نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال دوازدهم، شماره بیست و سوم، بهار و تابستان ۱۳۹۹

تاثیر نابرابری درآمد بر استطاعت مالی خرید مسکن خانوارهای کم درآمد مناطق کلان‌شهری ایران

علی‌اکبر قلی‌زاده[۱]
مهدی عسگری[۲*]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۷/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۷/۲۶

چکیده

مسکن از مهم‌ترین و گران قیمت‌ترین دارایی‌های دوران زیست انسان بوده وکالایی است پرهزینه که خرید آن مستلزم برنامه‌ریزی بلندمدت می‌باشد. یکی از موضوعات بخش مسکن، استطاعت مالی خانوارها به ویژه خانوارهای کم‌درآمد شهری جهت تأمین مسکن مناسب است. در این مقاله، با ترکیب داده‌های مقطعی هزینه-درآمد خانوار تولید شده توسط مرکز آمار ایران و با ساخت داده‌های شبه پانل، و نیز با داده‌سازی به روش کوهورت و تکرار مقاطع، رفتار خانوارها به مدت ۲۵ سال مورد بررسی قرار می‌گیرد. مطالعه حاضر برای دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴ و شامل هفت کلان‌شهر تهران، کرج، مشهد، اصفهان، تبریز، شیراز و اهواز می‌باشد که تنها مناطق شهری را در بر می‌گیرد. افراد هدف مورد مطالعه در این طرح، شاغلینی هستند که در فاصله سال‌های ۱۳۱۰ تا ۱۳۶۹ متولد شده‌اند. از آن‌جا که ثروتمندان بیش از تقاضای مصرفی خود سرمایه‌گذاری سوداگرانه در مسکن انجام می‌دهند، این رفتار عملکرد بازار مسکن و تقاضای مؤثر مسکن کم‌درآمدها و میان‌درآمدها را از طریق تشدید نابرابری درآمد تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد افزایش نابرابری درآمد سرانه خانوارها در کلان‌شهرها اثر منفی و معناداری بر درآمد باقیمانده یا پسماند (مخارج غیر مسکن خانوارها) و بر فضای سرانه دارد. به عبارتی، با افزایش نابرابری درآمد، درآمد پسماند و مساحت سرانه تحت تصرف خانوارها کاهش می‌یابد. نتایج همچنین نشان می‌دهد درآمد دائمی اثر مثبت و معنادار بر استطاعت خرید مسکن دارد و افزایش آن باعث افزایش درآمد پسماند و همین‌طور افزایش مساحت سرانه تحت تصرف خانوار می‌شود.

واژه‌های کلیدی: نابرابری درآمد، استطاعت خرید مسکن، خانوارهای کم درآمد، مدل شبه پنل.

Keywords: Income Inequality, Housing Affordability, Low-income Households, Pseudo Panel Model.

JEL Classification: C33, D53, E44, G28.

[۱]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا a.gholizadeh@basu.ac.ir

[۲]. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا (نویسنده مسئول) mehdi.asgari8@gmail.ir

۱- مقدمه

توسعه بخش مسکن یکی از ارکان توسعه اقتصاد کشور است. مسکن از لحاظ اقتصادی و اجتماعی تأثیرات زیادی بر روی کیفیت و رفاه زندگی شهروندان دارد. یکی از موضوعات بخش مسکن، استطاعت مالی خانوارها به ویژه خانوارهای کم‌درآمد شهری جهت تأمین مسکن مناسب می‌باشد. موضوع مسکن خانوارهای کم‌درآمد و نحوه تأمین مالی آن‌ها با توجه به عدم استطاعت مالی آن‌ها در تهیه واحدهای مسکونی از مشکلات و چالش‌های اساسی دولت‌ها در بخش مسکن محسوب می‌شود. پس‌انداز محدود خانوارهای کم‌درآمد با توجه به سطح پایین حقوق و عدم رشد متناسب درآمد خانوارها با رشد قیمت واحدهای مسکونی از مشکلات اساسی در استطاعت مالی خانوارها جهت تأمین مسکن مناسب است.

بخش مسکن یکی از بخش‌های راهبردی در اقتصاد ایران محسوب می‌شود و به دلیل ارتباط گسترده پیشین با سایر بخش‌ها و فعالیت‌ها، بیشترین نقش را در سیکل (دوره رونق یا رکود) اقتصادی دارد. از طرفی مسکن به عنوان یک کالای اقتصادی نیاز اساسی برای خانوارها محسوب می‌شود. یکی دیگر از ویژگی مهم مسکن این است که یک کالای نرمال است که سهم بالایی از هزینه‌های خانوار را در بر می‌گیرد، بنابراین اثرات درآمدی نقش بسیار کلیدی در آن دارد. از سوی دیگر، بخش مسکن کانون توجه دولت‌مردان نیز می‌باشد، زیرا استمرار چالش مسکن علاوه بر ناهنجاری‌های اقتصادی بر گسترش نارضایتی‌های اجتماعی نیز تأثیرگذار است و تعداد قابل توجهی از خانوارهای شهری جهت تأمین هزینه اجاره‌بها و حتی خرید واحد مسکونی مجبورند از بسیاری از هزینه‌های ضروری خود مانند بهداشت، تغذیه و آموزش چشم‌پوشی کنند که ثمره‌ی آن کاهش توان فکری و جسمی نیروی انسانی و در نتیجه محدودیت رشد اقتصادی است (کرمی، ۱۳۸۶: ۲۱).

مسکن همانند هر کالای دیگر دارای جنبه اقتصادی است. از طرفی، مسکن کالایی است که جانشین ندارد، بادوام بوده، غیر منقول و وابسته به مکان است. لذا در شرایط تورمی که اطمینان سرمایه‌گذاری در دیگر بخش‌های اقتصادی پایین است، خرید و احداث مسکن نوعی سرمایه‌گذاری مطمئن محسوب شده و مسکن به عنوان یک کالای سرمایه‌ای به حساب می‌آید (نصراللهی و همکاران، ۱۳۸۹). انگیزه‌های سفته‌بازی ثروتمندان ممکن است نقش مهمی در درک پویایی‌های قیمت مسکن ایفاء نماید. از آن‌جا که سرمایه‌گذاری سوداگرانه ثروتمندان در مسکن بیش از تقاضای مصرفی آن‌هاست، این رفتار ثروتمندان، عملکرد بازار مسکن و تقاضای مؤثر

مسکن کم‌درآمدها و میان‌درآمدها را از طریق تشدید نابرابری درآمد تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین، روابط متقابل نابرابری و پیامدهای آن در بازار مسکن می‌تواند بر تقاضای مسکن کم‌درآمدها و میان‌درآمدها اثر گذاشته و باعث افزایش قیمت مسکن شده و نسبت اجاره به درآمد خانوارها را افزایش می‌دهد. از طرفی، نوسان‌های بازار مسکن در طول زمان از دغدغه‌های مهم دولت و مردم به شمار می‌آید. بنابراین، افزایش نابرابری درآمد نیروی محرکه مهمی در افزایش قیمت مسکن نسبت به درآمد خانوارها است و باعث کاهش استطاعت مالی خرید مسکن کم‌درآمدها و میان‌درآمدها می‌شود. لذا پرداختن به این موضوع می‌تواند بسیار حائز اهمیت بوده و برای سیاست‌گذاران و صاحب‌نظران اقتصادی مفید باشد.

یکی از دلایل عدم توانایی بسیاری از خانوارها در تقاضای مسکن، افزایش نابرابری درآمد است. افزایش نابرابری درآمد به صورت افزایش درآمد خانوارهای ثروتمند و یا کاهش درآمد خانوارهای فقیر تعریف می‌شود. با توجه به این‌که در کشورهای در حال توسعه درآمدها در حال افزایش است، بنابراین افزایش سریع‌تر درآمد خانوارهای ثروتمند از دلایل افزایش نابرابری درآمد است.

در این تحقیق با استفاده از چارچوب داده‌های مقطعی متوالی و داده‌های شبه‌تابلویی به بررسی تاثیر نابرابری درآمد بر استطاعت خرید مسکن خانوارهای کم‌درآمد و میان‌درآمد در برخی از کلان‌شهرهای کشور پرداخته می‌شود. در قسمت دوم به ارائه مبانی نظری پرداخته می‌شود. در قسمت سوم تعدادی از مطالعات تجربی داخلی و خارجی آورده شده است و در قسمت چهارم به روش‌شناسی پژوهش و تحلیل داده‌ها پرداخته می‌شود. در قسمت پنجم به آزمون مدل و تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته خواهد شد. نهایتاً قسمت ششم نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی را دربرخواهد داشت.

۲- مبانی نظری

تشدید نابرابری درآمد در شهرها می‌تواند باعث افزایش قیمت و هزینه‌های بالاتر مسکن، فضای سرانه کوچکتر زندگی و کیفیت پایین‌تر مسکن برای خانوارهای کم‌درآمد شود. اکثر مطالعات در این زمینه نشان می‌دهد که اثرات منفی نابرابری درآمد را می‌توان با تمایز تولید در بازار مسکن تعدیل کرد، یعنی درجه بالاتر تمایز در اندازه واحد مسکونی مربوط به اثر کمتر نابرابری درآمد در توانایی تامین مالی خرید مسکن است.

مطالعات متعددی وجود دارد که ارتباط قیمت مسکن و نابرابری درآمد را مورد مطالعه قرار داده‌اند، ناکاجیما[1] (۲۰۰۵) افزایش مقطعی نابرابری درآمد را به عنوان افزایش نااطمینانی درآمد فردی تفسیر کرده و اثرات آن را بر تخصیص پورتفو و قیمت مسکن مطالعه می‌کند. ماتانن و ترویو[2] (۲۰۱۴) و لندوویت وهمکاران[3] (۲۰۱۵) از مدل‌های تخصیص (واگذاری) برای مطالعه توزیع قیمت مسکن در یک منطقه شهری استفاده می‌کنند. پیازسی و اشنایدر (۲۰۰۹)[4] مدل جستجو را ارائه کرده و نشان می‌دهند معامله‌گران خوش‌بین کمتری می‌توانند تاثیر قابل ملاحظه‌ای بر قیمت مسکن داشته باشند. مقاله آن‌ها نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران ثروتمند مسکن می‌توانند پویایی‌های قیمت مسکن را تحریک کنند. ویلکینسون و پیکت (۲۰۰۹)[5] پیشنهاد می‌کنند رابطه بین نابرابری درآمد، بدهی، و تغییرات در بازار مسکن بررسی شود. آن‌ها بر این باورند که به دلیل این‌که خانوارها در دهک بالاتر، پول بیشتری برای سرمایه‌گذاری و قرض دادن دارند، برای مردم در دهک‌های پایین تحقق بخشیدن آرمان‌هایشان در خرید مسکن بسیار دشوارتر می‌شود. اگرچه ایده ارتباط بین نابرابری درآمد و پیامدهای استطاعت مالی خرید مسکن کنجکاوی بیشتری را برمی‌انگیزد، اما مکانیسم‌های زیربنایی پیچیده‌ای دارد.

افزایش نابرابری درآمد، قیمت کالاهای مصرف شده توسط فقرا را افزایش می‌دهد. شواهد غیر قابل انکار برای به دست آوردن چنین رابطه‌ای زیاد سخت نیست. در طول بیست سال گذشته، خانوارهای فقیر در آمریکا شاهد کاهش در درآمد نسبی خودشان و تغییرات نامطلوب در پیامدهای مسکن بوده‌اند (متلک و ویگدور، ۲۰۰۸)[6]. رودا (۱۹۹۴)، کویگلی و همکاران (۲۰۰۱)، و کویگلی و رافائل (۲۰۰۴)[7] رابطه مثبتی بین نابرابری درآمد و قیمت مسکن را نشان می‌دهند. مطالعه متلک و ویگدور (۲۰۰۸) نظریه‌ای درباره ارتباط نابرابری درآمد با توانایی خرید مسکن و آزمون ارتباط تجربی با استفاده از داده‌های ایالات متحده را فراهم کرده است.

