های مورد مطالعه اعم از رویکرد داده‌های تابلویی و ترکیبی بیش از ۸۰ درصد خانوارهایی که در سال ۱۳۹۵ فقیر (غیر فقیر) بودند در دوره اول (سال ۱۳۹۱ یا سال ۱۳۹۴) نیز فقیر (غیر فقیر) بوده و تنها با احتمال کمتر از ۲۰ درصد خانوارهای فقیر (غیر فقیر) سال ۱۳۹۵ در دوره قبل غیر فقیر (فقیر) بوده‌اند. از جمله دلایلی که برای وابستگی حالت فقر می‌توان اشاره کرد تضعیف روحیه افرادی

www.SID.ir

Archive of SID



است که در دایره فقر قرار دارند. تجربه فقر در گذشته می‌تواند منجر به تضعیف روحیه، از دست دادن انگیزه و حتی کاهش ارزش انسانی شود که در نتیجه آن احتمال پیدا کردن کار برای افراد بیکار کم یا منجر به یافتن مشاغلی با کیفیت پایین و یا مشاغل بی‌ثبات شده و ریسک باقی ماندن در فقر را افزایش می‌دهد. دلیل دیگر این است که فقیر بودن می‌تواند با انگیزه‌های منفی مرتبط باشد که یافتن شغل برای افراد بیکار را بی‌ارزش می‌سازد یا حتی فرد یک شغل با درآمد پایین را در صورتی که شاغل است، نگه دارد. این مسأله به ویژه هنگامی که پرداخت‌های نقدی و رفاهی غیر از کار وجود دارد، پررنگ‌تر است. پیشنهاد می‌گردد، محققین در پژوهش‌هایی میزان و شدت از دست دادن روحیه و تلاش مجدد برای یافتن شغل و ایجاد انگیزه برای افزایش درآمد بعد از تجربه فقر در جامعه ایرانی، را مورد بررسی و تحلیل قرار دهند.

به عنوان یک نتیجه‌گیری کلی می‌توان گفت سیاست‌های اقتصادی که در کشور طی سال‌های اخیر اجرا شده است قادر به بهبود سطح درآمد و رفاه جامعه و کاهش فقر در مناطق شهری نبوده است. همچنین با توجه به تقارن در میزان تغییر از وضعیت فقیر به غیرفقیر و بالعکس می‌توان گفت سیاست‌های اجرا شده در کشور از منظر درآمدزایی خانوارها و نابرابری توزیع درآمد سیاست‌های خنثی بوده و تاثیر چندانی بر فقر نداشته است. بالا بودن میزان بیکاری و پایین بودن سطح درآمد در غالب مشاغل در مناطق شهری را آشکارترین عامل فقر در این نواحی می‌توان دانست که لازم است سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی کشور سیاست‌های متناسب و مؤثری را در جهت رفع آن اتخاذ نمایند.

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

## منابع و مآخذ


آذری بنی، بتول؛ موسوی، میرحسین و راغفر، حسین (۱۳۹۲). اندازه گیری غیر خطی تحرک درآمدی و تله فقر: کاربردی از رویکرد شبه ترکیبی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا (س).

باباپور، میترا و راغفر، حسین (۱۳۹۱). فقر و نابرابری و تحرک درآمدی: موردی از رویکرد شبه پنل. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا (س).

رمضانپورامری، ندا؛ راغفر، حسین و یزدان‌پناه، احمد (۱۳۹۳). پویایی فقر در ایران، مدل تجزیه فقر به فقر گذرا و مزمن با استفاده از الگوی شبه ترکیبی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا (س).

مرکز آمار ایران، اطلاعات مربوط به هزینه و درآمدهای خانوارهای شهری و روستایی. تهران: انتشارات مرکز آمار ایران.

Andriopoulou, E. and Tsakloglou, P. (2011). The Determinants of Poverty Transitions in Europe and the Role of Duration Dependence, IZA Discussion Paper Series No. 5692, Institute for the Study of Labor, Bonn.

Antman, F. and McKenzie, D. (2007). Earnings mobility and measurement error: a synthetic panel approach. *Econ. Dev. Cult. Chang*, 56 (1): 125-162.

Antolin, P.; Dang, T.T. and Oxley, H. (1999). Poverty Dynamics in Four OECD Countries. OECD Economics Department Working Papers, No. 212.

Bane, M. J. and Ellwood, D. T. (1986). Slipping into and out of Poverty: The Dynamics of Spells. *Journal of Human Resources*, 21(1): 1-23.

Banks, J.; Blundell, R. and Brugiavini, A. (2001). Risk pooling, precautionary saving and consumption growth. *Review of Economic Studies*, 68(4): 757-779.

Biewen, M. (2003). Who are the Chronic Poor? Evidence on the Extent and the Composition of Chronic Poverty in Germany. IZA Discussion Paper Series No. 779, Institute for the Study of Labor, Bonn.

Blundell, R.; Duncan, A., & Meghir, C. (1998). Estimating labor supply responses using tax reforms. *Econometrica*, 66(4): 827-861.

Bourguignon, F.; Goh, C. and Ki, G. (2004). Estimating Individual Vulnerability to Poverty with Pseudo-Panel Data. World Bank Policy Research Working Paper, No. 3375, Washington DC: The World Bank.

Burgess, S. M. and Propper, C. (1998). An Economic Model of Household Income Dynamics, with an Application to Poverty Dynamics among American Women. CASE paper No. 9, London.

