فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال پانزدهم ـ شماره سوم ـ پاییز ۱۳۹۴ ـ صفحات ۶۶-۳۹

غرامت‌های بیکاری منطقه‌ای در بازار مسکن استان‌های ایران

علی اکبر قلی زاده[۱]
بهناز کمیاب[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۲/۱ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۸/۸**

چکیده

مهاجرت نیروی کار در سطح مناطق به تفاوت‌های منطقه‌ای نرخ بیکاری عکس العمل نشان می‌دهد و نرخ بیکاری با اجزاء بنیادی بازار مسکن در ارتباط است. در این مطالعه، ارتباط بازار نیروی کار و مسکن در ۳۰ استان کشور با به کارگیری مدل ورمولن و امرن (2005) و استفاده از روش داده‌های ترکیبی (پانل دیتا) برای مناطق و روش خودرگرسیون با وقفه های گسترده (ARDL) برای کل کشور، روابط بین متغیرها در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ تجزیه و تحلیل می شود. نتایج مشاهدات نشان می‌دهد که اکثر استان‌هایی که از میانگین بالای قیمت مسکن برخوردار هستند، میانگین و نوسان پایین بیکاری را نیز دارند. کارگران در مناطقی با بیکاری بالا از طریق بازار مسکن جبران غرامت می‌شوند، زیرا در این مناطق قیمت زمین و مسکن و هزینه های زندگی نسبت به مناطق با بیکاری کمتر، پایین تر می‌باشد. همچنین با وجود خطر بیکاری، تمایل خانوارها به دریافت وام مسکن کاهش می یابد و در نتیجه، قیمت مسکن کاهش می‌یابد. خطر بیکار شدن، نااطمینانی درآمدی را افزایش می‌دهد و بنابراین، قیمت مسکن را کاهش خواهد داد. این مساله ارتباط منفی میان قیمت مسکن و نرخ بیکاری را نشان می‌دهد. همچنین آزمون علیت گرنجر نیز حاکی از ارتباط دوطرفه میان قیمت مسکن و نرخ بیکاری است. مناطقی که از نرخ بیکاری بالاتری برخوردارند، توسط شرایط بهتر بازار مسکن جبران غرامت می شوند؛ یعنی سطح قیمت مسکن در این مناطق پایین‌تر است. از این رو، ارتباط منفی میان قیمت مسکن و نرخ بیکاری در استان‌های کشور وجود دارد. تحلیل های رگرسیونی ارتباط میان نرخ بیکاری و قیمت مسکن را منفی نشان می‌دهد و در مطالعه داده های پانلی، ضریب یاد شده در استان‌های مختلف متفاوت است که منعکس کننده غرامت بیکاری در سطح مناطق می باشد. در مناطقی که از میانگین قیمت مسکن پایین تری نسبت به سایر استآنهابرخوردار می‌باشند، تأثیر بیکاری بر قیمت مسکن بیشتر از سایر استان‌هامی‌باشد. بنابراین پایین بودن قیمت مسکن این مناطق با بازار نیروی کار آن‌ها ارتباط بالاتری نسبت به بقیه مناطق دارد.

واژگان کلیدی: تفاوت‌های بیکاری منطقه‌ای، بازار زمین و مسکن، پانل دیتا
طبقه بندی JEL: R23, R13, J64

---

۱. دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا z_aliak@yahoo.com
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا kamyab213@yahoo.com

۱. مقدمه

در سال‌های اخیر، بررسی ارتباط بازار مسکن و نیروی کار در سطح مناطق ضمن پاسخگویی به سوالات مهم، در سیاستگذاری‌های اقتصادی کاربرد زیادی داشته است. مطالعات زیادی نقش بازار مسکن را در ممانعت از مهاجرت نیروی کار بررسی کرده‌اند؛ به طوری که مناطق دارای فرصت‌های اشتغال بهتر، با هزینه‌های اقامت بالاتری مواجه می‌باشند. بنابراین، کانال اول ارتباط بازار مسکن و بازار نیروی کار مطابق تئوری این است که مهاجران نیروی کار در پیداکردن محل اقامت مناسب ناموفق هستند. دوم، تفاوت‌های هزینه زندگی و خصوصاً تفاوت‌های قیمت مسکن در میان مناطق، افراد را از مهاجرت به مناطق با بیکاری پایین دلسرد می‌کند. شواهد اقتصاد سنجی نیز از این فرض حمایت کرده‌اند (Jackman and Savouri, 1992 ; Cameron and Muellbauer, 1998).

انتظار بر آن است که تفاوت‌های منطقه ای بیکاری و دستمزد، جریان ورود و خروج نیروی کار مهاجر را دستخوش تغییر قرار دهد و نتیجتاً بر شرایط بازار مسکن اثر تعیین کننده‌ای خواهد داشت.

مسکن یکی از متغیرهای مهم اقتصاد کلان می‌باشد. بعضی از مدل های قیمت مسکن همانند مطالعه مین (Meen, G. 2001)، از نرخ بیکاری به عنوان شاخص ریسک بازار نیروی کار استفاده می کنند. با وجود خطر بیکاری، تمایل خانوارها به دریافت وام مسکن کاهش می یابد و در نتیجه، قیمت مسکن کاهش می یابد (Reilly & Witt, 1993).

این مساله مخصوصاً خانوارهایی را که با درآمد بی ثبات و متغیر مواجه هستند، به علت ضرر و زیان های احتمالی در آینده، تحت تأثیر قرار می‌دهد و در دسترس بودن وام مسکن را کاهش می‌دهد (Yao & Zhang, 2005).

همچنین خطر بیکارشدن، نااطمینانی درآمدی را افزایش می‌دهد و بنابراین، قیمت مسکن را کاهش خواهد داد (Serrano-Diaz, 2005)

کارگران در مناطقی با بیکاری بالا از طریق بازار مسکن جبران غرامت می‌شوند، زیرا در این مناطق قیمت زمین و مسکن و هزینه‌های زندگی نسبت به مناطق با بیکاری کمتر، پایین‌تر می‌باشد. اگر کارگران در مناطق با بیکاری بالا دستمزد پایین‌تری به دست آورند، انتظار این است که تفاوت‌های منطقه ای، بیکاری مهاجرت نیروی کار را در پی داشته باشد.

دو فرضیه مهم در تصمیمات خانوارها برای اشتغال، ۱- امکانات رفاهی[1] و ۲- بازار مسکن می‌باشد. در آمریکا شواهد تجربی از این فرض حمایت می‌کنند که اگر منطقه ای از امکانات رفاهی مانند آب و هوای مطلوب برخوردار باشد، کارگران حتی شرایط نامطلوب را نیز برای بازار نیروی کار قبول می‌کنند. (Roback, 1982; Maston, 1985; Blomquist et al, 1988; Gyourko and Tracy, 1989; Vermeulen and Ommeren 2005).

1. amenity

با این حال، در کشورهای اروپایی همانند آلمان و انگلستان که مناطق آن از شرایط آب و هوایی تقریباً یکسانی برخوردار می‌باشند، بعید به نظر می رسد که شرایط آب و هوایی تعیین کننده تفاوت های بیکاری منطقه‌ای باشد. همانگونه که روباک (1982) اشاره کرده، امکانات رفاهی مصرف کننده تا اندازه‌ای در بازار نیروی کار مهم است که تولیدکنندگان با مصرف کنندگان در بازار زمین رقابت می‌کنند. به نظر می‌رسد که تقریبا غیرممکن است که تفاوت‌های بیکاری منطقه‌ای در کشورهای اروپایی کاملاً به واسطه امکانات رفاهی جبران شود.

مطالعه کارلسن در سال ۲۰۰۰ تنها مطالعه‌ای است که تأثیر امکانات رفاهی را بر تفاوت‌های بیکاری منطقه‌ای در اروپا درنظر می‌گیرد و سپس این فرضیه را رد می‌کند.(Carlson, 2000)

فرضیه دوم، در توضیح تفاوت‌های منطقه‌ای بیکاری، به بازار زمین و مسکن وابسته است که در مطالعات داخلی توجه اندکی به آن شده است. به طوری که به نظر می‌رسد در بیشتر کشورها همانند ایران، مشاهدات نشان می‌دهد که خانه‌های ارزان تر در مناطق با بیکاری بالا وجود دارند.

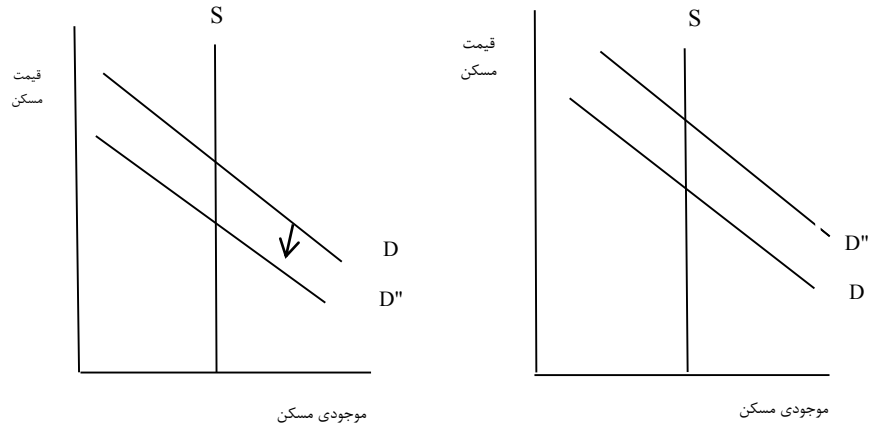
هدف این مقاله، بررسی اثر بیکاری و متغیرهایی مثل شرایط آب و هوایی، درجه حرارت، بزهکاری‌های اجتماعی، توریسم بر هزینه تأمین مسکن و یا قیمت مسکن است که می‌تواند غرامت های بیکاری در بازار مسکن را اندازه‌گیری نماید.

در این مطالعه یک مدل مرکز- پیرامون با امکان چانه زنی دستمزد ارائه می‌شود. این مدل توسط ورمولن و امرن (2005) ارائه شده است. در این مدل، امکان چانه زنی دستمزد مانع از تعدیل دستمزد در سطوح بهره وری پایین در پیرامون می‌شود و درنتیجه بیکاری را در پیرامون ایجاد خواهد کرد. در قالب این مدل، نشان داده می‌شود که در تعادل، کارگران در مناطق پیرامونی توسط قیمت مسکن پایین تر، جبران غرامت می‌شوند.