استدلال می‌شود که عملکرد ثروتمندان در بازار مسکن بر روی تقاضای مسکن افراد کم‌درآمد تاثیر دارد. با افزایش درآمد، تقاضا برای مسکن به عنوان یک کالای نرمال، باید افزایش یابد. در اقتصاد به خاطر فرصت‌های محدود سرمایه‌گذاری و مالکیت نامناسب زمین‌های خصوصی، مسکن

---

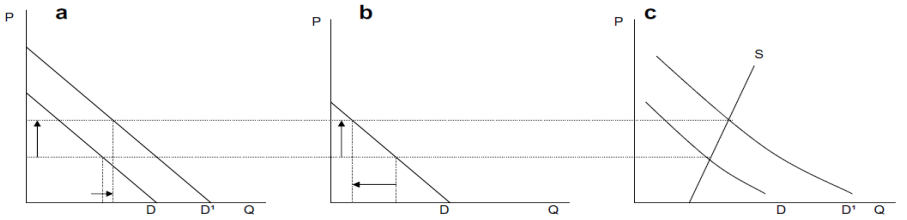
1. Nakajima (2005)
2. Maattanen and Tervio (2014)
3. Landvoigt et al (2015)
4. Piazzesi and Schneider (2009)
5. Wilkinson and Pickett (2009)
6. Matlack & Vigdor (2008)
7. Rodda (1994), Quigley et al (2001), and Quigley & Raphael (2004)

یک دارایی مطلوب برای اهداف سرمایه‌گذاری است. در نتیجه، کشش درآمدی تقاضای سرمایه‌ای مسکن بیشتر از کشش درآمدی تقاضای مصرفی و سرپناه است. در بازار مسکن، نابرابری بیشتر درآمد و کاهش قدرت خرید کم و میان‌درآمدها باعث می‌شود واحدهای مسکونی بیشتری توسط افراد پردرآمد خریداری شده و در نتیجه نرخ واحدهای مسکونی خالی افزایش می‌یابد. در این میان، افزایش درآمد خانوارهای ثروتمند قیمت تعادلی مسکن را بالاتر می‌برد چرا که قیمت در بازار املاک و دارایی مسکن تعیین می‌شود و در نتیجه، نسبت قیمت مسکن به درآمد با افزایش نابرابری درآمد، بالا می‌رود (متلک و ویگدور، ۲۰۰۸).

اگرچه رابطه مثبت بین نابرابری درآمد و نسبت قیمت مسکن به درآمد در طول زمان هیچ اثر علّی نشان نمی‌دهد، اما می‌توان نتیجه گرفت که افزایش نسبی درآمد خانوارهای ثروتمند، قیمت مسکن مناطق شهری را بالا برده و در نتیجه شرایط مسکن فقرا را بدتر می‌کند. از لحاظ تئوری، به راحتی می‌توان نشان داد که افزایش درآمد خانوارهای ثروتمند منجر به قیمت بالاتر مسکن شده و در نتیجه خرید مسکن برای خانوارهای کم درآمد در تعادل جزئی دشوارتر خواهد بود. مشابه مطالعه متلک و ویگدور (۲۰۰۸)، می‌توان خانوارها را به دو گروه مجزای پردرآمد و کم‌درآمد تقسیم کرد و تقاضای مسکن خانوارهای پردرآمد و خانوارهای کم‌درآمد در بازار مسکن را در نمودار ۱ به تصویر کشید. با فرض این‌که مسکن کالایی غیر همگن است، قسمت a نمودار تقاضای مسکن خانوارهای پردرآمد و قسمت b بازار مسکن در گروه درآمدی پایین و قسمت c تغییر متناسب تقاضای مسکن در کل بازار مسکن را نشان می‌دهد. تغییر تقاضا به خاطر رشد درآمد با فرض این‌که مسکن یک کالای نرمال است، صورت گرفته است. دو گروه درآمدی، میزان مسکن متفاوتی در بازار تقاضا می‌کنند، به این صورت که افراد متناسب با درآمد خود، تقاضا برای مسکن دارند. هر چه درآمد افزایش یابد کیفیت مسکن مورد استفاده افزایش می‌یابد. به عنوان یک مثال ساده، فرض کنیم دو نوع مسکن وجود دارد، که یکی از آن‌ها کالای پست و دیگری کالای با کشش درآمدی مثبت است. انتظار بر این است که در تعادل، مصرف‌کنندگان دارای درآمد پایین‌تر، مقدار نامناسبی از کالای پست را مصرف کنند، و بنابراین افزایش در درآمد گروه‌های دارای درآمد بالا، باعث افزایش تقاضا در قسمت a و تقاضا برای مسکن انتخاب شده توسط گروه درآمد پایین را در قسمت b کاهش دهد. بنابراین قیمت برای مسکن مورد استفاده گروه درآمدی پایین، بالا رفته و تقاضا برای مسکن در این گروه کاهش می‌یابد (ژانگ، ۲۰۱۵)[1].

[1]. Zhang (2015)

بنابراین، با توجه به این‌که عرضه مسکن تقریباً بی‌کشش است، افزایش در تقاضای مسکن که عمدتاً به خاطر افزایش تقاضای سفته‌بازی مسکن توسط پردرآمدهاست، منجر به قیمت تعادلی بالاتر مسکن برای همه خانوارها خواهد شد. در نتیجه، خانوارهای کم‌درآمد اکنون با قیمت‌های بالاتر مواجه شده و تقاضای مسکن کمتری خواهند داشت، همان‌طور که در قسمت b نشان داده شده است.



منبع: متلک و ویگدور، ۲۰۰۸

نمودار ۱: بازار مسکن

۲-۱- مدل نابرابری درآمد و قیمت مسکن

مدل ارائه شده در این بخش، مدل ساده مصرف‌کننده متلک و ویگدور (۲۰۰۸) را با مدلی که در آن تولیدکنندگان به طور بالقوه بخشی از انباشت سرمایه خود را در ساخت مسکن استفاده می‌کنند، ترکیب کرده و گسترش می‌دهد. مطلوبیت مصرف‌کنندگان از کالای شمارنده[۱] X و دارایی A تشکیل می‌شود، که بهترین آن دارائی زمین است، و یا به صورت کلی‌تر دارایی‌ای است که می‌تواند بدون هزینه به مسکن تبدیل شود. بنگاه‌ها از دارایی زمین (A) در ترکیب با نیروی کار و مقدار ثابت سرمایه فیزیکی (K) برای تولید کالای مرکب استفاده می‌کنند. عرضه نیروی کار افراد بی‌کشش است. نیروی کار خصوصیت یکسانی ندارد: افراد به دو گروه با مهارت بالا و مهارت پایین تقسیم می‌شوند، و بنگاه‌ها نیروی کارشان را به عنوان عوامل منحصر به فرد تولید تلقی می‌کنند. همه بازارها رقابتی هستند، و قیمت دارایی زمین (P) به طور درون‌زا تعیین می‌شود و دستمزد کارگران با مهارت بالا و پایین، W_H و W_L است. تابع تولید کل در اقتصاد از نوع کاب داگلاس، با بازده ثابت نسبت به مقیاس به صورت زیر است:

---

[۱]. کالای شمارنده یا کالای مبنای سنجش؛ در نظریه تعادل عمومی، numeraire کالائی است که قیمت آن یک فرض می‌شود و قیمت سایر کالاها بر اساس آن تعیین می‌گردد. بنابراین برای یافتن قیمت‌های نسبی قیمت تمام کالاها را بر قیمت کالای مبنا تقسیم می‌کنند.

$$X = H^{\alpha}L^{\beta}A^{\phi}K^{1-\alpha-\beta-\phi} \quad (۱)$$

که در آن H و L به ترتیب به تعداد کل کارگران با مهارت بالا و پایین در اقتصاد اشاره دارد. مطلوبیت افراد نیز به شکل تابع کاب-داگلاس در نظر گرفته می‌شود:

$$U(X, A) = X^{\gamma}A^{\delta} \quad (۲)$$

فرض می‌شود مطلوبیت مستقل از گروه کارگر است و بنگاه‌ها بر اساس رفتار حداکثرسازی سود عمل می‌کنند. در هر دو تابع مقدار کل دارائی زمین قابل تبدیل به مسکن A در اقتصاد در سطح $\overline{A}$ ثابت و مقدار کل سرمایه فیزیکی K نیز ثابت است. افراد با عرضه نیروی کار و به عبارتی کار کردن درآمد دریافت می‌کنند، و صاحب دارایی زمین A و همین‌طور صاحب سرمایه فیزیکی غیر قابل تبدیل K می‌شوند.

معادلات (۱) و (۲) همراه با قید محدودیت مقدار ثابت زمین و قید محدودیت بودجه مصرف‌کننده، سیستم ۱۲ معادله و ۱۲ مجهول را به دست می‌دهد. متغیرهای درون‌زا شامل دارائی زمین قابل تبدیل به مسکن A، مصرف سایر کالاهای مرکب X برای هر گروه از خانوارها، دستمزد هر گروه از خانوارها، قیمت زمین، مقدار تولید کل، میزان زمین مورد استفاده در تولید، و دو ضریب لاگرانژ مرتبط با قیدهای محدودیت بودجه برای هر نوع خانوار است. با حل این معادلات، قیمت تعادلی زمین بدست می‌آید:

$$P = \phi H^{\alpha} L^{\beta} \left(\frac{\gamma\phi}{\gamma\phi+\delta}\bar{A}\right)^{\phi-1} K^{1-\alpha-\beta-\phi}. \quad (۳)$$

با مشاهده این معادله می‌توان دریافت که قیمت زمین برابر است با تولید نهایی زمین در تابع تولید. بنابراین معادله (۳) مشتق معادله (۲) نسبت به A است، و در عبارت مقدار تعادلی زمین مورد استفاده در تابع تولید جای‌گذاری می‌شود. مقدار زمین مورد استفاده در تولید، برابر با نسبتی از مقدار کل زمین موجود است (کسر داخل پرانتز در معادله ۳). این نسبت بستگی به تکنولوژی تولید و سلیقه نسبی مصرف‌کننده برای زمین دارد. این کسر به یک نزدیک می‌شود هرگاه مصرف‌کنندگان مقدار کمتری از زمین را استفاده کنند ($0\delta \rightarrow$)، و برابر با یک است اگر مصرف‌کنندگان از زمین در تابع تولید استفاده نکنند ($0\delta =$) و برابر با صفر است هرگاه اهمیت زمین در تولید کاهش یابد (مستقل از تولید، $\phi=0$)، و کسر به ϕ (بهره‌وری زمین) نزدیک می‌شود

هرگاه استفاده مصرف‌کنندگان از زمین در حال افزایش باشد. اگر مصرف‌کنندگان از کالای مرکب استفاده نکنند، آن‌گاه 0γ = خواهد بود. به طور مشابه، دستمزد تعادلی کارگران غیر ماهر نیز به صورت معادله ۴ به دست می‌آید:

$$W_L = \beta H^{\alpha} L^{\beta-1} \left(\frac{\gamma\phi}{\gamma\phi+\delta}\bar{A}\right)^{\phi} K^{1-\alpha-\beta-\phi}. \qquad (۴)$$

تاثیر تغییر نابرابری درآمد بر درآمد کارگران غیر ماهر را با این فرض که این کارگران نه دارایی قابل تبدیل و نه سرمایه دارند، می‌توان از طریق معادله ۴ بدست آورد. کاهش β **Error! Bookmark not defined.**همراه با افزایش بازدهی هر عامل دیگر کارگران غیر ماهر را در شرایط بدتری قرار خواهد داد، مگر اینکه K نسبت به L بسیار بزرگتر باشد. افزایش α**Error! Bookmark not defined.**، با ثابت در نظر گرفتن β**Error! Bookmark not defined.**، ممکن است درآمد کارگران غیر ماهر را افزایش یا کاهش دهد که بسته به کمبود نسبی نهاده‌هایی است که بهره‌ورتر هستند. برای مثال، افزایش خالص α، برای کارگران غیر ماهر مفید است اگر $H > K$ باشد.