Cappellari, L. and Jenkins, S. P. (2002). Modelling Low Income Transitions, IZA Discussion Paper Series No. 504, Institute for the Study of Labor, Bonn.

Dang, H. A., & Lanjouw, L. (2013). Measuring Poverty Dynamics with Synthetic Panels Based on Cross Sections. World Bank Policy Research Working Paper No. 6504, Washington DC: The World Bank.


www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

Dang, H. A., & Lanjouw, L. (2014). Welfare Dynamics Measurement: Two Definitions of a Vulnerability Line. World Bank Policy Research Paper # 6944, Washington DC: The World Bank.

Dang, H. A.; Lanjouw, L.; Luoto, J. and McKenzie, M. (2014). Using repeated cross-sections to explore movements in and out of poverty. *Journal of Development Economics*, 107: 112-128.

Dang, h., & Dabalen, L. (2018). Is poverty in africa mostly chronic or transient? evidence from synthetic panel data. *Journal of Development studies*, 1-21.

Dang, H., & Ianchovichina, E. (2016). Welfare Dynamics with Synthetic Panels: The Case of the Arab World in Transition. Policy Research Working Paper Series 7595, The World Bank.

Deaton, A. (1985). Panel data from time series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, 30: 109-126.

Deaton, A., & Paxson, C. (1994). Intertemporal choice and inequality. *Journal of Political Economy*, 102(3): 437- 467.

Dercon, S., and Krishnan, P. (1998). Changes in Poverty in Rural Ethiopia 1989-1995: Measurement, Robustness Tests and Decomposition, Discussion Paper series 98(19), Center for Economic Studies

Duncan, G. J. (1984). Years of Poverty Years of Plenty. Ann Arbor, Mich.: Institute for Social Research.

Eigbiremolen, G. O. (2018). Poverty trends and poverty dynamics: Analysis of Nigerian's first-ever national panel survey data. *Journal of International Development*. 30: 691-706.

Fields, G.; Duval-Hernández, R.; Rodríguez, S. F., & Puerta, M. l. S. (2007). Earnings mobility in Argentina, Mexico, and Venezuela: Testing the divergence of earnings and the symmetry of mobility hypotheses. Mimeo. School of Industrial and Labor Relations, Cornell University.

Glewwe, P. (2012). How much of observed mobility is measurement error? IV Mmethods to reducemeasurement error bias, with an application to Vietnam. *World Bank Econ. Rev.* 26 (2): 236-264.

Glewwe, P. and Jacoby, H. (2000). Recommendations for Collecting Panel Data. In Margaret Grosh and Paul Glewwe. (Eds). Designing Household Survey Questionnaires for Developing Countries: Lessons from 15 Years of the Living Standards Measurement Study. Washington DC: The World Bank.

Guell, M., & Hu, H. (2006). Estimating the probability of leaving unemployment using uncompleted spells from repeated cross-section data. *Journal of Econometrics*, 133: 307-341.

Inoue, Atsushi. (2008). Efficient estimation and inference in linear pseudo-panel data models. *Journal of Econometrics*, 142: 449- 466.

Jenkins, S. P. (2000). Modelling household income dynamics. *Journal of Population of Economics*, 13: 529-567.

www.SID.ir

Archive of SID



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 13:36 IRDT on Wednesday August 19th 2020

Kalton, G. (2009). Designs for Surveys over Time. In D. Pfeffermann and C.R. Rao. Handbook of Statistics, Vol. 29A- Sample Surveys: Design, Methods and Applications. North-Holland: Elsevier.

Lee, N., Geert, R., Strauss, J. (2010). Estimation of poverty transitionmatrices with noisy data. BREAD Working Paper 270 (Available at http://ipl.econ.duke.edu/bread/papers/working/270.pdf).

Martin, E. B. and Cowell, F. A. (2006). Static and Dynamic Poverty in Spain, 1993-2000, DARP No. 77, London School of Economics, London.

Mcintosh, S. (2006). Further analysis of the returns to academic and vocational qualifications. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(2): 225-251.

McKenzie, D. (2004). Asymptotic Theory for Heterogeneous Dynamic Pseudo-Panels. *Journal of Econometrics*, 120: 235-262.

Pencavel, J. (2007). A life cycle perspective on changes in earnings inequality among married men and women. *Rev. Econ. Stat*. 88 (2), 232–242.

Propper, C.; Rees H. and Green, K. (2001). the demand for private medical insurance in the UK: A cohort analysis. *Economic Journal, Royal Economic Society*, 111(471): 180-200.

Salehi-Isfahani, D.,and Majbouri M. (2010). Mobility and the dynamics of Poverty in Iran:Evidence from the 1992-1995 Panel survey. *The Quarterly Rrview of Economics and Finance.* 53( 3): 257-267

Stevens, A. H. (1994). The dynamics of poverty spells: updating bane and ellwood. *The American Economic Review*, 84(2): 34-37.

Stock, J. H. , and Yogo, M. (2005). Testing for weak instruments in linear IV regression. In Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg, ed. Andrews, D. W. K. , and Stock, J. H. , 80–108. New York: Cambridge University Press.

Sungur, E.A., (1990). Dependence information in parameterized copulas. Commun. Stat. Simul. Comput. 19 (4): 1339–1360.

Verbeek, M. (2007). A Guide to Modern Econometrics," Applied Econometrics, Publishing House "SINERGIA PRESS, 8(4): 125-132.

www.SID.ir