با توجه به عرضه بادوام و بی کشش مسکن، یک ارتباط قوی میان شوک‌های بازار نیروی کار و قیمت مسکن وجود دارد (Glaeser and Gyourko, 2005; Glaeser et al. 2005). به عنوان مثال همچنان که نیروی کار از مناطقی که با شوک نامطلوب تقاضا روبرو است مهاجرت می کند، قیمت مسکن در مناطق بیکاری بالا، کاهش و در مناطق بیکاری پایین، افزایش می‌یابد که این مساله ناشی از عرضه بی کشش مسکن در کوتاه مدت و بادوام بودن مسکن می‌باشد (Vermeulen and Ommeren 2005).

نمودار (۱) همین مساله را نشان می‌دهد. به دلیل بی کشش بودن عرضه مسکن در کوتاه مدت، مهاجرت نیروی کار از مناطق بیکاری بالا به مناطق بیکاری پایین با کاهش قیمت مسکن در مناطق بیکاری پایین و افزایش قیمت مسکن در مناطق بیکاری بالا همراه است.

نمودار ۱.تغییر وضعیت قیمت مسکن در مناطق بیکاری پایین و بیکاری بالا در کوتاه‌مدت



الف) وضعیت قیمت مسکن در منطقه مبدأ و بیکاری بالا

ب) وضعیت قیمت مسکن در منطقه میزبان و بیکاری پایین

۲. ارتباط تعادلی میان بیکاری و قیمت مسکن

در تعادل بلندمدت، قیمت زمین از عوامل اصلی تفاوت‌های قیمت مسکن منطقه‌ای هستند. از این رو در مدل تئوریکی ورمولن- امرن (2005)، از بازار زمین منطقه‌ای به جای بازار مسکن استفاده می کنیم. قیمت زمین و مسکن در مناطقی با بازار نیروی کار جذاب بالاتر هستند، به دلیل اینکه بیشتر کارگران تمایل دارند که در آن منطقه سکونت پیدا کنند و این در حالی است که عرضه ثابت است. بیکاری در مناطق پیرامونی به علت دستمزدهای بالاتر از بهره‌وری نیروی کار است که این دستمزدها در سطح ملی تعیین می‌شوند. در تعادل، تسویه بازار زمین و مسکن، انگیزه‌های کارگران را برای حرکت به منطقه مرکز خنثی می‌کند.

۱-۲. بازار زمین در سطح مناطق

فرض می شود که عرضه منطقه ای زمین ثابت است. از این رو، اجاره تعادلی بازار می‌تواند از طریق بهینه یابی رفتار مصرف‌کننده به دست آید، با این فرض که بنگاه ها زمین را به عنوان عامل تولید به کار نمی برند. فرض می شود که کارگران همگن هستند، به طوری که مصرف زمین s و مصرف کالای مرکب x است. تابع کاب- داگلاس برای تابع مطلوبیت $U(X_i, S_i) = S_i^{\beta} X_i^{1-\beta}$ انتخاب می شود که i مناطق را نشان می‌دهد. مربوط به وضعیت اشتغال کارگران، درآمد آنها I_i معادل با

دستمزد مناطق w_i یا مستمری بیکاری b است ($b \prec w_i$). فرض می‌شود که کالای مرکب x در بازار جهانی مبادله می‌شوند و قیمت آن به یک نرمال شده است. اجاره زمین r_i برای کارگران در مناطق مسکونی مشخص است.

$$\max \quad U(X_i, S_i) = S_i^{\beta} X_i^{1-\beta}$$
$$\text{S. t.} \quad I = X_i + rS_i$$
$$L = S_i^{\beta} X_i^{1-\beta} + \lambda(I - X_i - rS_i)$$
$$1)\frac{\partial L}{\partial S_i} = 0 \quad , \quad 2)\frac{\partial L}{\partial X_i} = 0 \quad ,3)\ \frac{\partial L}{\partial \lambda} = 0$$

با ماکزیمم کردن مطلوبیت، کارگران $(1-\beta)I_i$ واحد از x و $\beta I/r_i$ واحد از زمین مصرف می کنند.

بنابراین با حل مساله، مقدار بهینه استفاده از زمین برابر $S=\beta I/r_i$ به دست آمد. برای سادگی فرض می‌شود که هر منطقه موجودی[1] یکسانی را از زمین دارد که به یک نرمال شده است. در این صورت اجاره تعادلی طبق معادله (۱) به دست می‌آید:

$$r_i = \beta I \qquad (۱)$$

درآمد کارگران I_i، معادل با دستمزد مناطق w_i یا مستمری بیکاری b است. u_i نرخ بیکاری منطقه‌ای است. ui یک متغیر با انتخاب دو تایی است، به این صورت که اگر کارگر در بنگاه شاغل باشد، برابر صفر و در صورت عدم اشتغال، برابر یک درنظر گرفته می‌شود. کارگر در صورت اشتغال در بنگاه، دستمزد w_i را دریافت می‌کند و درصورت عدم اشتغال، مستمری بیکاری b را دریافت خواهد کرد. از این رو، درآمد هر کارگر به دست می‌آید:

$$I_i = u_i b + (1 - u_i)w_i \qquad (۲)$$

Pi: جمعیت منطقه ای است. بنابراین درآمد کارگران منطقه، حاصل ضرب درآمد هر کارگر در جمعیت منطقه به دست می‌آید.

$$I = p_i(u_i b + (1 - u_i)w_i) \qquad (۳)$$

بنابراین با جایگذاری معادله (۳) در معادله (۱)، اجاره تعادلی می‌تواند به شرح ذیل به دست آید:

$$r_t = p_i \beta[u_i b + (1-u_i)w_i] \qquad (۴)$$

معادله (۴) اجاره تعادلی را تعیین می‌کند و مکانیزم مهمی را تشریح می‌کند. ابتدا درآمدها در بازار زمین سرمایه‌گذاری می‌شوند و سپس اجاره‌ها با بالارفتن جمعیت افزایش می‌یابند. بنابراین

1. endowment

اجاره‌ها با افزایش نرخ بیکاری منطقه‌ای کاهش می‌یابد، به علت اینکه متوسط درآمد در منطقه بیکاری بالا، پایین‌تر است. چون چنین منطقه ای سکنه کمتری در تعادل جذب خواهد کرد.

$$(\frac{\partial p_i}{\partial u_i} \prec 0)$$

۲-۲. بازار نیروی کار و چانه‌زنی دستمزد

تفاوت‌های منطقه‌ای در بهره‌وری نیروی کار از تفاوت‌های منطقه ای بیکاری ناشی می‌شود. تمرکز این مقاله بر تعامل بازار نیروی کار و مسکن است. فرض می‌شود که هر منطقه موجودی‌های[1] متفاوتی از سرمایه دارد و بنابراین، مناطق از لحاظ بهره‌وری متفاوتند. سرمایه بین مناطق تجارت نمی‌شود. در این مدل مرکز- پیرامون فرض می‌شود که مرکز موجودی سرمایه بزرگتری دارد. هر منطقه در تولید کالای متفاوت تخصص پیدا کرده است و در بازار جهانی تجارت می‌شود.

c_i موجودی سرمایه در منطقه i است. فرض می شود که منطقه یک، مرکز و منطقه دو پیرامون است، آنگاه $c_1 \succ c_2$. برای سادگی فرض می شود که کشش جانشینی میان نیروی کار و سرمایه در هر منطقه یکسان است. نیروی کار و سرمایه تنها نهاده ها در فرایند تولید هستند؛ به طوری که بازار نهاده برای کالاهای واسطه ای و همچنین زمین نادیده گرفته می‌شود. با تابع کاب- داگلاس، تولید معادل $Q_i = L_i^{\alpha} C_i^{1-\alpha}$ که L_i نیروی کار است. با برابری هزینه نهایی با بهره وری نهایی و نرمال کردن قیمت های تولیدی به یک، تقاضای عوامل $L_i = \alpha Q_i / w_i$ و $C_i = (1-\alpha) Q_i / S_i$ به دست می‌آید که s_i اجاره سرمایه است که با جانشینی تقاضای نیروی کار در تابع تولید به دست می آید: $Q_i = \alpha^{\alpha/1-\alpha} w_i^{-\alpha/1-\alpha} c_i$. جانشینی Q_i در معادله تقاضای نیروی کار نتیجه می دهد: $L_i = \alpha^{1/1-\alpha} w_i^{-1/1-\alpha} c_i$. بنابراین سطح تولید و تقاضای نیروی کار توسط دستمزد و موجودی سرمایه منطقه تعیین می‌شود.

عنصر مهم مدل ورمولن- امرن این است که در عوض تسویه بازار نیروی کار در هر منطقه، دستمزدها در سطح ملی تنظیم می شود ($w_1 = w_2$). برای سادگی فرض می شود که منطقه مرکز در مذاکره دستمزد مسلط است. بنابراین دستمزدها مثل منطقه مرکز تنظیم می‌شوند. همچنان که نیروی کار، بهره وری کمتری در منطقه پیرامون دارد، دستمزدها بالاتر از سطح دستمزد تسویه کننده بازار تعیین می‌شوند.

با فرض اینکه هر کارگر یک واحد نیروی کار عرضه می‌کند، مساوی قرار دادن تقاضای نیروی کار و عرضه در منطقه مرکز (منطقه ۱) نتیجه می‌دهد: $w = \alpha (c_1 / p_1)^{1-\alpha}$. با جانشین کردن

1. endowment

دستمزد در معادله، تقاضای نیروی کار برای منطقه پیرامون (منطقه ۲) به دست می‌آید: $L = p_1 c_2 / c_1$. تقاضای نیروی کار در منطقه پیرامون از عرضه نیروی کار بیشتر نیست و نرخ بیکاری در این منطقه می‌تواند محاسبه شود:

$$u_2 = 1 - \frac{p_1 c_2}{p_2 c_1} \qquad (۵)$$

همچنین نشان داده خواهد شد که در یک تعادل بین منطقه‌ای، جمعیت در منطقه ۲ (پیرامون) فراتر از تقاضای نیروی کار است.

۳-۲. تعادل بین منطقه‌ای

شرط تعادل بین منطقه‌ای آن است که سطح مطلوبیت مورد انتظار در مناطق برابر است. هر کارگر در یک منطقه با احتمال یکسانی از بیکاری مواجه است. هنگامی که کارگران منطقه مسکونی خود را انتخاب می کنند، با هزینه مهاجرت مواجه نیستند. در این قسمت از این موقعیتی که کارگران از قیمت پایین زمین در پیرامون لذت می‌برند اما به هنگام بیکار شدن فوراً به مرکز مهاجرت می‌کنند را رد می‌کنیم.