به طور خلاصه، مدل‌های ساده تعادل جزئی بازار مسکن نشان می‌دهند که افزایش نابرابری درآمد، اثر منفی بر نتایج مسکن فقرا خواهد داشت، و تأثیر آن به طور معکوس با کشش قیمتی عرضه تغییر می‌کند (هر چه کشش قیمتی عرضه بیشتر باشد، تاثیر منفی افزایش نابرابری درآمد بر درآمد خانوارهای کم‌درآمد، کمتر خواهد بود). مدل‌های تعادل جزئی با ترکیب تمایز تولید مسکن می‌توانند نتیجه‌گیری متضادی تولید کنند. مدل‌های تعادل عمومی نشان می‌دهند که ماهیت افزایش نابرابری یک عامل تعدیل مهم بوده و حتی در صورت عدم وجود ناهمگنی مسکن، می‌تواند نتایج مبهمی داشته باشد.

۳-پیشینه تحقیق

در مطالعات داخلی پژوهشی که در مورد موضوع این تحقیق باشد به ندرت پیدا می‌شود، اما در یک مطالعه صورت گرفته؛ گلی و حیدری (۱۳۹۵) با استفاده از داده‌های در سطح خرد خانوار مرکز آمار در بازه زمانی۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳، به بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و دسترسی به مسکن خانوارهای کم‌درآمد در بخش شهری استان‌های مختلف می‌پردازند. نتایج حاصل از مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که افزایش نابرابری درآمد باعث کاهش درآمد پسماند، افزایش نسبت اجاره به

درآمد و کاهش استفاده از مسکن در خانوارهای فقیر می‌شود؛ در حالی که رابطه مذکور برای خانوارهای ثروتمند برعکس است. اما افزایش تنوع مسکن باعث کاهش اثرگذاری نابرابری درآمد بر دسترسی به مسکن می‌شود.

قادری (۱۳۹۵) در مقاله‌ای با هدف اندازه‌گیری وُسع مالی خرید مسکن در شهرهای ایران و با استفاده از سیستم مخارج خطی بسط یافته (ELES) و داده‌های درآمد و هزینهٔ تعداد ۱۸ هزار و ۸۸۵ خانوار نمونه شهری ایران در سال ۱۳۹۳، توان مالی این خانوارها را در قالب ده دهک درآمدی محاسبه می‌کند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد در هفت دهک پایین درآمدی، متوسط حداقل مخارج مصرفی بیشتر از متوسط درآمد است.

قلی‌زاده و قنبری (۱۳۹۶) اثر دارایی مسکن بر هر یک از اجزای هزینه‌های مصرفی خانوار در کنار سایر عوامل مؤثر بر مصرف از جمله درآمد ملی و ثروت مالی را برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۷۳ مورد بررسی قرار می‌دهند. یافته‌های پژوهش حکایت از آن دارد که در تمام موارد دارایی مسکن اثر مثبت و معنی‌داری بر اجزای هزینه‌های مصرفی خانوار دارد و در اکثر موارد دارای اثر قوی‌تری از ثروت مالی بر هر یک از اجزای هزینه‌های مصرفی خانوار می‌باشد.

به چند نمونه از مطالعات تجربی انجام گرفته در دیگر کشورها هم اشاره‌ای صورت می‌گیرد:

متلک و ویگدور (۲۰۰۸) در مقاله‌ای ارتباط بین نابرابری درآمد و استطاعت مالی خرید مسکن را با استفاده از داده‌های ایالات متحده آزمون می‌کنند. آن‌ها معتقدند که ارتباط بین نابرابری درآمد و توانایی تامین مالی مسکن خانوارهای کم‌درآمد در تعادل جزئی منفی بوده اما در تعادل عمومی کمی پیچیده است، و شواهد تجربی در حمایت از استدلال تعادل جزئی را بیان می‌کنند.

ماتانن و ترویو (۲۰۱۴) چارچوبی برای بررسی رابطه بین توزیع درآمد و توزیع قیمت مسکن با مدل تخصیص خانوارهای با درآمدهای ناهمگن و واحدهای مسکونی باکیفیت ناهمگن ارائه می‌دهند. برای برآورد تاثیر نابرابری درآمد بر توزیع قیمت مسکن، مدلی را برای ۶ منطقه شهری آمریکا بکار گرفته و در می‌یابند که افزایش نابرابری درآمد بین سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۷ بر متوسط قیمت مسکن در ۶ منطقه شهری آمریکا تاثیر منفی داشته است.

چانچان ژانگ[1] (۲۰۱۵) در مطالعه خود با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۹، رابطه بین نابرابری درآمد و دسترسی به مسکن برای خانوارهای کم‌درآمد در چین را بطور تجربی آزمون می‌کند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که نابرابری درآمد؛ هزینه‌های بالاتر مسکن، فضای سرانه

[1]. Chuanchuan Zhang (2015)

کوچکتر برای زندگی و ازدحام بیشتر برای مسکن و کیفیت پایین‌تر مسکن برای خانوارهای کم‌درآمد شهری را به دنبال دارد.

ژانگ و همکاران[1] (۲۰۱۶) استدلال می‌کنند که نابرابری درآمد یکی از عوامل مهم تاثیرگذار بر هر دو شاخص نسبت قیمت مسکن به درآمد[2] (HPIR) و نرخ واحدهای مسکونی خالی[3] (HVR) در چین است. آن‌ها نشان می‌دهند که با ثابت نگه داشتن عوامل دیگر، حدود ۶٪ از افزایش نسبت قیمت مسکن به درآمد و ۱۰٪ از افزایش در نرخ واحدهای مسکونی خالی در طول سال‌های مذکور را می‌توان به افزایش ضریب جینی نسبت داد.

ژانگ (۲۰۱۶) در مقاله خود رابطه متقابل بین نابرابری درآمد و قیمت مسکن در چین از ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۲ را با استفاده از مدل بازار ناقص با خانوارهای ناهمگن بررسی می‌کند. وی نشان می‌دهد که افزایش انگیزه ثروتمندان برای سرمایه‌گذاری در مسکن باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود. در واقع وی بیان می‌کند که نابرابری درآمد دارای اثر معناداری بر قیمت مسکن است.

اولگا بارانف (۲۰۱۶)[4] در مطالعه‌ای برای شهر سانفرانسیسکو نشان می‌دهد زمانی که نابرابری درآمد افزایش می‌یابد، قیمت مسکن روند افزایشی خواهد داشت و دسترسی به مسکن برای خانوارهای ضعیف با مشکل مواجه خواهد شد.

بن‌شهر و همکاران[5] (۲۰۱۸) در مقاله‌ای با عنوان "استطاعت مالی خرید مسکن و نابرابری: رویکرد مصرف تعدیل شده"، با استفاده از داده‌های خرد خانوارهای سرزمین‌های اشغالی در دوره ۱۹۹۸-۲۰۱۵، کاهش چشم‌گیر کیفیت و مصرف مسکن ناشی از کاهش استطاعت مالی خرید در این مناطق را بررسی می‌کنند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد با افزایش معیار نابرابری ضریب جینی، استطاعت مالی خرید مسکن خانوارها کاهش می‌یابد. آن‌ها همچنین نشان می‌دهند که روند افزایشی قیمت مسکن و افزایش اخیر درآمد افراد در سرزمین‌های اشغالی باعث چالش بیشتری در استطاعت مالی خرید مسکن برای مصرف، به ویژه در مناطق حاشیه‌ای شده است.

1. Zhang et al (2016)
2. Housing Price-to-Income Ratio
3. Housing Vacancy Rate
4. Olga Baranoff
5. Ben-Shahar et al (2018)

۴- روش‌شناسی و تحلیل داده‌ها

در اغلب کشورهای در حال توسعه داده‌های پانلی برای بررسی وضعیت خانوارهای مختلف در طی زمان وجود ندارد؛ اما داده‌های مقطعی معمولاً در بیشتر کشورها موجود هستند. به همین جهت محققین برای بررسی وضعیت خانوارهای مختلف از داده‌های مقطعی کمک می‌گیرند. با استفاده از داده‌های مقطعی می‌توان یک نمونه‌ی تصادفی از خانوارها را در طی زمان دنبال کرد؛ اما نمی‌توان با استفاده از این داده‌ها مجموعه‌ی مشخصی از خانوارها را در طی سال‌های متوالی مورد بررسی قرارداد. به همین دلیل دیتون[1] در سال ۱۹۸۵ پیشنهاد کرد که در صورت عدم دسترسی به داده‌های پانلی می‌توان با استفاده از داده‌های مقطعی متوالی یا تکرار شده[2]، داده‌های شبه‌پانل (شبه تابلویی)[3] را ایجاد کرد. در این روش نسل‌هایی بر اساس بررسی‌های مقطعی متوالی فراهم می‌شود. در واقع این مدل متشکل از یک سری مقاطع در طی دوره‌های زمانی مختلف است که هر مقطع بر اساس محدوده‌ی سنی تعیین شده مورد ردیابی قرارمی‌گیرد. در هر مقطع داده‌ها به یک سری از گروه‌های سنی، هرکدام با محدوده‌ی سنی برابر بین‌دوره‌های زمانی طبقه‌بندی می‌شوند. در این مدل برای تخمین روابط اقتصادی از مقادیر میانگین متغیر نسل‌ها استفاده می‌شود و هر نسل یک سری زمانی از میانگین متغیر مشاهدات را در طی زمان دنبال می‌کند. هر نسل می‌تواند بر اساس یک یا ترکیبی از چند ویژگی از خانوار ساخته شود به‌طور مثال ویژگی سن، تحصیل، شغل و از این قبیل (دیتون، ۱۹۸۵).

۴-۱- اقتصادسنجی داده‌های مقطعی متوالی و مدل شبه‌پانل

برای نشان دادن مدل شبه‌پانل، یک مدل خطی بر اساس معادله (۵) لازم است که در آن y نشان‌دهنده متغیر وابسته در طول مقطع و زمان باشد:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \mu_t + \theta_i + u_{it} \qquad (۵)$$

در رابطه (۵) مدل رگرسیون با اثرات ثابت تصریح شده است که در آن i اشاره به خانوار یا فرد و t نشان‌دهنده زمان است و منظور از μ_t متغیرهای مجازی برای سال و θ_i نیز اثرات ثابت متعلق به هر

1. Deaton
2. Repeated Cross-Sectional Data
3. Pseudo Panel

فرد است. در صورت نبود اثرات ثابت در رابطه (۵) این امکان وجود دارد که با میانگین‌گیری از همه خانوارهای متعلق به هر نسل در هر سال به معادله‌ای برای میانگین نسل‌ها دست یافت. با وجود اثرات ثابت، رابطه فوق برای میانگین نسل‌های جامعه برقرار است. با این تفاوت که اثرات ثابت نسلی جایگزین اثرات ثابت فردی می‌شود. با این وجود، اگر در رابطه (۵) از افراد هر نسل که از سالی به سال دیگر متفاوت هستند، میانگین گرفته شود، اثرات ثابت دیگر ثابت نخواهند بود. زیرا این اثرات، میانگین اثرات ثابت خانوارهای مختلف در هر سال هستند. به این دلیل امکان حذف اثرات ثابت نسل با تفاضل‌گیری وجود ندارد. رویکرد جایگزین، بررسی میانگین‌های (غیر قابل مشاهده) جامعه برای هر نسل است. در این صورت رابطه (۵) برای هر نسل تعریف می‌شود که در آن میانگین‌های جامعه در نسل‌ها توسط c مشخص می‌شود. بنابراین با تبدیل i به c رابطه دیگری به صورت معادله (۶) بازنویسی می‌شود:

$$y_{ct} = \alpha + \beta x_{ct} + \mu_t + \theta_c + u_{ct} \qquad (۶)$$

در این حالت برای حذف اثرات ثابت می‌توان از تفاضل مرتبه اول استفاده کرد:

$$\Delta y_{ct} = \Delta\mu_t + \beta\Delta x_{ct} + \Delta u_{ct} \qquad (۷)$$

که در آن جمله نخست در هر سال معینی ثابت است. اگرچه این فرآیند، اثرات ثابت را حذف کرده است اما اگر Δx و Δy در رابطه (۷) با تغییرات مشاهده شده در میانگین‌های نمونه جایگزین شوند مسئله خطا در متغیر[1] ایجاد می‌شود که باعث تورش در تخمین‌ها می‌گردد. چند روش برای حل این مشکل وجود دارد. یک روش این است که، همان‌طور که از نمونه برای تخمین میانگین جامعه نسل‌ها استفاده شد، انحراف معیار را نیز می‌توان از نمونه بدست آورد. این تخمین نشان‌دهنده واریانس خطای اندازه‌گیری است. برای رابطه (۷) با وارد کردن جملات خطا نتیجه زیر برای میانگین نمونه‌ها حاصل می‌شود:

$$\Delta\bar{y}_{ct} = \Delta y_{ct} + \varepsilon_{1ct} - \varepsilon_{1ct-1} \qquad (۸)$$
$$\Delta\bar{x}_{ct} = \Delta x_{ct} + \varepsilon_{2ct} - \varepsilon_{2ct-1}$$

