نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۹۰
سال بیست و هفتم، تابستان ۱۳۹۸، صفحه ۱۳۶-۱۰۳

نابرابری درآمد و استطاعت خرید مسکن در کلان‌شهرهای ایران با رویکرد شبه‌پنل

علی‌اکبر قلی‌زاده
دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا (نویسنده مسئول)
a.gholizadeh@basu.ac.ir
داود جعفری سرشت
استادیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا
djafariseresht@yahoo.com
مهدی عسگری
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا
mehdi.asgari8@gmail.com

مسکن از مهم‌ترین و گران‌قیمت‌ترین دارایی‌های دوران زندگی انسان و کالایی پرهزینه است. بنابراین استطاعت مالی خرید مسکن در سبد هزینه خانوار از موضوعات پراهمیت به شمار می‌رود. در این مقاله بر پایه مدل ژانگ (۲۰۱۵) و نیز مطالعه متلک و ویگدور (۲۰۰۸) ، با ترکیب داده‌های مقطعی هزینه-درآمد خانوار تولید شده توسط مرکز آمار ایران و با ساخت داده‌های شبه‌پانل و نیز با داده‌سازی به روش کوهورت و تکرار مقاطع، رفتار خانوارها به مدت ۲۵سال مورد بررسی قرار گرفته است. مطالعه حاضر برای دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۷۰ و شامل هفت کلان‌شهر تهران، کرج، مشهد، اصفهان، تبریز، شیراز و اهواز می‌باشد که تنها مناطق شهری را در بر می‌گیرد. 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 (مخارج غیرمسکن خانوارها) و اثر مثبت و معنادار بر نسبت قیمت مسکن به درآمد خانوار و نسبت اجاره به درآمد دارد. افزایش نابرابری به صورت افزایش شکاف بین گروه‌های دارای درآمد بالا و درآمد پایین منجر به کاهش قدرت خرید مسکن خانوارهای کم‌درآمد و میان‌درآمد شده و کیفیت استفاده این خانوارها به طور معنادار کاهش می‌یابد.

طبقه‌بندی JEL: G28 ،E44 ،D53
واژگان کلیدی: نابرابری درآمد، استطاعت خرید مسکن، بازار مسکن، خانوارهای کم‌درآمد و میان‌درآمد، مدل شبه‌پنل

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۱/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۵/۱۵

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

۱. مقدمه

مسکن از مهم‌ترین و گران‌قیمت‌ترین دارایی‌های دوران زندگی انسان، کالایی پرهزینه است که خرید آن مستلزم برنامه‌ریزی بلندمدت می‌باشد. بنابراین استطاعت مالی خرید مسکن در سبد هزینه خانوار از موضوعات پراهمیت به شمار می‌رود. در دهه‌های اخیر افزایش نابرابری درآمد در بسیاری از کشورها توجه سیاست‌گذاران و محققان را به قیمت جهانی مسکن (به‌صورت واقعی) معطوف ساخته است. 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.

مطالعه بازار مسکن هم از جهت اینکه یک دارایی است و هم از لحاظ خدماتی که به‌عنوان سرپناه ارائه می‌دهد، حائز اهمیت است. چنانچه از جنبه دارایی بودن به مسکن توجه کنیم موضوع حائز اهمیت این است که یکی از تصمیمات اصلی عوامل اقتصادی (به ویژه‌خانوارها) انتخاب ترکیب مناسبی از دارایی‌ها یا به‌عبارتی پورتفولیوی بهینه به‌منظور حداکثرسازی مطلوبیت در بلندمدت است. چنانچه کل اقتصاد را مدنظر قرار دهیم مسکن اصلی‌ترین دارایی در سبد

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

پورتفولیوی خانوارها است. تغییراتی که در قیمت مسکن ایجاد می‌شود از یک‌سو باعث تغییر ثروت فرد در طول زمان و به تبع آن مطلوبیت ناشی از مصرف می‌شود. ازسوی دیگر، با توجه به متفاوت بودن ترکیب دارایی برای افراد مختلف، تغییر در قیمت مسکن باعث خواهد شد ثروت افراد مختلف در مقایسه با یکدیگر تغییر کند. از سوی دیگر، چنانچه از جنبه سرپناه به مسکن نگاه کنیم، اهمیت نوسان‌های قیمت آن برای دولت حتی می‌تواند بیشتر باشد، زیرا نوسان‌های قیمت مسکن و به‌ویژه افزایش‌های سریع آن از جمله تهدیدهایی است که هدف تضمین دسترسی آحاد مردم به مسکن را با چالش مواجه می‌کند (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۲).

افزایش قیمت مسکن در سال‌های اخیر تغییرات گسترده‌ای را در بازار مسکن و کل اقتصاد ایجاد کرده است، به طوری که باعث افزایش رونق در بخش مسکن و افزایش انگیزه سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و کاهش دسترسی به مسکن به عنوان کالای مصرفی شده است. بنابراین نوعی جایگزینی برای هر سیاستی در بخش مسکن وجود دارد که بسته به اهمیت هر کدام می‌توان سطحی بهینه از قیمت را تعیین نمود.

در سال‌های اخیر افزایش قیمت مسکن مانع از توانایی خرید مسکن بعضی از خانوارها شده است. این در حالی است که بسیاری از خانوارها که دارای مسکن بیش از نیاز مصرفی خود بوده، در پی کسب بازدهی ناشی از سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، سود بالایی را کسب نموده‌اند. در واقع در اقتصاد ایران فعالیت‌های مبتنی بر واسطه‌گری دارای سود بالاتری نسبت به فعالیت‌های تولیدی است و به همین دلیل‌درصد بالایی از نابرابری درآمد به دلیل فعالیت در چنین بازارهایی است.

بر اساس آمار منابع رسمی (بانک مرکزی) متوسط سهم هزینه مسکن از کل هزینه خانوار در استان‌های مختلف بین ۱۷ تا ۴۵درصد است که این سهم در استان‌های ایلام و تهران به ترتیب کمترین و بیشترین است. در همین خصوص متوسط کشوری حدود ۳۲درصد می‌باشد. جهت تعدیل هزینه‌های مسکن در سبد مصرفی خانوار اساسی‌ترین راهکار در این راستا تولید و عرضه مسکن کم‌هزینه در مقیاس بالا است. این شاخص در بعضی از کشورها ۲۵درصد است اما فاصله این نرخ در کلان‌شهرهای کشور بیشتر است. (گزارش اقتصادی بانک مرکزی، ۱۳۹۴)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

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 درحال توسعه درآمدها در حال افزایش است، بنابراین افزایش سریعتر درآمد خانوارهای ثروتمند از دلایل افزایش نابرابری درآمد است (ژانگ[1]، ۲۰۱۵).

شاخص جینی یکی از متداول‌ترین شاخص‌های ارزیابی توزیع درآمد است که به تغییرات مبانی درآمد حساس‌تر است. اما شاخص آتکینسون برگرفته از تابع رفاه اجتماعی است و به واسطه امکان انتخاب پارامتر تابع این قابلیت را دارد که نابرابری را در سطوح مختلف درآمدی جامعه اندازه‌گیری نماید (حسینی، ۱۳۹۴). در این پژوهش، برای ارزیابی نابرابری درآمد از شاخص ضریب جینی استفاده می‌شود.

علی‌رغم ظرفیت‌های بالای توسعه‌ای کشور، کمبود مسکن و استطاعت پایین مالی خانوارها برای خرید آن از مشکلات اساسی اقتصادی و اجتماعی کشور است. مطالعه حاضر مسأله افزایش نابرابری درآمد و تأثیر آن بر استطاعت خرید مسکن را به‌صورت جامع‌تری با استفاده از مدلسازی پویا انجام می‌دهد و درصدد پاسخگویی به این سؤال است که «آیا ممکن است رفتار ثرتمندان و متعاقب آن افزایش نابرابری درآمد منجر به این شود که خانوارهای کم‌درآمد مجبور به پرداخت قیمت بالاتر برای خرید سرپناه شوند؟» لذا با مرور مجدد عوامل مؤثر بر قیمت و اجاره مسکن در بعضی از کلان‌شهرهای کشور، لازم است به تحلیل نابرابری درآمد و اثر آن بر بازار مسکن و چگونگی توانایی تأمین‌مالی خرید مسکن توسط افراد دهک‌های پایین درآمد پرداخته شود.

در این تحقیق با استفاده از چارچوب داده‌های مقطعی متوالی و داده‌های شبه‌تابلویی به بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر استطاعت خرید مسکن خانوارهای کم‌درآمد و با درآمد متوسط در برخی از کلان‌شهرهای کشور پرداخته می‌شود.