با جانشینی تقاضای زمین و کالای مرکب در تابع مطلوبیت و با برابر ساختن مطلوبیت غیر مستقیم مورد انتظار در هر منطقه، شرط تعادلی به شرح ذیل به دست می آید:

$$r^{-\beta} w = r_2^{-\beta} [b + (1 - u_2)(w - b)] \qquad (۶)$$

برای به دست آوردن شرط تعادل فرض می‌شود سطح سود صفر است. جانشینی معادله اجاره (۴) و معادله بیکاری (۵) در شرط تعادل (۶) بعد از دوباره نویسی مجدد عبارت ذیل به دست می آید: $\frac{p_1}{p_2} = (\frac{c_1}{c_2})^{1-\beta}$. اکثریت مردم در منطقه مرکز زندگی می‌کنند که موجودی سرمایه بیشتر است و شرایط بازار نیروی کار مطلوبتر است. نرخ بیکاری $u_2 = 1 - (\frac{c_2}{c_1})^{\beta}$ می‌باشد. بررسی نشان می‌دهد عرضه نیروی کار در منطقه پیرامون از تقاضا فراتر است؛ به طوری که $c_1 \succ c_2$. شیب اجاره می‌تواند بر حسب نرخ بیکاری منطقه پیرامون به شرح ذیل بیان می‌شود:

$$\frac{r_2}{r_1} = (1 - u_2)^{1/\beta} \qquad (۷)$$

معادله (۷) نشان می‌دهد که تفاوت‌های اجاره منطقه ای زمین، رابطه منفی با تفاوت‌های بیکاری دارد. این معادله تفسیر اقتصادی برای ارتباط قیمت زمین و بیکاری فراهم می‌کند که چارچوب کلی آن در بخش برآورد مدل ارائه می‌شود.

۳. مروری بر مطالعات انجام شده

پیک و ویلکاکس (Peek and Wilcox, 1992) در مطالعه ای تأثیر متغیر هایی همچون متغیر های دموگرافیک، درآمد، هزینه ساخت مسکن و جزء ادواری نرخ بیکاری را در فرم لگاریتمی در آمریکا طی دوره ۸۹-۱۹۵۰ بر قیمت مسکن واقعی برر سی کردند. دلیل ا ستفاده از جزء ادواری نرخ بیکاری این بود که این جزء بر تقاضای مسکن به علت محدودیت ا ستقراض و نااطمینانی درآمدی اثر می‌گذارد می‌با شد. نتایج مطالعه آنها رابطه منفی میان قیمت م سکن و نرخ بیکاری را ن شان می‌دهد. ک شش بیکاری معادل ۰/۷۴- بوده و ن شان دهنده این ا ست که افزایش یک در صدی در بیکاری منجر به کاهش ۰/۷۴در صدی در قیمت مسکن خواهد شد. نتیجه فوق معنی دار است و با رگرسیون OLS برآورد شده است.

ریلی و ویت (Reilly & Witt) در مطالعه‌ای تأثیر نرخ بیکاری را بر قیمت مسکن مناطق بررسی کرده‌اند. آنها مدل پانل دیتا از نوع حداقل مربعات معمولی (OLS) را با متغیرهای لگاریتم بیکاری منطقه‌ای، درآمد و قیمت مسکن برآورد کردند. کشش بیکاری معادل ۰/۱۷- به دست آمد. نتایج نشان می‌دهد که افزایش یک درصدی در بیکاری منطقه‌ای، قیمت مسکن منطقه‌ای را معادل ۰/۱۷ در صد کاهش می‌دهد. نتایج مطالعه آنها ن شان می‌دهد که بیکاری بالا ممکن ا ست منجر به تحرک نیروی کار بین منطقه‌ای شود، ر شد د ستمزد ا سمی را تعدیل کرده و ریسک بازار نیروی کار را افزایش دهد.

ورمولن و امرن (۲۰۰۵) در مطالعه ای ارتباط بازار مسکن و نیروی کار منطقه‌ای را در هلند برر سی کرده اند. در این مطالعه بحث می شود که کارگران در مناطق با بیکاری بالا در بازار م سکن جبران غرامت می‌شوند. این بررسی برای ۴۰ منطقه هلند طی دوره ۲۰۰۳-۱۹۸۹ انجام شد، به طوری که چهار منطقه شمال، جنوب، غرب و شرق را از هم تفکیک و ارتباط میان بازار مسکن و نیروی کار را جداگانه رگرس کرده است.

نتایج ن شان می‌دهد که در مناطق بیکاری بالا قیمت زمین و م سکن پایین تر ا ست. هنگامی که بیکاری منطقه ای یک در صد افزایش می یابد، قیمت م سکن و اجاره ها ۱۰/۴ و ۲/۴ در صد کاهش می یابند. ضرایب تخمین‌ها حاکی از آن ا ست که م سکن ملکی در شمال ک شور ن سبت به مناطق دیگر ارزان تر ا ست و جذابیت بی شتری دارد. در شرق ک شور م سکن گرانتر از سایر مناطق ا ست. تفاوت غرامت‌ها در بخش مسکن ملکی نسبت به بخش اجاره ای قوی تر ا ست. این احتمالاً به دلیل مقررات بازار اجاره‌ای می‌باشد که تفاوت‌ها را در امنیت بازار نیروی کار منطقه ای درنظر نمی‌گیرد. فرض می شود که مردم در مناطقی که د ستمزدها بالا و بیکاری پایین ا ست، از طریق امنیت غرامت داده می‌شوند و این امنیت اثر مثبتی بر قیمت مسکن و اجاره‌ها دارد.

ورمولن و امرن (2005) در مطالعه‌ای ارتباط بازار مسکن و نیروی کار منطقه‌ای را در کشورهای

هلند، دانمارک، آلمان، چک ا سلواکی، فراند سه، ا سپانیا، انگلستان و فنلاند بررسی کرده‌اند. در این مطالعه، فرض بر این است که تفاوت‌های منطقه‌ای در بیکاری از طریق بازار مسکن جبران می‌شود. ابتدا نرخ بیکاری را بر روی قیمت مسکن رگرس کرده اند که در تمام این مناطق نرخ بیکاری اثر منفی بر قیمت داشته است و کشش‌ها بین (۰/۴-) و (۰/۶-) نوسان دارند. قیمت مسکن در مناطق بیکاری بالا پایین‌تر است و برعکس. نتایج نشان می‌دهد که ارتباط منفی میان قیمت مسکن و نرخ بیکاری می‌تواند به عنوان تفاوت غرامت‌ها تفسیر شود. امکانات رفاهی[1] مصرف‌کننده نیز از طریق متغیرهایی مانند توریسم، تعداد جرائم ثبت شده در هر ۱۰۰۰ نفر و درجه حرارت گرم ترین ماه و تراکم جمعیت تفسیر می‌شود. در مرحله بعد اثر متغیرهای درآمد خانوار، نرخ بیکاری و متغیرهای امکانات رفاهی اشاره شده در بالا را بر قیمت مسکن بررسی می‌کنند. همه متغیرها در حالت لگاریتمی به کار می‌روند. همچنین درآمد خانوار و تراکم جمعیت و توریسم اثر مثبت و بیکاری، تعداد جرائم ثبت شده و درجه حرارت اثر منفی بر قیمت مسکن داشته‌اند. کشش درآمد خانوار به واحد نزدیک است. همچنین در میان متغیرهای امکانات رفاهی تنها توریسم اثر معنی‌داری بر قیمت مسکن داشته‌اند و درجه حرارت نقش مهمی در این شهرها بازی نمی‌کند.

دافی و جرالد و کرنی (Duffy and Gerald and Kearney) در مطالعه ای پیامدهای افزایش اخیر در قیمت مسکن را برای بازار نیروی کار ایرلند بررسی می کنند. افزایش قیمت مسکن ممکن است بر تصمیمات مهاجرت اثر مهمی داشته باشد. از آنجایی که بسیاری از مهاجران در گروه سنی تشکیل خانواده هستند و گرایش به مهارت های سطح بالایی دارند، بحث می‌شود که افزایش قیمت مسکن توسط کاهش جذابیت مهاجرت می‌تواند عرضه نیروی کار را کاهش دهد. از این رو، مسکن به عنوان یک محدودیت زیربنایی مهم بر بازار نیروی کار اثر می گذارد و به طور کلی، می توان گفت که نتایج برآوردها حاکی از آن است که شوک قیمت مسکن، مهاجرت و عرضه نیروی کار ماهر را کاهش می‌دهد و منجر به افزایش متوسط دستمزد و یک کاهشی در رقابت ها می‌شود.

زو کینگو (Zhu Qingyu) در مطالعه ای ارتباط بیکاری و قیمت مسکن را در سطح ملی و منطقه ای در بازار انگلستان بررسی و از یک مدل ترکیبی که، هم عوامل طرف تقاضا و هم، عوامل طرف عرضه را بر قیمت مسکن مؤثر می داند استفاده کرده است و نرخ بیکاری به عنوان یک متغیر طرف تقاضا وارد مدل می‌شود. متغیرهای مستقل مورد استفاده در مدل شامل نرخ بهره، نرخ بیکاری، درآمد اسمی خانوار و ساختمان‌های شروع شده همه در فرم لگاریتمی می‌باشند. یک مدل پانل دیتا با اثر ثابت را برای محاسبه ضریب نرخ بیکاری در سطح مناطق به کار بردند. کشش بیکاری منفی و معنی دار است. کشش بیکاری در سطح مناطق بین ۰/۱۱- تا ۰/۸۵- برآورد شده است. و

1. amenity

همچنین در سطح ملی کشش بیکاری با مدل اثر ثابت ۰/۲۷- و با مدل داده های تلفیقی ۰/۱۶- به دست آمد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که مناطق ثروتمندتر که قیمت مسکن بالایی دارند نسبت به مناطق فقیرتر، به بیکاری حساسیت بیشتری دارند و بیکاری در این مناطق پایین است.

در مطالعات انجام شده داخلی درخصوص ارتباط میان نرخ بیکاری و قیمت مسکن، مطالعه‌ای صورت نگرفته و عمده بررسی‌ها بر عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن بوده است و متغیرهای طرف تقاضا و عرضه مسکن را در تعیین قیمت مسکن بررسی کرده اند.