[1]. Error-in-Variable

که در آن ε_{1ct} و ε_{2ct} خطاهای نمونه‌گیری در میانگین نسل‌ها هستند. از آن‌جا که نمونه‌گیری در هر سال به طور مستقل انجام می‌شود، این جملات در طول زمان مستقل از یکدیگر هستند، لذا واریانس و کوواریانس آن‌ها - σ_1^2، σ_2^2 و σ_{12} - به سادگی قابل محاسبه است. از رابطه (۸) مشخص است که واریانس و کوواریانس میانگین نسل‌های نمونه با واریانس و کوواریانس خطای نمونه‌گیری بزرگتر خواهد شد، در نتیجه تخمین پارامتر β به صورت معادله (۹) خواهد بود:

$$\tilde{\beta} = \frac{cov(\Delta\bar{x}_{ct},\Delta\bar{y}_{ct})-\sigma_{12t}-\sigma_{12t-1}}{var(\Delta\bar{x}_{ct})-\sigma_{2t}^2-\sigma_{2t-1}^2} \qquad (۹)$$

برای درک بهتر رابطه (۹) فرض شده است که تنها دو دوره t و t-1 وجود دارد. انحراف معیار برای رابطه (۹) را می‌توان با استفاده از روش بوت استراپ[1] یا روش دلتا محاسبه کرد. از آن‌جا که نمونه‌های متوالی به طور مستقل تهیه می‌شوند، تغییرات در میانگین نسل‌ها از دوره t-2 به t-1 مستقل از تغییرات دوره t به t+1 خواهد بود. اگر تعداد نمونه‌ها در هر نسل به اندازه کافی بزرگ باشند، میانگین‌ها به درستی تخمین زده می‌شوند. لذا خطای نمونه‌گیری به علت کوچک بودن قابل چشم‌پوشی است و برای اطمینان از نتایج رگرسیون می‌توان انحراف معیار میانگین نسل‌ها را بررسی کرد و در صورت وجود مشکل می‌توان اندازه‌ی نسل‌ها را افزایش داد. به عنوان مثال از نسل‌های پنج ساله به جای نسل‌های یک ساله استفاده کرد (دیتون، ۱۹۹۷).

۴-۲- روش گردآوری اطلاعات و توصیف داده‌ها

طرح آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی یکی از قدیمی‌ترین طرح‌های آماری مهم و گسترده در کشور است که با قدمتی ۵۰ ساله توسط مرکز آمار ایران اجرا می‌شود.
مدل این تحقیق با ۲۵ دوره زمانی و ۱۲نسل سنی، بررسی تاثیر نابرابری درآمد بر قدرت خرید مسکن از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴ و برای ۷ کلان‌شهر تهران، کرج، مشهد، اصفهان، تبریز، شیراز و اهواز می‌باشد که تنها شامل بخش شهری است. در این مدل، هر گروه سنی در بازه زمانی ۵ سال تقسیم‌بندی شده است. سپس بر اساس محدوده میانگین سنی خانوارها (محدوده میانگین سنی سرپرست خانوار ۲۱ تا ۷۰ سال است) کوهورت‌بندی صورت گرفته است. دامنه سنی برای مشاغل از سن ۱۵ تا ۷۰ سالگی در نظر گرفته می‌شود که از طرف سازمان بین‌المللی کار دوره‌ای است که

[1]. Boot Strap

افراد شاغل می‌شوند. علت این‌که بازه سنی بین ۲۱ تا ۷۰ سال انتخاب شده، این است که در بین بازه سنی ۱۵ تا ۲۰ سال تعداد مشاهدات کافی نبوده است. مقدار میانگین مخارج واقعی (مخارج اسمی با قیمت ثابت سال ۹۵ تعدیل شده‌اند) در طی زمان‌های مختلف مورد ردیابی قرارگرفته است. به عنوان مثال در جدول (۱) پیوست، نسل اول در سال ۱۳۷۰ مربوط به خانوارهایی است که دارای سن۵۶ تا ۶۰ سال هستند. در رویکرد شبه‌پانل همواره در فاصله سنی بیان شده، سن متوسط در نظر گرفته می‌شود. بر اساس رابطه (۱۰) به خانوارهای درون این نسل سن متوسط ۵۸ سال نسبت داده می‌شود.

$$Age=year-cohort-1 \qquad (۱۰)$$

در رابطه (۱۰)، year: سال انجام نمونه‌گیری، cohort: سال تولد سرپرست خانوار و age: سن متوسط سرپرست خانوار در سال مورد نظر است. در رویکرد شبه‌پانل، پویایی مدل مربوط به ردیابی خانوارها در طی زمان است. به عبارت دیگر، در نسل سنی ساخته شده باگذشت زمان در هر سال، یک واحد به متوسط سنی سرپرست خانوار اضافه می‌شود که نشان‌دهنده پویایی این روند است. به عنوان مثال، اگر نسل اول در طی زمان مورد ردیابی قرار گیرد، در هر سال یک واحد به متوسط سنی اضافه می‌شود. آخرین مشاهده در این نسل مربوط به سال ۱۳۸۰ می‌باشد. این حالت به این معنا است که اگر مشاهدات مربوط به نسل اول در طی سال ۱۳۸۱ ردیابی شوند، در این صورت، سن متوسط سرپرست خانوارها ۷۱ سال می‌شود. با توجه به متوسط سنی ۲۱ تا ۷۰ سال، متوسط سن ۷۱ سال، از این دامنه خارج می‌شود و این خانوارها جزء مشاهدات محسوب نمی‌شوند. بنابراین مشاهدات مربوط به سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۴ از این دامنه خارج می‌شوند و خانه‌های مربوط به این سال‌ها خالی می‌ماند. در این مدل، پوشش خانوارهای شهری در سال‌های مختلف متفاوت است. بیشترین حجم خانوارهای کلان‌شهرها مربوط به سال۱۳۷۴ با ۸۵۸۵ مشاهده است.کمترین تعداد خانوارهای کلان‌شهرها مربوط به سال ۱۳۸۸ با ۱۲۱۰ مشاهده است. با وجود تفاوت در اندازه نمونه‌ها در سال‌های مختلف، نمونه‌ها در هر دوره نماینده کل جمعیت هستند (جداول ۱ و ۲ پیوست).

در این‌جا گروه‌های خانوار به صورت پویا مورد بررسی قرار خواهد گرفت. متغیرهای مورد بحث در این مطالعه؛ درآمد دائمی سرپرست خانوار، وضعیت فعالیت سرپرست خانوار، اندازه خانوار،

وضعیت تحصیلی سرپرست خانوار و شاخص نابرابری درآمد و درآمد دهک‌های اول تا پنجم توزیع درآمد خانوار می‌باشد.

اما برای داشتن نتیجه بهتر در برازش، می‌توان به جای استفاده از متغیر درآمد، از متغیر درآمد دائمی سرپرست خانوار به عنوان یک متغیر مستقل مهم استفاده کرد. با این فرض که درآمد جاری هر خانوار تابعی از سرمایه‌های انسانی و فیزیکی آن خانوار است، تابع درآمد دائمی خانوارها تخمین زده می‌شود. با تخمین تابع درآمد جاری و به دست آوردن ارزش تخمینی درآمد جاری، درآمد دائمی خانوار به دست می‌آید. به عبارت دیگر با برازش متغیر درآمد جاری بر متغیرهای مؤثر در شکل‌دهی سرمایه انسانی و فیزیکی خانوارها از روش OLS[1] و استفاده از ضرایب برآورد شده می‌توان درآمد دائمی برای هر خانوار را به دست آورد. در این روش متغیرهایی چون سن، جنسیت، سطح تحصیلات، اشتغال سرپرست خانوار، تعداد افراد شاغل، تعداد افراد باسواد خانوار و اتومبیل داشتن خانوار به عنوان متغیرهای مؤثر بر شکل‌دهی سرمایه انسانی و فیزیکی و تأثیرگذار بر درآمد مورد استفاده قرار گرفته است (قلی زاده و خاکسار، ۱۳۸۲).

یکی از عوامل کاهش استطاعت مالی خرید مسکن خانوارهای کم‌درآمد، افزایش قیمت مسکن است. با نگاهی به روند قیمت مسکن می‌توان دریافت که در ادوار گذشته خرید مسکن راحت‌تر بود و با گذشت هر سال خریدآن سخت‌تر شده است، به‌گونه‌ای که می‌توان یکی از مهم‌ترین دلایل رکود مسکن در سال‌های اخیر را کاهش قدرت خرید مسکن دانست. طبق داده‌های بانک مرکزی، درآمد هر خانوار در ۱۵ سال گذشته (به طور سالانه) حدوداً ۲۰ درصد رشد داشته است، اما متوسط رشد سالانه قیمت مسکن در همین بازه زمانی، رقمی معادل ۳۴ درصد بوده است. طبیعی است که قدرت خرید هر خانوار کاهش یافته است. در نمودار (۲) ملاحظه می‌شود قدرت خرید هر متر مسکونی در ۱۵ سال گذشته توسط هر خانوار صرفاً کاهنده نبوده و حتی در چند سال گذشته افزاینده نیز بوده است. در سال ۱۳۷۹ یک خانوار ایرانی (به‌طور متوسط) با تمام درآمد خود می‌توانست ۲۷.۵ متر خانه مسکونی در شهر تهران بخرد که در طی سال‌های گذشته این رقم کمتر شده است. این رقم در سال ۸۷ به ۶ متر رسید و بعد از آن رشد نسبتاً خوبی داشت. در حال حاضر این قدرت خرید نسبت به سال ۸۷ حدودا ۴۰ درصد رشد پیدا کرده و برای سال ۹۴ به رقمی معادل ۸.۵ متر رسیده است (گزارش اقتصادی بانک مرکزی، ۱۳۹۴).

[1]. Ordinary Least Square

منبع: بانک مرکزی (ر. پ).

نمودار ۲: قدرت خرید مسکن به متر مربع

۴-۳- تصریح مدل و معرفی متغیّرها

مدل مورد مطالعه برای بررسی تاثیر نابرابری درآمد بر استطاعت مالی خرید مسکن برای خانوارهای کم‌درآمد، برگرفته از مدل متلک و ویگدور (۲۰۰۸) و ژانگ (۲۰۱۵) می‌باشد که با برآورد معادله (۱۱) بدان پرداخته می‌شود:

$$H_{ijt} = \alpha + \beta Z_{jt} + \lambda X_{ijt} + c_j + y_t + u_{ijt}. \qquad (۱۱)$$

که در آن H_{ijt} متغیر وابسته می‌باشد که می‌تواند لگاریتم درآمد پسماند (باقیمانده)، نسبت اجاره به درآمد (RIR)[1] و یا لگاریتم فضای مورد استفاده مسکن به متر مربع برای هر نفر باشد. Z_{jt} شاخص نابرابری درآمد در شهر jام در سال t است (این شاخص ضریب جینی gini است که در سطح کلان‌شهرها با استفاده از داده‌های بودجه خانوار مرکز آمار محاسبه شده است)، X_{ijt} مجموعه‌ای از متغیرهای کنترل شامل اندازه (بعد) خانوار، وضعیت تأهل، جنسیت سرپرست خانوار، و درآمد دائمی خانوار و ... است. c_j و y_t به ترتیب دلالت بر اثرات ثابت شهر و اثرات ثابت سال دارد. u_{ijt} جمله خطا است.

