تاثیر نابرابری درآمد بر دسترسی به مسکن شهری و خانه های خالی

محمد حسین امجدی*

دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران- نویسنده مسئول، mhamjadi@gmail.com

علیرضا شکیبایی

دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران، Ashakibai@uk.ac.ir

سید عبدالمجید جلایی

استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران

چکیده

در بسیاری از مطالعات، نابرابری درآمد یک عامل موثر در بخش مسکن عنوان شده است. هدف از این مقاله بررسی تاثیر نابرابری درآمد بر دسترسی به مسکن شهری و خانه های خالی در برنامه های چهارم و پنجم توسعه می باشد. برای این منظور بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی، و با استناد به پژوهش های اخیر، دو مدل به منظور بررسی تاثیر نابرابری در درآمد بر دسترسی به مسکن و مسکن خالی، تصریح گردید. محدوده مورد مطالعه تمامی مناطق شهری ۳۱ استان کشور و دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۵ می باشد. بر اساس نتیجه برآورد، نابرابری اثر منفی و معنادار بر شاخص دسترسی به مسکن و نرخ خانه های خالی دارد. در حقیقت طی دوره مورد بررسی (دو برنامه توسعه چهارم و پنجم) نابرابری کاهش یافته است. عمده کاهش نابرابری به دلیل افزایش قیمت نفت و افزایش درآمدهای دولت بوده است که باعث شد دولت طرح هدفمندی یارانه ها را در دستور کار خود قرار دهد. اعطای یارانه ها باعث کاهش نابرابری طی این سال ها شده است. اما از طرف دیگر، باعث افزایش تقاضا و افزایش قیمت بسیاری از کالاها من جمله مسکن شد. این موضوع باعث افزایش شاخص دسترسی به مسکن و در نتیجه بدتر شده دستیابی به مسکن و افزایش نگهداری مسکن توسط عرضه کنندگان و سوداگران بخش مسکن به امید افزایش قیمت و در نتیجه کاهش عرضه مسکن گردید که این موضوع نیزموجب افزایش نرخ خانه های خالی گردید. لذا وضع سیاست ها و اتخاذ برنامه های مقطعی دقیق متناسب با مشکلات موجود در هر دوره تحت لوای یک سیاست و برنامه کلان با افق بلندمدت با هدف تأمین مسکن در شأن خانوار ایرانی و رفع محرومیت و ایجاد عدالت اجتماعی در بهره مندی از مسکن درخور سکونت با استفاده از تمام ابزارها، ظرفیت ها و توانمندی های کشور ضرورت دارد. بهره گیری از تجربیات موفق کشورها در زمین تامین مالی مسکن گروه های کم درآمد، افزایش سقف وام و تسهیلات مسکن، افزایش طول مدت بازپرداخت و کاهش مبلغ اقساط به منظور توانمندسازی اقشار متوسط برای خانه دار شدن، حمایت از ساخت و عرضه واحدهای مسکونی کوچک متراژ متناسب با روند تقاضای معاملات مسکن، تأمین زمین برای طرح های توسعه مسکن در طرح های جامع شهری در مناطق مناسب متناسب با تقاضا، افزایش نقش تسهیلگری دولت، اتخاذ رویکرد توانمندسازی در زمینه تامین مسکن گروه های کم درآمد و اجرای قانون مالیات بر خانه های خالی، از جمله پیشنهادات جهت افزایش دسترسی به مسکن و کاهش نرخ خانه های خالی در کشور است.

واژه‌های کلیدی: مسکن شهری، نابرابری درآمد، دسترسی به مسکن، خانه های خالی.

مقدّمه

پس از انقلاب صنعتی، شهرها، به ویژه شهرهای بزرگ با مسائل و مشکلات پیچیده‌ای روبرو شده‌اند که یکی از مهم‌ترین آن‌ها، مسئله مسکن است (Short & Kim, ۲۰۰۸). در هر کشوری به منظور تضمین استحکام اقتصادی- اجتماعی جامعه در راستای ارتقای توسعه ملی، تهیه مسکن برای عموم مقوله‌ای اساسی به شمار می‌رود (شاهیوندی و همکاران، ۱۳۹۳). مسکن نسبت به سایر کالاها به دلیل ویژگی هایی مثل غیر قابل جایگزین بودن، سرمایه‌ای بودن، بادوام و پرهزینه بودن و غیرمنقول بودن می‌تواند عامل مهمی در امنیت انسانی و اجتماعی به شمار بیاید (Gallent & Robinson, ۲۰۱۱) و هم چنین نقش به سزایی در اقتصاد شهری و روستایی داشته باشد.

ایران به عنوان یکی از کشورهای در حال توسعه تا قبل از قرن حاضر دارای نظام شهری نسبتاً متعادلی بوده است، اما در نیم قرن اخیر، توسعه سرمایه‌داری در چهارچوب اقتصاد متکی بر نفت، سبب رکود بخش کشاورزی و رشد سریع و نامتعادل شهرهای بزرگ و مانع رشد شهرهای کوچک و روستاها شده است (تقوایی و کنعانی، ۱۳۹۳). تحقیقات انجام شده در ایران، وجود تفاوت میان استان‌های کشور از لحاظ توسعه اقتصادی را نشان می‌دهد و از جمله اهداف برنامه‌های توسعه کشور، از میان بردن دوگانگی بین استان‌ها و توسعه متوازن این مناطق است (رحمانی و حسن‌زاده، ۱۳۹۰). این امر باعث بروز مشکلاتی نظیر نابرابری، تسلط شهری، تمرکز فعالیت‌ها و خدمات، عدم تعادل در نظام سلسله مراتب شهری، کمبود مسکن، حاشیه‌نشینی و ... شده است (پورمحمدی و همکاران، ۱۳۸۸).

مسکن کالایی ضروری و فاقد جانشین بوده و تقاضای آن روند با ثباتی دارد. عدم تأمین این نیاز اساسی به صورت مناسب و در شأن انسان می تواند مشکلات اجتماعی و سیاسی زیادی را برای جوامع ایجاد نماید. در پاسخ به این نیاز، ضروری است که دولت ها همواره تحولات این بخش را به دقت مورد توجه داشته باشند. بطور کلی در جهان، دو خط مشی و دیدگاه در مورد مسائل مسکن و خانه سازی وجود دارد:

اقتصاد بازاری مسکن: این دیدگاه با تنوع زیاد سیاست های مسکن و مسئولیت های حکومتی در امر مسکن و همچنین فقدان سیستم یکنواخت مسکن مشخص می شود. کنترل های حکومتی در امر توزیع مسکن و نیز در مورد قواعد و محل اسقرار ساختمان ها ی جدید، تقریباً در همه جا، به عنوان تجاوز به قلمرو مالکیت خصوصی تلقی می گردند. مسئولیت مستقیم دولت و سایر دستگاه های عمومی در زمینه مسکن، به نحو قابل ملاحظه ای متغیر است و در اغلب موارد به گروه های خاصی از جمعیت، به طو مثال به خانواده های کم درآمد، افراد سالخورده، افراد معلول و یا با هدف های ویژه ای همچون مبارزه با آلونک ها محدود می شود. مسکن سایر اقشار جامعه، توسط مکانیسم های بازار معین می گردد و این خانوارها در حدود توانایی خود در پرداخت هزینه، مساکنی را بر می گزینند که بیشتر با سلایقشان سازگار است. طرفداران این دیدگاه، آلن براون، ژوزف لیکاری، اگون نیوبرگر و اسمیت والسی هستند. سیاست های خانه سازی انگلستان، آمریکا، ژاپن، تونس، آرژانتین و سایر کشورهای سرمایه داری از این دیدگاه پیروی می کنند (اتاق بازرگانی، صنایع و معاون و کشاورزی ایران، ۱۳۹۷).

اقتصاد برنامه ریزی شده مسکن: در این دیدگاه، کسب سود به عنوان محرک و هدف اصلی فعالیت ها در زمینه تولید مسکن در نظر گرفته نمی شود. بخش مسکن جزء جدایی ناپذیر سیستم عمومی برنامه ریزی و مدیریت اقتصاد به حساب می آید و از هدف های کلی توسعه اجتماعی و اقتصادی تبعیت می کند. دولت به شکل های مختلف و از طریق انجام اقدامات گوناگون در فعالیت های اقتصادی، چه در مورد ساخت واحدهای مسکونی جدید و چه در مورد مدیریت میراث موجود دخالت می کند. از این رو، مسکن جزئی از برنامه ریزی عمومی در مقیاس کشوری، منطقه ای و محله ای به حساب می آید. همچنین، اداره زمین های شهری به دولت واگذار می شود زیرا افراد بیش از آنکه به فکر عدالت اجتماعی باشند به منافع خود می اندیشند، بنابراین

برنامه ریزی ها با موانع جدی روبرو خواهند شد و طرح های توسعه به ثمر نخواهد رسید. از طرفداران این دیدگاه، رابرت ایوان و جفری سالینگ هستند. سیاست های خانه سازی سوئد تا حدودی از این دیدگاه پیروی می کند (همان).

دولت ها با سیاست گذاری در حوزه های مختلف پولی، مالی و قانون گذاری در راستای بسترسازی برای فعالیت بخش خصوصی و برای کارآمدی بازار مسکن فعالیت می کنند. برخی از این سیاست ها عبارت اند از سیاست کنترل بازار زمین، سیاست یارانه ها و کمک های مالی، سیاست کنترل اجاره، سیاست تولید برای اجاره، سیاست خصوصی سازی عرضه مسکن، سیاست تاچریسم (احیای ساختمان های قدیمی و خرید آنها از طریق اعطای وام های کم بهره)، سیاست خانه سازی اجتماعی، سیاست ایجاد بانک اطلاعاتی زمین و مسکن، سیاست ساخت مسکن دولتی، سیاست ساخت واحدهای مسکونی اجاره به شرط تملیک و سیاست صنعتی کردن تولید مسکن (اسمعیل پور و همکاران، ۱۳۹۶).