جعفری صمیمی، علمی و هادی زاده (۱۳۸۶) در مقاله‌ای به بررسی اثر برخی متغیرهای کلان اقتصادی بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران پرداخته که از متغیرهای درآمد سرانه خانوار، شاخص قیمت سهام، تعداد ساختمان‌های تکمیل شده، حجم پول و نرخ تورم به عنوان متغیرهای توضیحی برای متغیر وابسته شاخص قیمت مسکن استفاده شده است. برآورد مدل با استفاده از داده های فصلی سال های ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۴ اقتصاد ایران و با به کارگیری مدل ARDL با وقفه‌های گسترده انجام شد.

نتایج بیانگر این است که متغیرهای کلان اقتصادی از قدرت توضیح‌دهندگی خوبی برای تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران برخوردارند.

قلی زاده و کمیاب (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای با ارائه مدل اقتصادی، ضرورت و نوع واکنش مناسب بانک مرکزی نسبت به حباب قیمت مسکن در ایران را تجزیه و تحلیل می‌کنند. در این مطالعه از الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) به منظور برآورد مدل با داده‌های فصلی ایران طی سال‌های ۸۵-۱۳۷۱ استفاده شده است. به این منظور پس از تخمین مدل حباب قیمت مسکن، به حداقل رساندن تابع زیان بانک مرکزی با استفاده از سه قاعده سیاست پولی موردارزیابی قرار می گیرد. در قاعده اول، قیمت مسکن در تابع واکنش بانک مرکزی وارد نمی‌شود. قاعده دوم، قیمت مسکن را وارد تابع واکنش بانک مرکزی می سازد و در قاعده سوم، سیاست پولی به اجزای غیربنیادی قیمت مسکن که همان حباب ها هستند، واکنش نشان می‌دهد. سازوکار به حداقل رساندن تابع زیان بانک مرکزی، بهینه بودن واکنش یا عدم واکنش و در عین حال متغیر قیمتی که واکنش نسبت به آن تابع زیان حداقل می شود، تعیین می گردد. نتایج نشان می‌دهد که سیاست های پولی سهم قابل توجهی از نوسانات قیمت مسکن و شکل گیری حباب را به خود اختصاص داده است. از این رو، مؤثرترین روش کنترل حباب قیمت مسکن، به کارگیری سیاست پولی مناسب و تنظیم قواعد سیاست پولی بر مبنای واکنش بهینه نسبت به نوسان قیمت مسکن است. نتایج تخمین حکایت از آن دارد لحاظ قیمت مسکن در قواعد سیاست پولی تابع زیان بانک مرکزی را به حداقل می رساند.

جدول ۱. مقایسه ضریب برآورد شده بیکاری در مدل لگاریتمی قیمت مسکن در مطالعات انجام شده

محقق	سطح ملی- منطقه ای	کشش بیکاری
ورمولن و امرن- ۲۰۰۵	منطقه ای	-۰,۱۷ تا -۰,۷۴
	ملی	-۰,۴ تا -۰,۶
زو کینگو - ۲۰۱۰	منطقه ای	-۰,۱۱ تا -۰,۸۵
	ملی	-۰,۱۶ تا -۰,۲۷
ریلی و ویت- ۱۹۹۳	منطقه ای	-۰,۱۷
پیک و ویلکاکس- ۱۹۹۲	ملی	-۰,۷۴

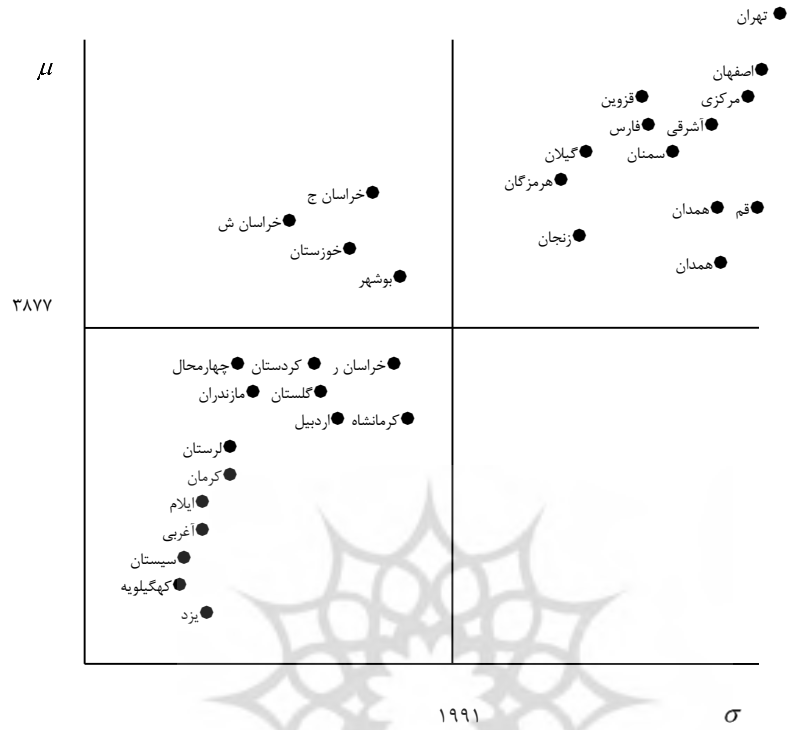
مأخذ: محاسبات تحقیق

۴. بررسی تحولات متغیرها

نمودار (۲) و (۳) ارتباط بازار مسکن و بازار نیروی کار را در استان‌های کشور در دوره (۹۰-۱۳۸۰) نشان می‌دهد. با توجه به نمودار (۲) می توان گفت که در استان‌های تهران، آذربایجان شرقی، اصفهان، فارس، سمنان، قزوین، زنجان، همدان، قم، هرمزگان و گیلان، علاوه بر اینکه میانگین قیمت مسکن طی دوره بالاتر از سایر استان‌هاست بلکه از نوسان بالایی (انحراف معیار) نیز برخوردارند. استان‌های تهران (۱۱۳۴۴ هزار ریال) و سپس اصفهان (۵۵۳۲ هزار ریال) و قزوین (۵۱۰۰ هزار ریال) دارای بالاترین میانگین و استان یزد (۲۴۳۹ هزار ریال) دارای کمترین میانگین قیمت مسکن طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۰ می‌باشند. استان‌های تهران، مرکزی، اصفهان و قزوین دارای بالاترین نوسان و استان‌های سیستان، کهگیلویه و یزد از کمترین نوسان قیمت برخوردارند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار ۲. قیمت مسکن به تفکیک استان در دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۰

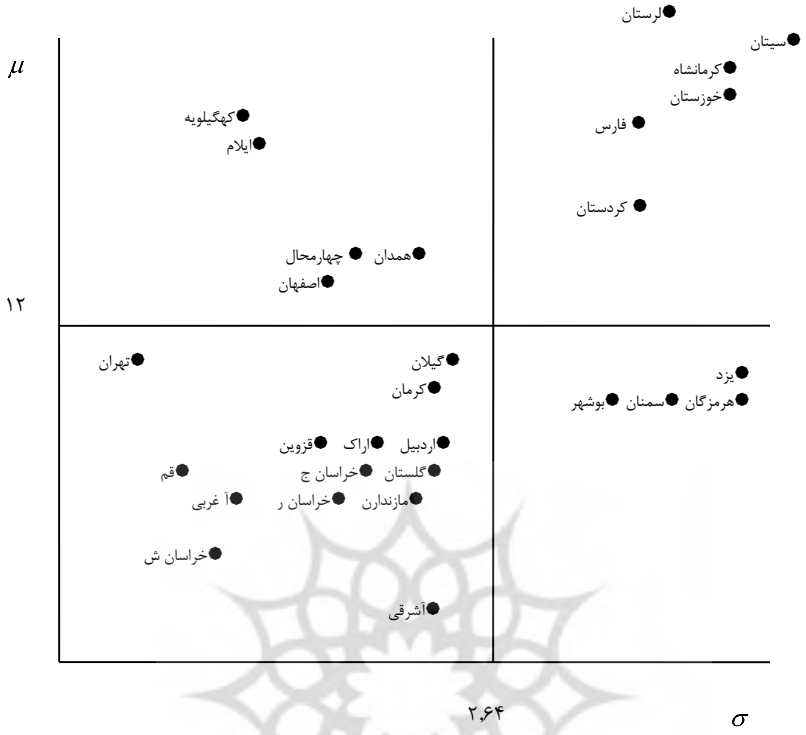


- μ : میانگین قیمت مسکن در استان (هزار ریال)
- σ : انحراف معیار قیمت مسکن در استان

نمودار (۳) تحولات نرخ بیکاری را در استان‌های کشور نشان می‌دهد. با توجه به نمودار می‌توان گفت که استان‌های لرستان (۱۹/۰۲)، سیستان (۱۶/۹)، کرمانشاه (۱۵) و کهگیلویه (۱۴/۹) درصد دارای بالاترین میانگین و استان آذربایجان شرقی (۷/۱) درصد دارای کمترین میانگین نرخ بیکاری طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۰ در کشور می‌باشند. همچنین تهران (۱/۱۳) نیز از نوسان کمتری از نرخ بیکاری برخوردار است و این درحالیست که دارای بالاترین نوسان قیمت مسکن بوده است.

با استفاده از نمودارهای (۲) و (۳) می توان گفت که اکثر استان‌هایی که در ربع اول و سپس ربع دوم نمودار قیمت مسکن (نمودار ۲) قرار دارند و از میانگین بالای قیمت مسکن برخوردارند، در ربع سوم نمودار نرخ بیکاری نیز واقع هستند و از میانگین و نوسان پایین نرخ بیکاری برخوردارند و برعکس. این مسأله ارتباط منفی میان قیمت مسکن و نرخ بیکاری را نشان می‌دهد و با مباحث تئوری نیز سازگار است. نمودار (۴) این ارتباط منفی را در کل کشور نشان می‌دهد.