[1]. Rent-to-Income Ratio

متغیر وابسته (H_{ijt}) در رابطه (۱۱)، شامل دو متغیر درآمد پسماند و فضای مورد استفاده مسکن به متر مربع برای هر نفر است. درآمد پسماند تحت عنوان مخارج غیر مسکن خانوارها به صورت کسر هزینه اجاره از درآمد در طول سال محاسبه شده است. درآمد پسماند تغییرات نرخ تغییر در درآمد و اجاره را اندازه‌گیری می‌کند. شاخص دیگر فضای مورد استفاده برای هر نفر در خانوار را نشان می‌دهد. این شاخص بیشتر بر ناهمگن بودن مسکن تاکید می‌کند. خانوارهای ثروتمند و فقیر با توجه به سطح درآمد خود متراژ متفاوتی از مسکن را استفاده می‌کنند. مثبت بودن هر کدام از ضرایب در معادله متراژ سرانه نشان دهنده افزایش کیفیت مسکن استفاده شده است. با توجه به مبانی نظری و تحقیقات پیشین، مدل بکارگرفته شده در این تحقیق مدل تعمیم یافته معادله (۱۱) است که فرم کلی آن به صورت روابط (۱۲) و (۱۳) می‌باشد:

$$\overline{LnPS}_{ct} = \gamma + \beta_1 \mathrm{gini}_{ct} + \beta_2 \overline{\mathrm{age}}_{ct} + \beta_3 \overline{\mathrm{age2}}_{ct} + \beta_4 \overline{\mathrm{nl}}_{ct} + \beta_5 \overline{\mathrm{ne}}_{ct} + \beta_6 \overline{size2}_{ct} + \beta_7 \overline{\mathrm{yd}}_{ct} + \alpha_c + \overline{\mathrm{U}}_{ct} \quad (۱۲)$$

$$\overline{LnRI}_{ct} = \gamma + \beta_1 \mathrm{gini}_{ct} + \beta_2 \overline{\mathrm{age}}_{ct} + \beta_3 \overline{\mathrm{age2}}_{ct} + \beta_4 \overline{\mathrm{nl}}_{ct} + \beta_5 \overline{\mathrm{ne}}_{ct} + \beta_6 \overline{size2}_{ct} + \beta_7 \overline{\mathrm{yd}}_{ct} + \alpha_c + \overline{\mathrm{U}}_{ct} \quad (۱۳)$$

معادلات (۱۲) و (۱۳) بر اساس میانگین کوهورت برای هر سال است؛ که در آن c نشان‌گر گروه سنی، t زمان، γ اثرات ثابت کوهورت است. α_c ناهمگنی مشاهده نشده‌ی افراد (مانند توانایی‌ها و انگیزه‌های فردی) و $\overline{\mathrm{U}}_{ct}$ میانگین اجزای خطا است که دارای میانگین صفر و واریانس مشخص در هر دوره زمانی است. β_i پارامترهایی هستند که باید برآورد شوند. از این رو

$\overline{LnPS}_{ct}$: میانگین لگاریتم فضای سرانه فرد به متر مربع در گروه سنی c در زمان t

$\overline{LnRI}_{ct}$: میانگین لگاریتم درآمد پسماند (باقیمانده) در گروه سنی c در زمان t

gini_{ct}: ضریب جینی در گروه سنی c در زمان t

$\overline{\mathrm{age}}_{ct}$: میانگین سن سرپرست خانوار در گروه سنی c در زمان t

$\overline{\mathrm{age2}}_{ct}$: مربع میانگین سن سرپرست خانوار در گروه سنی c در زمان t

$\overline{\mathrm{nl}}_{ct}$: میانگین سال‌های آموزش در گروه سنی c در زمان t

$\overline{\mathrm{ne}}_{ct}$: میانگین تعداد افراد شاغل در هر خانوار در گروه سنی c در زمان t

$\overline{size2}_{ct}$:: میانگین مربع تعداد اعضای خانوار به عنوان اثرات ازدحام در گروه سنی c در زمان t

$\overline{\mathrm{yd}}_{ct}$: میانگین درآمد دائمی خانوار به ریال در گروه سنی c در زمان t

در جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای بکار رفته در مدل اعم از شاخص‌های مرکزی و پراکندگی ارائه شده است. بررسی نتایج کمی نشان می‌دهد که میانگین و انحراف معیار متغیرهای وابسته و مستقل از توزیع مناسبی برخوردار می‌باشد. مقدار میانگین متغیر لگاریتم فضای سرانه برابر با **۳.۰۹۴** است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. به دلیل مقیاس متفاوت متغیرهای تحقیق، مقایسه شاخص‌های مرکزی متغیرهای تحقیق امکان‌پذیر نبوده و تفسیر درستی ارائه نمی‌دهد.

جدول ۱: ویژگی‌های آماری متغیرهای مدل

شاخص‌های آماری / متغیرها	تعداد مشاهدات	میانگین	حداکثر مقدار	حداقل مقدار	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
$\overline{LnPS}_{ct}$	۲۲۰	۳/۰۹۴	۳/۵۸۱	۲/۶۵۰	۰/۲۰۱	۰/۴۰۴	۲/۶۴
$\overline{LnRI}_{ct}$	۲۲۰	۱۹/۲۶۹	۱۹/۸۹۲	۱۸/۴۷۰	۰/۲۸۸	-۰/۲۵۸	۲/۶۱
gini_{ct}	۲۲۰	۰/۳۵۳	۰/۴۵۱	۰/۲۶۶	۰/۰۳۲	-۰/۱۲۲	۲/۸۴
$\overline{\mathrm{age}}_{ct}$	۲۲۰	۴۴/۹۲۸	۶۸/۴۱	۲۳/۵۷۹	۱۲/۸۴۳	۰/۰۴۳	۱/۸۱
$\overline{\mathrm{age2}}_{ct}$	۲۲۰	۲۱۸۴/۷۸	۴۶۸۱/۸	۵۵۷/۷۷	۱۱۷۰/۶۳	۰/۳۸۳	۱/۹۶
$\overline{\mathrm{nl}}_{ct}$	۲۲۰	۳/۳۵۰	۴/۹۷۳	۱/۸۷۶	۰/۸۷۱	۰/۰۴۳	۱/۸۷
$\overline{\mathrm{ne}}_{ct}$	۲۲۰	۱/۱۵۱	۱/۶۰۵	۰/۵۴۷	۰/۱۸۰	-۰/۳۲۷	۳/۶۹
$\overline{size2}_{ct}$	۲۲۰	۱۸/۰۸۱	۳۹/۷۹۰	۵/۶۰۱	۷/۹۶۰	۰/۷۱۸	۲/۸۳
$\overline{\mathrm{yd}}_{ct}$	۲۲۰	۳۵۰,۰۰۰,۰۰۰	۵۹۶,۰۰۰,۰۰۰	۱۵۱,۰۰۰,۰۰۰	۹۲,۶۰۰,۰۰۰	۰/۱۴۴	۲/۳۵

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۴- بررسی فروض رگرسیون

قبل از آزمون فرضیه‌ها و برآورد مدل‌های این تحقیق، لازم است مانایی[1] متغیرهای مورد استفاده در مدل بررسی شود. زیرا نامانایی متغیرها چه در مورد سری‌های زمانی و چه در مورد داده‌های پانل، باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود. برای این منظور از آزمون‌های مختص بررسی مانایی داده‌های پانلی استفاده می‌کنیم. جدول (۲) مقادیر هر یک از آزمون‌های مربوط برای متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. مشاهده می‌شود که تمام متغیرها در سطح مانا هستند.

[1]. Stationary

جدول ۲: نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد پانلی (با در نظر گرفتن عرض از مبدأ)

متغیّرها	Harris-Tzavalis		ADF- FISHER Chi-square		Levin, Lin & Chu		Im-Pesaran-Shin	
	سطح احتمال	آماره محاسبه شده	سطح احتمال	آماره محاسبه شده	سطح احتمال	آماره محاسبه شده	سطح احتمال	آماره محاسبه شده
$\overline{LnRI}_{ct}$	۰/۰۷۲۷	-۱/۴۵۶۲	۰/۰۰۰۵	۴۱/۲۶۷۸	۰/۰۰۰۲	-۷/۵۷۱۵	۰/۰۰۰۰	-۳/۳۵۰۸
$\overline{LnPS}_{ct}$	۰/۰۰۰۵	-۳/۲۸۰۰	۰/۰۰۵۷	۳۳/۸۶۹۳	۰/۰۰۴۶	-۴/۴۷۲۳	۰/۰۱۱۶	-۲/۲۹۴۷
$\overline{age}_{ct}$	۰/۰۰۰۰	-۴/۵۰۲۹	۰/۰۰۱۷	۳۷/۵۸۳۷	۰/۰۰۰۰	-۷/۸۶۸۰	۰/۰۰۰۶	-۲/۵۸۷۸
$\overline{age2}_{ct}$	۰/۰۰۰۰	-۴/۸۹۱۴	۰/۰۰۲۶	۳۶/۳۷۱۴	۰/۰۰۰۰	-۷/۶۶۶۹	۰/۰۰۰۸	-۲/۵۵۲۹
$\overline{ne}_{ct}$	۰/۰۰۸۷	-۲/۳۷۸۵	۰/۲۰۵۵	۲۰/۳۳۵۰	۰/۰۳۴۹	-۱/۸۱۳۷	۰/۰۴۸۵	-۲/۰۷۳۶
$\overline{nl}_{ct}$	۰/۰۷۰۴	-۱/۴۷۳۰	۰/۱۹۶۴	۲۰/۵۵۱۲	۰/۰۰۰۲	-۳/۵۱۹۶	۰/۰۰۳۶	-۲/۴۴۲۷
$\overline{size2}_{ct}$	۰/۰۰۰۰	-۵/۲۶۲۲	۰/۰۰۰۷	۴۰/۴۵۶۷	۰/۰۰۰۹	-۴/۲۰۸۱	۰/۰۰۱۷	-۲/۵۶۳۴
$\overline{yd}_{ct}$	۰/۰۰۱۷	-۲/۹۳۰۴	۰/۰۶۱۷	-۱/۵۴۰۳	۰/۰۱۴۴	-۵/۷۴۰۱	۰/۰۵۳۴	-۱/۹۸۶۰
$gini_{ct}$	۰/۰۰۰۰	-۷/۴۷۷۸	۰/۰۰۲۵	۳۶/۵۰۶۵	۰/۱۳۹۸	-۴/۶۹۸۵	۰/۰۰۵۵	-۲/۳۹۲۵

منبع: یافته‌های تحقیق

برای بررسی وجود هم‌انباشتگی، آزمون‌های مختلفی از جمله آزمون کائو[1]، آزمون پدرونی[2] و آزمون وسترلاند[3] و فیشر وجود دارد. در این پژوهش برای اثبات کاذب نبودن رگرسیون، آزمون هم‌انباشتگی کائو انجام می‌شود. زیرا انجام آزمون پدرونی و وسترلاند به دلیل زیاد بودن تعداد متغیّرهای مدل و آزمون فیشر به علت ناکافی بودن داده‌ها امکان‌پذیر نیست. نتایج آزمون در جدول (۳) آورده شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون هم‌انباشتگی

آزمون هم‌جمعی کائو	آماره t	مقدار احتمال
مقادیر برای معادله (۱۲)	-۰/۳۷۸۸	۰/۳۵۲۴
مقادیر برای معادله (۱۳)	-۰/۹۶۰۴	۰/۱۶۸۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون کائو، عدم وجود هم‌انباشتگی را تائید می‌کند و نشان می‌دهد که متغیّرهای مستقل مورد بررسی با متغیّر وابسته هم جمع نبوده و روابط بلندمدت تعادلی میان درآمد پسماند و فضای سرانه با متغیّرهای مستقل مدل برقرار نیست.