مسکن در ایران، پس از تغییر بعد خانوار و با یک فاصله زمانی معنی‌دار که ناشی از عقب‌ماندگی صنعتی بود، تبدیل به مسأله شد. با گسترش ارتباطات جهانی، برنامه‌ریزی برای حل «مسأله مسکن» از طریق کشورهای صنعتی وارد ایران شد. برنامه‌های پنج ساله به عنوان برنامه‌های میان‌مدت، سیاست‌های کلی بخش‌های مختلف کشور را تدوین و در قالب برنامه‌های کوتاه‌مدت یکساله بودجه به اجرا در می‌آید. تامین مسکن امن، سالم و در توان مالی خانوارها، کاهش نابرابری و افزایش سطح دسترسی به مسکن بخصوص برای گروه های کم درآمد راهبردهای اصلی این برنامه ها بوده است. طی سال های اخیر برنامه ها و سیاست های مختلفی نیز اجرا شده است. از جمله این سیاست ها می توان به اجرای برنامه مسکن مهر، سیاست تشویق بخش خصوصی از طریق اعطای تسهیلات ارزان قیمت بخصوص در بافت فرسوده و ساخت و ساز مستقیم دولت اشاره کرد. ارزیابی برنامه‌ها و سیاست‌های اجرا شده در یک دهه اخیر (۱۳۹۵-۱۳۸۵) و بررسی مسائل و روش‌های اجرایی استفاده شده برای حل مشکل نابرابری مسکن در کشور می‌تواند در بردارنده تجاربی روشن از آثار و پیامدهای سیاست‌های اجرا شده و نیز معیاری برای امکان‌سنجی سیاست‌های جدید باشد. رویکرد بخش مسکن در برنامه چهارم توسعه کشور (۱۳۸۵-۱۳۸۹) ایجاد تعادل در برخورداری از مسکن مناسب در بین گروه‌ها و مناطق مختلف کشور و مهمترین اهداف آن، تأمین مسکن خانوارهای کم درآمد، تأمین مسکن جوانان و خانوارهای دارای سرپرست زن، ارتقاء فناوری ساخت، صنعتی کردن ساخت و ساز، استاندارد کردن مصالح ساختمانی و ... است. تدوین طرح جامع مسکن در قالب ۹ محور و ۵۵ برنامه عملیاتی، تصویب قانون ساماندهی و حمایت از تولید و عرضه مسکن و اجرای گسترده یکی از راهکارهای اجرایی طرح جامع مسکن تحت عنوان واگذاری حق بهره‌برداری از زمین به صورت اجاره بلند مدت ۹۹ ساله (مسکن مهر) از مهمترین سیاست هایی است که در طول برنامه چهارم به اجرا گذاشته شد. اهداف و سیاست‌های برنامه چهارم توسعه کشور عبارتند از برقراری عدالت اجتماعی، بهبود عملکرد بازار مسکن، افزایش کارآیی، کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای، تقویت تقاضای مؤثر و توانمندسازی نیازمندان به رفع نیاز خود و تولید مسکن متناسب با توان مالی خانوار. برنامه پنجم توسعه کشور (۱۳۹۰-۱۳۹۴) با الهام از سند چشم‌انداز ۱۴۰۴ و سیاست‌های کلی نظام و به خصوص طرح جامع مسکن تهیه شد، به نحوی که هدف کلان طرح جامع مسکن تأمین مسکن اقشار کم درآمد، احداث مسکن امن و بادوام، تنظیم بازار، ایجاد هماهنگی بین سیاست‌های مسکن و سیاست‌های آمایشی و توسعه و کاهش نابرابری های منطقه‌ای در برخورداری از مسکن مناسب به عنوان اهداف برنامه نیز دیده شدند. اهداف و سیاست‌های برنامه پنجم توسعه کشور عبارتند از تأمین مسکن امن، سالم و در استطاعت مالی خانوارها، ارتقاء کمی و کیفی تولید و عرضه مسکن، تنظیم بازار مسکن از طریق ساماندهی و گسترش ابزارهای مالی و کاهش نابرابری منطقه‌ای در برخوداری از مسکن مناسب (همان).

با در نظر گرفتن این فرض که مسکن به عنوان یکی از زیرساخت‌های اصلی توسعه و مقوله‌ای با ابعاد مختلف زیستی، اجتماعی و اقتصادی، نیازمند مطالعه دقیق و همه جانبه است، می‌توان این‌گونه بیان کرد که میزان توسعه‌یافتگی بخش مسکن، عاملی است که نقش بسزایی در توسعه‌یافتگی و توسعه پایدار ایفا می‌کند. هدف اصلی مقاله حاضر بررسی تاثیر نابرابری درآمد بر

دسترسی به مسکن و واحدهای مسکونی خالی است.

مبانی نظری

در بسیاری از مطالعات، نابرابری درآمد به عنوان یکی از عوامل مرتبط با دسترسی به مسکن عنوان شده است (Matlack & Vigdor، ۲۰۰۸، Zhang et al , ۲۰۱۶، Ben-Shahar et al , ۲۰۱۸، گلی و حیدری، ۱۳۹۶). بر اساس مطالعه مت لاک و ویگدور (۲۰۰۸) افزایش نابرابری درآمد یا به دلیل افزایش درآمد دهک های بالای درآمدی است و یا اینکه به دلیل کاهش درآمد دهک های پایین درآمدی است، به طور نظری افزایش درآمد دهک های بالای درآمدی منجر به افزایش قیمت مسکن و بنابراین کاهش دسترسی خانوارهای فقیر به مسکن می شود.

ژانگ و همکاران در مقاله خود با طراحی یک مدل تعادل جزئی ساده از بازار مسکن محلی به این سوال جواب می دهند که چرا افزایش در نابرابری درآمد باعث افزایش در نابرابری دسترسی به مسکن و افزایش نرخ واخدهای خالی می‌شود. در این مدل فرض شده است دو نوع خانوار شهری وجود دارد: خانوار با درآمد بالا (H) و خانوار با درآمد پایین (L). فرض می کنیم خانوارهای با درآمد بالا در اقلیت باشند و سهم این خانوارها θ نشان داده می‌شود به طوری که $۰ < \theta < ۱/۲$. اگر درآمد کل خانوارها را با Y نشان دهیم آنگاه سهم خانوارهای با درآمد بالا γ خواهد بود به طوری که $۱/۲ < \gamma < ۱$.

ضریب جینی را به صورت زیر تعریف می کنیم:

$$G = \gamma - \theta \qquad (۱)$$

فرض می کنیم تابع مطلوبیت هر دو نوع خانوار یکسان و به صورت زیر هستند:

$$U(x.y) = x^{\alpha} y^{۱-\alpha} \qquad (۲)$$

در اینجا x نشان دهنده اندازه مسکن و y مصرف سایر کالاها را نشان می دهد. ضمناً قیمت مسکن p است و قیمت سایر کالاها به واحد نرمالیزه شده است. سرانجام فرض می کنیم تابع عرضه مسکن نسبت به قیمت خطی و برابر زیر است:

$$S(p) = bp \qquad b > ۰ \qquad (۳)$$

با حداکثر سازی تابع مطلوبیت با قید هزینه، تقاضای مسکن برای خانوارهای با درآمد بالا و پایین به صورت زیر خواهد شد:

$$x_H = \frac{\alpha\gamma Y}{p\theta} \quad . \quad x_L = \frac{\alpha(۱-\gamma)Y}{p(۱-\theta)} \qquad (۴)$$

تابع تقاضای کل برای مسکن شهری به صورت زیر است:

$$D(p) = \theta x_H + (۱-\theta)x_L = \frac{\alpha Y}{p} \qquad (۵)$$

از آنجایی که اندازه هر واحد مسکونی نمی تواند نامحدود باشد بنابراین حد بالای ε برای اندازه واحد مسکونی فرض می کنیم. بنابراین اگر متقاضی مسکن یک خانوار بیشتر از ε باشد، آن خانوار، خانه دوم یا بیشتر تهیه می کند. بدون از دست داده کلیت، حد بالای هر خانه را به شکل زیر در نظر می گیریم:

$$\varepsilon = \alpha\frac{Y}{P} \qquad (۶)$$

بنابراین خانه‌های خالی (V_i) از رابطه زیر به دست می آید:

$$V_i = max\{x_i - \varepsilon, ۰\} \qquad (۷)$$

از تساوی عرضه و تقاضای مسکن، قیمت و مقدار تعادلی به دست خواهد آمد:

$$p^* = \sqrt{\frac{\alpha Y}{b}} \quad . \quad X^* = \sqrt{\alpha b Y} \qquad (۸)$$

اگر نسبت قیمت تعادلی مسکن به میانگین درآمد خانوارها[1] ($HPIR$) را به عنوان شاخص دسترسی به مسکن تعریف کنیم خواهیم داشت:

$$HPIR = \sqrt{\frac{\alpha}{bY}}\left(1 + \frac{G}{1-\gamma}\right) \quad (9)$$

و نرخ خانه‌های خالی[2] (HVR) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\mathrm{HVR} = \frac{V}{X} = \frac{[x_H - \varepsilon]\theta}{X} = G \quad (10)$$

همانطور که روابط (۹) و (۱۰) نشان می دهد افزایش ضریب جینی (G) باعث افزایش شاخص دسترسی به مسکن و نرخ خانه‌های خالی می‌شود. در پژوهش‌ها علاوه بر نابرابری درآمد، دلایل اجتماعی و اقتصادی دیگری نیز برای منشأ نابرابری در مسکن ذکر شده است. خصوصیات جمعیتی خانوار (بن شاهر و همکاران، ۲۰۱۸)، تبعیض نژادی (Galster, ۱۹۸۸)، تغییر سیاست‌های مسکن (Burrows, ۱۹۹۹)، هزینه بالای اجاره مسکن (Matlack & Vigdor, ۲۰۰۸) و افزایش قیمت ها (Centre for Rural Economy Newcastle University, ۲۰۱۳) از جمله این دلایل می‌باشد.

پیشینه پژوهش

محمدی و هه وار (۱۳۹۳) در مقاله ای نقش ارزش مادی مسکن و اقتصاد آن و درآمد خانوارها درنحوه دسترسی آنها به مسکن را ارزیابی کرده اند. روش شناسی مقاله از نوع توسعه ای می باشد و متغیرهای مورد بررسی شامل تحولات هزینه تولید مسکن، نقش و سهم برنامه ریزی دولت در تأمین مسکن و ابزارهای اجرای آن، بررسی میزان سود اقتصادی در بازار زمین و مقایسه آن با سودآوری ساخت و ساز، نظام مالی تأمین مسکن در شهر سنندج، نسبت هزینه مسکن به کل درآمدهای خانوارهای شهری، ضریب جینی هزینه های مسکن، تقاضای مؤثر مسکن دردهک های درآمدی از نظر مساحت زیربنا و شاخص دسترسی به مسکن در گروه های درآمدی مختلف در شهر سنندج است. نتایج مقاله حاکی از اثرگذاری مستقیم و قاطع اقتصاد مسکن در دسترسی به مسکن می باشد. گلی و حیدری (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های در سطح خرد خانوار مرکز آمار در بازه زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳ در بخش شهری استان‌های مختلف به بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و دسترسی به مسکن خانوارهای کم‌درآمد می‌پردازند. نتایج حاصل از مطالعه نشان می‌دهد که افزایش نابرابری درآمد باعث کاهش درآمد پسماند، افزایش نسبت اجاره به درآمد و کاهش استفاده از مسکن 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. ایزدخواستی و همکاران (۱۳۹۸) در تحقیق خود به بررسی عوامل کلان اقتصادی اثرگذار بر شاخص توان-پذیری مسکن خانوار در مناطق شهری، با استفاده از مدل داده های تابلویی پویا در دوره زمانی (۱۳۸۵-۱۳۹۵)، پرداخته اند. با توجه به تحلیل های صورت گرفته در تحقیق، مسکن به‌عنوان کالای سرمایه ای می تواند بخش عمده ای از سرمایه ها و نقدینگی های جامعه را جذب نموده و منجر به افزایش تقاضای سفته بازی در بازار مسکن شود. شکل گیری تقاضای سرمایه ای مسکن باانگیزه سوداگری و محدود بودن منابع زمین، منجر به افزایش قیمت زمین و مسکن و کاهش شاخص توان پذیری خانوار در مناطق شهری می شود؛ بنابراین، اعمال مالیات بر تقاضای سوداگری مسکن می تواند باعث کاهش تقاضای سوداگری مسکن و در نتیجه کاهش قیمت مسکن شود. این امر در نهایت، باعث افزایش قدرت مالی خانوار به منظور خرید مسکن باانگیزه های مصرفی خواهد شد. نتایج حاصل‌شده بیانگر این است که تسهیلات پرداختی به منظور خرید مسکن منجر به کاهش شاخص توان پذیری و افزایش دسترسی خانوارها به مسکن شده است. همچنین، سیاست مالیاتی اعمال‌شده در بخش مسکن از طریق کنترل تقاضای سوداگری مسکن دسترسی خانوارها به مسکن را افزایش

[1] Housing Price-to- Income Ratio
[2] Housing Vacancy Rate

داده است.