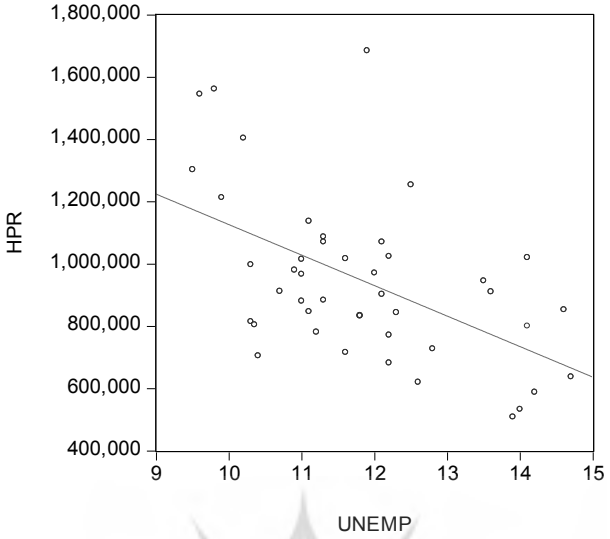
نمودار ۳. نرخ بیکاری به تفکیک استان در دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۰



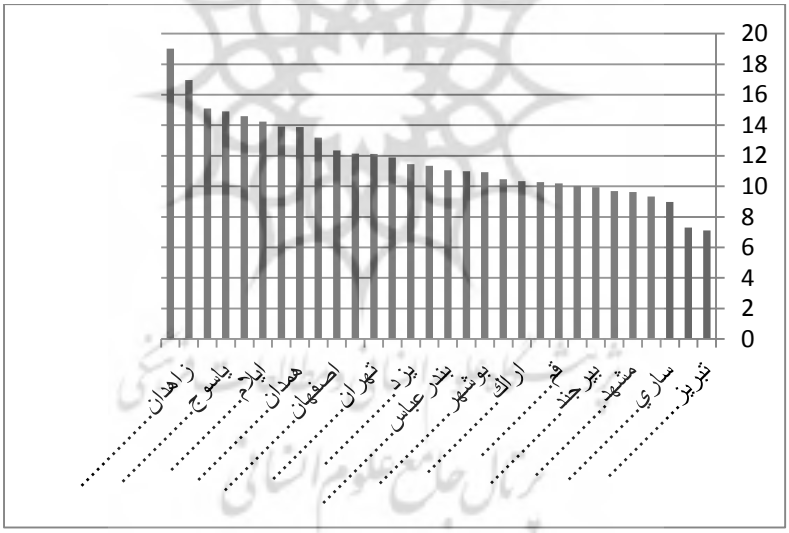
- μ : میانگین نرخ بیکاری در استان (درصد)
- σ : انحراف معیار نرخ بیکاری در استان

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار ۴. ارتباط بین نرخ بیکاری و قیمت مسکن در کشور طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۰

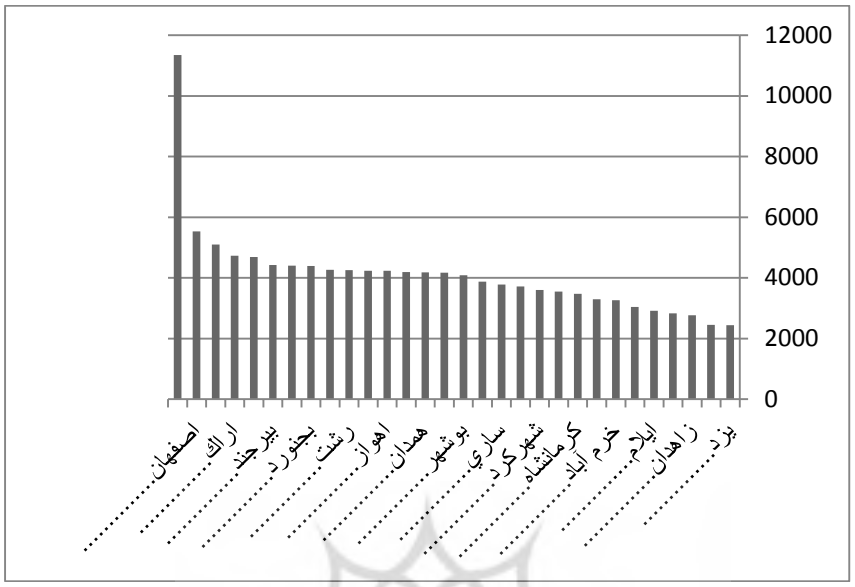


نمودار ۵. میانگین نرخ بیکاری منطقه ای طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۰؛ درصد



مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودار ۶. میانگین قیمت مسکن منطقه‌ای طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۰؛ هزار ریال



مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودار (۵) و (۶) میانگین نرخ بیکاری و قیمت مسکن منطقه‌ای را طی دوره (۹۰-۱۳۸۰) در استان‌های کشور با استفاده از نمودار ستونی نشان می‌دهد. مطابق نمودار، کمترین نرخ بیکاری مربوط به آذربایجان شرقی و خراستان شمالی و بیشترین بیکاری مربوط به لرستان و سیستان می‌باشد. در نمودار (۶) تهران با تفاوت بسیار زیادی از نظر میانگین قیمت مسکن در رتبه اول قرار دارد و سپس اصفهان و قزوین در رتبه دوم و سوم قرار دارند.

با توج به مطالبی که از نظر گذشـــت، با انجام آزمون علیت گرنجر ارتباط علی این دو متغیر بررسی می‌شود. این آزمون این مسأله را بررسی می کند که آیا مسکن علیت گرنجر بیکاری است یا برعکس.

$$H_t = \sum_{i=1}^{l} \alpha_{2i} H_{t-i} + \sum_{i=1}^{l} \beta_{2i} U_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (۸)$$

$$U_t = \sum_{i=1}^{l} \alpha_{1i} H_{t-i} + \sum_{i=1}^{l} \beta_{1i} U_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (۹)$$

H و U به ترتیب متغیر قیمت مسکن و نرخ بیکاری است. محدودیت معادلات تنها ارزش تأخیری متغیرهای وابسته است. واژه سوم در معادلات، جمله اخلال مدل است و هنگامی که بین متغیرهای مدل رابطه هم انباشتگی برقرار باشد، باید وجود داشته باشد (Engle & Granger). برای آزمون علیت گرنجر ارزیابی ها براساس آماره F با تخمین معادلات (۸) و (۹) انجام می‌شود. آماره F عبارت است از:

$$F = \frac{SSE_C - SSE_U / m}{SSE_U /(T-2m-1)} \approx \chi^2 m \qquad (۱۰)$$

SSE_C: مجموع مجذور پسماندهای مدل مقید است، SSE_U: مجموع مجذور پسماندهای مدل نامقید است، T: کل مشاهدات، m: تعداد وقفه ها می باشد. براساس آماره شوارتز وقفه یک برای آزمون علیت گرنجر به عنوان وقفه بهینه تعیین می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۲) آمده و حاکی از آن است که مقدار آماره F بالاتر از مقدار بحرانی جدول بوده و احتمال آماره کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد که نشان دهنده ارتباط دو طرفه بین قیمت مسکن و نرخ بیکاری می‌باشد.

جدول ۲. نتایج آزمون علیت گرنجر

فرضیه صفر	آماره F	احتمال
نرخ بیکاری علیت گرنجر قیمت مسکن نیست.	۸,۹۶	۰,۰۰۴
قیمت مسکن علیت گرنجر نرخ بیکاری نیست.	۵,۰۵	۰,۰۲

مأخذ: محاسبات تحقیق با نرم افزار Eviews

۵. تصریح مدل

در بازار مسکن همانند دیگر بازارها، قیمت تعادلی در بلندمدت توسط عرضه و تقاضا تعیین می‌شود. تقاضای بلندمدت مسکن تابعی از درآمد، قیمت، متغیرهای دموگرافیک و عرضه مسکن تابعی از قیمت مسکن و هزینه ساخت می‌باشد (Hwang & Qugley, 2006). دو نوع مدل متفاوت برای قیمت مسکن و متغیرهای اقتصادی وجود دارد: اول، روش عرضه و تقاضا که توسط آشورث و پارکردر سال ۱۹۹۷ ارائه شده است (Ashworth, J. and Parker, S. 1997) . در این مدل، تقاضای بلندمدت برای خدمات مسکن، LnH_t^D به قیمت و مجموعه ای از متغیرهای طرف تقاضا، X_t، وابسته است که متغیرهای آن در بیشتر مطالعات، تفاوت اندکی با هم دارند و عموماً شامل درآمد، اشتغال و عوامل دموگرافیکی می‌باشند (معادله ۱۱). عرضه خدمات مسکن، LnH_t^S تابعی از قیمت مسکن و مجموعه ای از متغیرهای عرضه، W_t است (معادله ۱۲).

$$LnH_t^D = \emptyset_1 LnP_t^h + Lnf(X_t) \quad (۱۱)$$

$$LnH_t^S = \emptyset_2 LnP_t^h + Lng(W_t) \quad (۱۲)$$

در تعادل بلندمدت، معادلات (۱۱) و (۱۲) معادل هم قرار داده می‌شوند و فرم تعدیل شده همانند معادله (۱۳) می‌باشد که قیمت مسکن به طور مثبت به متغیرهای تقاضا و به طور منفی به متغیرهای عرضه وابسته است.

$$LnP_t^h = \frac{Ln(fX_t) - Lng(W_t)}{\emptyset_2 - \emptyset_1} \quad (۱۳)$$

مدل دوم، مدل «ادوار زندگی[1]» و شامل حداکثر کردن مطلوبیت دوران زندگی با محدودیت بودجه ای و شرط استهلاک دارایی است. در معادله (۱۴)، i نرخ بهره اسمی، τ نرخ مالیات، π نرخ تورم، δ نرخ استهلاک سرمایه، $\hat{u_H^h}/\hat{u_C^h}$ بازده سرمایه مسکن و $(\frac{p^{\cdot h}}{p^h})$ نرخ نهایی جانشینی میان مسکن و مصرف است.

$$p^h = \left(\hat{u_H^h}/\hat{u_C^h}\right).[(1-\tau)i + \delta - (\frac{p^{\cdot h}}{p^h})]^{-1} \quad (۱۴)$$

عبارت $\hat{u_H^h}/\hat{u_C^h}$ غیر قابل مشاهده است. معمولا $\hat{u_H^h}/\hat{u_C^h}$ را معادل لگاریتم عرضه و تقاضا (X) و (W) از معادلات (۱۱) و (۱۲) استفاده می کنند. $(1-\tau)i + \delta - (\frac{p^{\cdot h}}{p^h})$: معادلات هزینه اجاره خدمات مسکن است. هزینه اجاره مسکن تو سط موجودی مسکن، تعداد خانوارها، درآمد و ثروت اندازه گیری می‌شود.