1. Kao
2. Perdoni
3. Westerlund

برای بررسی وجود خودهمبستگی در جملات اخلال، آزمون خودهمبستگی xtserial انجام‌گرفته است. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اخلال (U) و فرضیه مقابل به معنای وجود خودهمبستگی بین جملات اخلال است. مقدار p-value در داده‌های مدل اول برآوردی (معادله ۱۲) برابر است با ۰.۷۱ که معادل است با رد نکردن فرضیه صفر H_0، بنابراین خودهمبستگی بین جملات اخلال در الگوی نهایی وجود ندارد (جدول ۴). همچنین مقدار p-value در مدل دوم (معادله ۱۳) برابر با صفر بوده است که منجر به رد کردن فرضیه H_0 می‌شود، بنابراین مدل تخمین زده شده دارای خودهمبستگی مرتبه اول بوده و برای رفع آن لازم است مدل با لحاظ AR(1) برازش شود.

جدول ۴: نتایج آزمون خودهمبستگی

آزمون وولدریج	آماره F	مقدار احتمال
معادله (۱۲)	۰/۱۴۲	۰/۷۱۶۶
معادله (۱۳)	۱۳۴/۲۹۲	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای بررسی مشکل ناهمسانی واریانس، آزمون LRTest[1] انجام گرفته است. با انجام این آزمون در مدل مقید معادله (۱۲)، طبق نتایج (p-value معادل با ۰/۰۰۰) فرضیه H_0 رد می‌شود. در نتیجه برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس از روش GLS استفاد شده و مدل نامقید که دارای ناهمسانی واریانس است، تخمین زده شد. اما برای معادله (۱۳) بر اساس نتایج بدست آمده مقدار p-value معادل با ۰/۱۸ است. بنابراین فرض ناهمسانی واریانس رد شده و مدل دارای همسانی واریانس است.

جدول ۵: نتایج آزمون واریانس ناهمسانی

آزمون نسبت راستنمایی	آماره F	مقدار احتمال
معادله (۱۲)	۲۸۵/۲۷	۰/۰۰۰
معادله (۱۳)	۲/۱۲	۰/۱۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از انجام آزمون‌های ریشه واحد و هم‌جمعی، لازم است که آزمون‌های تشخیص برای تعیین نوع مدل برآورد شده انجام شود. به منظور حصول اطمینان از معنی‌دار بودن کوهورت‌ها، از

[1]. Likelihood Ratio

آزمون اثرات ثابت فردی استفاده می‌شود. بدین منظور از آماره F لیمر استفاده می‌شود. اگر آمارهF محاسبه شده بزرگتر از F جدول باشد فرضیه H_0 مبنی بر برابری عرض از مبدأ حذف می‌شود و بایستی عرض از مبدأهای مختلفی را در برآورد لحاظ نمود. در نتیجه می‌توان از روش پانل جهت برآورد استفاده کرد. سپس، برای پاسخ به این‌که آیا تفاوت در عرض از مبدأ واحدهای مقطعی به طور ثابت عمل می‌کند یا این‌که عملکردهای تصادفی می‌توانند این اختلاف بین واحدها را به طور واضح‌تری بیان کنند، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. نتایج آزمون دو آماره اشاره شده در جدول (۶) آورده شده است.

جدول ۶: نتایج آزمونF لیمر (F-Leamer) و آزمون هاسمن (Hausman)

	آزمون	Value	Prob	نتیجه
معادله ۱۲	آزمون F-Leamer	۱۰/۸۶	۰/۰۰۰۰	مدل پانل
	آزمون Hausman	۷۲/۵۴	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت
معادله ۱۳	آزمون F-Leamer	۱۳/۴۰	۰/۰۰۰۰	مدل پانل
	آزمون Hausman	۱۲۴/۸۵	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مدل رگرسیونی ارائه شده در روابط (۱۲) و(۱۳) از طریق روش پانل دیتا با بکارگیری داده‌های شبه‌پانل برای متغیرهای نشان‌دهنده ویژگی سرپرست خانوار، برآورد شده است.چون داده‌ها به صورت پانلی برآورد شده‌اند جهت تعیین برآورد به روش اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده شده که در همه موارد روش اثرات ثابت تأیید شده است.

۵- برآورد مدل و تحلیل نتایج

از آن‌جا که یکی از فروض کلاسیک، یکسان بودن واریانس جملات اخلال در دوره‌های مختلف است، و نقض این فرض، مشکلی به نام واریانس ناهمسانی ایجاد می‌کند، در تخمین مدل اول (معادله ۱۲) به دلیل وجود واریانس ناهمسانی، از روش GLS[1] استفاده شده است. در این روش با وزن دادن به متغیرها و انتخاب متغیر مناسب جهت وزن‌دهی به متغیرهای رگرسیون و جزء اخلال، واریانس ناهمسانی برطرف می‌گردد. در مدل دوم (معادله ۱۳) نیز به دلیل وجود خودهمبستگی در مدل، مدل همراه با AR(1) برآورد شده است که همان روش تخمینی GLS می‌باشد.

[1]. Generalized Least Squares

بر اساس نتایج حاصل از برازش، کلیه ضرایب برآوردی در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار و آماره F نشانگر معنی‌داری کل مدل است. مقادیر آماره‌ی t در جدول (۷) نشان می‌دهد که تمامی مقادیر β در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشند به جز ضریب متغیر ne (تعداد افراد با سواد در خانوار). آماره ضریب تعیین حاکی از آن است که متغیرهای بکار گرفته شده الگوی برآورد شده، بیش از ۸۵ درصد از واقعیت را نشان می‌دهند. این مقدار همچنین نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی مدل می‌توانند به‌خوبی متغیر وابسته را توضیح دهند که مبین آن است که مدل از قدرت توضیح‌دهندگی بالایی برخوردار است.

علت این‌که از خانوارهای دهک‌های اول تا پنجم استفاده می‌شود، آن است که این دهک‌ها نماینده خانوارهای کم‌درآمد و میان‌درآمد هستند و معمولاً خانوارهای این دهک‌ها مسکن را به عنوان کالای مصرفی استفاده می‌کنند و در صورت افزایش نابرابری درآمد، کاهش قدرت خرید این گروه از خانوارها محسوس‌تر می‌باشد.

جدول ۷: برآورد مدل برای دهک‌های اول تا پنجم (خانوارهای کم‌درآمد و میان‌درآمد)

متغیرها	$\overline{LnPS}_{ct}$			$\overline{LnRI}_{ct}$		
	سطح احتمال	آماره t	ضریب برآوردی	سطح احتمال	آماره t	ضریب برآوردی
$\mathbf{gini}_{ct}$	۰/۰۰۰	−۵/۸۶	−۰/۹۱۵	۰/۰۱۲	−۲/۴۳	−۰/۶۲۱
$\overline{\mathbf{age}}_{ct}$	۰/۰۱۱	۲/۵۵	۰/۰۲۰	۰/۰۰۰	۲/۴۹	۰/۰۶۴
$\overline{\mathbf{age2}}_{ct}$	۰/۰۰۰	۴/۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۴۵	−۱/۸۳	−۰/۰۳۷
$\overline{\mathbf{nl}}_{ct}$	۰/۰۲۹	۲/۱۸	۰/۰۶۰	۰/۰۱۷	−۲/۳۸	−۰/۰۹۲
$\overline{\mathbf{ne}}_{ct}$	۰/۰۰۰	−۳/۶۳	−۰/۱۱۳	۰/۸۱۱	۰/۲۴	۰/۰۱۱
$\overline{\boldsymbol{size2}}_{ct}$	۰/۰۰۰	−۶/۸۷	−۰/۰۱۴	۰/۰۰۰	۳/۸۰	۰/۰۰۹
$\overline{\mathbf{yd}}_{ct}$	۰/۰۰۲	۳/۱۴	۲/۸۴۰	۰/۰۰۰	۲۳/۰۵	۳/۱۳۵
عرض از مبدأ	۰/۰۰۰	۲۲/۷۸	۳/۶۹۹	۰/۰۰۰	۸۴/۷۱	۱۹/۱۰۲
	Prob > Chi2 = 0.000 R sq: Within=0.87 Observation= 220 Number of groups= 9			Prob > Chi2 = 0.000 R sq: Within=0.89 Observation= 220 Number of groups= 9		

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۷) نتایج حاصل از برآورد مدل‌های (۱۲) و (۱۳) برای دهک‌های اول تا پنجم درآمدی با در نظر گرفتن آزمون ریشه واحد و آزمون F لیمر و آزمون هاسمن را نشان می‌دهد. ضرایب مدل در دو حالت مختلف نشان می‌دهد که افزایش نابرابری درآمد سرانه بین خانوارها در کلان‌شهرها اثر منفی و معناداری بر درآمد پسماند و فضای سرانه دارد. ضرایب βی متغیر ضریب جینی نشان

می‌دهد که یک درصد افزایش نابرابری درآمد موجب می‌شود درآمد پسماند و مساحت سرانه تحت تصرف خانوار به ترتیب به میزان ۰.۶۲۱ و ۰.۹۱۵ کاهش یابد که بدین معنی است که استطاعت خرید مسکن دهک‌های کم‌درآمد و میان‌درآمد کاهش می‌یابد. افزایش نابرابری به صورت افزایش شکاف بین گروه‌های دارای درآمد بالا و درآمدهای پایین منجر به کاهش قدرت خرید مسکن خانوارهای کم‌درآمد و میان‌درآمد شده و کیفیت استفاده این خانوارها به طور معنادار کاهش می‌یابد. بنابراین افزایش نابرابری درآمد باعث کاهش درآمد خانوارهای کم‌درآمد شده و توانایی آن‌ها را در کسب درآمد کاهش می‌دهد. اما انتظار بر این است هرچه میزان نابرابری درآمدی افزایش یابد، میزان استفاده از مسکن سرانه و درآمد پسماند در خانوارهای ثروتمند افزایش یابد، اما میزان اجاره به درآمد کاهش می‌یابد. در واقع هر چه میزان نابرابری افزایش یابد، سرعت افزایش درآمد در خانوارهای ثروتمند بیش از افزایش اجاره و بنابراین رفاه آن‌ها افزایش می‌یابد. در خانوارهای ثروتمند شاغل بودن باعث افزایش درآمدها بیش از افزایش اجاره می‌شود و افزایش درآمدها در خانوارها منجر به افزایش استفاده از مسکن و افزایش کیفیت مسکن می‌شود.

بنابراین به طور کلی هرگونه افزایش در نابرابری درآمدها باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود، و این افزایش قیمت مسکن باعث کاهش قدرت خرید مسکن برای خانوارهای کم‌درآمد و میان‌درآمد می‌گردد، اما استطاعت خرید مسکن برای خانوارهای ثروتمند افزایش می‌یابد. چرا که منافع و قدرت خرید خانوارهای ثروتمند به واسطه افزایش قیمت مسکن افزایش می‌یابد.

طبق نتایج جدول (۷)؛ یک درصد افزایش در سال‌های تحصیل سرپرستان خانوارها در مدل اول باعث افزایش مساحت سرانه تحت تصرف خانوار به میزان ۰.۰۶ می‌شود، و در مدل دوم باعث کاهش درآمد پسماند سرپرستان خانوار به میزان ۰.۰۹۲ می‌گردد. در واقع هرچه میزان سال‌های تحصیل افزایش یابد، هرچند درآمد خانوارها افزایش یافته اما متعاقب آن نرخ اجاره با نرخی بیش از درآمد افزایش یافته و این باعث کاهش درآمد پسماند شده است.

شاغل بودن سرپرستان خانوارها و همین‌طور تعداد شاغلین در خانوارها اگرچه منجر به افزایش درآمد خانوار نسبت به افزایش اجاره می‌شود اما این افزایش درآمد لزوماً در خانوارهای کم‌درآمد منجر به افزایش استفاده از مسکن به ازای هر عضو خانوار نمی‌شود. بنابراین شاغل بودن افراد در خانوارهای کم‌درآمد و میان‌درآمد به دلیل دارا بودن سطح پایین از سرمایه انسانی منجر به افزایش استفاده از مسکن نمی‌شود. لذا این متغیر در سطح اطمینان ۹۵٪ در مدل دوم معنی‌دار نیست.