1. Zhang

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

۲. مبانی نظری

افزایش نابرابری درآمد، قیمت کالاهای مصرف شده توسط فقرا را افزایش می‌دهد. شواهد غیرقابل انکار برای به دست آوردن چنین رابطه‌ای زیاد سخت نیست. در طول بیست سال گذشته، خانوارهای فقیر در آمریکا شاهد کاهش درآمد نسبی خودشان و تغییرات نامطلوب در پیامدهای مسکن بوده‌اند (متلک و ویگدور، ۲۰۰۸). این فرضیه که افزایش درآمد ثروتمندان باعث مشکلات مالی خانوارهای فقیر برای تأمین‌مالی مسکن می‌شود موضوع جدیدی نیست. این مسأله توسط رودا[1] (۱۹۹۴) پیشنهاد شد و توسط ویگدور[2] (۲۰۰۲) مورد بحث قرار گرفت. اگر افزایش درآمد ثروتمندان، قیمتی که فقرا باید برای نیازهای مسکن بپردازند را افزایش دهد، آنگاه می‌توان نتیجه گرفت که نابرابری تشدید شده است.

این ایده که نابرابری درآمد با استطاعت مالی خانوارها در خرید مسکن مرتبط است در بعضی از ادبیات مطالعات قبلی هم وجود دارد. برای مثال رودا (۱۹۹۴)، کویگلی و همکاران (۲۰۰۱)، و کویگلی و رافائل (۲۰۰۴)[3] 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 تأثیر 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 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

1. Rodda
2. Vigdor
3. Quigley et al.; Quigley and Raphael

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

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).

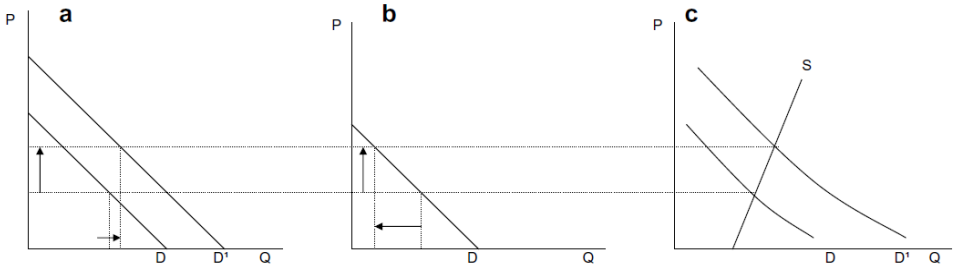
از لحاظ تئوری، به راحتی می‌توان نشان داد که افزایش درآمد خانوارهای ثروتمند منجر به قیمت بالاتر مسکن شده و در نتیجه خرید مسکن برای خانوارهای کم‌درآمد در تعادل جزئی دشوارتر خواهد بود. مشابه مطالعه متلک و ویگدور (۲۰۰۸)، می‌توان خانوارها را به دو گروه مجزای پردرآمد و کم‌درآمد تقسیم کرد و تقاضای مسکن خانوارهای پردرآمد و خانوارهای کم‌درآمد در بازار مسکن را در نمودار زیر به تصویر کشید. با فرض اینکه مسکن کالایی غیرهمگن است، قسمت a نمودار، تقاضای مسکن خانوارهای پردرآمد و قسمت b بازار مسکن در گروه درآمدی پایین و قسمت c کل بازار مسکن را نشان می‌دهد. 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.

حال با فرض اینکه مسکن کالایی همگن بوده و با این پیش فرض که مسکن کالایی نرمال است، قسمت a نتایج حاصل از افزایش درآمد گروه دارای درآمد بالا را نشان می‌دهد. بنابراین تقاضا برای مسکن افزایش می‌یابد. حال در قسمت c که منحنی تقاضا برای مسکن در کل بازار را نشان می‌دهد، فرض کنید که عرضه مسکن حداقل در بعضی از موارد کشش‌ناپذیر است. بنابراین با افزایش تقاضا، قیمت مسکن در بازار افزایش می‌یابد. حال خانوارهای دارای درآمد پایین با

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

قیمت افزایش یافته مسکن مواجه هستند و بنابراین تقاضای خود را برای مسکن کاهش می‌دهند (قسمت b). اگر فرض کنیم که درآمد در گروه پایین درآمدی ثابت باشد، گروه مذکور یا باید مسکن کمتری را مصرف کند، یا اینکه سهم بالاتری از درآمد خود را در بخش مسکن صرف کند. اما اگر افزایش نابرابری درآمدی به کاهش درآمد گروه دارای درآمد پایین‌تر منسوب شود، ممکن است اثر تغییرات قیمت ناچیز و در مواردی برعکس شود و اثرات خالص آن بر مصرف مسکن خانوارهای مذکور ثابت باقی بماند. بنابراین صرف‌نظر از منبع افزایش نابرابری درآمد، مدل تعادل جزئی پیش‌بینی می‌کند 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 بی‌نهایت باشد، تغییرات تقاضا هیچ اثری بر قیمت ندارد (ژانگ، ۲۰۱۵).

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.



شکل ۱. بازار مسکن

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

مرکز آمار در بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۷ 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 باقیمانده (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.

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

ژانگ و همکاران[1] (۲۰۱۶) استدلال می‌کنند که نابرابری درآمد یکی از عوامل مهم تأثیرگذار 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.

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 تأمین‌مالی 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[4] (۲۰۱۴)، چارچوبی برای بررسی رابطه بین توزیع درآمد و توزیع قیمت مسکن با مدل تخصیص خانوارهای با درآمدهای ناهمگن و واحدهای مسکونی با کیفیت ناهمگن ارائه می‌دهند. برای برآورد تأثیر نابرابری درآمد بر توزیع قیمت مسکن، مدلی را برای ۶منطقه

1. Chuanchuan Zhang, Shen Jia, Rudai Yang
2. Housing price-to-income ratio
3. Housing vacancy rate
4. Määttänen and Terviö

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

شهری آمریکا به‌کار گرفته و در می‌یابند که افزایش نابرابری درآمد بین سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۹۸ بر متوسط قیمت مسکن در ۶ منطقه شهری آمریکا تأثیر منفی داشته است.

ژانگ[1] (۲۰۱۶) در مقاله خود رابطه متقابل بین نابرابری درآمد و قیمت مسکن در چین از ۲۰۱۲-۲۰۰۲ 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.

چانچان ژانگ (۲۰۱۵)، در مطالعه خود با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۰۲ رابطه بین نابرابری درآمد و دسترسی به مسکن برای خانوارهای کم‌درآمد در چین را به‌طور تجربی آزمون می‌کند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که نابرابری درآمد؛ هزینه‌های بالاتر مسکن، فضای سرانه کوچک‌تر برای زندگی و ازدحام بیشتر برای مسکن و کیفیت پایین‌تر مسکن برای خانوارهای کم درآمد شهری را به‌دنبال دارد.

اولگا بارانف (۲۰۱۶)[2] در مطالعه‌ای برای شهر سانفرانسیسکو نشان می‌دهد زمانی که نابرابری درآمد افزایش می‌یابد، قیمت مسکن روند افزایشی را خواهد داشت و دسترسی به مسکن برای خانوارهای ضعیف با مشکل مواجه خواهد شد.

٤. روش شناسی و تحلیل داده‌ها

در اغلب کشورهای درحال 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 نمونه 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

1. Fudong Zhang
2. Olga Baranoff

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

قرار داد. 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 تعیین‌شده مورد ردیابی قرار می‌گیرد. در هر مقطع داده‌ها به یک سری از گروه‌های سنی، هرکدام با محدوده‌ی سنی برابر بین دوره‌های 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).

٤-١. اقتصادسنجی داده‌های مقطعی متوالی و مدل شبه‌پانل

برای نشان دادن مدل شبه‌پنل، یک مدل خطی بر اساس معادله (۱) لازم است که در آن y نشان دهنده متغیر وابسته در طول مقطع و زمان باشد:

$$y = x_{it}\beta + \theta_i + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

در این معادله، اندیس i نشان‌دهنده افراد مشاهده شده در طول زمان است. x_{it} مجموعه متغیرهای توضیحی است، β مجموعه پارامترهایی است که برآورد می‌شود، ε_{it} خطای اندازه‌گیری و θ_i اثرات مشاهده نشده افراد است که در طول زمان ثابت است.

دیتون (۱۹۸۵) اظهار می‌کند که در هر رابطه خطی منفرد مانند همانی که در رابطه بالا نشان داده شده است، یک نمونه گروه متناظر وجود دارد. سپس جمع اطلاعات منفرد به سطح گروه و جایگزینی افراد توسط میانگین گروه نمونه مشاهده شده منجر به ایجاد مدل معادله(۲) می‌شود:

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

$$\bar{y}_{ct} = \bar{x}_{ct}\bar{\beta} + \bar{\theta}_{ct} + \bar{\varepsilon}_{ct} \quad (۲)$$

که در آن متغیرهای با بار بیانگر میانگین متغیرهای مربوطه می‌باشند. توجه داشته باشید، اثرات گروه در طول زمان مختلف هستند و ثابت نیستند، این امر منجر به تخمین‌های غیرثابت خواهد شد. دیتون (۱۹۸۵) معتقد است تغییرات زمانی اثرات گروه ناچیز است و در صورتی که تعداد مشاهدات در هر گروه به اندازه کافی بزرگ باشد، $\bar{\theta}_{ct}$ تقریب بسیار خوبی از θ_c خواهد بود که دراین‌صورت این مدل می‌تواند به صورت معادله (۳) بازنویسی شود:

$$\bar{y}_{ct} = \bar{x}_{ct}\bar{\beta} + \theta_c + \bar{\varepsilon}_{ct} \quad (۳)$$

این تصریح برای برآورد استاندارد پارامتر بتا است. به عنوان یک جایگزین، دیتون (۱۹۸۵) گروه یک نمونه جمعیتی را به صورت زیر در نظر می‌گیرد:

$$\mathrm{y}^*_{ct} = x^*_{ct}\beta + \theta_c + \varepsilon_{ct} \quad (۴)$$

که در آن θ_c ثابت است چون فرض می‌شود که جمعیت متعلق به گروه در طول زمان ثابت است و y^*_{ct} و x^*_{ct} میانگین گروه‌های سنی جمعیتی مشاهده نشده است. از آنجا که ما در عمل تنها میانگین گروه $\bar{y}_{ct}$ و $\bar{x}_{ct}$ را که تخمین‌گرهای بدون خطا از میانگین‌های جمعیت هستند، لازم داریم، این معادله را می‌توان با استفاده از روش‌های اصلاح تورش تخمین‌گرها برای خطاهای متغیرها تخمین زد. از آنجا که داده‌های خانوارها در اختیار است، میانگین گروه و معیار متناظر می‌تواند تخمین زده شود. خطاهای معیار تخمین زده شده متناظر است با واریانس منتج از خطای اندازه‌گیری شده‌ای که می‌بایست از تخمین‌زننده کلاسیکی کم شود تا برآوردکننده‌های سازگار حاصل شود.

٤-۲. 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. به علت وسعت پوشش مکانی و نیز نوع اقلام مورد پرسش، نتایج حاصل از این طرح بسیاری از اطلاعات موردنیاز اقتصادی همچون شناسایی الگوی مصرف، توزیع درآمد و نیز میزان و تحولات برخورداری خانوارها از امکانات و تسهیلات زندگی اجتماعی را در مقیاس داخلی و

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

بین‌المللی فراهم می‌آورد که این در سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی دولت و بخش خصوصی مفید واقع می‌گردد.

به همین منظور این مطالعه با ۲۵ دوره زمانی و ۹ نسل سنی به بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر قدرت خرید مسکن از سال ۱۳۹۴-۱۳۷۰ 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 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 قرار گرفته است. به عنوان مثال در جدول (۱) پیوست، نسل اول در سال ۱۳۷۰ مربوط به خانوارهایی است که دارای سن ۵۶ تا ۶۰ سال هستند. در رویکرد شبه‌پانل همواره در فاصله سنی بیان شده، سن متوسط در نظر گرفته می‌شود. بر اساس رابطه (۵) به خانوارهای درون این نسل سن متوسط ۵۸سال نسبت داده می‌شود.

$$Age = year - cohort - 1 \qquad (۵)$$

در رابطه بالا (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 با گذشت 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 این‌صورت، سن متوسط

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

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 ۱۳۹۴-۱۳۸۱ از این دامنه خارج می‌شوند و خانه‌های مربوط به این سال‌ها خالی می‌مانند. در این مدل، پوشش خانوارهای شهری در سال‌های مختلف متفاوت است. بیشترین حجم خانوارهای کلان‌شهرها مربوط به سال ۱۳۷۴ 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).

۵. تصریح مدل و معرفی متغیّرها

داده‌های مورد استفاده در مطالعه حاضر، در دو سطح قابل بررسی است: برخی از داده‌ها در بخش شهری کلان‌شهرهای مورد اشاره مورد بررسی قرار گرفته و برخی دیگر در سطح خانوار بررسی می‌شود. متغیرهایی از قبیل ضریب جینی برای بیان نابرابری درآمد و انحراف معیار زیربنای سطح منزل مورد استفاده، در سطح شهری محاسبه می‌شود. متغیرهای در سطح خانوار شامل نسبت اجاره به درآمد، نسبت قیمت مسکن به درآمد خانوار و درآمد باقیمانده خانوار می‌باشد. اما با توجه به اینکه یکی از اصلی‌ترین متغیرهای تعیین‌کننده استطاعات مالی خرید مسکن، ویژگی‌های مربوط به درآمد سرپرست خانوار است، لذا از ویژگی‌های سرپرست خانوار نیز به عنوان متغیر توضیح‌دهنده قدرت خرید مسکن استفاده شده است. این ویژگی‌ها شامل درآمد دائمی سرپرست خانوارهای دهک‌های اول تا پنجم توزیع درآمد خانوار، سن سرپرست خانوار، مربع سن، بعد خانوار (اندازه خانوار)، تأهل سرپرست، سطح تحصیلات، تعداد افراد شاغل خانوار و تعداد افراد باسواد خانوار را در نظر می‌گیرد.

متغیرهای ویژگی سرپرست خانوار در این پژوهش اطلاعات خرد مربوط به خانوارهایی است که به صورت گروه سنی محاسبه می‌شود و متغیرهای مربوط به این داده‌ها برای تخمین تأثیر نابرابری درآمد خانوارها بر استطاعت خرید مسکن با کمک مدل شبه‌پنل مورد بررسی قرارمی‌گیرد. در اینجا گروه‌های خانوار به صورت پویا مورد بررسی قرارمی‌گیرد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

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).

در جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای به‌کار 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 درآمد باقیمانده برابر با۱۹/۲۶۹ 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.

در بین متغیرها، متغیر ضریب جینی خانوار دارای کمترین میزان پراکندگی و متغیر مربع سن (age2) دارای بیشترین میزان پراکندگی است. همین‌طور، متغیر نسبت قیمت مسکن به درآمد خانوار (PIjt) بیشترین چولگی و متغیرهای سن سرپرست و تعداد باسوادان خانوار ($\overline{nl}$) کمترین چولگی را نسبت به توزیع نرمال دارند. متغیر سن سرپرست بیشترین برجستگی و متغیر تعداد شاغلان در خانوار (ne) کمترین برجستگی را نسبت به منحنی نرمال دارد.

1. Ordinary Least Square

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

جدول ۱. ویژگی‌های آماری متغیرهای مدل

شاخص‌های آماری / متغیرها	تعداد مشاهدات	میانگین	حداکثر مقدار	حداقل مقدار	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
PI_{jt}	۲۲۵	۶/۹۳۰۹	۱۲/۲۱۹۰	۳/۸۸۶۰	۲/۷۶۴۱	۰/۹۱۰۱	۲/۲۷
RI_{jt}	۲۲۵	۰/۳۹۱۹	۰/۴۷۴۵	۰/۳۴۱۷	۰/۰۳۷۷	۰/۴۹۲	۲/۱۶
LRE_{jt}	۲۲۵	۹/۹۲۷۸	۱۱/۹۵۳۶	۷/۴۹۶۰	۱/۳۱۴۷	-۰/۳۲۰	۱/۹۶
$gini_{ct}$	۲۲۵	۰/۴۰۳۵	۰/۴۵۳۱	۰/۳۵۱۱	۰/۰۲۷۶	-۰/۴۳۹۰	۲/۳۹
$\overline{age}_{ct}$	۲۲۵	۴۴/۹۲۸	۶۸/۴۱	۲۳/۵۷۹	۱۲/۸۴۳	۰/۰۵۴۸	۱/۸۱
$\overline{age2}_{ct}$	۲۲۵	۲۱۸۴/۷۸	۴۶۸۱/۸	۵۵۷/۷۷	۱۱۷۰/۶۳	۰/۳۹۳	۱/۹۶
$\overline{nl}_{ct}$	۲۲۵	۳/۳۵۰	۴/۹۷۳	۱/۸۷۶	۰/۸۷۱	۰/۰۵۴	۱/۸۶
$\overline{ne}_{ct}$	۲۲۵	۱/۱۵۱	۱/۶۰۵	۰/۵۴۷	۰/۱۸۰	-۰/۳۲۲	۳/۷۲
$\overline{size}_{ct}$	۲۲۵	۴/۱۳۹۵	۶/۳۰۷۹	۲/۳۶۶۶	۰/۹۲۵۶	۰/۳۰۵	۲/۳۸
$\overline{size2}_{ct}$	۲۲۵	۱۸/۰۸۱	۳۹/۷۹۰	۵/۶۰۱	۷/۹۶۰	۰/۷۲۰	۲/۸۳
$\overline{yd}_{ct}$	۲۲۵	۳۵۰,۰۰۰,۰۰۰	۵۹۶,۰۰۰,۰۰۰	۱۵۱,۰۰۰,۰۰۰	۹۲,۶۰۰,۰۰۰	۰/۱۶۱	۲/۳۵

مأخذ: نتایج تحقیق

کل متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش عبارتند از:

PI_{jt}: نسبت میانگین قیمت مسکن به میانگین درآمد خانوار در شهر j در زمان t

RI_{jt}: نسبت میانگین اجاره مسکن به میانگین درآمد خانوار در شهر j در زمان t

LRE_{jt}: میانگین لگاریتم درآمد باقیمانده خانوار در شهر j در زمان t

$Gini_{jt}$: ضریب جینی در شهر j در زمان t

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

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

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

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

$\overline{size}_{ct}$: میانگین تعداد اعضای خانوار در گروه سنی c در زمان t

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

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

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

۵-۱. رابطه بین نابرابری درآمد و نسبت قیمت مسکن به درآمد خانوار

پیش از بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر قدرت خرید مسکن، ابتدا نشان می‌دهیم که نسبت قیمت مسکن به درآمد، به‌طور قابل ملاحظه‌ای متأثر از نابرابری درآمد است. مدل مورد مطالعه برای بررسی تأثیر 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 (۶) بدان می‌پردازیم: ما هر دو رگرسیون OLS و رگرسیون FE را براساس معادله زیر انجام می‌دهیم:

$$H_{jt} = \alpha + \beta Z_{jt} + \lambda X_{jt} + c_j + y_t + u_{jt} \qquad (۶)$$

که در آن H_{jt} متغیر وابسته می‌باشد که عبارت است از نسبت قیمت مسکن به درآمد خانوار (درآمد/قیمت مسکن) که به عنوان نسبت میانگین ارزش مسکن به میانگین درآمد خانوار است. 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_{jt} مجموعه‌ای از متغیرهای کنترل شامل سن و مربع سن سرپرست خانوار، 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_{jt} جمله خطا است.

۵-۲. رابطه بین نابرابری درآمد و دسترسی به مسکن

مدل مورد مطالعه برای بررسی اثر نابرابری درآمد بر دسترسی به مسکن، نیز همانند مدل بالا از مدل متلک و ویگدور (۲۰۰۸) و ژانگ (۲۰۱۵) استفاده می‌کند که به صورت رابطه زیر است. این بخش رابطه بین نابرابری درآمد و دسترسی به مسکن خانوار را با برآورد معادله زیر بررسی می‌کند:

$$H_{ijt} = \alpha + \beta Z_{jt} + \lambda X_{ijt} + c_j + y_t + u_{ijt} . \qquad (۷)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

که در آن H_{ijt} متغیر وابسته می‌باشد که می‌تواند لگاریتم درآمد 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 (ضریب جینی) در شهر jام در سال t 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.

نسبت اجاره به درآمد نشان‌دهنده میزان بار هزینه تأمین مسکن است. در این مورد به این سئوال پاسخ داده می‌شود که آیا نابرابری درآمد هزینه تأمین مسکن را برای خانوارها تغییر می‌دهد. خانوارهای ثروتمند برای کسب بازدهی در بازار مسکن سرمایه‌گذاری می‌کنند، اما بازدهی مثبت برای آنها معادل با افزایش هزینه آن برای سایر خانوارها است. اگر چنانچه ضریب جینی در این مورد مثبت باشد، کاهش دسترسی به مسکن برای خانوارهای ضعیف را تأیید می‌کند. شاخص دوم درآمد باقیمانده است که به صورت کسر هزینه اجاره از درآمد محاسبه شده است. تفسیر درآمد باقیمانده همانند نسبت اجاره به درآمد است و تغییرات نرخ تغییر در درآمد و اجاره را اندازه‌گیری می‌کند. در صورت نابرابری درآمد اگر تغییرات درآمد بیش از تغییرات اجاره باشد، نتیجه می‌گیریم که نابرابری درآمد باعث افزایش دسترسی به مسکن می‌شود و در غیراین‌صورت خانوار برای دسترسی به مسکن با مشکلات زیادی مواجهه است. طبقات اجتماعی متفاوت دارای الگوی متفاوت مصرف هستند، به این صورت که خانوارهای دارای تحصیلات عالی و خانوارهایی که سرپرست با همسر خود زندگی می‌کنند دارای الگوی متفاوت مصرف مسکن هستند، به همین دلیل از ویژگی‌های سرپرست خانوار برای تعیین دسترسی به مسکن استفاده می‌شود (گلی و حیدری، ۱۳۹۵).

1. rent-to-income ratio

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

۵-۳. نابرابری درآمد و دسترسی به مسکن با تمایز تولید

بالا بودن تنوع مسکن دامنه انتخاب مسکن را برای خانوارهای مختلف افزایش می‌دهد، لذا میزان اثر نابرابری درآمد بر دسترسی مسکن کاهش می‌یابد. بنابراین برای در نظر گرفتن تنوع مسکن، از معادله زیر استفاده می‌شود.

$$H_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{jt} + \alpha_2 StdHS_{jt} + \alpha_3 (Z_{jt} - \overline{Z_{Jt}})*(StdHS_{jt} - \overline{StdHS_{Jt}}) + \alpha_4 X_{ijt} + u_{ijt} \quad (۸)$$

در معادله بالا، StdHS انحراف معیار اندازه مسکن در شهر zام و در زمان tام است، ضریب α_3 نشان دهنده اثرات همزمان نابرابری و میزان تنوع در اندازه مسکن است. تفسیر آن به این صورت است که با ثابت بودن میزان نابرابری اثر افزایش تنوع مسکن بر دسترسی به مسکن بررسی می‌شود (ژانگ، ۲۰۱۵).

۵-٤. مدل‌های نهایی جهت تخمین

با توجه به مبانی نظری و تحقیقات پیشین، مدل به‌کار گرفته شده در این تحقیق مدل تعمیم‌یافته معادلات (۶ تا ۸) است که فرم کلی آن به صورت روابط زیر می‌باشد:

$$H_{jt} = \gamma + \beta_1 Z_{jt} + \beta_2 \overline{age}_{ct} + \beta_3 \overline{age2}_{ct} + \beta_4 \overline{nl}_{ct} + \beta_5 \overline{ne}_{ct} + \beta_6 \overline{size}_{ct} + \beta_7 \overline{size2}_{ct} + \beta_8 \overline{yd}_{ct} + \alpha_c + u_{jt} \quad (۹)$$

معادلات اخیر بر اساس میانگین کوهورت برای هرسال 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 u_{jt} اجزای خطا است که دارای میانگین صفر و واریانس مشخص در هر دوره زمانی است. βi پارامترهایی هستند که باید برآورد شوند.

در این معادله، متغیر وابسته H_{jt} نشان‌دهنده سه شاخص نسبت قیمت مسکن به درآمد خانوار، نسبت اجاره به درآمد خانوار و لگاریتم درآمد باقیمانده است. همینطور، Zjt شاخص نابرابری درآمد (ضریب جینی) در شهر zام در سال t است.

این مدل از یک سری از مقاطع در دوره‌های مختلف زمانی تشکیل شده است. در هر مقطع داده‌ها به یکسری از گروه‌های سنی با محدوده سنی برابر بین دوره‌های زمانی طبقه‌بندی شده‌اند. در این پژوهش از ۲۵ دوره زمانی و ۹ گروه سنی برای تشکیل کوهورت‌ها استفاده شده است

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

(جدول ۱ پیوست). هر گروه سنی متعلق به بازه زمانی ۵ ساله غیرهمپوشان است. به‌عنوان مثال، گروه سنی پنجم در سال ۱۳۷۰، افراد با سن ۴۰-۳۶ و متولدین ۱۳۳۴-۱۳۳۰ هستند. در هر سال، بعد از تشکیل کوهورت‌ها، میانگین متغیرهای هر کوهورت محاسبه و سپس داده‌های شبه‌پانلی برای برازش تنظیم می‌گردد.

برای برازش الگو، جهت تعیین متغیرهای ویژگی سرپرست خانوار، از کل مشاهدات خانوارهای شهری طرح هزینه – درآمد خانوارها، مشاهدات خام مربوط به هفت کلان‌شهر مذکور جدا شده و در جداول جداگانه مربوط به هر سال کوهورت‌گیری شدند تا بر اساس آن داده‌های شبه‌پانلی ساخته شود. هدف از این برازش بررسی تأثیر افزایش نابرابری درآمد بر قدرت خرید مسکن خانوارهای کم‌درآمد و میان‌درآمد بوده است. در برازش‌ها برای نشان دادن استطاعت خرید مسکن از دو گروه شاخص‌های قیمت مسکن به درآمد و شاخص‌های بار هزینه مسکن (نسبت اجاره به درآمد و درآمد باقیمانده) به عنوان متغیرهای وابسته استفاده شده تا تأثیر افزایش ضریب جینی خانوارها و دیگر متغیرهای مهم بر آنها استخراج شود.

٦. یافته‌های تجربی تحقیق

٦-١. نتایج آزمون‌های ریشه واحد پانلی

قبل از آزمون فرضیه‌ها و برآورد مدل‌های این تحقیق، لازم است تا مانایی 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. بنابراین، از آزمون‌های ریشه واحد پانلی لوین، لین و چو[1] (۲۰۰۲)، ایم، پسران و شین[2] (۲۰۰۳) و آزمون دیکی فولر[3] (۲۰۰۱) استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۲) ارائه شده است. فرضیه صفر این آزمون‌ها، بیانگر نامانایی متغیرها است.

1. Levin, Lin and Chu (LLC)
2. Im, Pesaran and Shin (IPS)
3. Dicky Fuller (ADF)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

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

متغیرها	طول وقفه	آماره آزمون **LLC**	آماره آزمون **IPS**	آماره آزمون **ADF**
PI_{jt}	۰	۱/۷۴۴۸ (۰/۹۵۹۵)	۳/۵۶۶۰ (۰/۹۹۹۸)	-۲/۶۶۵۶ (۰/۹۹۶۲)
$D(PI_{jt})$	۱	-۲/۱۴۸۱ (۰/۰۱۵۹)	-۶/۸۰۷۷ (۰/۰۰۰۰)	۱۹/۳۸۳۱ (۰/۰۰۰۰)
RI_{jt}	۰	-۱/۱۹۷۰ (۰/۱۱۵۶)	۱/۹۸۵۱ (۰/۹۷۶۴)	-۲/۲۸۱۴ (۰/۹۸۸۷)
$D(RI_{jt})$	۱	-۹/۵۳۴۸ (۰/۰۰۰۰)	-۵/۲۷۸۶ (۰/۰۰۰۰)	۱۰/۳۹۸۷ (۰/۰۰۰۰)
LRE_{jt}	۰	-۹/۲۰۷۴ (۰/۰۰۰۰)	-۴/۱۲۵۹ (۰/۰۰۰۰)	۵/۹۶۹۵ (۰/۰۰۰۰)
Z_{jt}	۰	-۰/۴۰۹۹ (۰/۳۴۰۹)	-۰/۴۱۵۸ (۰/۳۳۸۸)	-۰/۸۸۱۴ (۰/۸۱۱۰)
$D(Z_{jt})$	۱	-۴/۵۸۴۸ (۰/۰۰۰۰)	-۸/۵۶۳۰ (۰/۰۰۰۰)	۳۸/۲۲۸۹ (۰/۰۰۰۰)
$\overline{age}_{ct}$	۰	-۵/۱۰۵۷ (۰/۰۰۰۰)	-۳/۷۲۱۹ (۰/۰۰۰۱)	۵/۱۳۶۲ (۰/۰۰۰۰)
$\overline{age2}_{ct}$	۰	-۵/۰۱۴۱ (۰/۰۰۰۰)	-۳/۶۴۳۱ (۰/۰۰۰۰)	۴/۹۵۳۸ (۰/۰۰۰۰)
$\overline{ne}_{ct}$	۰	۰/۳۵۳۲ (۰/۶۳۸۰)	-۱/۹۰۹۶ (۰/۰۲۸۱)	۳/۵۱۳۴ (۰/۰۰۰۲)
$\overline{nl}_{ct}$	۰	-۰/۲۴۷۵ (۰/۴۰۲۳)	-۰/۷۹۹۴ (۰/۲۱۲۰)	۲/۲۸۶۵ (۰/۰۱۱۱)
$D(\overline{nl}_{ct})$	۱	-۸/۵۴۲۱ (۰/۰۰۰۰)	-۸/۷۷۴۳ (۰/۰۰۰۰)	۴۶/۷۹۹۶ (۰/۰۰۰۰)
$\overline{size}_{ct}$	۰	-۳/۱۹۲۱ (۰/۰۰۰۷)	-۰/۰۳۹۸ (۰/۴۸۴۱)	-۰/۱۸۲۵ (۰/۰۵۲۴)
$\overline{size2}_{ct}$	۰	-۴/۷۸۴۶ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۶۱۱۰ (۰/۲۷۰۶)	۰/۳۸۳۵ (۰/۰۵۰۷)
$\overline{yd}_{ct}$	۰	-۲/۵۶۳۰ (۰/۰۰۵۲)	-۲/۵۱۶۴ (۰/۰۰۵۹)	۲/۳۳۱۷ (۰/۰۰۹۹)

مأخذ: نتایج تحقیق

اعداد بالا ضرایب آماره آزمون‌های مربوط به متغیرها و اعداد داخل پرانتز احتمال آن‌ها می‌باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

با توجه به آزمون‌ها در جدول (۲)، بعضی از متغیرهای مدل در سطح مانا می‌باشند (*I(0)*)، لذا فرضیه صفر مبنی بر نامانایی متغیرها در سطح اطمینان ۹۵درصد رد می‌شود. برخی دیگر از متغیرها اما در سطح مانا نیستند و برای مانا کردن آن‌ها از تفاضل‌گیری مرتبه اول استفاده می‌کنیم. نتایج نشان داد که پس از تفاضل‌گیری مرتبه اول، متغیرهای نامانا، مانا می‌شوند (*I(1)*). حال با توجه به وجود متغیرها با مرتبه‌های هم‌انباشتگی متفاوت لازم است که رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها بررسی شود.

٦-۲. آزمون هم انباشتگی

مهمترین نکته در تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی آن است که با وجود نامانا بودن بعضی از متغیرها و داشتن یک روند تصادفی افزایش یا کاهشی، در بلندمدت ممکن است که یک ترکیب خطی از این متغیرها، همواره مانا و بدون روند باشند. با استفاده از تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی این روابط بلندمدت کشف می‌شود. به عبارت دیگر، در صورت صحیح بودن یک نظریه اقتصادی و ارتباط مجموعه‌ای از این متغیرها، انتظار داریم که ترکیبی از این متغیرها در بلندمدت، مانا و بدون روند باشند. 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 را انجام می‌دهیم. زیرا انجام آزمون پدرونی و وسترلاند به دلیل زیاد بودن تعداد متغیّرهای مدل امکان‌پذیر نیست. نتایج آزمون در جدول (۳) آورده شده است.

جدول ۳. آزمون هم‌انباشتگی

آزمون هم‌جمعی کائو	آماره **t**	مقدار احتمال
مقادیر برای معادله‌ای که متغیر وابسته، PI_{jt} است (معادله ۶)	-۴/۹۰۰۲	۰/۰۰۰۰
مقادیر برای معادله‌ای که متغیر وابسته، RI_{jt} است (معادله ۷)	-۹/۲۸۴۳	۰/۰۰۰۰
مقادیر برای معادله‌ای که متغیر وابسته، LRE_{jt} است (معادله ۷)	-۵/۲۸۶۷	۰/۰۰۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

1. Kao
2. Perdoni
3. Westerlund

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

با توجه به نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی کائو، وجود هم‌انباشتگی میان متغیرهای الگو تأییدشده و فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی را نمی‌توان پذیرفت. بنابراین وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت و عدم وجود رگرسیون کاذب نیز بین متغیرهای الگو تائید خواهد شد.

٦-٣. آزمون تشخیص

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 آزمون اثرات ثابت فردی استفاده می‌شود. بدین‌منظور از آماره F لیمر استفاده می‌شود. اگر آماره F 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 زیر آورده شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون F- Leamer و آزمون Hausman

	آزمون	Value	Prob	نتیجه
معادله ۶	آزمون F-Leamer	۸/۰۵	۰/۰۰۰۰	مدل پانل
	آزمون Hausman	۶۶/۴۱	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت
معادله ۷	آزمون F-Leamer	۱۸/۳۵	۰/۰۰۰۰	مدل پانل
	آزمون Hausman	۱۵۵/۶۶	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت
معادله ۹	آزمون F-Leamer	۴/۴۸	۰/۰۰۰۰	مدل پانل
	آزمون Hausman	۳۴/۴۵	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت

مأخذ: نتایج تحقیق

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

مدل رگرسیونی ارائه شده در روابط (۶) تا (۹) از طریق روش پانل‌دیتا با به‌کارگیری داده‌های شبه‌پانل برای متغیرهای نشان‌دهنده ویژگی سرپرست خانوار، برآورد شده است. چون داده‌ها به‌صورت 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.

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 ۶) به دلیل وجود واریانس ناهمسانی، از روش GLS[1] استفاده شده است. در این روش با وزن‌دادن به متغیرها و انتخاب متغیر مناسب جهت وزن‌دهی به متغیرهای رگرسیون و جزء اخلال، واریانس ناهمسانی برطرف می‌گردد. در مدل بعدی (معادله ۹) نیز به دلیل وجود خودهمبستگی در مدل، مدل همراه با $AR(1)$ برآورد شده است که همان روش تخمینی GLS می‌باشد.

۷. برآورد مدل و تحلیل نتایج

جدول (۵) نتایج حاصل از برآورد معادله (۶) را بر اساس هر دو رگرسیون OLS و رگرسیون FE نشان می‌دهد. بر اساس نتایج حاصل از برازش، کلیه ضرایب برآوردی در سطح ۹۵درصد معنی‌دار و آماره F نشانگر معنی‌داری کل مدل است. مقادیر آماره‌ی z و t در جداول نشان می‌دهند که تمامی مقادیر β در سطح ۹۵درصد معنی‌دار می‌باشند، به جز ضریب درآمد دائمی که در سطح ۹۰درصد معنی‌دار است. آماره ضریب تعیین حاکی از آن است که متغیرهای به‌کار گرفته‌شده الگوی برآورد شده، بیش از ۸۹درصد 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 توضیح دهندگی بالایی برخوردار است.

1. Generalized Least Squares

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

جدول ۵. اثر نابرابری درآمد بر قیمت مسکن PI_{jt} (معادله ۶)

متغیرها	روش **FE**			روش **OLS**		
	آماره **z**	سطح احتمال	ضریب برآوردی	آماره **t**	سطح احتمال	ضریب برآوردی
gini_{jt}	۷/۲۷	۰/۰۰۰	۰/۴۴۳	۱۱/۰۸	۰/۰۰۰	۰/۳۹۷
$\overline{\text{age}}_{ct}$	۷/۰۶	۰/۰۰۰	۰/۱۱۴	۴/۷۲	۰/۰۰۰	۰/۹۶۹
$\overline{\text{age2}}_{ct}$	-۷/۱۱	۰/۰۰۰	-۰/۰۲۳	-۴/۷۳	۰/۰۰۰	-۰/۰۱۰
$\overline{\text{nl}}_{ct}$	-۲/۵۶	۰/۰۱۱	-۰/۱۶۰	-۲/۱۲	۰/۰۳۶	-۱/۲۸۲
$\overline{\text{ne}}_{ct}$	-۳/۹۹	۰/۰۰۰	-۰/۱۹۳	-۲/۹۳	۰/۰۰۴	-۲/۴۳۳
$\overline{size}_{ct}$	-۴/۹۸	۰/۰۰۰	-۱/۰۱۴	-۴/۱۳	۰/۰۰۰	-۵/۰۴۹
$\overline{size2}_{ct}$	۵/۰۵	۰/۰۰۰	۰/۰۳۴	۴/۵۲	۰/۰۰۰	۰/۵۴۸
$\overline{\text{yd}}_{ct}$	-۱/۶۱	۰/۱۰۸	-۷/۱۴۷	-۱/۹۶	۰/۰۵۱	-۴/۳۶۰
عرض از مبدأ	۴/۱۶	۰/۰۰۰	۴/۲۳۵	۷/۷۳	۰/۰۰۰	۳/۳۰۵
	Prob > Chi2 = ۰/۰۰۰			Prob > Chi2 = ۰/۰۰۰		
	R sq: Within=۰/۸۹			R sq. =۰/۷۷		
	Observation= 225			Observation= 225		
	Number of groups= 9			۸۵/۰۴F(8, 216) =		
	Time periods=25			Time periods=25		

مأخذ: نتایج تحقیق

ضرایب مدل در حالت‌های مختلف نشان می‌دهد که افزایش نابرابری درآمد سرانه بین خانوارها (افزایش ضریب جینی) در ۷ کلان‌شهر مذکور، اثر مثبت و معناداری بر نسبت قیمت به درآمد دارد. با افزایش در نابرابری درآمد در روش برآورده شده، نسبت قیمت مسکن به درآمد خانوار افزایش یافته است. یکی از دلایل عمده افزایش قیمت مسکن در کلان‌شهرها افزایش چگالی جمعیت است. هر اندازه میزان فعالیت‌های اقتصادی در کلان‌شهرها افزایش یابد، با توجه به اینکه بیکاری یکی از مسائل مهم برای اقتصاد کشور است، بنابراین مهاجرت به کلان‌شهرها بخصوص تهران افزایش یافته و بنابراین تقاضا برای مسکن و به تبع آن قیمت مسکن افزایش می‌یابد.

جدول (۶) نتایج حاصل از برآورد مدل (۹) برای دهک‌های اول تا پنجم درآمدی با در نظر گرفتن آزمون ریشه واحد و آزمون F لیمر و آزمون هاسمن را نشان می‌دهد. علت اینکه از خانوارهای دهک‌های اول تا پنجم استفاده می‌شود، آن است که این دهک‌ها نماینده خانوارهای

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

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 ۶. برآورد مدل برای دهک‌های اول تا پنجم (خانوارهای کم‌درآمد و میان‌درآمد)

متغیرها	LRE_{jt}			RI_{jt}		
	سطح احتمال	آماره t	ضریب برآوردی	سطح احتمال	آماره t	ضریب برآوردی
$gini_{jt}$	۰/۰۰۰	-۶/۵۹	-۱۱/۵۷۸۳	۰/۰۰۰	۸/۳۲	۰/۹۱۴۹
$\overline{age}_{ct}$	۰/۰۰۰	۸/۴۰	۰/۴۷۱۸۹	۰/۰۰۰	-۴/۶۸	-۰/۰۱۶۸
$\overline{age2}_{ct}$	۰/۰۰۰	-۸/۵۴	-۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۰	۴/۶۳	۰/۰۰۱۷
$\overline{nl}_{ct}$	۰/۰۰۰	-۳/۶۷	-۰/۵۹۵۹	۰/۰۰۲	۳/۰۳	۰/۰۳۱۴
$\overline{ne}_{ct}$	۰/۰۰۳	۲/۹۶	۰/۶۴۶۸۷	۰/۶۲۷	-۰/۴۹	-۰/۰۰۶۳
$\overline{size}_{ct}$	۰/۰۰۰	-۶/۷۷	-۲/۴۱۱۷	۰/۰۰۰	۳/۷۳	۰/۰۸۱۰
$\overline{size2}_{ct}$	۰/۰۲۸	۲/۲۰	۰/۰۷۷۷	۰/۰۰۰	-۴/۷۳	-۰/۰۱۰۶
$\overline{yd}_{ct}$	۰/۰۱۰	۲/۵۹	۱/۴۵۲۵	۰/۰۰۰	-۴/۳۷	-۱/۵۹۰
عرض از مبدأ	۰/۰۰۰	۸/۸۱	۱۱/۱۲۸۲	۰/۰۰۰	۹/۳۹	۰/۶۹۵۹
	Prob > Chi2 = ۰/۰۰۰ R sq: Within=۰/۹۲ Observation= 225 Number of groups= 9 Time periods=25			Prob > Chi2 = ۰/۰۰۰ R sq: Within=۰/۸۱ Observation= 225 Number of groups= 9 Time periods=25		

مأخذ: نتایج تحقیق

ضرایب مدل در دو حالت مختلف نشان می‌دهد که افزایش نابرابری درآمد سرانه بین خانوارها در کلان‌شهرهای مذکور، اثر منفی و معناداری بر درآمد باقیمانده و اثر مثبت و معنادار بر نسبت اجاره به درآمد خانوار دارد. ضرایب βی متغیر ضریب جینی نشان می‌دهد که یک‌درصد افزایش نابرابری درآمد موجب می‌شود درآمد باقیمانده ۱۱/۵درصد کاهش و نسبت اجاره به درآمد ۰/۹۱۴ افزایش یابد. این بدان معنی است که با افزایش ضریب جینی، استطاعت خرید مسکن دهک‌های کم‌درآمد و میان‌درآمد در مناطق مذکور کاهش می‌یابد. با افزایش نابرابری درآمد، برای خانوارهای ضعیف

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

افزایش اجاره بیش از افزایش درآمد بوده و نسبت اجاره به درآمد افزایش می‌یابد. بعبارت دیگر، 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.

طبق نتایج جدول (۶)؛ یک‌درصد افزایش در سال‌های تحصیل سرپرستان خانوارها باعث کاهش درآمد باقیمانده به میزان ۰/۵۹ می‌شود، و از طرفی باعث افزایش نسبت اجاره به درآمد سرپرستان خانوار به میزان ۰/۰۳۱ 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 افزایش هزینه مسکن و متعاقباً باعث کاهش درآمد باقیمانده می‌شود.

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. در نتیجه، انتظار می‌رود با افزایش سن، فرد اجاره کمتری بپردازد. بنابراین می‌بینیم با افزایش سن سرپرست خانوار به میزان یک درصد، درآمد باقیمانده و نسبت اجاره به درآمد به ترتیب به میزان ۰/۴۷۱ افزایش و ۰/۰۱۶ کاهش می‌یابد و این رابطه در هر دو مدل معنی‌دار است که این نتیجه مشابه با مطالعه ژانگ (۲۰۱۵) می‌باشد. اما مربع

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

سن سرپرست خانوار تأثیر منفی بر درآمد باقیمانده دارد که مطابق با نتیجه تحقیق گلی و حیدری (۱۳۹۵) است. منفی بودن ضریب این متغیر نشان از غیرخطی بودن این رابطه دارد.

درآمد دائمی اثر مثبت بر قدرت خرید مسکن دارد و افزایش آن باعث افزایش درآمد باقیمانده و کاهش نسبت اجاره به درآمد می‌شود. با افزایش ۱درصد در درآمد دائمی، درآمد باقیمانده حدود ۱/۴۵درصد افزایش و نسبت اجاره به درآمد حدوداً ۱/۶درصد کاهش می‌یابند. درکل، درآمد دائمی یک اثر مثبت و معنی‌دار بر استطاعت خرید مسکن دارد.

رابطه‌ی توان دوم بعد خانوار که نشان‌دهنده اثرات ازدحام است، با نسبت اجاره به درآمد منفی و معنی‌دار است و نشان می‌دهد با افزایش تعداد اعضای خانوار، درآمد خانوار افزایش بیشتری یافته و نسبت اجاره به درآمد کاهش می‌یابد. اما رابطه همین متغیر در مدل دیگر مثبت و معنی‌دار است و به این معنی است که با افزایش تعداد افراد، درآمد باقیمانده خانوارها افزایش می‌یابد.

اما همان‌طور که در جدول (۷) نشان داده شده، انتظار بر این است هرچه میزان نابرابری درآمدی افزایش یابد، میزان درآمد باقیمانده در خانوارهای ثروتمند افزایش یابد، اما میزان اجاره به درآمد در این خانوارها کاهش یابد. 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 این خانوارها منجر به افزایش استفاده از مسکن و افزایش کیفیت مسکن می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

جدول ۷. برآورد مدل برای سه دهک بالای درآمد (خانوارهای پردرآمد)

متغیرها	LRE_{jt}			RI_{jt}		
	سطح احتمال	آماره t	ضریب برآوردی	سطح احتمال	آماره t	ضریب برآوردی
$gini_{jt}$	۰/۰۰۰	۴/۲۳	۶/۱۷۴۲	۰/۰۰۰	-۴/۵۱	-۰/۰۵۰۱
$\overline{age}_{ct}$	۰/۰۰۸	۲/۷۷	۰/۰۴۶۹	۰/۰۰۰	-۳/۷۱	-۰/۰۱۲۵
$\overline{age2}_{ct}$	۰/۰۰۰	-۶/۱۷	-۲/۱۲۵۸	۰/۰۰۰	۷/۴۳	۱/۰۸۱۱
$\overline{nl}_{ct}$	۰/۰۰۰	۳/۳۵	۰/۸۸۷۷	۰/۰۴۶	-۲/۶۱	-۰/۲۲۵۹
$\overline{ne}_{ct}$	۰/۰۷۵	۱/۷۵	۰/۳۲۵۴	۰/۰۸۴۸	-۱/۷۹	-۰/۰۵۱۳
$\overline{size}_{ct}$	۰/۰۷۱	-۱/۷۵	-۱/۴۲۳۷	۰/۰۰۰	۵/۱۴	۰/۷۶۵۲
$\overline{size2}_{ct}$	۰/۰۰۰	۳/۲۹	۰/۴۵۲۱	۰/۰۰۰	-۳/۸۶	-۰/۰۴۵۸
$\overline{yd}_{ct}$	۰/۰۰۰	۳/۲۲	۲/۸۵۶۳	۰/۰۰۰	۷/۴۲	۳/۱۱۴
عرض از مبدأ	۰/۰۰۰	۵/۵۶	۷/۶۳۲۳	۰/۰۰۰	۱۲/۸۵	۲/۱۷۱۶
	۰/۰۰۰Prob > Chi2 =			۰/۰۰۰Prob > Chi2 =		
	۰/۹۲R sq: Within=			۰/۸۱R sq: Within=		
	Observation= 225			Observation= 225		
	Number of groups= 9			Number of groups= 9		
	Time periods=25			Time periods=25		

مأخذ: نتایج تحقیق

بنابراین به طور کلی، افزایش نابرابری درآمد (افزایش ضریب جینی) باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود، و این افزایش قیمت مسکن باعث کاهش استطاعت مالی خرید مسکن برای خانوارهای کم‌درآمد و میان‌درآمد شده، اما در این حالت توان مالی و دسترسی به مسکن برای خانوارهای ثروتمند افزایش می‌یابد. چرا که منافع و قدرت خرید خانوارهای ثروتمند به واسطه افزایش قیمت مسکن افزایش می‌یابد.

۸. نتیجه‌گیری

مسکن از مهم‌ترین و گران‌قیمت‌ترین دارایی‌های دوران زندگی انسان، کالایی پرهزینه است که خرید آن مستلزم برنامه‌ریزی بلندمدت می‌باشد، بنابراین استطاعت مالی خرید مسکن در سبد هزینه خانوار از موضوعات پراهمیت به شمار می‌رود. در این مطالعه برای تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

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 ۱۳۹۴-۱۳۷۰ ساخته شد. افراد هدف مورد مطالعه در این طرح، شاغلینی بودند که در فاصله سال‌های ۱۳۶۹-۱۳۱۰ متولد شده بودند.

هدف از برازش مدل‌ها، بررسی تأثیر افزایش نابرابری درآمد بر قدرت خرید مسکن خانوارهای کم‌درآمد و میان‌درآمد بود. در برازش‌ها برای نشان دادن استطاعت خرید مسکن از سه شاخص نسبت قیمت مسکن به درآمد خانوار، نسبت اجاره به درآمد و درآمد باقیمانده به عنوان متغیرهای وابسته استفاده شد تا تأثیر افزایش ضریب جینی خانوارها و دیگر متغیرهای مهم بر آن‌ها استخراج شود. در هر سه مدل برآورد شده، تأثیر ضریب جینی بر میانگین لگاریتم درآمد باقیمانده و دو نسبت مورد اشاره از لحاظ آماری معنی‌دار بود. درآمد باقیمانده به صورت کسر هزینه اجاره از درآمد در طول سال محاسبه شده است.

با افزایش در نابرابری درآمد، درآمد باقیمانده برای کم‌درآمدها و میان‌درآمدها کاهش و نسبت اجاره به درآمد افزایش 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 باقیمانده، افزایش نسبت اجاره به درآمد و کاهش استفاده از مسکن در خانوارهای ضعیف می‌شود.

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. 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 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. نتایج همچنین نشان داد درآمد

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

دائمی اثر مثبت و معنادار بر استطاعت خرید مسکن دارد و افزایش آن باعث افزایش درآمد باقیمانده و همین‌طور کاهش نسبت اجاره به درآمد برای خانوار کم‌درآمد و میان‌درآمد می‌شود.

منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نمایه‌های اقتصادی سال‌های مختلف.

داده‌های هزینه-درآمد خانوار (۱۳۹۴-۱۳۷۰)، مرکز آمار ایران.

حسینی، سید شمس‌الدین (۱۳۹۴). "توزیع درآمد در ایران با استفاده از شاخص‌های جینی و آتکینسون در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۲"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۷۴، صص ۷۴-۵۵.

خلیلی عراقی، منصور و همکاران (۱۳۹۲)، "اثر انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در ایران با استفاده از مدل وقفه فضایی و داده‌های ترکیبی"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۶۷، صص ۴۸-۲۵.

قلی‌زاده، علی‌اکبر و خاکسار، مطهره (۱۳۹۶)، "اثر درآمد و تحصیلات سرپرست خانوار بر نحوه تصرف مسکن در مناطق شهری ایران". *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، سال ششم، شماره ۲۲.

قلی زاده، علی اکبر(۱۳۸۷)، *نظریه قیمت مسکن در ایران به زبان ساده*، انتشارات نور علم همدان

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

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

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

Baranoff, Olga (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.

Deaton A. (1985), "Panel Data from Times Series of Cross-Sections", *Journal of Econometrics*, No. 30, pp.109-126.

Deaton A. and C. Paxson (1994), "Intertemporal Choice and Inequality", *Journal of Political Economy*, 102 (3), pp. 437-467.

Deaton A. (1997), *Analysis of Household Surveys. A Microeconometric Approach to Development Policy*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.

Im K., Pesaran H. and Shin Y. (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels". *Journal of Econometrics*, 115(1), pp.53-74.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

Im K.S., Pesaran M.H. and Y. Shin (1997). Testing for unit Roots in Heterogeneous Panels". *Manuscript, Department of applied economics*, University of Cambridge.

Garriga Carlos, Tang Yang and Wang Ping (2014). "Rural-urban Migration, Structural Transformation and Housing Markets in China". *In: Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series*, pp. 2014–2028.

Levin A., Lin C.F. and Chu C.S.J. (2002). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties". *Journal of Econometrics*, Vol.108, pp.1-24.

Määttänen, Niku and Terviö Marko (2014). "Income Distribution and Housing Prices: An Assignment Model Approach". *Journal of Economic Theory*, pp.381- 410.

Matlack, Janna L., Vigdor Jacob L. (2008). "Do Rising Tides Lift all Prices? Income Inequality and Housing Affordability". *J. Housing Econ*. 17(3), pp. 212–224.

Pedroni P. (2004), "Panel Cointegration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis", *Econometric Theory*, No. 3, pp. 597-625.

Quigley, John M., Raphael Steven, Smolensky Eugene (2001). Homeless in America, homeless in California. Rev. Econ. Stat. 83 (1), pp. 37–51.

Quigley John M., Raphael Steven (2004). "Is Housing Unaffordable? Why isn't it more Affordable?" *J. Econ. Perspect*. 18 (1), pp. 191–214.

Rodda David T. (1994). "Rich man, Poor Renter: a Study of the Relationship between the Income Distribution and low-cost Rental Housing", *UMI Dissertation Services*, Ann Arbor, MI.

Vigdor, Jacob (2002). "Does Gentrification Harm the Poor?" Brookings- Wharton Papers on Urban Affairs.

Wei Shangjin, Xiaobo Zhang and Liu Yin (2012). "Status Competition and Housing Prices". *NBER Working Paper*, No. 180.

Zhang Chuanchuan, Jia Shen, Yang Rudai (2016). "Housing Affordability and Housing Vacancy in China: The Role of Income Inequality". *Journal of Housing Economics*, pp. 1–11.

Zhang Chuanchuan (2015). "Income Inequality and Access to Housing: Evidence from China". *China Economic Review*, No. 36, pp. 261–271.

Zhang Fudong (2016), "Inequality and House Prices". *Job Market Paper*.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

پیوست

جدول الف. میانگین نسل‌های سنی سرپرست خانوار (کوهورت) ۲۱ تا ۷۰ سال در طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴

سال / نسل	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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

جدول ب. تعداد مشاهدات در نسل‌های سنی در طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴

نسل / سال	۱۳۱۰–۱۳۱۴	۱۳۱۵–۱۳۱۹	۱۳۲۰–۱۳۲۴	۱۳۲۵–۱۳۲۹	۱۳۳۰–۱۳۳۴	۱۳۳۵–۱۳۳۹	۱۳۴۰–۱۳۴۴	۱۳۴۵–۱۳۴۹	۱۳۵۰–۱۳۵۴	۱۳۵۵–۱۳۵۹	۱۳۶۰–۱۳۶۴	۱۳۶۵–۱۳۶۹	مجموع مشاهدات
۱۳۷۰	۳۶۰	۳۷۲	۳۹۸	۳۹۳	۵۲۷	۵۷۴	۳۹۲	۱۲۹					۳۱۴۵
۱۳۷۱	۲۶۲	۲۷۰	۲۳۶	۲۶۳	۴۲۸	۴۴۶	۳۹۲	۲۰۷					۲۵۰۴
۱۳۷۲	۲۶۲	۲۵۳	۲۷۶	۳۱۱	۴۲۳	۴۲۷	۴۴۲	۲۰۹					۲۶۰۳
۱۳۷۳	۶۱۶	۶۳۶	۶۷۷	۷۴۷	۱۰۷۴	۱۱۹۹	۹۶۱	۶۰۳					۶۵۱۳
۱۳۷۴	۸۳۱	۸۱۴	۸۹۱	۱۰۱۴	۱۴۴۸	۱۴۷۸	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	۲۹۹	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	۴۳۴	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			۲۲۰۲۸
۱۳۸۳		۱۲۸	۱۷۶	۲۱۰	۲۶۸	۲۷۷	۳۴۱	۲۶۴	۲۵۶	۱۴۸			۲۰۶۸

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

مجموع مشاهدات	۱۳۶۵–۱۳۶۹	۱۳۶۰–۱۳۶۴	۱۳۵۵–۱۳۵۹	۱۳۵۰–۱۳۵۴	۱۳۴۵–۱۳۴۹	۱۳۴۰–۱۳۴۴	۱۳۳۵–۱۳۳۹	۱۳۳۰–۱۳۳۴	۱۳۲۵–۱۳۲۹	۱۳۲۰–۱۳۲۴	۱۳۱۵–۱۳۱۹	۱۳۱۰–۱۳۱۴	نسل / سال
۱۹۶۴			۱۶۶	۲۴۳	۲۸۷	۳۰۶	۲۷۵	۲۶۹	۱۵۴	۱۴۱	۱۲۳		۱۳۸۴
۲۱۳۹		۶۸	۲۱۵	۲۶۲	۳۰۰	۲۹۸	۲۶۷	۲۳۰	۲۰۹	۱۶۰	۱۳۰		۱۳۸۵
۲۳۲۵		۱۲۹	۲۹۱	۲۹۲	۳۲۴	۳۴۷	۲۹۱	۲۷۷	۲۰۶	۱۶۸			۱۳۸۶
۲۴۲۸		۱۲۶	۲۹۶	۳۱۴	۳۴۶	۳۷۷	۳۱۰	۲۷۲	۲۱۶	۱۷۱			۱۳۸۷
۱۲۱۰		۷۴	۱۵۱	۱۸۷	۱۶۸	۱۵۱	۱۶۴	۱۳۹	۹۲	۸۴			۱۳۸۸
۲۳۹۶		۱۷۶	۲۸۶	۳۲۰	۳۲۷	۳۴۱	۳۳۱	۲۴۲	۲۰۳	۱۷۰			۱۳۸۹
۲۷۱۴	۶۰	۱۸۷	۲۶۳	۳۳۶	۴۰۱	۳۹۴	۳۵۵	۳۲۸	۲۲۰	۱۷۰			۱۳۹۰
۲۱۳۶	۶۴	۱۶۲	۲۳۱	۲۹۴	۳۱۹	۳۲۸	۳۰۷	۲۶۱	۱۷۰				۱۳۹۱
۲۴۹۳	۱۰۳	۳۳۱	۳۳۳	۳۶۷	۲۹۸	۳۲۹	۲۷۹	۲۷۷	۱۷۶				۱۳۹۲
۲۲۳۱	۱۰۳	۲۹۵	۳۲۲	۲۷۹	۳۳۳	۲۶۸	۲۴۳	۲۴۳	۱۴۵				۱۳۹۳
۲۵۹۵	۱۳۷	۳۰۳	۳۲۹	۳۶۴	۳۴۷	۳۴۸	۲۹۵	۲۷۴	۱۹۸				۱۳۹۴

مأخذ: نتایج تحقیق

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]