مدل مورد استفاده در این مقاله مطابق مطالعه ورمولن و امرن (Vermeulen and Ommeren, 2005) می باشد. ابتدا چارچوب عمومی برای تخمین تفاوت غرامت های منطقه‌ای به کار می‌رود. با وجود تفاوت های دستمزد و امکانات رفاهی می توان نوشت:

$$hp = f\{\overset{+}{wage}, \overset{-}{uemp}, \overset{+}{amenity}\} \quad (۱۵)$$

که در ان: hp قیمت مسکن، $wage$ نرخ دستمزد، $uemp$ نرخ بیکاری، $amenity$: امکانات رفاهی است که در تعریف این عبارت مطابق فرهنگ لغات آکسفورد آمده است: amenity عبارت است از تراکم جمعیت، دمای هوا (متو سط دمای گرم ترین ماه)، تعداد جرائم ثبت شده در هر ۱۰۰۰ نفر و توریسم. معادله (۱۵) بیان می کند، در مناطقی که دستمزد بالاتر، نرخ بیکاری پایین‌تر و امکانات رفاهی بیشتر است، قیمت مسکن بالاتر می‌باشد. مطابق تئوری ضریب بیکاری تفاوت غرامت‌ها را در بازار مسکن منعکس می کند.

در مطالعه ورمولن و امرن (۲۰۰۵) مطابق تعریف فرهنگ آکسفورد متغیرهای توریسم، درجه

1. Life cycle model

حرارت گرم ترین ماه، تعداد جرائم ثبت شـــده در هر ۱۰۰۰ نفر، به عنوان شـــاخص‌های تفاوت‌های امنیتی و رفاهی به کار می‌رود، از این رو مدل کاربردی مورد ا ستفاده در مطالعه ورمولن و امرن به شرح ذیل می‌باشد:

$$lhp = f\{luemp^{-}, lpi^{+}, lcrime^{-}, ltourism^{+}, ltemp^{-}\} \qquad (۱۶)$$

که در آن: lhp لگاریتم قیمت یک متر مربع واحد مســـکونی، $luemp$ لگاریتم نرخ بیکاری، lpi لگاریتم درآمد خانوار شهری، $lcrime$ لگاریتم تعداد پرونده های تشکیل شده در حوزه ا ستحفاظی نیروی انتظامی به ازای هر ۱۰۰۰ نفر، $ltourism$ لگاریتم توریســم بین المللی، تعداد افراد تازه وارد شده به ایران و $ltemp$ لگاریتم متوسط درجه حرارت گرم ترین ماه سال می‌باشد.

منابع داده‌های مورد ا ستفاده در این مطالعه مرکز آمار ایران و بانک مرکزی می‌با شد.[۱] اطلاعات اســـتانی قیمت یک متر مربع واحد مســـکونی و نرخ بیکاری از ســـایت مرکز آمار ایران در قســـمت سالنامه آماری ا ستانی زیربخش ساختمان و م سکن و نیروی ان سانی ا ستخراج شده؛ اطلاعات نرخ بیکاری کل کشـــور، متوســـط درجه حرارت هوا در گرم ترین ماه، تعداد پرونده های ثبت شـــده در نیروی انتظامی، درآمد خانوار شـــهری از مرکز آمار ایران در زیربخش ســـالنامه آماری کشـــور و پایگاه اطلاعات نشریات کشور به دست آمده و داده های توریسم بین المللی و افراد تازه وارد شده به ایران از سایت بانک جهانی[۲] تهیه شده ا ست. داده‌های جمعیت نیز از بانک مرکزی ا ستخراج شد. دوره مورد بررسی در این مطالعه ۱۳۹۰-۱۳۸۰می باشد.

۶. برآورد مدل و تحلیل نتایج

در این بخش ابتدا تأثیر نرخ بیکاری بر قیمت مسکن در ۳۰ استان کشور به روش پانل دیتا بررسی می‌شود. سپس در مرحله آخر معادله (۱۶) برای کل کشور در سطح ملی برآورد و تفسیر می‌شود.

۱-۶. رگرسیون نرخ بیکاری بر قیمت مسکن در ۳۰ استان کشور

برای برآورد مدل از روش داده های پانل و برای تشخیص نوع مدل اثرات ثابت و مدل اثرات تصادفی، از آماره هاسمن و آماره F لیمر استفاده شده است. جدول (۳) نشان می‌دهد که مقدار احتمال (P-Value) آماره F لیمر معادل ۰/۰۱ بوده و فرضـــیه صـــفر مبنی بر برابری عرض از مبدأ مقاطع پذیرفته نمی شود و از این رو مدل پانل دیتا تأیید می شود. در مرحله بعد، آزمون ها سمن را جهت تعیین مدل اثر ثابت یا تصادفی به کار می‌بریم. نتایج نشان می‌دهد که احتمال آزمون ها سمن برابر

---

۱. برای مطالعه بیشتر، ر. ک: www.amar.org.ir

2. data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators

با ۰,۰۴ به دســـت می‌آید که طبق آن، روش تخمین اثرهای ثابت برای مدل گزینه مناســـب‌تری می باشد.

جدول ۳. رگرسیون نرخ بیکاری منطقه ای بر قیمت مسکن طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۰ به روش اثر ثابت

متغیر وابسته: لگاریتم قیمت مسکن

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
ثابت	۹	۷۵,۱	۰,۰
Luemp	-۰,۳۸	-۷,۸۴	۰,۰
R^2	۰,۹۹		
D-W	۱,۷۸		
آماره F لیمر	۱,۸۲		
احتمال آماره F لیمر	۰,۰۱		
آماره هاسمن	۳,۸۲		
احتمال آماره هاسمن	۰,۰۴		

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۳) ارتباط قیمت مســکن و نرخ بیکاری را در کل کشــور نشــان می‌دهد. مطابق جدول؛ کشش بیکاری معادل ۰/۳۸- بوده و با احتمال ۹۹ درصد معنی دار می‌باشد. به عبارت دیگر، افزایش یک درصــدی در بیکاری منجر به کاهش ۰/۳۸- درصــد در قیمت مســکن خواهد شــد. این نتیجه مشابه نتیجه ورمولن و امرن (2005) می‌باشد که کشش برای انگلستان معادل ۰/۴۰- به دست آمد. جدول (۴) این ارتباط را به تفکیک اســتانی نشــان می‌دهد که همگی در حالت لگاریتمی هســتند. مطابق تئوری، ضــریب بیکاری غرامت ها را در بازار مســکن منطقه ای منعکس می کند. در تمامی استان‌ها بجز تهران، ضریب نرخ بیکاری منفی و معنی دار است که نشان دهنده این است که فرضیه تحقیق مبنی بر اینکه در مناطق بیکاری پایین، قیمت مســکن بالا و در مناطق بیکاری بالا قیمت مسکن پایین است، تأیید می‌شود.

جدول ۴. رگرسیون نرخ بیکاری بر قیمت مسکن به تفکیک استان طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۰ به روش اثر ثابت

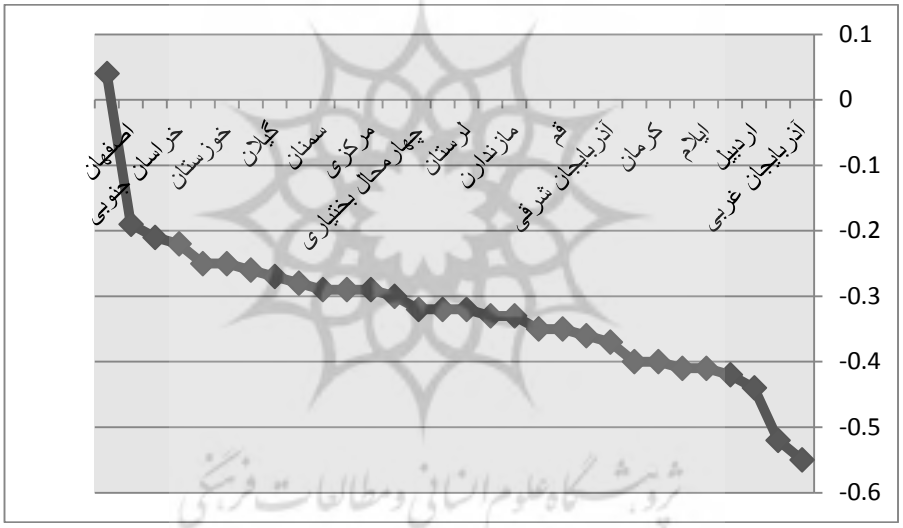
متغیر وابسته: لگاریتم قیمت مسکن

استان	ضریب	آماره t	احتمال
ثابت	۸,۸	۸۵,۱	۰,۰
استان مرکزی	-۰,۲۹	-۶,۲	۰,۰
اردبیل	-۰,۴۴	-۸,۱	۰,۰
آذربایجان غربی	-۰,۵۵	-۷,۹	۰,۰
اصفهان	-۰,۱۹	-۴,۵	۰,۰
خوزستان	-۰,۲۵	-۶,۰۶	۰,۰
ایلام	-۰,۴۱	-۹,۵	۰,۰
خراسان شمالی	-۰,۳۰	-۵,۶	۰,۰
هرمزگان	-۰,۲۹	-۵,۹	۰,۰
بوشهر	-۰,۲۶	-۵,۲	۰,۰
خراسان جنوبی	-۰,۲۲	-۴,۵	۰,۰
آذربایجان شرقی	-۰,۳۷	-۶,۸	۰,۰
تهران	۰,۰۴	۰,۸۸	۰,۳۷
لرستان	-۰,۳۲	-۸,۷	۰,۰
گیلان	-۰,۲۷	-۶,۱	۰,۰
سیستان	-۰,۴۲	-۱۰,۹	۰,۰
زنجان	-۰,۳۲	-۶,۶	۰,۰
مازندارن	-۰,۳۳	-۶,۷	۰,۰
سمنان	-۰,۲۹	-۵,۶	۰,۰
کردستان	-۰,۳۶	-۸,۲	۰,۰
چهارمحال بختیاری	-۰,۳۲	-۷,۸	۰,۰
فارس	-۰,۲۵	-۵,۶	۰,۰
قزوین	-۰,۲۱	-۴,۶	۰,۰
قم	-۰,۳۵	-۷,۸	۰,۰
کرمان	-۰,۴۰	-۸,۵	۰,۰
کرمانشاه	-۰,۳۵	-۹,۵	۰,۰
گلستان	-۰,۴	-۸,۶	۰,۰
خراسان جنوبی	-۰,۳۳	-۶,۳	۰,۰
همدان	-۰,۲۸	-۶,۶	۰,۰
کهکیلویه	-۰,۴۱	-۸,۳	۰,۰
یزد	-۰,۵۲	-۱۱,۶	۰,۰
R^2	۰,۹۸		

مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودار (۷) ضرایب برآورد شده در جدول (۴) را به ترتیب استان‌ها نشان می‌دهد. همچنان که از نمودار ملاحظه می‌شود؛ بیشترین تأثیر نرخ بیکاری بر بازار مسکن به ترتیب در آذربایجان غربی، یزد، اردبیل، سیستان و ایلام می‌باشد. همچنان که در نمودار (۶) نیز ملاحظه شد، این استان‌ها جزء استان‌هایی با قیمت مسکن پایین می‌باشند که پایین بودن قیمت مسکن این مناطق با بازار نیروی کار آنها ارتباط بالاتری نسبت به بقیه مناطق دارد. شایان ذکر است که اکثر این استان‌ها جزء مناطق مرزی ایران می‌باشند. کمترین تأثیر بیکاری بر بازار مسکن در استان‌های تهران، اصفهان، قزوین، خراسان جنوبی و فارس می‌باشد که ارتباط بازار نیروی کار با بازار مسکن در این مناطق ضعیف‌تر است. این مساله می‌تواند حاکی از این مهم باشد که در استان‌هایی همانند تهران عوامل دیگری نظیر بورس بازی و عوامل غیربنیادی نقش بیشتری در تعیین قیمت مسکن دارند و از این رو، تأثیر بیکاری در این مناطق کمتر است.