سن سرپرست خانوار هم یک متغیر مهم و اثرگذار بر استطاعت خرید مسکن است و انتظار می‌رود با ثابت بودن سایر متغیرهای مدل، هنگامی که سن فرد بالا می‌رود تجربه‌ی کاری او بیشتر شود، بنابراین درآمد او نسبت به افراد جوان‌تر مرتباً بیشتر می‌شود و همچنین انتظار می‌رود که دارایی او نیز بالاتر رود و از آن‌جا که رابطه مثبتی بین دارایی فرد و خرید مسکن او وجود دارد با بالا رفتن درآمد، احتمال مالکیت او افزایش می‌یابد. بنابراین با افزایش سن سرپرست خانوار به میزان یک درصد، درآمد پسماند و فضای سرانه افراد خانوار به ترتیب به میزان ۰.۰۶۴ و ۰.۰۲ افزایش می‌یابد و این رابطه در هر دو مدل مثبت و معنی‌دار است که این نتیجه مشابه با مطالعه ژانگ (۲۰۱۵) می‌باشد. اما مربع سن سرپرست خانوار تاثیر منفی بر فضای سرانه به متر مربع دارد که مطابق با نتیجه تحقیق گلی و حیدری (۱۳۹۵) است. منفی بودن ضریب این متغیر نشان از غیر خطی بودن این رابطه دارد.

درآمد دائمی اثر مثبت بر قدرت خرید مسکن دارد و افزایش آن باعث افزایش درآمد پسماند و همین‌طور افزایش فضای سرانه مسکن می‌شود. با افزایش ۱ درصد در درآمد دائمی، مساحت سرانه تحت تصرف خانوار و درآمد پسماند هر کدام حدوداً ۳ درصد افزایش می‌یابند. در کل، درآمد دائمی یک اثر مثبت و معنی‌دار بر استطاعت خرید مسکن دارد.

رابطه‌ی توان دوم بعد خانوار که نشان‌دهنده اثرات ازدحام است، با فضای سرانه مسکن منفی و معنی‌دار است و نشان می‌دهد با افزایش تعداد اعضای خانوار، مساحت سرانه تحت تصرف خانوار کاهش می‌یابد. اما همین متغیر در مدل دوم مثبت و معنی‌دار است و به این معنی است که با افزایش تعداد افراد، درآمد پسماند یا باقیمانده خانوارها افزایش می‌یابد.

۶- نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی

مسکن از مهم‌ترین و گران‌قیمت‌ترین دارایی‌های دوران زیست انسان، کالایی است پرهزینه که خرید آن مستلزم برنامه‌ریزی بلندمدت می‌باشد؛ بنابراین استطاعت مالی خرید مسکن در سبد هزینه خانوار از موضوعات پر اهمیت به شمار می‌رود. در این مطالعه برای تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر قدرت خرید مسکن، با استفاده از داده‌های مقطعی تکرار شونده، داده‌های شبه‌پانلی ایجاد گردید. داده‌های شبه‌پانل با استفاده از ریزداده‌های طرح هزینه درآمد خانوار شهری مرکز آمار ایران در سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴ ساخته شد. افراد هدف مورد مطالعه در این طرح، شاغلینی بودند که در فاصله سال‌های ۱۳۱۰ تا ۱۳۶۹ متولد شده بودند.

هدف از برازش مدل‌ها، بررسی تاثیر افزایش نابرابری درآمد بر قدرت خرید مسکن خانوارهای کم‌درآمد بود. در برازش‌ها برای نشان دادن استطاعت خرید مسکن از دو شاخص فضای سرانه فرد به متر مربع و درآمد پسماند به عنوان متغیرهای وابسته استفاده شده تا تاثیر افزایش ضریب جینی خانوارها و دیگر متغیرهای مهم بر آن‌ها استخراج شود. در هر دو مدل برآورد شده، تأثیر ضریب جینی بر میانگین لگاریتم درآمد پسماند و میانگین لگاریتم فضای سرانه منفی و معنی‌دار بود. درآمد پسماند به صورت کسر هزینه اجاره از درآمد در طول سال محاسبه شد.

با افزایش در نابرابری درآمد، درآمد پسماند کاهش و نیز میزان استفاده از مسکن به صورت سرانه کاهش می‌یابد که دقیقاً مشابه نتایج حاصل از مطالعات ژانگ (۲۰۱۵) و گلی و حیدری (۱۳۹۵) است که نشان می‌دهند افزایش نابرابری درآمد باعث کاهش درآمد پسماند، افزایش نسبت اجاره به درآمد و کاهش استفاده از مسکن در خانوارهای فقیر می‌شود.

افزایش نابرابری به صورت افزایش شکاف بین گروه‌های دارای درآمد بالا و درآمدهای پایین منجر به کاهش قدرت خرید مسکن خانوارهای کم‌درآمد شده و کیفیت استفاده این خانوارها به طور معنادار کاهش می‌یابد. همین‌طور، افزایش نابرابری درآمد باعث کاهش درآمد خانوارهای کم‌درآمد شده و توانایی آن‌ها را در کسب درآمد کاهش می‌دهد. از طرفی، هرگونه افزایش نابرابری درآمدها باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود، و این افزایش قیمت مسکن باعث کاهش قدرت خرید مسکن برای خانوارهای کم‌درآمد می‌گردد، اما استطاعت خرید مسکن برای خانوارهای ثروتمند افزایش می‌یابد. چرا که منافع و قدرت خرید خانوارهای ثروتمند به واسطه افزایش قیمت مسکن افزایش می‌یابد. نتایج همچنین نشان داد درآمد دائمی اثر مثبت و معنادار بر استطاعت خرید مسکن دارد و افزایش آن باعث افزایش درآمد پسماند و همین‌طور افزایش مساحت سرانه تحت تصرف خانوار می‌شود.

استطاعت مالی خرید مسکن و نابرابری درآمد از جمله متغیرهای کلان و مهمی هستند که در هر اقتصادی مورد توجه سیاست‌گذاران قرار می‌گیرد و خود تحت تأثیر عوامل مختلفی قرار دارند. با توجه به مطالعه صورت گرفته و نتایج بدست آمده از بخش پنجم پیشنهاداتی در قالب پیشنهادات سیاستی ارائه می‌گردد:

- باتوجه به نتایج تحقیق که افزایش ضریب جینی باعث کاهش قدرت خرید مسکن خانوارهای کم و میان‌درآمد می‌شود، پیشنهاد می‌شود دولت اقدام به ایجاد پایگاه داده

مناسب برای شناسایی دقیق خانوارهای ضعیف جهت اجرای سیاست‌های حمایتی خود از این گروه‌ها کند.

- در نتایج تحقیق مشخص گردید با افزایش نابرابری درآمد قیمت مسکن برای خانوارهای ضعیف بالاتر خواهد رفت، لذا جهت افزایش قدرت خرید خانوارهای کم‌درآمد همزمان با کاهش قیمت تمام شده ساخت مسکن، راهکار موثر جلوگیری از افزایش قیمت در این بخش است و اتمام درست و کارشناسی شده پروژه‌های مسکن مهر و دادن آن به افراد کم‌درآمد جامعه نیز می‌تواند از افزایش قیمت مسکن جلوگیری نماید.
- مسکن برای افرادی که مصرف‌کننده واقعی هستند یک کالای سرمایه‌ای بادوام است ولی مشکل وقتی ایجاد می‌شود که افرادی غیر از مصرف‌کننده به مسکن به چشم کالایی برای پس‌انداز نگاه می‌کنند. لذا چون فعالیت‌های سوداگرانه در بازار مسکن باعث کاهش قدرت خرید خانوارهای ضعیف می‌شود، پیشنهاد می‌شود دولت جلوی سوداگری افراد ثروتمند و بعضی از نهادها در مسکن را با ساخت خانه‌های ارزان قیمت، بگیرد.
- وضع مالیات بر عایدی سرمایه در بخش املاک و مستغلات به منظور کاهش معاملات سوداگرانه.
- ایجاد نظام تامین اعتبار مسکن متناسب با وضعیت گروه‌های کم‌درآمد و تلاش برای کاهش فعالیت‌های رانت‌جویانه در بازار زمین و مسکن از طریق عدم صدور مجوزهای رانتی، نظیر تراکم و یا وضع مالیات‌های مختلف و شفاف.

منابع و مآخذ

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران،گزارش اقتصادی، ۱۳۹۴.

۲. قادری، جعفر (۱۳۹۵). "تعیین قدرت خرید مسکن خانوارهای شهری با استفاده از سیستم مخارج خطی بسط یافته (ELES)". اقتصادشهری **۲**(۲): ۱۶-۱.

۳. قلی‌زاده، علی‌اکبر. و خاکسار، مطهره (۱۳۹۶). "اثر درآمد و تحصیلات سرپرست خانوار بر نحوه‌ی تصرف مسکن در مناطق شهری ایران". مطالعات اقتصادی کاربردی ایران **۶**(۲۲): ۲۲۹-۲۱۱.

٤. قلی‌زاده، علی‌اکبر. و قنبری، سینا (۱۳۹۶). "بررسی اثر دارایی مسکن بر اجزای هزینه‌های مصرفی خانوار در ایران". دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد مسکن، فصلنامه اقتصاد مسکن **۶۱**: ۷۶-۵۷.

۵. کرمی، افشین (۱۳۸۶). *بررسی وضعیت بازار مسکن در ایران (با تأکید بر سیاست‌های دولت)*، تهران، مؤسسه تحقیقاتی تدبیر اقتصاد.

۶. گلی، یونس. و حیدری، درخشان (۱۳۹۵). "بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و دسترسی به مسکن در مناطق شهری ایران". فصلنامه اقتصاد کاربردی **۷**(۲۰): ۵۸-۴۷.

۷. مرکز آمار ایران (۱۳۹۴). نتایج تفصیلی آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری سال ۱۳۹۴.

۸. مرکز آمار ایران، اطلاعات مربوط به هزینه و درآمدهای خانوارهای شهری، (۱۳۹۴-۱۳۷۰)، تهران: انتشارات مرکز آمار ایران.

۹. نصراللهی، خدیجه. طیبی، سید کمیل. شجری، هوشنگ. و فروتن، محمدرضا (۱۳۸۹). "بررسی چگونگی عملکرد بیماری هلندی و تاثیر نرخ تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)". فصلنامه اقتصاد مسکن **۴۵**.

10. Baranoff, O. (2016). *Housing Affordability and Income Inequality: The Impact of Demographic*, Senior Honors Thesis in Economics, Johns Hopkins University. Characteristics on Housing Prices in San Francisco.
11. Deaton, A. & Paxson. C. (1994). "Intertemporal Choice and Inequality". Journal of Political Economy **102**(3): 437-467.
12. Deaton, A. (1985). "Panel Data from Times Series of Cross-Sections". Journal of Econometrics (30): 109-126.
13. Deaton, A. (1997). *Analysis of Household Surveys. A Microeconometric Approach to Development Policy*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.