هیراشی (۲۰۰۶) در مقاله‌ای با استفاده از بررسی‌های خانوار، نابرابری مسکن و فقر مسکن در چین را بررسی کرد. این مقاله تأیید می‌کند که یک اختلاف بزرگ در شرایط مسکن بین خانوارهای شهری و مهاجر وجود داشته است و این که نوع جدیدی از فقر مسکن در بین خانوارهای مهاجر به وجود آمده است. مت لاک و ویگدور (۲۰۰۸) رابطه بین نابرابری درآمد و دسترسی به مسکن برای سال های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۰ در شهرهای آمریکا را مورد بررسی قرار می دهند. بر اساس مطالعه آن ها به طور نظری افزایش درآمد دهک های بالای درآمدی منجر به افزایش قیمت مسکن و بنابراین کاهش دسترسی خانوارهای فقیر به مسکن می‌شود. اگر افزایش نابرابری درآمدی به کاهش درآمد گروه دارای درآمد پایین تر منسوب شود، ممکن است اثر تغییرات قیمت ناچیز و در مواردی بالعکس شود، اثرات خالص آن بر مصرف مسکن خانوارهای مذکور ثابت باقی می ماند، بنابراین صرفنظر از منبع افزایش نابرابری درآمد، مدل تعادل جزیی پیش بینی می کند که وضعیت بازار مسکن برای افرادی که در انتهای توزیع درآمد قرار دارند، بدتر می‌شود. مقدار این تغییرات با کشش قیمتی عرضه به طور معکوس رابطه دارد، بخصوص اینکه اگر کشش قیمتی عرضه بی نهایت باشد، تغییرات تقاضا هیچ گونه اثری را بر قیمت ندارند. نتیجه مطالعه آنها نشان می دهد که نابرابری درآمد لزوما همراه با افزایش قیمت مسکن همراه نیست، و بنابراین هر گونه تحلیلی از تقاضای مسکن باید با در سمت عرضه اقتصاد همراه باشد. دویلده و لانسه (۲۰۱۳) در مقاله خود رابطه بین نابرابری درآمد و دسترسی به مسکن برای صاحبان خانه‌های کم درآمد و اجاره نشینان ۲۸ کشور اروپایی بررسی کرده اند. آن ها با بسط سه استدلال، توضیح می دهند که نابرابری چه تأثیری بر دسترسی به مسکن، کیفیت و کمیت مسکن دارد. استدلال اول آن ها این است که این سطح مطلق منابع است، نه توزیع نسبی آن ها، که بر دسترسی به مسکن تأثیر می گذارد. دوم، نابرابری منجر به افزایش وضعیت رقابت در بخش مسکن می‌شود که به نوبه خود بر ابعاد حاکی از دسترسی به مسکن تأثیر می گذارد. سوم، تأثیر نابرابری با پویایی بازار مسکن واسطه می‌شود. نتایج برآورد مدل برای ۲۸ کشور نشان می دهد که اولاً نابرابری درآمدی بالاتر احتمال بروز مشکلات دسترس به مسکن را برای اجاره گران کم درآمد در بازار افزایش می دهد. ثانیاً نابرابری درآمد بالاتر با کیفیت پایین مسکن همراه است. آنها نهایتاً نتیجه می گیرند که اگرچه نابرابری درآمدی دسترسی به مسکن برای خانوارهای کم درآمد را محدود می کند، اما این رابطه پیچیده است. بن شاهر و وارساوزکی (۲۰۱۵) در تحقیق یک روش اندازه گیری جدید برای ارزیابی وضعیت نابرابری در دسترسی به مسکن را پیشنهاد و بررسی کرده اند. آن ها برای این منظوراز مجموعه داده‌های سطح خرد استفاده می کنند که براساس آن نابرابری دسترسی به مسکن بر اساس روش ضریب جینی برای سرزمین های اشغالی برای دوره زمانی ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۱ تخمین زده شده است. نتایج نشان می دهد نابرابری در دسترس به مسکن در دهه گذشته به طور قابل توجهی افزایش یافته است. علاوه بر این، با کنترل تغییرات در نابرابری درآمد خالص و شرایط کلان اقتصادی و نابرابری دسترسی مسکن به طور مثبت با متوسط قیمت مسکن ارتباط مثبت دارد. نتایج به دست آمده از شاخص جایگزین آتکینسون نیز تایید می‌شود. علاوه بر این، روش آن ها امکان بررسی تقسیم بندی بر اساس ویژگی های دموگرافی در قابلیت دسترسی به مسکن را فراهم می کند. نتایج تحقیق سیاستگذاران را در طراحی سیاست هایی با هدف کاهش نابرابری هدایت می کند. زانگ (۲۰۱۵) در مطالعه ای با استفاده از داده‌های خانوارهای شهری کشور چین در دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۹ به بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و دسترسی به مسکن برای خانوارهای فقیر می پردازند، نتایج مطالعه آنها نشان می دهد که هر چه نابرابری درآمد افزایش یابد، میزان مخارج مسکن به درآمد افزایش، متراژ مسکن مورد استفاده کاهش و کیفیت مسکن مورد استفاده برای خانوارهای فقیر کاهش می یابد، همچنین ناهمگن بودن مسکن منجر به کاهش اثر گذاری نابرابری درآمد بر در دسترس بودن مسکن برای خانوارهای فقیر دارد. نتایج مقاله نشان می دهد که اثرات منفی نابرابری درآمدی را می توان با تمایز محصول در بازارهای مسکن تعدیل کرد، زیرا درجه بالاتر تمایز در اندازه واحدهای مسکن مطابق با تأثیر کمتر نابرابری درآمدی بر قیمت مسکن است. این مطالعه نشان می دهد که نابرابری درآمدی یکی از مهمترین عواملی است که باعث افزایش قیمت مسکن نسبت به درآمد در چین می‌شود ، که با

مطالعات قبلی که در تلاش برای تبیین قیمت مسکن در چین بوده است ، نادیده گرفته شده است. بنابراین ، این دیدگاه بینش جدیدی در مورد عوامل تعیین کننده قیمت مسکن در چین فراهم می کند. آن ها پیشنهاد می کنند در مقابله با افزایش نابرابری درآمدی در چین ، دولت چین موظف است اقدامی برای تأمین امنیت خانه برای خانواده های کم درآمد شهری انجام دهد. در کوتاه مدت ، تنظیم عرضه نسبی واحدهای مسکن با اندازه های مختلف مفید خواهد بود. به عنوان مثال ، دولت می تواند برای تحریک عرضه خانه‌های کوچک، که برای افراد ثروتمند جذاب هستند، اقدامی کند. با این حال ، در دراز مدت، سیاست های توزیع مجدد باید علیه نابرابری درآمد در چین انجام شود. بارانف[۳] (۲۰۱۶) تأثیر نابرابری درآمدی و سایر مشخصات جمعیتی بر قیمت مسکن در سان فرانسیسکو طی سال های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۰ را بررسی می کند. نتایج نشان می دهد که درآمد تعیین کننده قیمت مسکن نیست بلکه سایر مشخصات جمعیتی مسکن بر قیمت مسکن تأثیر می گذارد. با توجه به نتایج، نویسنده ادعا می کند اینکه این یافته ها از ادبیات موجود متفاوت باشد به احتمال زیاد به دلیل محدودیت های مطالعه است. از نظر نویسنده نتایج مطالعه در زمینه عرضه و قیمت گذاری مسکن مفید است. از آنجا که نابرابری درآمدی در سانفرانسیسکو رو به رشد است، تأثیر آن در افزایش قیمت مسکن برای سیاستگذاران که به دنبال اعتراض به بحران دسترسی به مسکن هستند، مهم است. ژانگ، جیا و یانگ[۴] (۲۰۱۶) در مقاله ای تاثیر نابرابری درآمد بر نسبت قیمت به درآمد و نرخ مسکن خالی در شهرهای چین را آزمون کرده اند. نتایج مقاله نشان می دهد بین ضریب جینی درآمد و نسبت قیمت به درآمد و نرخ بیکاری مسکن رابطه مثبت وجود دارد به طوری که یک درصد افزایش در ضریب جینی درآمد (به معنی یک درصد افزایش در نابرابری درآمد) به ترتیب باعث افزایش ۰/۰۲۶ و ۰/۱۶۶ درصد افزایش در نسبت قیمت به درآمد و نرخ مسکن خالی شده است. دونگ (۲۰۱۸) در مطالعه خود با استفاده تجزیه و تحلیل های داده‌های تابلویی تأثیر نابرابری درآمد را در قیمت اجاره خانه‌های مستاجر کم درآمد در سطح ۱۰۰ کلانشهر آمریکا را بررسی کند. نتایج نشان می دهد که با فرض ثابت بودن سایر عوامل، افزایش ضریب جینی با ۰.۱ در یک شهر با ۲.۲ و ۴.۴ درصد افزایش بیشتر اجاره در خانواده های کم درآمد به ترتیب در سال های ۲۰۰۰ و ۲۰۰۸-۲۰۱۲ همراه بوده است. نتایج تأیید می کند که افزایش نابرابری درآمدی باعث بدتر شدن قیمت اجاره برای خانوارهای مستاجر کم درآمد در کلانشهرهای بزرگ آمریکا بین سالهای ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۸ - ۲۰۱۲ شده است.

[۳] Baranoff
[۴] Zhang, Jia and Yang, ۲۰۱۶

تصریح مدل و روش تحقیق

بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی، و با استناد به پژوهش های ژانگ، جیا و یانگ[۵] (۲۰۱۶)، مت لاک و ویگدور[۶] (۲۰۰۸) و لیانگ[۷] (۲۰۰۶)، تصریح مدل به منظور بررسی تاثیر نابرابری در درآمد بر دسترسی به مسکن و مسکن خالی، به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

مدل اول (شاخص دسترسی به مسکن):

$$LnHPIR_{it} = \beta_0 + \beta_1 LnGini_{it} + \beta_2 LnGDPPer_{it} + \beta_3 LnHH_{ti} + \beta_4 LnInvPer_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۱)$$

مدل دوم (مسکن خالی):

$$LnHVR_{it} = \beta_0 + \beta_1 LnGini_{it} + \beta_2 LnGDPer_{it} + \beta_3 LnHH_{ti} + \beta_4 LnInvPer_{it} + \beta_5 lnRPH\varepsilon_{it} \qquad (۱۲)$$

که در آن:

LnHPIR: لگاریتم شاخص دسترسی به مسکن[۸]،

LnHVR : لگاریتم نرخ خانه های خالی[۹]،

LnGini : لگاریتم ضریب جینی،

و متغیرهای کنترلی عبارتند از:

LnGDPPer : لگاریتم تولید سرانه حقیقی[۱۰]،

LnHH : لگاریتم تعداد خانوار،

LnInvPer : لگاریتم سرمایه گذاری حقیقی سرانه در مسکن،

lnRPH : لگاریتم قیمت حقیقی مسکن

ε بیانگر جزء اخلال، i استان ها و t زمان می‌باشد.

داده‌های مورد نیاز پژوهش از نتایج سرشماری عمومی نفوس و مسکن، حساب‌های منطقه‌ای، هزینه و درآمد خانوار شهری و آمارهای سرمایه‌گذاری مسکن شهری بانک مرکزی طی سال‌های ۸۵ تا ۹۵ استفاده خواهد شد. برای انجام محاسبات نیز نرم‌افزارهای Excel ۲۰۱۳، Eviews۱۰ و Stata۱۲ به کار گرفته شده است.

---

۵ Zhang, Jia and Yang, ۲۰۱۶
۶ Matlack & Vigdor, ۲۰۰۸
۷ Liang, ۲۰۰۶
۸ Housing Price-To-Income Ratio (HPIR)
۹ Housing Vacancy Rate (HVR)
۱۰ Labor force, total

داده‌های تابلویی

داده‌های تابلویی یا پانل به مجموعه‌ای از داده‌ها گفته می‌شود که بر اساس آن مشاهدات به وسیله تعداد زیادی از متغیرهای مقطعی (N) که اغلب به‌صورت تصادفی انتخاب می‌شوند، در طول یک دوره زمانی مشخص (T) مورد بررسی قرار گرفته باشند. بدین ترتیب دو بعد زمان و مقطع وجود خواهد داشت، این $N \times T$ داده‌های آماری را داده‌های ترکیبی یا پانل می‌نامند.

با توجه به این‌که داده‌های تابلویی محیطی غنی برای توسعه روش‌های ارزیابی و نتایج نظری فراهم می‌آورد، تجزیه و تحلیل آن یکی از پرکاربردترین و خلاقانه‌ترین موضوعات در ادبیات اقتصادسنجی است. به صورت عملی‌تر می‌توان گفت محققان در این روش قادر خواهند بود به‌جای استفاده از داده‌های سری زمانی یا مقطعی برای بررسی موضوعات مختلف از هر دو نوع داده با هم استفاده نمایند (گرین[۱۱]، ۲۰۱۲)؛ بنابراین با توجه به ماهیت داده‌های مورد استفاده، پژوهش حاضر از داده‌های تابلویی به‌منظور تخمین مدل بهره می‌جوید. رگرسیون‌های پانل را با توجه به وجود اندیس‌های دوتایی که متفاوت از سری‌های زمانی و رگرسیون مقطعی است، می‌توان شناخت:

$$y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + u_{it}, \qquad i = ۱, \dots, m \ , \ \ t = ۱, \dots, T, \tag{۱۳}$$

i نشان‌دهنده مقاطع، افراد، خانوار، بنگاه‌ها، کشورها و مانند آن است و t زمان را نشان می‌دهد؛ بنابراین اندیس i نشان‌دهنده بعد مقطع و t نشان‌دهنده ابعاد سری زمانی است. α یک اسکالر و β یک بردار $k \times ۱$ است، X_{it} نیز it امین مشاهده در k متغیر توضیحی می‌باشد.

در این نوع داده، جمله خطا نوع خاصی از وابستگی را به نمایش گذاشته و به هنگام برآورد مدل باید در نظر گرفته شود. به منظور سهولت بحث می‌توان مدل را به صورت رگرسیون خطی زیر نشان داد:

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \upsilon_{it} \qquad i = ۱, \dots, N \quad ; \quad t = ۱, \dots, T \tag{۱۴}$$

در اینجا μ_i اثرات فردی غیرقابل مشاهده، λ_t اثرات زمانی غیرقابل مشاهده و υ_{it} نیز همانند تمام رگرسیون‌ها جمله اختلال را نشان می‌دهد. μ_i و λ_t به صورت فردی ثابت بوده و به‌ترتیب نشان‌دهنده اثرات فردی و زمانی خاصی می‌باشند که در مدل وارد نشده است (بالتاجی[۱۲]، ۲۰۱۲).

در الگوی اثرات ثابت فرض بر آن است که μ_i و λ_t ثابت بوده و υ_{it} جمله اخلال تصادفی و شیب رگرسیون در هر مقطع ثابت است و عرض از مبدأ مقاطع مختلف متفاوت از یکدیگرند.

---

[۱۱] Green
[۱۲] Baltagi

مدل‌های اثر ثابت با توجه به وجود یا عدم وجود روند زمانی در جمله ثابت، به مدل‌های ثابت دوطرفه و یک‌طرفه قابل تفکیک است. در مدل اثر ثابت یک‌طرفه، با ثابت بودن شیب‌ها عرض از مبدأ در هر زمان متفاوت می‌گردد. در مدل اثر ثابت دوطرفه شیب توابع در هر مقطع ثابت است، اما عرض از مبدأ هم با زمان و هم با مقطع تغییر می‌کند.

$$y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۵)$$

با وجود پارامترهای بسیاری که در الگوی اثر ثابت وجود دارد، می‌توان با تصادفی در نظر گرفتن μ_i و λ_t از کاهش درجه آزادی اجتناب نمود. چنانچه μ_i و λ_t و υ_{it} تصادفی و با توزیع یکسان و هم‌چنین مستقل از یکدیگر باشند، مدل مورد بررسی مدل با اثرات تصادفی بوده و در نتیجه عرض از مبدأ دارای یک قسمت ثابت و یک قسمت تصادفی است.

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} + u_{it} \qquad (۱۶)$$

که ε_{it} جمله خطای هر مشاهده و u_{it} اثر تصادفی مربوط به هر مقطع بوده و $\varepsilon_{it} + u_{it}$ خطای کل با شرط $\mathrm{cov}(\varepsilon_{it} + u_{it}) =$ ۰ برای تمام i و t ها است. (قاسمی نراب، ۱۳۹۶)

شاخص دسترسی به مسکن

شاخص چندگانه ی میانه، که توسط بانک جهانی و سازمان ملل متحدتوصیه شده، استطاعت پذیری (دسترسی) به مسکن را به وسیله ی تقسیم قیمت متوسط مسکن بر متوسط درآمد سالانه ی خانوار محاسبه می کند. این شاخص، دسترسی به مسکن را بین اعداد ۰ تا ۵ دسته بندی کرده و مجموعه ی ۳ و کمتر از آن استطاعت پذیر می داند. از ۳.۱ تا ۴ به عنوان حد متوسط، ۴.۱ تا ۵ حد خطرناک و ۵ و بیشتر از آن، عدم توانایی جدی در نظر گرفته می شود (کاکس و پاولتیچ[۱۳]، ۲۰۱۲)

جدول ۱ مقدار این شاخص برای دو سال ابتدایی و انتهایی دوره مورد بررسی در استان های مختلف نشان می دهد. بر اساس این جدول، متوسط شاخص قیمت مسکن به درآمد در کشور در سال های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۵ به ترتیب ۴.۱ و ۴.۵ و دوره انتظار (سه برابر شاخص قیمت مسکن به درآمد) برای این دو سال به ترتیب ۱۲.۳ و ۱۳.۵ سال بوده است؛ به عبارت دیگر در سال ۱۳۹۵ هر خانوار شهری با پس انداز حدود یک سوم از کل درآمد خود، بعد از ۱۳.۵ سال قادر به تهیه یک واحد آپارتمان ۷۵ مترمربعی بوده است. البته میزان دوره انتظار برای استان های مختلف متفاوت است. به عنوان مثال بیشترین دوره انتظار در سال های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۵ برای تهران و اصفهان به ترتیب برابر ۲۲.۱ و ۲۴.۸ سال و کمترین مربوط به آذربایجان غربی (۸.۹ سال) و مازندران (۹.۸ سال) بوده است. واریانس شاخص دسترسی برای سال ۱۳۸۵ برابر ۱.۵ و برای سال ۱۳۹۵ برابر ۱.۱ می باشد. با توجه به اینکه واریانس نیز شاخصی برای تعیین نابرابری است می توان گفت نابرابری در دسترسی به مسکن کمتر شده است. البته باید توجه کرد که افزایش متوسط شاخص از ۴.۱ به ۴.۵ در کنار کم شدن واریانس به معنی بدتر شدن وضع برای همه است.

[۱۳] Cox & Pavletich, 2012

جدول ۱- شاخص دسترسی به مسکن و دوره انتظار در سال های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۵

ردیف	استان	۱۳۸۵				۱۳۹۵			
		متوسط قیمت یک متر مربع (هزار ریال)*	درآمد خانوار (هزار ریال)**	شاخص دسترسی	دوره انتظار	متوسط قیمت یک متر مربع (هزار ریال)	درآمد خانوار (هزار ریال)	شاخص دسترسی	دوره انتظار
	متوسط کشور	۳۶۱۸	۶۵۵۰۹	۴.۱	۱۲.۴	۱۹۱۵۳	۳۱۷۲۱۰	۴.۵	۱۳.۶
۱	آذ. شرقی	۳۴۷۳	۵۲۹۰۱	۴.۹	۱۴.۸	۲۲۴۰۱	۳۰۶۲۱۷	۵.۵	۱۶.۵
۲	آذ. غربی	۲۵۱۶	۶۳۷۳۲	۳.۰	۸.۹	۱۶۹۸۶	۲۱۹۱۷۵	۵.۸	۱۷.۴
۳	اردبیل	۲۹۴۸	۶۲۲۳۷	۳.۶	۱۰.۷	۱۴۵۰۸	۲۲۱۰۸۹	۴.۹	۱۴.۸
۴	اصفهان	۴۷۴۶	۵۷۲۹۰	۶.۲	۱۸.۶	۲۹۰۹۱	۲۶۴۰۴۲	۸.۳	۲۴.۸
۵	البرز	-	-	-	-	۱۷۷۶۶	۳۳۴۰۳۳	۴.۰	۱۲.۰
۶	ایلام	۲۵۶۵	۵۹۸۱۹	۳.۲	۹.۶	۱۱۹۸۵	۲۷۲۷۲۷	۳.۳	۹.۹
۷	بوشهر	۴۱۹۷	۶۶۳۲۲	۴.۷	۱۴.۲	۲۰۴۹۲	۲۹۴۴۷۷	۵.۲	۱۵.۷
۸	تهران	۸۳۱۴	۸۴۴۵۸	۷.۴	۲۲.۱	۴۳۷۲۳	۴۴۳۶۰۳	۷.۴	۲۲.۲
۹	چهارمحال و بختیاری	۲۶۷۹	۵۵۳۵۳	۳.۶	۱۰.۹	۲۶۷۶۳	۳۳۵۵۲۱	۶.۰	۱۷.۹
۱۰	خ. جنوبی	۴۲۲۸	۴۳۶۲۸	۷.۳	۲۱.۸	۱۵۲۶۵	۲۲۷۶۴۴	۵.۰	۱۵.۱
۱۱	خ. رضوی	۳۶۴۶	۴۹۳۵۳	۵.۵	۱۶.۶	۲۱۷۲۶	۲۷۳۱۲۹	۶.۰	۱۷.۹
۱۲	خ. شمالی	۴۰۰۷	۴۵۰۱۵	۶.۷	۲۰.۰	۱۳۶۷۳	۲۷۹۷۹۳	۳.۷	۱۱.۰
۱۳	خوزستان	۵۰۲۲	۶۶۸۰۸	۵.۶	۱۶.۹	۲۰۳۲۷	۳۲۴۶۹۵	۴.۷	۱۴.۱
۱۴	زنجان	۴۲۲۷	۵۳۸۸۷	۵.۹	۱۷.۶	۱۶۲۹۹	۲۳۳۹۶۲	۵.۲	۱۵.۷
۱۵	سمنان	۳۴۳۳	۴۸۵۷۳	۵.۳	۱۵.۹	۱۳۳۷۴	۲۴۳۱۲۴	۴.۱	۱۲.۴
۱۶	سیستان و بلوچستان	۱۸۸۸	۴۵۲۷۵	۳.۱	۹.۴	۱۴۸۷۱	۲۳۳۷۲۹	۴.۸	۱۴.۳
۱۷	فارس	۳۶۵۷	۶۷۴۶۲	۴.۱	۱۲.۲	۲۵۰۰۶	۳۱۱۳۷۲	۶.۰	۱۸.۱
۱۸	قزوین	۴۹۰۵	۶۷۶۰۳	۵.۴	۱۶.۳	۲۰۱۹۱	۲۷۴۴۹۲	۵.۵	۱۶.۶
۱۹	قم	۳۰۳۴	۴۵۶۳۴	۵.۰	۱۵.۰	۱۷۲۱۴	۲۹۴۷۳۸	۴.۴	۱۳.۱
۲۰	کردستان	۳۱۷۲	۵۴۳۸۹	۴.۴	۱۳.۱	۱۵۱۲۳	۲۲۱۷۹۸	۵.۱	۱۵.۳
۲۱	کرمان	۲۵۵۶	۵۲۰۴۵	۳.۷	۱۱.۱	۱۶۱۰۸	۲۱۳۸۹۱	۵.۶	۱۶.۹
۲۲	کرمانشاه	۲۸۱۲	۵۲۰۱۴	۴.۱	۱۲.۲	۱۵۱۲۳	۲۴۱۱۱۴	۴.۷	۱۴.۱
۲۳	کهگیلویه و بویراحمد	۳۷۹۲	۷۶۶۱۷	۳.۷	۱۱.۱	۱۷۲۵۸	۲۵۰۸۱۱	۵.۲	۱۵.۵
۲۴	گلستان	۲۶۳۱	۵۲۷۹۶	۳.۷	۱۱.۲	۱۶۱۸۹	۲۵۱۶۳۳	۴.۸	۱۴.۵
۲۵	گیلان	۳۹۲۰	۶۴۴۲۶	۴.۶	۱۳.۷	۲۰۹۲۸	۳۲۸۶۶۵	۴.۸	۱۴.۳
۲۶	لرستان	۳۵۰۹	۵۵۹۹۷	۴.۷	۱۴.۱	۱۵۴۶۶	۲۵۵۸۵۸	۴.۵	۱۳.۶
۲۷	مازندران	۳۷۱۴	۸۰۸۸۶	۳.۴	۱۰.۳	۱۶۳۸۵	۳۷۷۲۵۹	۳.۳	۹.۸
۲۸	مرکزی	۳۲۲۵	۵۴۷۸۷	۴.۴	۱۳.۲	۲۱۹۳۰	۲۵۲۰۵۵	۶.۵	۱۹.۶
۲۹	هرمزگان	۳۷۳۶	۷۹۷۰۸	۳.۵	۱۰.۵	۱۹۲۴۲	۳۰۷۸۸۰	۴.۷	۱۴.۱
۳۰	همدان	۴۲۹۸	۵۴۵۱۳	۵.۹	۱۷.۷	۲۰۴۳۸	۲۵۵۲۶۶	۶.۰	۱۸.۰
۳۱	یزد	۲۱۷۰	۵۲۵۳۲	۳.۱	۹.۳	۱۷۹۰۶	۳۰۳۱۶۷	۴.۴	۱۳.۳

منبع: * آمار دفتر برنامه ریزی و اقتصاد مسکن وزارت راه و شهرسازی و محاسبات تحقیق

** نتایج طرح هزینه – درآمد خانوار متوسط کل درآمد هر خانوار شهری در سال های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۵

بررسی وضعیت خانه های خالی

آمارهای نسبت واحدهای مسکونی خالی به کل واحدهای مسکونی موجود در برخی از کشورهای اروپایی برای آخرین سال در دسترس در جدول ۲ گزارش شده است. اطلاعات جمع آوری شده نشان از اختلاف زیاد نسبت واحدهای مسکونی خالی به کل واحدهای مسکونی در کشورهای مختلف دارد. به گونه ای که براساس آمارهای موجود میزان این نسبت در کشور ژاپن در سال ۲۰۱۸ برابر ۱۳.۶ درصد بوده است، در حالی که این نسبت برای کشور آلمان در سال ۲۰۱۹ کمتر از یک درصد است. این شواهد نشان می دهد که پدیده واحدهای مسکونی خالی در کشورهای پیشرفته نیز وجود دارد و این مسئله مختص کشورهای در حال توسعه نیست. از سوی دیگر، اختلاف میزان واحدهای مسکونی خالی در کشورهای مختلف می تواند تحت تأثیر متغیرها و عوامل مختلف ساختاری، اقتصادی و اجتماعی باشد و بنابراین در برخورد با مسئله واحدهای مسکونی خالی نمی توان به سادگی پیشنهادات سیاستی ارائه نمود.

جدول ۲- درصد واحدهای مسکونی خالی در کشورهای مختلف برای آخرین سال در دسترس

کشور	سال در دسترس	درصد واحدهای مسکونی خالی	کشور	سال در دسترس	درصد واحدهای مسکونی خالی
ژاپن	۲۰۱۸	٪۱۳.۶	کانادا	۲۰۱۶	٪۸.۷
قبرس	۲۰۱۸	٪۱۲.۵	فرانسه	۲۰۱۹	٪۷.۸
مجارستان	۲۰۱۶	٪۱۲.۳	لهستان	۲۰۱۷	٪۷.۲
آمریکا	۲۰۱۹	٪۱۱.۱	نیوزلند	۲۰۱۸	٪۶.۷
برزیل	۲۰۱۵	٪۱۱.۱	کلمبیا	۲۰۱۸	٪۶.۲
فنلاند	۲۰۱۹	٪۱۰.۷	دانمارک	۲۰۲۰	٪۵.۹
شیلی	۲۰۱۷	٪۱۰.۷	هلند	۲۰۲۰	٪۴.۳
اسلونی	۲۰۱۸	٪۱۰.۵	سوئیس	۲۰۱۸	٪۱.۶
استرالیا	۲۰۱۶	٪۹.۸	ایسلند	۲۰۱۸	٪۱.۵
ایرلند	۲۰۱۶	٪۹.۱	انگلستان	۲۰۱۹	٪۰.۹

منبع: OECD Questionnaire on Affordable and Social Housing (۲۰۲۱)

بر اساس ارقام جدول ۳ نرخ خانه‌های خالی استان تهران در سال ۱۳۹۵ معادل ۱۱.۶ درصد و حدود ۰.۳ واحد درصد بالاتر از میزان کشوری آن می باشد. استان تهران با دارا بودن سهمی معادل ۱۹ درصد از کل خانه‌های خالی کشور در سال ۱۳۹۵ (حدود ۴۹۰ هزار واحد مسکونی خالی) رتبه نخست کشور از این بابت را به خود اختصاص داده است. همچنین به ترتیب شش استان اصفهان، خراسان رضوی، فارس، آذربایجان شرقی، البرز و خوزستان با دارا بودن مجموع سهمی معادل ۴۰ درصد از کل خانه‌های خالی کشور در سال ۱۳۹۵ پس از استان تهران در رتبه های بعدی استان‌های دارای بیشترین خانه‌های خالی قرار گرفته اند. نکته جالب در این خصوص آن است که نرخ خانه‌های خالی در همه این استان ها بجز خراسان رضوی به مراتب بالاتر از نرخ مذکور برای استان تهران در سال ۱۳۹۵ می باشد. به طور مثال این نرخ در استان البرز معادل ۱۵.۷ درصد و برای استان اصفهان معادل ۱۵.۵ درصد می باشد که این موضوع موید وضعیت نامطلوب این استان ها در مقایسه با وضعیت کشور از حیث نرخ خانه‌های خالی می باشد. لازم به ذکر است استان‌های ایلام، کهکیلویه و بویر احمد و خراسان شمالی به ترتیب در رتبه های پایین ترین سهم خانه‌های خالی از کل کشور قرار می گیرند. ضمناً نرخ خانه‌های خالی این استان ها، پایین تر از نرخ متوسط کشوری (۱۱.۳ درصد) می باشد. موضوع وقتی قابل تامل تر است که بدانیم بیش از ۵۷ درصد از واحدهای مسکونی خالی از سکنه در ۷ استان تهران، اصفهان، خراسان رضوی، فارس، آذربایجان شرقی و البرز و خوزستان توزیع شده اند که مراکز این استان‌ها به لحاظ شرایط قیمتی در سطح بالاتری نسبت به شهرهای دیگر قرار دارند. این نحوهٔ توزیع نشان می دهد تعداد زیادی از این واحدها به لحاظ قیمتی در شرایطی قرار دارند که انگیزه کافی برای احتکار آن ها وجود دارد.

جدول ۳- نرخ واحدهای مسکونی خالی به تفکیک استان طی سال های ۱۳۸۵ ، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵

استان	۱۳۸۵	۱۳۹۰	۱۳۹۵	استان	۱۳۸۵	۱۳۹۰	۱۳۹۵
آذربایجان شرقی	٪۴.۴	٪۹.۸	٪۱۲.۴	فارس	٪۳.۳	٪۷.۹	٪۱۱.۹
آذربایجان غربی	٪۳.۳	٪۶.۸	٪۸.۰	قزوین	٪۳.۷	٪۶.۶	٪۱۱.۴
اردبیل	٪۴.۳	٪۷.۶	٪۱۲.۱	قم	٪۵.۶	٪۸.۴	٪۱۲.۱
اصفهان	٪۶.۶	٪۱۰.۲	٪۱۵.۵	کردستان	٪۳.۶	٪۷.۱	٪۱۱.۱
البرز	----	٪۹.۸	٪۱۵.۷	کرمان	٪۵.۶	٪۸.۴	٪۹.۳
ایلام	٪۲.۷	٪۷.۰	٪۹.۰	کرمانشاه	٪۳.۱	٪۵.۷	٪۸.۹
بوشهر	٪۳.۳	٪۹.۲	٪۱۰.۳	کهگیلویه و بویراحمد	٪۳.۵	٪۷.۳	٪۷.۹
تهران	٪۳.۱	٪۸.۹	٪۱۱.۶	گلستان	٪۲.۹	٪۵.۷	٪۷.۶
چهارمحال و بختیاری	٪۳.۲	٪۷.۶	٪۱۱.۸	گیلان	٪۳.۵	٪۷.۲	٪۱۰.۷
خراسان جنوبی	٪۶.۲	٪۱۰.۳	٪۱۴.۶	لرستان	٪۲.۳	٪۵.۴	٪۷.۶
خراسان رضوی	٪۳.۹	٪۶.۷	٪۱۰.۴	مازندران	٪۲.۸	٪۷.۷	٪۹.۷
خراسان شمالی	٪۳.۰	٪۵.۸	٪۹.۷	مرکزی	٪۴.۷	٪۹.۵	٪۱۰.۱
خوزستان	٪۴.۹	٪۸.۹	٪۱۱.۶	هرمزگان	٪۶.۱	٪۱۱.۷	٪۱۵.۸
زنجان	٪۳.۸	٪۷.۶	٪۷.۸	همدان	٪۲.۹	٪۷.۹	٪۹.۳
سمنان	٪۵.۹	٪۱۱.۴	٪۱۲.۸	یزد	٪۸.۴	٪۱۳.۰	٪۱۴.۸
سیستان و بلوچستان	٪۴.۵	٪۹.۱	٪۹.۷	کشور	٪۴.۰	٪۸.۳	٪۱۱.۳

مأخذ: سرشماری های عمومی نفوس و مسکن طی سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ و محاسبات تحقیق

برآورد مدل

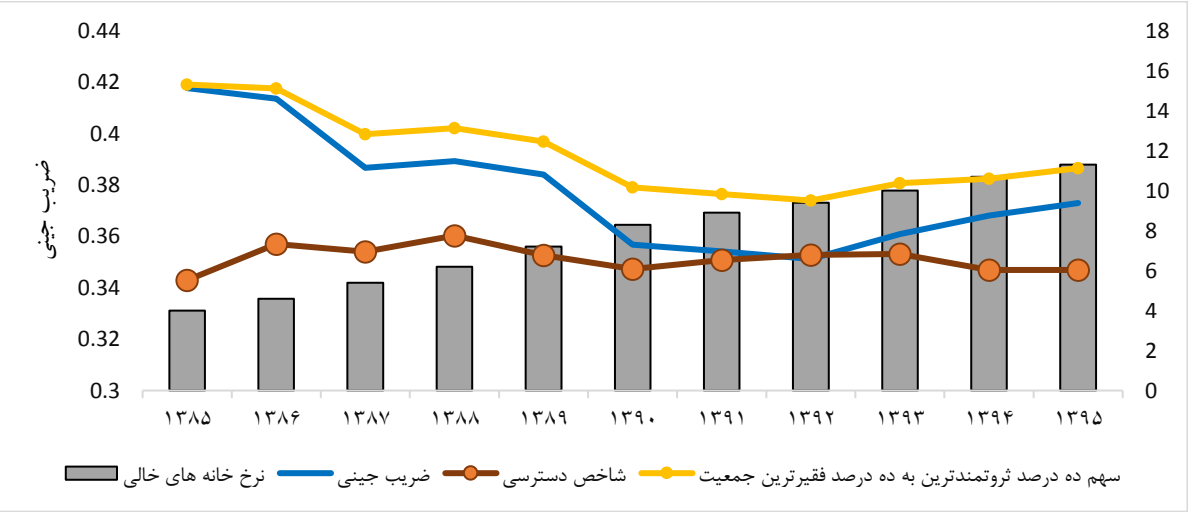
همانطور که در مبانی نظری بیان شد به منظور بررسی تاثیر نابرابری در درآمد بر شاخص دسترسی به مسکن و مسکن خالی دو مدل زیر برآورد می گیرد. جدول ۴ آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده در مدل را تشریح می کند.

جدول ۴- آمار توصیفی متغیرهای مدل

متغیرها	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	مینیمم	ماکسیمم
شاخص دسترسی به مسکن	۳۴۱	۷.۳۸	۰.۱۱	۲.۹۰	۱۴.۶۲
نرخ خانه های خالی	۳۴۱	۷.۷۷	۰.۰۰۱	۲.۳	۱۵.۸
ضریب جینی	۳۴۱	۰.۳۴	۰.۰۰۲	۰.۲۳	۰.۴۷
تولید سرانه حقیقی	۳۴۱	۳۱۹.۳۰	۳۱.۸۶	۶.۰۲	۵۲۳۹.۹۰
تعداد خانوار	۳۴۱	۶۷۴۷۲۰	۶۸۰۳۲۳	۱۱۱۵۶۰	۴۲۸۸۵۶۳
سرمایه گذاری حقیقی سرانه در مسکن	۳۴۱	۲۰.۵۳	۲.۱۸	۰.۲۵	۴۳۸
قیمت حقیقی مسکن	۳۴۱	۲۱۳۹۷	۷۵۲۰	۹۷۶۵	۶۵۶۴۳

ماخذ: محاسبات تحقیق

شکل ۱ روند شاخص دسترسی به مسکن، ضریب جینی و نرخ خانه های خالی طی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ را نشان می دهد.



نمودار ۱- روند شاخص دسترسی به مسکن، ضریب جینی و نرخ خانه های خالی طی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵

ماخذ: محاسبات تحقیق

آزمون ریشه واحد

روش های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی بر فروض مانایی متغیرهای موردمطالعه است؛ به این دلیل که امکان ساختگی بودن برآورد با متغیرهای نامانا وجود دارد و استناد به نتایج چنین برآوردهایی به نتایج گمراه کننده ای منجر خواهد شد. ازاین رو قبل از استفاده از این داده ها لازم است نسبت به مانایی و نامانایی آنها اطمینان حاصل کرد. در این مطالعه به

منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون ایم، پسران و شین[۱۴] (IPS) استفاده شده است. خلاصه نتایج این آزمون در جدول ۵ ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول و سطوح احتمال محاسبه شده نتیجه می گیریم که به جز متغیر ضریب جینی سایر متغیر ها در سطح مانا هستند. متغیر ضریب جینی نیز با یکبار تفاضل گیری مانا شده است.

جدول ۵- نتایج آزمون ریشه واحد تلفیقی آزمون ایم، پسران و شین (IPS)

متغیر	سطح			تفاضل مرتبه اول		
	آماره	*P-value*	نتیجه	آماره	*P-value*	نتیجه
LnHPIR	-۳.۱۳	۰.۰۰	مانا			
LnHVR	-۳.۶۳	۰.۰۰	مانا			
LnGini	۰.۴۶	۰.۳۲	نامانا	-۴.۹۶	۰.۰۰	مانا
LnGDPPer	-۱۰.۳۹	۰.۰۰	مانا			
LnHH	۱.۶۶	۰.۹۵	نامانا	۱.۳	۰.۰۰	مانا
LnInvPer	-۷.۶۷	۰.۰۰	مانا			
lnRPH	-۱.۹۱	۰.۰۲	مانا			

ماخذ: محاسبات تحقیق

آزمون هم جمعی داده‌های تابلویی

تخمین مدل در حالت نامانابودن متغیرها باعث ایجاد رگرسیون کاذب در مدل می شود. برای جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب روشهای تفاضل گیری و آزمون هم انباشتگی وجود دارد، اما هنگام استفاده از تفاضل متغیرها در برآورد ضرایب الگو اطلاعات ارزشمندی در رابطه با سطح متغیرها از دست می رود. لذا این روش برای جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب مناسب نمی باشد. می توان برای رفع این مشکل از آزمون هم انباشتگی استفاده کرد. مفهوم هم انباشتگی تداعی کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می کند. در صورت نامانایی متغیرهای مدل اگر بین آنها هم انباشتگی برقرار باشد، نتایج حاصل از تخمین مدل قابل اعتماد خواهد بود. در این قسمت به منظور بررسی آزمون هم انباشتگی در مدل های مورد استفاده از روش ارائه شده توسط کائو[۱۵] (۱۹۹۹) استفاده شده است. این آزمون با استفاده از آماره آزمونهای ریشه واحد DF وADF انجام می شود. در این آماره ها فرضیه صفر برابر عدم وجود هم انباشتگی و فرضیه مخالف آن وجود هم انباشتگی بین متغیرهای مدل است. نتایج آزمون هم انباشتگی کائو با استفاده از آماره ADF برای دو مدل تخمینی، در جدول ۶ نشان داده شده است. نتایج جدول نشان دهنده این است که فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای هر دو مدل رد می شود؛ بنابراین، بر اساس آماره ADF آزمون کائو، هم انباشتگی در تمام مدل ها برقرار است؛ بنابراین مشکل رگرسیون کاذب در مدل های تخمینی وجود نخواهد داشت.

جدول ۶- نتایج آزمون هم جمعی کائو برای دو مدل

آزمون	مدل اول (شاخص دسترسی به مسکن)		مدل دوم (نرخ خانه های خالی)	
احتمال	*آماره t*	*P-value*	*آماره t*	*P-value*
ADF	-۱.۷۲	۰.۰۴	-۵.۰۱	۰.۰۰

ماخذ: محاسبات تحقیق

[۱۴] Im, Pesaran and Shin
[۱۵] Kao

آزمون‌های تشخیصی

در جدول ۷ نتایج آزمون‌های تشخیصی گزارش شده است. براساس محاسبات این تحقیق در هر دو مدل موردبررسی فرضیه صفر مبنی بر قابلیت تخمین داده ها به شیوه تلفیقی پذیرفته نمی شود و لازم است این مدل ها به روش داده های پانل برآورد شوند.

جدول ۷- نتایج آزمون‌های تشخیصی برای دو مدل

نوع آزمون	توضیح		مدل اول (شاخص دسترسی به مسکن)	مدل دوم (نرخ خانه های خالی)
آزمون چاو	آزمون اثر ثابت در مقابل داده‌های ترکیب‌شده (*POOL*)	آماره	۹.۲۹	۹.۳۷
		P-value	۰.۰۰	۰.۰۰
		نتیجه	اثرات ثابت	اثرات ثابت
آزمون LM	آزمون اثر تصادفی در مقابل مدل *POOL*	آماره	۲۷۳.۲۵	۲۳۸.۱۸
		P-value	۰.۰۰	۰.۰۰
		نتیجه	اثرات تصادفی	اثرات تصادفی
آزمون هاسمن	آزمون اثر ثابت در مقابل اثر تصادفی	آماره	۵.۲۸	۷.۳۴
		P-value	۰.۲۶	۰.۲۰
		نتیجه	اثرات تصادفی	اثرات تصادفی

ماخذ: محاسبات تحقیق

برآورد مدل

نتایج حاصل از برآورد معادله در جدول ۸ گزارش گردیده است.

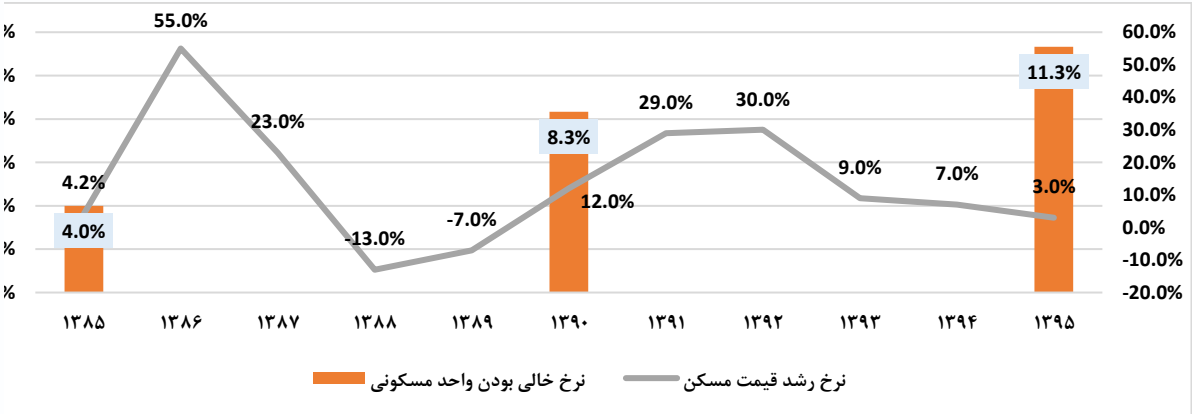
جدول ۸- نتایج حاصل از برآورد دو مدل نابرابری در درآمد بر شاخص دسترسی به مسکن و مسکن خالی

متغیر	مدل اول (شاخص دسترسی به مسکن)		مدل دوم (نرخ خانه های خالی)	
	ضریب	*P-value*	ضریب	*P-value*
عرض از مبدأ	۰.۲	۰.۹۸	-۲.۵۰	۰.۰۰
LnGini	-۰.۳۱	۰.۰۰	-۱.۷۴	۰.۰۰
LnGDPPer	۰.۰۴	۰.۲۱	۰.۱۸	۰.۰۰
LnHH	۰.۰۹	۰.۰۰	۰.۱۸	۰.۰۰
LnInvPer	۰.۰۷	۰.۰۱	-۰.۲	۰.۵۶
lnRPH			-۰.۰۸	۰.۲۴

ماخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول ۸، متغیر تعداد خانوار در هر دو مدل مثبت و معنی دار است. به عبارت دیگر افزایش تعداد خانوار باعث افزایش شاخص دسترسی به مسکن شده است. افزایش تعداد خانوار باعث افزایش تقاضای مسکن می شود در نتیجه باعث افزایش قیمت مسکن و افزایش مقدار شاخص دسترسی به مسکن می شود. اما در مقابل افزایش تعداد خانوار باعث افزایش نرخ خانه های خالی نیز شده است به عبارت دیگر عرضه کنندگان مسکن علیرغم افزایش خانوارها و تقاضای مسکن، عرضه مسکن را افزایش نداده اند و مسکن را به امید افزایش قیمت آن نگهداری کرده اند. در مدل اول (شاخص دسترسی به مسکن) افزایش تولید سرانه و افزایش سرمایه گذاری سرانه باعث افزایش شاخص دسترسی به مسکن شده است. به نظر می رسد علیرغم افزایش این دو متغیر، افزایش قیمت مسکن بیشتر بوده که در نتیجه منجر به افزایش شاخص دسترسی به مسکن شده است و عملاً دستیابی به مسکن سخت تر شده است.

بر اساس مدل دوم (نرخ خانه های خالی) افزایش قیمت مسکن باعث کاهش نرخ خانه های خالی شده است. این موضوع را می توان در مبانی نظری بخش مسکن جستجو نمود. بر اساس این مبانی، بین نوسان تعداد خانه‌های خالی با نوسان قیمت مسکن ارتباط معکوس وجود دارد (لیانگ[۱۶]، ۲۰۰۶). بطوری که در شرایط کاهش رشد قیمت مسکن، مالکان واحدهای مسکونی به امید افزایش قیمت در دوره آتی، از عرضه واحدهای خود به بازار خودداری می نمایند. این موضوع را می توان در نمودار ۲ مشاهده نمود. با توجه به نمودار مذکور کاهش رشد قیمت مسکن در کشور از ۲۹ درصد در سال ۱۳۹۱ به حدود ۳ درصد در سال ۱۳۹۵ منجر به افزایش قابل توجه نسبت خانه‌های خالی به کل واحدهای مسکونی از حدود ۸ درصد در سال ۱۳۹۰ به حدود ۱۱ درصد در سال ۱۳۹۵ شده است.



نمودار ۲- نرخ خالی بودن واحد مسکونی و نرخ رشد قیمت مسکن طی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵

ماخذ: محاسبات تحقیق

در هر دو مدل ضریب جینی منفی و معنادار است. این موضوع با مبانی نظری همخوانی ندارد. در حقیقت طی دوره مورد بررسی (دو برنامه توسعه چهارم و پنجم) نابرابری کاهش یافته است. عمده کاهش نابرابری به دلیل افزایش قیمت نفت و افزایش درآمدهای دولت بوده است که باعث شد دولت طرح هدفمندی یارانه ها را در دستور کار خود قرار دهد. اعطای یارانه ها باعث کاهش نابرابری طی این سال ها شده است. این موضوع از طرف دیگر باعث افزایش تقاضا و افزایش قیمت بسیاری از کالاها من جمله مسکن شد و این موضوع باعث افزایش شاخص دسترسی به مسکن و در نتیجه بدتر شده دستیابی به مسکن شده است. از طرف دیگر این افزایش قیمت مسکن باعث افزایش نگهداری مسکن توسط عرضه کنندگان به امید افزایش قیمت و در نتیجه

[۱۶] Liang, 2006

کاهش عرضه مسکن گردید که این موضوع نیز موجب افزایش نرخ خانه های خالی گردید.

نتیجه گیری

ایران به عنوان یکی از کشورهای درحال توسعه با توسعه شهرنشینی شدیدی روبه رو است که این مسئله در کنار سایر عوامل ازجمله افزایش جمعیت و تعداد خانوارها، گسترش پهنه های بافت فرسودهِ نیازمندِ بهسازی و بازسازی و عوامل مشابه، به طور مداوم نیازمند برنامه ها و سیاست هایی در جهت تأمین مسکن درخور و مناسب برای افراد جامعه است. بر اساس اصول سی و یکم و چهل و سوم قانون اساسی نظام جمهوری اسلامی ایران، حق برخورداری از مسکن مناسب برای افراد، محترم شمرده شده و دولت موظف به تأمین آن است. اتخاذ و اعمال سیاست‌های مناسب و برنامه‌ریزی‌های استراتژیک در جهت تأمین مسکن افراد جامعه و کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای از بدیهی‌ترین شرایط و وظایف برنامه ریزان و سیاست‌گذاران بخش مسکن است. تامین مسکن امن، سالم و در توان مالی خانوارها، کاهش نابرابری و افزایش سطح دسترسی به مسکن بخصوص برای گروه های کم درآمد، راهبردهای اصلی این برنامه ها بوده است. طی سال های اخیر برنامه ها و سیاست های مختلفی نیز اجرا شده است. از جمله این سیاست ها می توان به اجرای طرح مسکن مهر، سیاست تشویق بخش خصوصی از طریق اعطای تسهیلات ارزان قیمت بخصوص در بافت فرسوده و ساخت و ساز مستقیم دولت اشاره کرد. هدف از این مقاله بررسی تاثیر نابرابری درآمد بر دسترسی به مسکن شهری و خانه های خالی در برنامه های چهارم و پنجم توسعه می باشد. برای این منظور بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی، و با استناد به پژوهش های اخیر، دو مدل به منظور بررسی تاثیر نابرابری در درآمد بر دسترسی به مسکن و مسکن خالی، تصریح گردید. بر اساس نتیجه برآورد، نابرابری اثر منفی و معنادار بر شاخص دسترسی به مسکن و نرخ خانه های خالی دارد. در حقیقت طی دوره مورد بررسی (دو برنامه توسعه چهارم و پنجم) نابرابری کاهش یافته است. عمده کاهش نابرابری به دلیل افزایش قیمت نفت و افزایش درآمدهای دولت بوده است که باعث شد دولت طرح هدفمندی یارانه ها را در دستور کار خود قرار دهد. اعطای یارانه ها باعث کاهش نابرابری طی این سال ها شده است. اما از طرف دیگر، باعث افزایش تقاضا و افزایش قیمت بسیاری از کالاها من جمله مسکن شد. همچنین اجرای طرح مسکن مهر و تامین مالی آن از بانک مرکزی علیرغم خانه دار شدن برخی از اقشار ضعیف و کم درآمد جامعه، اما باعث رشد شدید پایه پولی و سیلان نقدینگی و تحمیل هزینه های فراوان بر اقتصاد، قیمت زمین و مسکن به رشد و بی ثباتی خود ادامه داد. این عوامل باعث افزایش شاخص دسترسی به مسکن و در نتیجه بدتر شده دستیابی به مسکن و افزایش نگهداری مسکن توسط عرضه کنندگان و سوداگران بخش مسکن به امید افزایش قیمت و در نتیجه کاهش عرضه مسکن گردید که این موضوع نیزموجب افزایش نرخ خانه های خالی گردید.

شرایط خاص بازار مسکن ایران سبب شده نرخ واحدهای مسکونی خالی از میزان طبیعی آن فراتر رود. وجود واحدهای مسکونی خالی به ویژه در بازارهای مسکن که درجه تقاضای دارایی و سوداگری در آنها زیاد است از یک سو و کمکی که این واحدها در صورت عرضه به ایجاد تعادل در بازار می کنند از سوی دیگر سبب می‌شود توجه سیاستگذاران به وضع مالیات بر واحدهای مسکونی و املاک خالی معطوف گردد. در ادبیات اقتصاد مسکن، دخالت دولت در بازار از طریق وضع مالیات بر خانه های خالی زمانی می باشد که نرخ واقعی خانه های خالی نسبت به نرخ طبیعی آن فاصله معناداری پیدا کند. بر این اساس در شرایط حاضر بازار مسکن، مداخله دولت در این بازار ازطریق اجرای قانون مالیات بر خانه های خالی، به عنوان ابزار تنظیم گری در مدیریت بازار مسکن کشور و کنترل سوداگری و کاهش سودآوری فعالیت های غیرمولد در مسکن، امری ضروری است. اقتصاد مسکن پر نوسان و تقاضای مسکن رو به رشد ایران و به ویژه کلان شهرها و شهرهای بزرگ دلیل اصلی فراتر رفتن نرخ واحدهای مسکونی خالی از میزان طبیعی آن است، بنابراین راه حل اساسی کاهش واحدهای مسکونی خالی و کنترل نوسان های بازار مسکن است، از این رو می توان انتظار داشت وضع مالیات بر خانه های خالی به صورت خودکار کاهش میزان واحدهای مسکونی خالی را به دنبال داشته باشد. در میان مدت و کوتاه مدت هدف از وضع این مالیات افزایش عرضه مسکن در شرایط نابرابری عرضه و تقاضا

در بازار و استفاده بهینه از منابع مسکن شهری به منظور کنترل بازار است. ضمن آنکه این منبع مالیاتی می تواند به افزایش درآمدهای مالیاتی و به تبع آن ارتقاء خدمات عمومی دولت به آحاد جامعه کمک نماید. از طرف دیگر در کشورهای دیگر دلیل عمدهٔ گسترش پدیدهٔ خانه های خالی به خصوص در کلان شهرها ناشی از اصطکاک های بازار و رشد سریع جمعیت شهری روی می دهد. اما در ایران این مسئله بیشتر برای مصون بودن از تورم و در کوتاه مدت نیز برای انگیزه های سفته بازی است و بنابراین، صرف اعمال مالیات های مضاعف همانند مالیات بر خانه های خالی، واجد آثار محسوسی بر رفتار متقاضیان مسکن نخواهد بود و به هر حال راه های فرار و خلأهای آن شناسایی خواهد شد. بنابراین، در صورتی که هدف سیاست گذار، بهبود اوضاع بازار مسکن و افزایش شاخص دسترسی به مسکن است، ابتدا باید با رویکرد اقتصادی سیاست هایی برای کاهش تورم و بهبود ثبات محیط اقتصاد کلان کشور اجرا کند و در مرحلهٔ بعد برای مدیریت بازار و مقابله با تقاضاهای سفته بازانه ابزارهای مخصوص آن را برقرار کند و فقط پس از این اقدامات است که می توان برای اعمال مالیات بر خانه های خالی اقدام کرد. لذا وضع سیاست ها و اتخاذ برنامه های مقطعی دقیق متناسب با مشکلات موجود در هر دوره تحت لوای یک سیاست و برنامه کلان با افق بلندمدت با هدف تأمین مسکن در شأن خانوار ایرانی و رفع محرومیت و ایجاد عدالت اجتماعی در بهره مندی از مسکن درخور سکونت با استفاده از تمام ابزارها، ظرفیت ها و توانمندی های کشور ضرورت دارد. بهره گیری از تجربیات موفق کشورها در زمین تامین مالی مسکن گروه های کم درآمد، افزایش سقف وام و تسهیلات مسکن، افزایش طول مدت بازپرداخت و کاهش مبلغ اقساط به منظور توانمندسازی اقشار متوسط برای خانه دار شدن، حمایت از ساخت و عرضه واحدهای مسکونی کوچک متراژ متناسب با روند تقاضای معاملات مسکن، تأمین زمین برای طرح های توسعه مسکن در طرح های جامع شهری در مناطق مناسب متناسب با تقاضا، افزایش نقش تسهیلگری دولت، اتخاذ رویکرد توانمندسازی در زمینه تامین مسکن گروه های کم درآمد و اجرای قانون مالیات بر خانه های خالی، از جمله پیشنهادات جهت افزایش دسترسی به مسکن و کاهش نرخ خانه های خالی در کشور است.

فهرست منابع

اتاق بازرگانی، صنایع و معاون و کشاورزی ایران. (۱۳۹۷). تحولات بازار ساختمان و تاثیر آن براقتصادایران با رویکرد بخش مسکن، نشر *فرهنگ صبا*.

اسمعیل پور، نجما، زارع رودبزانی، ملیحه، نصریان، زهره. (۱۳۹۶). بررسی و تحلیل سیاستهای مسکن شهری در کشورهای شرق و جنوب‌شرق آسیا. *مهندسی ساختمان و علوم مسکن*، ۱۱(۲۱)، ۳۳-۱۹.

ایزدخواستی، حجت، عرب مازار، عباس، احمدی، خلیل (۱۳۹۸). تحلیل عوامل کلان اقتصادی مؤثر بر شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار در مناطق شهری ایران: با تأکید بر نقش دولت. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۸(۲۹)، ۷۱-۴۱.

بالتاجی، بدی. (۱۳۹۳). *اقتصادسنجی*. ترجمه رضا طالبلو و شعله باقری پرمهر، نشر نی، چاپ دوم.

پورتال وزارت راه و شهرسازی (۱۳۹۶).*گزارش نگاهی بر سیاست های بخش مسکن در برنامه های توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی*

پورمحمدی، محمدرضا، قربانی، رسول، زالی، نادر، و حکمتی فرید، صمد (۱۳۸۸). تحلیل ویژگی های نظام شهری منطقه آذربایجان با تاکید بر تأثیرات تمرکز اقتصادی کلانشهر تبریز. *نشریه جغرافیا و برنامه ریزی*، ۱۴(۲۹)، ۱۴۰-۱۱۷.

تقوایی، مسعود، و کنعانی، محمدرضا (۱۳۹۳). بررسی وضعیت تعادل فضایی نظام شهری ایران در سطوح ملی- منطقه‌ای طی ۶۰ سال اخیر. *مجله برنامه‌ریزی فضایی (جغرافیا)*، ۴(۱)، ۲۰۰-۱۶۹.

شاهیوندی، احمد؛ محمدی، محمود؛ عباسی مزرعه شاهی، اعظم؛ (۱۳۹۳). بررسی نوع مسکن و تسهیلات اولیه سکونتگاهی در استان‌های ایران. *برنامه‌ریزی فضایی*، دوره ۴، شماره ۴، ۴۳-۶۴.

وب‌سایت درگاه ملی آمار ایران (www.amar.org.ir)

وب‌سایت بانک مرکزی ایران (www.cbi.ir)

رحمانی، تیمور، و حسن‌زاده، ابراهیم (۱۳۹۰). اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۲(۵) ، ۱۹-۱.

محمدی، اکبر و هه وار دانش، (۱۳۹۳). ارزیابی نقش اقتصاد مسکن در دسترسی گروه های کم درآمد به مسکن، اولین کنفرانس ملی شهرسازی، مدیریت شهری و توسعه پایدار، تهران، موسسه ایرانیان، انجمن معماری ایران.

گلی، یونس، و حیدری، درخشان (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و دسترسی به مسکن در مناطق شهری ایران. *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، ۷(۲۰)، ۵۸-۴۷.

Baranoff, O. (۲۰۱٦). *Housing Affordability and Income Inequality: The Impact of Demographic Characteristics on Housing Prices in San Francisco*.

Ben-Shahar D., Gabrielb, S. & Golanc, R. (۲۰۱۸). Housing affordability and inequality: A consumption-adjusted approach. *Journal of Housing Economics*, In Press, ۱- ۱۲.

Burrows, R. (۱۹۸۸). Residential mobility and residualisation in social housing in England. *Journal of Social Policy*, ۲۸, ۱, ۲۷–۵۲

Centre for Rural Economy. (۲۰۱۳). Affordable housing and inequality in rural Britain. School of Agriculture, Food and Rural Development. *Newcastle University*, CRE Policy Brief, ۵.

Del Giudice, V.; De Paola P., & Del Giudice F. P. (۲۰۲۰). COVID-۱۹ Infects Real Estate Markets: Short and Mid-Run Efects on Housing Prices in Campania Region (Italy), *social sciences*, ۹(۱۱٤), ۱-۱۸

Dong, H (۲۰۱۸). The impact of income inequality on rental affordability: An empirical study in large American metropolitan areas. *Urban Studies*, ۲۰۱۸, ۵۵, ۱۰, ۲۱۰٦-۲۱۲۲.

Gallent, N & Robinson, S., (۲۰۱۱). Local perspectives on rural housing affordability and implications for the localism agenda in England. *Journal of Rural Studies*, ۲۷ (۳), pp ۲۹۷-۳۰۷.

Galster, G. (۱۹۸۸). Residential segregation in American cities: A contrary review. *Population Research and Policy Review*, ۷(۲), ۹۳–۱۱۲.

Greene, W.H. (۲۰۱۲). Econometrics Analysis.٦th edn., Prentice-Hall, Upper Saddle River,NJ.

Hiroshi, S. (۲۰۰٦). Housing inequality and housing poverty in urban China in the late ۱۹۹۰s. *China Economic Review*, ۱۷(۱), ۳۷-۵۰.

Liang, Yongping (۲۰۰٦). The Anatomy of Vacancy Behavior in the Real Estate Market, *Real Estate Economics*,.

Matlack, J. L, & Vigdor, J. L. (۲۰۰۸). Do rising tides lift all prices? Income inequality and housing affordability. *Journal of Housing Economics* ۱۷(۳), ۲۱۲–۲۲٤.

Short, J. R. & Kim, Y. H. (۲۰۰۸). Cities and Economices, Newyork: Routledge.

Yang, L. & Zhiqiang, H. U. (۲۰۱۲). on Correlation between RMB Exchange Rate and Real Estate Price based on Financial Engineering, *Systems Engineering Procedia*, ۳, ۱٤٦ – ۱۵۲.

Zhang, C., Jia, S. & Yang, R. (۲۰۱٦). Housing affordability and housing vacancy in China: The role of income inequality. *Journal of Housing Economics*, ۳۳, ٤-۱٤.