نمودار ۷. مقایسه رگرسیون نرخ بیکاری بر قیمت مسکن در بین مناطق



۲-۶. بررسی پایایی متغیرها

در این بخش به برآورد تأثیر بیکاری بر بازار مسکن کل کشور پرداخته می‌شود. قبل از برآورد الگوها ابتدا باید پایایی و درجه همجمعی متغیرها برر سی شود. برای برر سی پایایی سری‌ها از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته ا ستفاده می شود. نتایج آزمون برای متغیرهای ا ستفاده شده در هر دو الگو و همچنین، تفاضل مرتبه اول آنها در جدول (۵) ارائه شده است.

با مقایسه آماره های آزمون و مقادیر بحرانی، مشخص است که تمامی متغیرها بجز درجه حرارت با تفاضل اول ایستا می‌شوند. در این وضعیت، برآورد مدل سری زمانی با مدل خودرگرسیون با وقفه های گسترده (ARDL) مناسب می‌باشد.

جدول ۵. آزمون دیکی فولر برای سطح و تفاضل متغیرها

متغیر	ADF	مقدار بحرانی مکینون در ۱٪	وضعیت
Lhp	-۱,۸۱	-۳,۴۹	ناایستا
D(Lhp)	-۶,۵۴	-۳,۴۹	ایستا
Lcrime	-۱,۷۱	-۱,۹۴	ناایستا
D(Lcrime)	-۲,۹۱	-۱,۹۴	ایستا
Ltourism	-۱,۲۸	-۱,۹۴	ناایستا
D(Ltourism)	-۲,۴۲	-۱,۹۴	ایستا
Ltemp	-۲,۷۷	-۱,۹۴	ایستا
D(Ltemp)	-۷,۲۷	-۱,۹۴	ایستا
Lunemp	۰,۰۰۲	-۱,۹۴	ناایستا
D(Luemp)	-۷,۲	-۱,۹۴	ایستا
Linc	۰,۷۸	-۱,۹۴	ناایستا
D(Linc)	-۲,۲۰	-۱,۹۴	ایستا

D: تفاضل مرتبه اول متغیرها را نشان می‌دهد.

مأخذ: محاسبات تحقیق

۳-۶. برآورد معادله قیمت مسکن (رابطه ۱۶)

با استفاده از داده‌های فصلی سال های ۹۰-۱۳۷۷ و با استفاده از خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) پارامترهای معادله (۱۶) برای قیمت مسکن برآورد می‌گردد. جدول (۶) نتایج برآورد معادله (۱۶) را نشان می دهد. ماکزیمم وقفه در الگوی ARDL چهار وقفه در نظر گرفته می‌شود و مرتبه وقفه‌های هر متغیر در الگو به صورت ARDL(1,1,2,1,0,0) شناسایی و آزمون تشخیص صحت الگو در پایین جدول (۶) درج شده است که در آن، X_H ، X_F ، X_{SC} آماره های ضریب لاگرانژ بوده که به ترتیب واریانس همسانی[1]، فرم تبعی[2] و همبستگی سریالی[3] را مورد آزمون قرار می‌دهند. تمامی

1. Based on the regression of squared residuals on squared fitted values
2. Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
3 Lagrange multiplier test of residual serial correlation

آماره‌ها با احتمال ۹۵ در صد صحت الگو را مورد تأیید قرار می‌دهند. مقدار ضریب تعیین مدل (R^2) معادل ۹۸ در صد می‌با شد و ن شان دهنده این ا ست که متغیرهای م ستقل مدل با احتمال بالا تغییرات متغیر وابسته را تو ضیح می‌دهند. آماره دوربین واتسون و دیگر آماره‌ها همگی ن شانگر اعتبار مدل برازش شده و عدم همبستگی میان متغیرهای توضیحی مدل می‌باشند.

جدول ۶. برآورد الگوی کوتاه مدت قیمت مسکن در کل کشور طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۰

متغیر وابسته: لگاریتم قیمت مسکن

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
ثابت	-۰,۹۷	-۲,۵۱	۰,۰۱
LHP (-1)	۰,۵۳	۵,۴۰	۰,۰
LUNEMP	-۰,۰۸	-۰,۷۲	۰,۴۷
LUNEMP (-1)	-۰,۲۶	-۲,۱۲	۰,۰۳
LCRIME	-۱,۲۲	-۲,۵۶	۰,۰۱
LCRIME (-1)	-۲,۷۴	۳,۲۳	۰,۰۰۲
LCRIME (-2)	-۱,۸۶	-۴,۰۰۹	۰,۰
LINC	۰,۵۳	۳,۱۳	۰,۰۰۳
LTEMP	-۰,۰۴	-۰,۰۷	۰,۹
LTEMP (-1)	۰,۳۰	۰,۵۱	۰,۶
LTOUR	-۰,۱۱	-۰,۶۹	-۰,۶
R^2	۰,۹۸		
D-W	۱,۶۸		
$X_{SC}(4)=2.15(0.09)$, $X_F(1)=2.09(0.15)$, $X_H(1)=1.9(0.17)$			

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۶) برآورد مدل قیمت مسکن را نشان می‌دهد که همه متغیرها در حالت لگاریتمی هستند. در برآورد مدل، آنچه بیشتر به چشم می‌آید، تأثیر زیاد نرخ بیکاری (Luemp) در توضیح رفتار قیمت مسکن بود؛ به طوری که کشش قیمت مسکن نسبت به این شاخص در کوتاه مدت ۰/۲۶- و در بلندمدت ۰/۷۰- به دست آمد. این نشان دهنده تأثیر زیاد بازار نیروی کار بر بازار مسکن می‌باشد. نرخ بیکاری (Lunemp) در سطح و با یک وقفه، تأثیر منفی و معنی دار بر قیمت مسکن واقعی دارد. ضریب نرخ بیکاری با وقفه یک، معادل ۰/۲۶ در صد می‌باشد. به عبارت دیگر، می‌توان گفت که افزایش یک در صد در بیکاری در زمان t منجر به کاهش ۰/۲۶ در صدی در قیمت مسکن

واقعی کل کشور در زمان t+1 می‌شود.

همچنین امکانات رفاهی کارگر نیز می‌تواند از عوامل مؤثر بر قیمت مسکن باشد. ضریب منفی تعداد پرونده‌های ثبت شده در نیروی انتظامی به ازای هر ۱۰۰۰ نفر (Lcrime) به عنوان یکی از شاخص‌های امکانات رفاهی و امنیت کارگران نشان دهنده این است که هر چه تعداد پرونده‌های ثبت شده در نیروی انتظامی افزایش یابد، نشان از کاهش رفاه کارگران در آن منطقه و تمایل آن‌ها برای مهاجرت می‌باشد و می‌تواند عامل مؤثری در کاهش قیمت مسکن باشد. ضریب این متغیر معادل در سطح و با وقفه یک و دو، منفی و معنی‌دار می‌باشد و از ضریب بالاتری در کوتاه‌مدت نسبت به سایر متغیرها برخوردار می‌باشد.

درجه حرارت (Ltemp) عامل کمتر معنی داری بر قیمت مسکن بوده است ولی تأثیر این متغیر در سطح منفی می‌با شد، به طوری که نامطلوب بودن آب و هوای منطقه سکونت مصرف کننده از عواملی ا ست که تمایل مصرف کننده را برای مهاجرت به مناطق دارای آب و هوای مطلوب افزایش می‌دهد و این از عوامل مهمی در کاهش قیمت مسکن منطقه مبدأ بوده و توریسم بین المللی (Ltour) نیز یکی از شاخص‌های امنیت در مدل استفاده شده است. این متغیر کمترین کشش را در مدل دارد. متغیر درآمد خانوار (Linc) نیز به عنوان یکی از عوامل مؤثر بررسی شده است، به طوری که افزایش درآمد خانوار توان مصرف کننده را برای خرید مسکن افزایش می‌دهد و منجر به افزایش تقاضای مسکن و سپس افزایش قیمت مسکن می شود. این متغیر از کشش ۰/۵۳ درصدی در کوتاه مدت برخوردار، و با احتمال ۹۹ درصد معنی‌دار می‌باشد.

با توجه به آماره t که توسط بنرجی، دولادو و مستر در سال ۱۹۹۲ مطرح شد، وجود رابطه بلندمدت برای معادله قیمت مسکن آزمون می شود. فروض آزمون همجمعی بین متغیرهای الگو به صورت زیر است:

$$H_0 = \sum_{i=1}^{P} \alpha_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 = \sum_{i=1}^{P} \alpha_i - 1 < 0$$

فرضیه صفر، بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آنکه رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. کمیت آمارهٔ t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\alpha}i}} = \frac{\hat{\alpha}_i - 1}{S_{\hat{\alpha}_i}} = \frac{0.53 - 1}{0.09} = -5.22$$

مقدار بحرانی بنرجی، دولادو و م ستر برای سطح اطمینان ۹۵ ٪ برابر ۴/۴۳- ا ست. بنابراین از آنجا که قدرمطلق آماره محاسبه شده مبتنی بر ضرایب برآوردشده مدل از ۴/۵۹ بیشتر است، رابطه همگرایی در معادله برآورد شده، تأیید می شود.