14. Landvoigt, T. Piazzesi, M. & Schneider, M. (2015). "The Housing Market(s) of San Diego". American Economic Review **4**(105): 1371-1407.
15. Määttänen, N. & Terviö, M. (2014). "Income Distribution and Housing Prices: An Assignment Model Approach". Journal of Economic Theory **151**: 381-410.
16. Matlack, J. L. & Vigdor, J. L. (2008). "Do Rising Tides Lift all Prices? Income Inequality and Housing Affordability". J. Housing Econ **3**(17): 212-224.
17. Nakajima, M. (2005). "Rising earnings instability, portfolio choice, and housing prices". Unpublished Manuscript.
18. Nieuwerburgh, S. V. & Weill, P. O. (2010). "Why Has House Price Dispersion Gone Up?". The Review of Economic Studies **4**(77): 1567-1606.
19. Piazzesi, M. & Schneider, M. (2009). "Momentum Traders in the Housing Market: Survey Evidence and a Search Model". American Economic Review **2**(99): 406-411.
20. Quigley, J. M. & Raphael, S. (2004). "Is Housing Unaffordable? Why isn't it more Affordable?". J. Econ. Perspect **18**(1): 191-214.
21. Quigley, J. M. Raphael, S. & Smolensky, E. (2001). "Homeless in America, Homeless in California". Rev. Econ. Stat **83**(1): 37-51.
22. Rodda, D. T. (1994). *Rich Man, Poor Renter: A Study of the Relationship between the Income Distribution and Low-Cost Rental Housing*, UMID Issertation Services, Ann Arbor, MI.
23. Vigdor, J. (2002). *Does Gentrification Harm the Poor?*, Brookings-Wharton Papers on Urban Affairs, Washington, DC: Brookings Institution Pr. 2002(1).
24. Wilkinson, R. G. & Pickett, K. E. (2009). "The Spirit Level. Why More Equal Societies Almost Always Do Better". International Journal of Social Welfare **21**: 127-138.
25. Zhang, C. (2015). Income Inequality and Access to Housing: Evidence from China". China Economic Review **36**: 261-271.
26. Zhang, C. Jia, S. & Yang, R. (2016). "Housing Affordability and Housing Vacancy in China: The Role of Income Inequality". Journal of Housing Economics **12**: 1-12.
27. Zhang, F. (2016). "Inequality and House Prices". Job Market Paper **25**.

پیوست

جدول ۱: میانگین نسل‌های سنی سرپرست خانوار (کوهورت) ۲۱ تا ۷۰ سال طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴

نسل / سال	۱۳۷۰	۷۱	۷۲	۷۳	۷۴	۷۵	۷۶	۷۷	۷۸	۷۹	۸۰	۸۱	۸۲	۸۳	۸۴	۸۵	۸۶	۸۷	۸۸	۸۹	۹۰	۹۱	۹۲	۹۳	۹۴
۱۳۱۰-۱۳۱۴	۵۸	۵۹	۶۰	۶۱	۶۲	۶۳	۶۴	۶۵	۶۶	۶۷	۶۸														
۱۳۱۵-۱۳۱۹	۵۳	۵۴	۵۵	۵۶	۵۷	۵۸	۵۹	۶۰	۶۱	۶۲	۶۳	۶۴	۶۵	۶۶	۶۷	۶۸									
۱۳۲۰-۱۳۲۴	۴۸	۴۹	۵۰	۵۱	۵۲	۵۳	۵۴	۵۵	۵۶	۵۷	۵۸	۵۹	۶۰	۶۱	۶۲	۶۳	۶۴	۶۵	۶۶	۶۷	۶۸				
۱۳۲۵-۱۳۲۹	۴۳	۴۴	۴۵	۴۶	۴۷	۴۸	۴۹	۵۰	۵۱	۵۲	۵۳	۵۴	۵۵	۵۶	۵۷	۵۸	۵۹	۶۰	۶۱	۶۲	۶۳	۶۴	۶۵	۶۶	۶۷
۱۳۳۰-۱۳۳۴	۳۸	۳۹	۴۰	۴۱	۴۲	۴۳	۴۴	۴۵	۴۶	۴۷	۴۸	۴۹	۵۰	۵۱	۵۲	۵۳	۵۴	۵۵	۵۶	۵۷	۵۸	۵۹	۶۰	۶۱	۶۲
۱۳۳۵-۱۳۳۹	۳۳	۳۴	۳۵	۳۶	۳۷	۳۸	۳۹	۴۰	۴۱	۴۲	۴۳	۴۴	۴۵	۴۶	۴۷	۴۸	۴۹	۵۰	۵۱	۵۲	۵۳	۵۴	۵۵	۵۶	۵۷
۱۳۴۰-۱۳۴۴	۲۸	۲۹	۳۰	۳۱	۳۲	۳۳	۳۴	۳۵	۳۶	۳۷	۳۸	۳۹	۴۰	۴۱	۴۲	۴۳	۴۴	۴۵	۴۶	۴۷	۴۸	۴۹	۵۰	۵۱	۵۲
۱۳۴۵-۱۳۴۹	۲۳	۲۴	۲۵	۲۶	۲۷	۲۸	۲۹	۳۰	۳۱	۳۲	۳۳	۳۴	۳۵	۳۶	۳۷	۳۸	۳۹	۴۰	۴۱	۴۲	۴۳	۴۴	۴۵	۴۶	۴۷
۱۳۵۰-۱۳۵۴						۲۳	۲۴	۲۵	۲۶	۲۷	۲۸	۲۹	۳۰	۳۱	۳۲	۳۳	۳۴	۳۵	۳۶	۳۷	۳۸	۳۹	۴۰	۴۱	۴۲
۱۳۵۵-۱۳۵۹											۲۳	۲۴	۲۵	۲۶	۲۷	۲۸	۲۹	۳۰	۳۱	۳۲	۳۳	۳۴	۳۵	۳۶	۳۷
۱۳۶۰-۱۳۶۴																۲۳	۲۴	۲۵	۲۶	۲۷	۲۸	۲۹	۳۰	۳۱	۳۲
۱۳۶۵-۱۳۶۹																					۲۳	۲۴	۲۵	۲۶	۲۷

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲: تعداد مشاهدات در نسل‌های سنی در طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴

سال / نسل	۱۳۱۴-۱۳۱۰	۱۳۱۹-۱۳۱۵	۱۳۲۴-۱۳۲۰	۱۳۲۹-۱۳۲۵	۱۳۳۴-۱۳۳۰	۱۳۳۹-۱۳۳۵	۱۳۴۴-۱۳۴۰	۱۳۴۹-۱۳۴۵	۱۳۵۴-۱۳۵۰	۱۳۵۹-۱۳۵۵	۱۳۶۴-۱۳۶۰	۱۳۶۹-۱۳۶۵	مجموع مشاهدات
۱۳۷۰	۳۶۰	۳۷۲	۳۹۸	۳۹۳	۵۲۷	۵۷۴	۳۹۲	۱۲۹					۳۱۴۵
۱۳۷۱	۲۶۲	۲۷۰	۳۳۶	۲۶۳	۴۲۸	۴۴۶	۳۹۲	۲۰۷					۲۵۰۴
۱۳۷۲	۲۶۲	۲۵۳	۲۷۶	۳۱۱	۴۲۳	۴۲۷	۴۴۲	۲۰۹					۲۶۰۳
۱۳۷۳	۶۱۶	۶۳۶	۶۷۷	۷۳۷	۱۰۷۴	۱۱۹۹	۹۶۱	۶۰۳					۶۵۱۳
۱۳۷۴	۸۳۱	۸۱۴	۸۹۱	۱۰۱۴	۱۴۴۸	۱۴۸۸	۱۳۲۴	۷۸۵					۸۵۸۵
۱۳۷۵	۵۴۱	۵۵۰	۵۸۴	۷۱۸	۹۶۶	۱۰۲۲	۹۹۵	۷۱۰	۲۱۹				۶۳۰۵
۱۳۷۶	۵۰۸	۵۰۳	۵۵۷	۶۳۸	۹۰۹	۹۸۴	۹۵۶	۶۹۹	۲۹۰				۶۰۴۴
۱۳۷۷	۴۹۹	۲۷۸	۳۲۳	۳۵۰	۴۹۶	۵۰۵	۴۲۹	۳۴۶	۱۳۵				۳۱۶۱
۱۳۷۸	۲۷۰	۳۰۵	۲۷۲	۳۴۹	۴۵۵	۴۸۱	۴۳۴	۳۳۹	۱۷۹				۳۰۸۴
۱۳۷۹	۲۰۷	۲۲۱	۲۳۸	۲۷۷	۳۹۶	۴۳۸	۴۲۷	۴۰۰	۲۶۹				۲۸۷۳
۱۳۸۰	۱۹۵	۲۱۸	۲۴۱	۲۸۴	۳۷۰	۴۰۶	۴۱۸	۳۸۰	۲۸۲	۱۰۴			۲۸۹۸
۱۳۸۱		۲۳۵	۲۱۲	۲۴۴	۳۷۳	۴۱۲	۴۴۹	۴۲۹	۳۰۱	۱۳۹			۲۷۹۴
۱۳۸۲		۱۵۷	۱۹۲	۱۸۳	۲۶۸	۲۸۳	۳۱۹	۲۶۷	۲۳۱	۱۲۸			۲۰۲۸
۱۳۸۳		۱۲۸	۱۷۶	۲۱۰	۲۶۸	۲۷۷	۳۴۱	۲۶۴	۲۵۶	۱۴۸			۲۰۶۸
۱۳۸۴		۱۲۳	۱۴۱	۱۵۴	۲۶۹	۲۷۵	۳۰۶	۲۸۷	۲۴۳	۱۶۶			۱۹۶۴
۱۳۸۵		۱۳۰	۱۶۰	۲۰۹	۲۳۰	۲۶۷	۲۹۸	۳۰۰	۲۶۲	۲۱۵	۶۸		۲۱۳۹
۱۳۸۶			۱۶۸	۲۰۶	۲۷۷	۲۹۱	۳۴۷	۳۲۴	۲۹۲	۲۹۱	۱۲۹		۲۳۲۵
۱۳۸۷			۱۷۱	۲۱۶	۲۷۲	۳۱۰	۳۷۷	۳۴۶	۳۱۴	۲۹۶	۱۲۶		۲۴۲۸
۱۳۸۸			۸۴	۹۲	۱۳۹	۱۶۴	۱۵۱	۱۶۸	۱۸۷	۱۵۱	۷۴		۱۲۱۰
۱۳۸۹			۱۷۰	۲۰۳	۲۴۲	۲۳۱	۳۴۱	۳۲۷	۳۲۰	۲۸۶	۱۷۶		۲۳۹۶
۱۳۹۰			۱۷۰	۲۲۰	۳۳۸	۳۵۵	۳۹۴	۴۰۱	۳۳۶	۲۶۳	۱۸۷	۶۰	۲۷۱۴
۱۳۹۱				۱۷۰	۲۶۱	۳۰۷	۳۲۸	۳۱۹	۲۹۴	۲۳۱	۱۶۲	۶۴	۲۱۳۶
۱۳۹۲				۱۷۶	۲۷۷	۲۷۹	۳۲۹	۲۸۸	۲۶۷	۲۳۳	۲۳۱	۱۰۳	۱۴۹۳
۱۳۹۳				۱۴۵	۲۴۳	۲۴۳	۲۶۸	۳۳۲	۲۷۹	۲۲۲	۲۴۵	۱۰۳	۲۲۳۱
۱۳۹۴				۱۹۸	۲۷۴	۲۹۵	۳۴۸	۳۴۷	۳۶۴	۳۲۹	۳۰۳	۱۳۷	۲۵۹۵

منبع: یافته‌های پژوهش

Impact of income inequality on low-income housing affordability in selected metropolises of Iran

Ali Akbar Gholi Zadeh[1]
Mehdi Asgari[2]*

Received: 07-10-2018 Accepted: 18-10-2019

Abstract

Housing is one of the most critical and expensive assets of human life, and it is a costly commodity that requires long-term planning. A major issue in the housing sector is affordability, especially for low-income families. In this paper, we combine the cross-sectional household income-expenditure microdata (generated by the Iranian Statistics Center) and create pseudo-panel data. We make cohorts from the repeated cross-sectional data and examine family behavior for 25 years. This study was conducted from 1991 to 2015 and covered seven metropolises including Tehran, Karaj, Mashhad, Isfahan, Tabriz, Shiraz, and Ahwaz. The target population of this study consisted of those who were born from 1930 to1989. Because rich people make more speculative investment in housing than their need, this behavior affects the housing market and low-income households through the intensification of income inequality. The empirical results demonstrate that the high per capita income inequality of households in metropolises has a negative and significant effect on residual income (i.e. non-housing expenses) and per capita living space. That is, higher income inequality is related to a lower residual income and a lower per capita living space. The results also show that permanent income has a positive and significant effect on housing affordability, and higher permanent income leads to an increase in residual income as well as an increase in per capita living space.

Keywords: Income inequality, Housing affordability, Low-income households, Pseudo panel model.
JEL Classification: C33, D53, E44, G28.

[1]- Economics Group, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran
[2]- Economics Group, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran
Email: mehdi.asgari8@gmail.ir