جدول (۷) برآورد الگوی بلندمدت قیمت م سکن را در کل ک شور ن شان می‌دهد. مطابق انتظار، ک شش بیکاری در بلندمدت بی شتر از کوتاه مدت ا ست و معادل ۰/۷۷- و معنی دار می‌با شد. از این رو، می توان گفت که افزایش یک درصـــدی بیکاری در بلندمدت در کل کشـــور منجر به کاهش ۰/۷۷درصدی در قیمت مسکن خواهد شد. تأثیر تعداد پرونده های ثبت شده در نیروی انتظامی نیز معادل ۰/۷۶- و معنی دار می‌با شد و تأثیر آن در بلندمدت کمتر از کوتاه‌مدت می‌با شد. تأثیر درآمد خانوار بر قیمت مســـکن در بلندمدت بیشـــتر از کوتاه مدت می‌باشـــد و از کشـــش نزدیک به یک برخوردار اســـت و با احتمال ۹۹ درصـــد معنی‌دار می‌باشـــد. تأثیر درجه حرارت و توریســـم بر قیمت مسکن نسبت به سایر متغیرها اندک می‌باشد.

جدول ۷. برآورد الگوی بلندمدت قیمت مسکن در کل کشور طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۰

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
ثابت	-۲,۱۱	-۲,۵۰	۰,۰۱
LUNEMP	-۰,۷۷	-۲,۵۷	۰,۰۱
LCRIME	-۰,۷۶	-۳,۹۱	۰,۰
LINC	۱,۱۶	۷,۳	۰,۰
LTEMP	۰,۵۷	۰,۵۶	۰,۵۷
LTOUR	-۰,۲۴	-۰,۷۵	۰,۴۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

۷. نتیجه گیری

مهاجرت نیروی کار در سطح مناطق، به تفاوت‌های منطقه‌ای نرخ بیکاری عکس‌العمل نشان می‌دهد و نرخ بیکاری با اجزاء بنیادی بازار م سکن در ارتباط ا ست. در این مطالعه، ارتباط بازار نیروی کار و مســـکن در ۳۰ اســـتان کشـــور و با به کارگیری مدل ورمولن و امرن (2005) و اســـتفاده از روش داده‌های ترکیبی (پانل دیتا) برای مناطق و روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) برای کل کشور، روابط بین متغیرها در دوره زمانی ۹۰-۱۳۷۷ تجزیه و تحلیل می‌شود.

تحلیل‌های نموداری، ارتباط منفی میان قیمت مســـکن و نرخ بیکاری را در اســـتان‌های کشـــور نشـــان می‌دهد. می‌توان گفت که اکثر اســـتان‌هایی که از میانگین بالای قیمت برخوردار بودند،

میانگین و نوسان پایین بیکاری نیز دارند. این مساله ارتباط منفی میان قیمت مسکن و نرخ بیکاری را نشـــان می‌دهد و با تئوری نیز ســـازگار اســـت. همچنین آزمون علیت گرنجر نیز حاکی از ارتباط دوطرفه میان قیمت مسکن و نرخ بیکاری است.

تحلیل‌های رگرسیونی نیز ارتباط میان نرخ بیکاری و قیمت مسکن را منفی و دارای کشش بالایی ارزیابی کرده است. مناطقی که نرخ بیکاری بالاتری دارند، توسط شرایط بهتر بازار مسکن جبران غرامت می شوند؛ یعنی سطح قیمت مسکن در این مناطق پایین تر است و ارتباط منفی میان قیمت مسکن و نرخ بیکاری در استان‌های کشور وجود دارد. تحلیل‌های رگرسیونی ارتباط میان نرخ بیکاری و قیمت مسکن را منفی نشان داده و در مطالعه داده های پانلی، ضریب یاد شده در استان‌های مختلف متفاوت است که منعکس کننده غرامت بیکاری در سطح مناطق می باشد.

بیشترین تأثیر نرخ بیکاری بر بازار مسکن به ترتیب در آذربایجان غربی، یزد، اردبیل، سیستان و ایلام می‌باشد. در مناطقی که از میانگین قیمت مسکن پایین تری نسبت به سایر استان‌ها برخوردار می‌باشند، تأثیر بیکاری بر قیمت مسکن بیشتر از سایر استان‌ها می‌باشد. بنابراین، پایین بودن قیمت مسکن این مناطق با بازار نیروی کار آنها ارتباط بالاتری نسبت به بقیه مناطق دارد. کمترین تأثیر بیکاری بر بازار مسکن در استان‌های تهران، اصفهان، قزوین، خراسان جنوبی و فارس می‌باشد که ارتباط بازار نیروی کار با بازار مسکن در این مناطق ضعیف تر است. این مساله می‌تواند حاکی از این مهم باشد که در استان‌هایی همانند تهران، عوامل دیگری نظیر بورس بازی و عوامل غیربنیادی نقش بیشتری در تعیین قیمت مسکن دارند و از این رو تأثیر بیکاری در این مناطق کمتر است.

همچنین در مدل، تأثیر شاخص‌های امنیت و رفاه مصرف کننده و نرخ بیکاری و دیگر متغیرها بر قیمت مســکن بررســی می‌شــود که با توجه به ضــریب متغیرها می توان گفت اثر نرخ بیکاری و درآمد خانوار در بلندمدت و تأثیر تعداد پرونده های ثبت شـــده در نیروی انتظامی و درآمد خانوار و سپس بیکاری در کوتاه مدت بر قیمت مسکن بیشتر از سایر متغیرها می‌باشد. مردم در مناطقی که د ستمزدها بالا و بیکاری پایین ا ست، از طریق امنیت و رفاه بهتر غرامت داده می شوند و این امنیت اثر مثبت بر قیمت مســکن دارد. افزایش درآمد خانوار نیز توان مصــرف کننده را برای خرید مســکن افزایش می‌دهد و منجر به افزایش تقاضای مسکن و سپس افزایش قیمت مسکن می‌شود.

پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مآخذ

جعفری صـــمیمی، احمد؛ زهرا (میلا) علمی و آرش هادی زاده (۱۳۸۶) عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت م سکن در ایران؛ ف صلنامه پژوهش های اقت صادی ایران، سال نهم، شماره ۳۲: ۳۱-۵۳.

قلی زاده، علی اکبر (۱۳۸۷) نظریه قیمت مسکن در ایران؛ همدان: انتشارات نور علم.

قلی زاده، علی اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۸۹) برر سی واکنش سیا ست پولی بر حباب قیمت م سکن (مطالعه موردی ایران) ؛ فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، شماره ۴۲، بهار.

قلی زاده، علی اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۸۹) ارتباط بلند مدت بازار مسکن و تورم در ایران، فصلنامه نامه مفید، شماره ۸۱، ۶۸-۵۱.

مرکز آمار ایران، نشریه قیمت و اجاره بهای مسکن در شهرهای منتخب: ۹۰-۱۳۷۱.

Ashworth, J. and Parker, S. (1997) Modelling Regional House Prices in the UK; Scottish, Journal of Political Economy, Vol. 44 (3), pp. 225-246.

Blomquist, G.; Berger, M. and Hoehn J. (1988) New estimates of quality of life in urban areas; American Economic Review, 78: 89-107.

Cameron, G. and Muellbauer, J. (1998). "The housing market and regional commuting and migration choices." Scottish Journal of Political Economy, 45, 420-446.

Carlson, F. (2000). Testing equilibrium models of regional disparities. Scottish Journal of Political Economy, 47, 1-24.

Clapp, J. and Giacotto, C. (1993) The Influence of Economic variables on House Price Dynamics; Journal of Urban Economics, Vol. 36, pp. 116-83.

Duffy, David; Gerald, John Fitz and Kearney, Ide (2006) www.google.com.

Engle, R. and C. W. J. Granger (1987), Co-integration and error correction: representation, estimation and testing, Econometrica.

Glaeser, E. L. and Gyourko, J. (2005) Urban decline and durable housing; Journal of Political Economy, 113(2): 345-375.

Glaeser, E. L.; Gyourko, J., and Saks, R. E. (2005) Urban growth and housing supply; National Bureau of Economic Research.

Gyourko, J. and Tracy, J. (1989) The importance of local fiscal conditions in analysing local labor markets; Journal of Political Economy, 97: 1208-31.

Gyourko, J. and Tracy, J. (1991) The structure of local public finance and the quality of life; Journal of Political Economy, 99: 774-806.

Hwang, M. and Quigley, J. (2006). Economic fundamentals in local housing markets: Evidence from US ... Reassessing the role of national and local shocks in metropolitan area housing markets. Journal of regional science.- Malden, Mass. [u.a.]: Blackwell, ISSN 0022-4146, ZDB-ID 2192159. - Vol.

46.2006, 3, p. 425-453.
Jackman, R. and Savouri, S. (1992). Regional migration in Britain: an analysis of gross flows using NHS Central Register data. Economic Journal, 102(415), 1433-1450.
Marston, S. (1985) Two views of the geographic distribution of unemployment; Quarterly Journal of Economics, 100: 57-79.
Meen, G. (2001) The Time-Series Behaviour of House Prices: A Transatlantic Divide?; Journal of Housing Economics, Vol. 11, pp. 1-23.
Reilly, B. and Witt, R. (1993) Regional House Prices and Possessions in England and Wales: An Empirical Analysis; Regional Studies, Vol. 28, pp. 475-482.
Roback, J. (1982) Wages, Rents and the Quality of Life; Journal of Political Economy, 90(6): 1257-78.
Serrano-Diaz, L. (2005) On the Negative Relationship between Labor Income Uncertainty and Homeownership: Risk Aversion vs. Credit Constraints; Journal of Housing Economics, Vol. 14, pp. 109–126.
Vermeulen, Wouter and Ommeren, Jos van (2004) Are workers compensated by cheaper housing in regions where unemployment is high? Theory and evidence from a housing demand survey; submitted to the ERSA 2005 conference in Amsterdam.
Vermeulen, Wouter and Ommeren, Jos van (2005) Compensation of Regional Unemployment in Housing Markets; Tinbergen Institute Discussion Paper, TI 2005-093/3.
Zhu, Qingyu (2010) Regional unemployment and house price determination; MPRA Paper No. 41785.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی