

تحلیل قیمت مسکن کلان شهری و محدوده رشد شهری در ایران؛ کاربرد الگوی پانل دیتا در شهرهای منتخب تهران، اصفهان و شیراز

سعید صمدی: دانشیار اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
شهرام معینی: دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران*

دریافت: ۱۳۹۰/۵/۲۳ - پذیرش: ۱۳۹۰/۱۱/۲۳، صص ۸۳-۱۰۰

چکیده

در حالی که زندگی شهری به ویژه در کلان شهرها با مسأله مسکن پیوند خورده است، سهم قابل ملاحظه تولید ناخالص ملی، از بخش مسکن شهری، بر ارتباط این بخش با تحولات اقتصاد کلان دلالت دارد. بر اساس اهداف پژوهش، این مقاله با توجه به تقاضای مصرفی و سرمایه‌ای مسکن کلان شهری و متغیرهای موثر بر آن، به تبیین و تصریح مدلی برای تغییرات قیمت مسکن کلان شهری در رابطه با متغیرهایی چون درآمد سرانه شهری، نقدینگی و سرانه زمین شهری بر مبنای پیشینه پژوهش و مبانی نظری پرداخته است. این مقاله نهایتاً، به بررسی نحوه اثرگذاری این متغیرها بر قیمت مسکن کلان شهری در ایران با استفاده از یک الگوی پانل دیتا مبتنی بر داده‌های سه شهر تهران، اصفهان و شیراز در دوره زمانی ۱۳۷۷-۱۳۸۸ می‌پردازد. بر اساس نتایج این مطالعه و همچنین با کاربرد روش GMM در تخمین مدل، نشان داده شده است که تغییرات درآمد سرانه شهری و حجم نقدینگی به صورت مستقیم و معنی داری بر قیمت مسکن کلان شهری در ایران موثر است. بعلاوه محدودیت عرضه زمین کلان شهری با توجه به تغییرات جمعیتی، منجر به روند کاهنده سرانه زمین در کلان شهرهای منتخب شده است. سرانه زمین شهری نیز رابطه معکوسی با قیمت مسکن داشته و بر روند افزایشی قیمت مسکن کلان شهری در ایران، به صورت معنی داری اثرگذار بوده است.

واژه‌های کلیدی: کلان شهر، قیمت مسکن، محدوده رشد شهری (UGB)، سیاست پولی، تکنیک پانل دیتا، سرانه زمین شهری

۱- مقدمه

توجه همزمان به تقاضای مصرفی و سرمایه‌ای مسکن در ایران معطوف بوده است.

۱-۱- طرح مسأله

مسکن شهری یکی از بخش‌های مهم اقتصاد در تمام کشورها است. از یک سو نوسانات قیمت مسکن و زمین تأثیر مستقیمی بر روی سطح فعالیت‌های اقتصاد کلان دارد چرا که هم مصرف و هم سرمایه‌گذاری را به طور همزمان متأثر می‌سازد. از سوی دیگر تحولات اقتصاد کلان نیز وسیعاً بر بخش مسکن شهری موثر است. مسکن کالایی است که در عین آنکه قیمت و مقدار تعادلی در بازار آن بطور کلی از نقطه تلاقی تابع تقاضای جمعی و تابع عرضه جمعی به دست می‌آید که این توابع خود نتیجه جمعی سازی توابع عرضه و تقاضای فردی و بنگاهی هستند، بازار آن به هر حال دارای ویژگی‌ها و ممیزات خاصی نظیر مکانمند بودن نیز هست.

مسکن و زمین شهری کالاهایی غیر منقول و غیر تجاری هستند و امکان کنترل قیمت بوسیله اهرم‌هایی چون واردات برای آن‌ها به دلیل خصوصیات ذاتی متصور نیست. این امر امکان تشدید اثر افزایش نقدینگی یا درآمد بر قیمت‌ها در بخش مسکن شهری را در غیاب تدابیر مناسب متصور می‌سازد. مسکن و زمین شهری همچنین دارای بازده و توامای ریسک هستند که این دو ویژگی، آنها را به کالاهایی سرمایه‌ای و دارایی تبدیل می‌کند. سرمایه‌ای بودن مسکن شهری خود ممیزات ویژه‌ای به تقاضا در این بخش می‌بخشد. در این مطالعه و با توجه به تصریح مدل،

۱-۲- اهمیت و ضرورت

کلان شهرها نه تنها در عمل بخش بزرگی از جمعیت کشورها را در خود می‌پذیرند، بلکه مطالعات اخیر نشان می‌دهد که بخش عمده فعالیت‌های اقتصادی کشورها را در بر گرفته و موتور محرکه رشد و توسعه اقتصادی هستند. از سوی دیگر در کلان شهرها مسکن غالباً گرانبه‌ترین کالایی است که یک خانوار در طول عمرش مجبور به تهیه آن است. از این رو در کشورها و شهرهایی که دولت‌ها نتوانند در این زمینه سیاست مناسبی در پیش گیرند بحران استطاعت اسکان^۱ پدید خواهد آمد.

نسبت قیمت مسکن شهری به درآمد شهروندان یک شهر نباید به گونه‌ای باشد که امکان تامین مسکن را دشوار و متعسر سازد. کلان شهرهای ایران به ویژه در دهه‌های اخیر با این معضل به صورت جدی مواجه شده‌اند. طی سه دهه گذشته رشد قیمت مسکن در کلان شهرهای ایران فراتر از نرخ تورم و رشد درآمد خانوارهای شهری بوده است. بنابراین به صورت مداوم نسبت قیمت مسکن کلان شهری به درآمد سرانه افزایش یافته است به نحوی که نهایتاً تامین مسکن را به ویژه برای خانوارهای تازه تشکیل دشوار ساخته است. این امر نه تنها توجه سیاست‌گزاران در سطح ملی و شهری را به مسأله مسکن کلان شهری

قیمت زمین شهری متمرکز بودند. در یک تقسیم‌بندی کلی عوامل موثر بر قیمت مسکن شهری به دو دسته عوامل با تاثیر کوتاه‌مدت و عوامل با تاثیر بلندمدت تقسیم می‌شوند. عوامل با تاثیر بلندمدت مسیر حرکت قیمت‌ها در طول زمان را مشخص می‌کنند و عوامل با تاثیر کوتاه‌مدت باعث نوسان قیمت مسکن حول این مسیر بلندمدت می‌شوند.

۱-۴-۱- رابطه رشد درآمد حقیقی کلان شهری و

قیمت مسکن کلان شهری

مطالعات بازار مسکن شهری در سراسر جهان نشان می‌دهد که در دراز مدت یک عامل اصلی و محرک افزایش قیمت مسکن، درآمد سرانه شهری است. این رابطه که از آن با عنوان رابطه تعادلی بلند مدت بین قیمت مسکن و درآمد یاد می‌شود، بیشترین توجه محققان را در این حوزه به خود جلب کرده است. مطالعات اخیر در زمینه رابطه بین درآمد و قیمت مسکن بر تفاوت درآمد متوسط^۵ و درآمد دائمی^۶ تاکید می‌کنند.

مکانیزم تاثیر رشد درآمد حقیقی بر قیمت مسکن به این صورت است که افزایش درآمد، تقاضای مصرفی مسکن را افزایش می‌دهد و بنابراین قیمت مسکن افزایش می‌یابد. ساتن (Sutton, 2002) نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در نرخ رشد تولید ناخالص ملی می‌تواند قیمت مسکن را بین یک تا چهار درصد افزایش دهد. از طرف دیگر با افزایش

معطوف کرده است، لزوم بازشناسی و تحلیل علل رخداد این پدیده را یادآور می‌شود. در این میان نقش سیاست‌های کلان شهری در خصوص جمعیت و زمین شهری و ارتباط این دو متغیر که در قالب سرانه زمین شهری قابل مشاهده است، در مطالعات قبلی کمتر مورد توجه قرار گرفته است. هدف این مطالعه شناخت نقش سیاست‌های مدیریت شهری در کنار سیاست‌های پولی بر قیمت مسکن شهری در کلان شهرهای ایران است.

۱-۳-اهداف

بررسی روند متغیر سرانه زمین شهری به عنوان یک شاخص مهم در کلان شهرهای ایران و مقایسه آمار ملی وضع رابطه جمعیت و زمین شهری با آمار سایر کشورها یکی از اهداف اولیه این پژوهش است. هدف اصلی این مطالعه، تحلیل نقش سیاست‌های مدیریت شهری در مورد نسبت زمین و جمعیت ظاهر شده در قالب محدوده رشد شهری^۲ از یکسو و از سوی دیگر نقش سیاست‌های پولی دولت‌ها بر مسأله مسکن شهری در کلان شهرهای منتخب در ایران است.

۱-۴-پیشینه پژوهش

سابقه تلاش برای توضیح قیمت مسکن و به ویژه زمین شهری و نوسانات آن به ریکاردو، مارکس، مارشال و فون نیومن باز می‌گردد. تئوری‌های اولیه از جمله وینگو^۳ و موث^۴ و میلز^۵ بیشتر روی ساختار

5 Mills
6 Normal
7 Permanent

2 UGB
3 Wingo
4 Muth

هزینه زمین شهری و نرخ بهره است. بر این اساس قیمت مسکن را تابعی از درآمد و در کنار آن عواملی چون هزینه ساخت و ... گرفته‌اند. در بسیاری از مطالعات از جمله هولی و جونز (Holly and Jones, 1997)، دریک (Drake, 1993) و ملپزی نیز این رویکرد دیده می‌شود. بر اساس همین رویکرد چن و پتل مدل زیر را پیشنهاد می‌کنند:

(۱)

$$Ph_t = \alpha_0 + \alpha_1 Py_t + \alpha_2 Hc_t + \alpha_3 Cc_t + e_t$$

که Py_t درآمد در کنار عواملی چون Cc_t ، هزینه ساخت و Hc_t کیفیت بر قیمت مسکن موثر است. اما آنها اشاره می‌کنند که بازار مسکن غالباً با تقاضای سرمایه‌ای نیز مواجه است که خود وابسته به سطح عرضه پول است. اگر عرضه پول زیاد شود مردم هم پول بیشتری در اختیار خواهند داشت و هم می‌توانند بیشتر برای سرمایه‌گذاری در بازار مسکن، وام بگیرند از این رو مدل می‌تواند به نحو زیر اصلاح شود:

(۲)

$$Pht = \alpha_0 + \alpha_1 Py_t + \alpha_2 Hct + \alpha_3 cct + \alpha_4 Mst + et$$

که Ms_t عرضه پول است.

چن و همکاران (Chen et al, 2007) در تحقیقی دیگر با استفاده از همین مدل به بررسی انحراف بین درآمد و قیمت مسکن پرداخته‌اند. انحراف بین این دو متغیر در کشورهای مختلف مورد شناسایی بوده است. انحرافی که اگر بصورت افزایش بیشتر قیمت مسکن نسبت به درآمد باشد بحران استطاعت اسکان را به وجود می‌آورد. این محققان این انحراف را بر اساس

درآمد، تقاضای سرمایه‌ای مسکن نیز افزایش می‌یابد، که منجر به افزایش قیمت مسکن می‌شود.

مطالعات اخیر معمولاً فرض می‌کنند رابطه‌ای پایدار بین قیمت مسکن شهری با درآمد وجود دارد. رینالد (Renauld, 1989) و ملپزی (Malpezzi, 1999) رابطه قیمت و درآمد را با قرار دادن یک تعادل بلند مدت بین قیمت P_e و درآمد Y_e به صورت زیر تحلیل کرده‌اند.

$$P_e/Y_e = k$$

که k همان PIR نسبت قیمت به درآمد است. اما دلیلی وجود ندارد که k برای تمام شرایط بازار ثابت باشد. بنابراین اگر t معرف زمان باشد می‌توان معادله را به این صورت باز نویسی کرد:

$$P_t/Y_t = k_t = Z\beta + e_t$$

که Z بردار شرایط بازار، β بردار پارامترهای متناظر و e_t جمله خطا می‌باشد. این ارتباط و تعادل پایدار اغلب تحت تاثیر عواملی مثل کمبود عرضه و یا افزایش در تقاضای سرمایه‌ای و یا شوک‌های ناشی از سیاست‌های دولت اصلاح می‌شود. بر این اساس چن و پتل (Chen and Patel, 2002) در تحقیقی می‌کوشند، مدلی برای تغییرات قیمت مسکن بدست دهند. چن و پتل برای فهم بهتر عوامل موثر بر k از رویکرد نئوکلاسیکی بهره می‌گیرند که بر اساس آن تقاضا برای زمین و مسکن شهری تابعی از عوامل جمعیتی، درآمد، قیمت مسکن و دسترسی به جانشین‌ها است. از سوی دیگر عرضه مسکن شهری در کوتاه مدت بی کشش است ولی در بلند مدت تابعی از عواملی چون قیمت مسکن، هزینه ساخت،

(Rose, 1989). همچنین محدودیت‌هایی که از طریق منطقه‌بندی و تعیین محدوده شهرها اعمال می‌شود باعث افزایش قیمت زمین و مسکن می‌شود (Pollakowski & Wachter, 1990).

محدوده رشد شهری، مرزی ناحیه ای است که برای کنترل نحوه گسترش شهر و ساخت و ساز متراکم درون محدوده قرار داده می‌شود. منتقدان اما اعتقاد دارند این محدوده‌ها گاه با محدود و کمیاب سازی زمین قابل ساخت، قیمت زمین مسکونی و نهایتاً مسکن را افزایش می‌دهند.

کمیابی زمین شهری طبق نظریه رانت ریکاردویی قیمت مسکن شهری را افزایش می‌دهد. مطالعات تجربی نشان می‌دهند که محدودیت‌های قانونی در قالب محدوده رشد شهری یا کمیابی طبیعی زمین شهری، قیمت مسکن را افزایش می‌دهد. بیشتر شواهد بر اساس مدل‌های ساده مقطعی هستند که قیمت مسکن را در کلان‌شهرها مقایسه کرده‌اند. اما هیچ تحقیق اقتصادی که مسیر زمانی یا مکانیسم دقیق اثرگذاری عرضه زمین بر قیمت مسکن را شرح دهد، وجود ندارد. دو رویکرد در این زمینه وجود دارد (Peng & Wheaton, 1994):

- کمیابی زمین به عنوان یک نهاد تولید مسکن، منجر به کاهش ساخت و ساز مسکن شهری می‌شود و بنابراین حجم خانه‌های موجود نمی‌تواند همگام با تقاضای مسکن رشد کند. در نتیجه این امر قیمت مسکن افزایش می‌یابد. این توضیح با در نظر گرفتن

ایجاد تمایز بین دو نوع تقاضا برای مسکن - تقاضای خدمات سکونت و تقاضای سرمایه‌ای - توجیه و تفسیر کرده و معتقدند تغییر درآمد فقط بخشی از تغییرات قیمت مسکن را توضیح می‌دهد. آنها نهایتاً، نتیجه گرفته‌اند که در رفتار کوتاه‌مدت قیمت مسکن، نقش حجم نقدینگی قوی‌تر است اما رفتار بلندمدت، عمدتاً به عامل درآمد باز می‌گردد. انحرافات قیمت مسکن از درآمد نیز ناشی از افزایش کوتاه‌مدت تقاضای سرمایه‌ای بر اثر افزایش عرضه پول و رشد نقدینگی است بنابراین دولت باید از سیاست پولی نامتناسب پرهیز کند. اگر چه آنها نتیجه می‌گیرند که خروج از تعادل بلند مدت و افزایش نسبت قیمت مسکن شهری به درآمد نهایتاً، موقتی است. در تحقیق اخیر اشاره می‌شود که تئوری مبتنی بر فرضیه درآمد دائمی پیشنهاد می‌کند که مصرف مسکن شهری در هر دوره مشخص تابعی از میانگین درآمد شهری در دوره جاری است.

۱-۴-۲- رابطه محدوده رشد شهری و قیمت مسکن کلان شهری

به طور کلی، برای عرضه زمین شهری دو نوع محدودیت طبیعی و دستوری قابل تصور است: محدودیت طبیعی در مواردی نظیر شهرهای جزیره‌ای و ... ظاهر می‌شود. محدودیت دولتی یا دستوری ناظر به کلیه محدودیت‌هایی است که از قواعد کاربری زمین و محدوده‌های رشد شهری ناشی می‌شود. مطالعات قبلی نشان می‌دهد محدودیت طبیعی زمین رابطه مثبت معناداری با قیمت زمین دارد

ویژه‌ای به سیاست زمین شهری دولت در ایجاد یا رفع معضل مسکن می‌دهد (Mostafa Morsi El Araby, 2003). در این پژوهش، برای نشان دادن سطح نسبی کمیابی/فراوانی زمین شهری و مقایسه کلان شهرها در این خصوص از شاخص سرانه زمین شهری استفاده می‌شود. این شاخص معکوس تراکم بوده و رابطه مساحت و جمعیت را منعکس می‌کند.

۱-۵- سوال‌ها و فرضیه‌ها

در راستای هدف اصلی ذکر شده، مهمترین سوالات تحقیق عبارت‌اند از: در آمد سرانه شهری چه ارتباطی با قیمت مسکن شهری دارد؟ آیا سیاست‌های پولی دولت‌ها بر قیمت مسکن شهری در ایران موثر است؟ بالاخره آیا سیاست‌های مدیریت شهری ظاهر شده در متغیر سرانه زمین شهری بر قیمت مسکن در کلان شهرهای منتخب در ایران اثری دارد؟

- در آمد سرانه شهری با قیمت مسکن شهری در کلان شهرهای منتخب در ایران رابطه مستقیم (مثبت) دارد.

- حجم نقدینگی با قیمت مسکن شهری در کلان شهرهای منتخب در ایران رابطه مستقیم (مثبت) دارد.

- سرانه زمین شهری با قیمت مسکن شهری در کلان شهرهای منتخب در ایران رابطه معکوس (منفی) دارد.

رفتار نزدیک بینانه^۸ سازندگان خانه‌های مسکونی است.

- کمیابی انتظاری زمین شهری که منجر به سرمایه‌ای شدن زمین و مسکن می‌شود، مستقیماً قیمت زمین و مسکن شهری را افزایش می‌دهد. در این توضیح مساله انتظارات پیشرو^۹ هم در نظر گرفته شده است.

هر دو رهیافت پیش‌بینی می‌کنند در صورت وجود محدودیت عرضه زمین، قیمت‌ها بالاتر خواهد بود. ولی مکانیسم و تاثیرات این موضوع روی قیمت مسکن را به روش‌های متفاوتی توضیح می‌دهند. پنگ و ویتون نشان می‌دهند که در هنگ کنگ در زمان‌هایی که سایر عوامل باعث رکود بازار مسکن شده بودند، با افزایش محدودیت دولت روی عرضه زمین شهری، قیمت مسکن شهری افزایش یافته است. مطالعات زیادی برای شهرهای آسیایی نظیر هنگ کنگ، سنگاپور، تایوان و توکیو که با محدودیت طبیعی عرضه زمین مواجه‌اند انجام شده است که به بررسی نقش مدیریت زمین‌های شهری روی قیمت زمین و مسکن پرداخته‌اند. البته در کشورهای توسعه یافته که پدیده رشد جمعیت به پایان رسیده است، شهرها از نظر جمعیت و وسعت بطور طبیعی به وضع تثبیت شده‌ای رسیده‌اند. اما در برخی از کشورهای در حال توسعه که هنوز با رشد جمعیت مواجه‌اند این واقعیت ضمن ایجاد نیاز و تقاضا برای زمین شهری، اهمیت

8 Myopic behavior

9 Forward-thinking expectations

۶-۱- روش تحقیق

با ترکیب مشاهدات سری زمانی و مقطعی در قالب مدل‌های پانل دیتا، مدل‌هایی حاوی اطلاعات کامل تر، تغییرپذیری بیشتر، همخطی کمتر میان متغیرها، درجات آزادی بیشتر و کارایی بالاتر بدست می‌آید که پژوهشگر را در مشخص کردن اثرات هر متغیر خاص یاری می‌رساند. بنابر این داده‌های پانل تاثیری را که نمی‌توان به سادگی در داده‌های مقطعی و سری زمانی مشاهده کرد به نحو کاراتری معین می‌کنند. مزیت عمده داده‌های پانل، مربوط به اطلاعات مقطعی است که به محقق اجازه می‌دهد با انعطاف پذیری بیشتری تفاوت در رفتار فردی را مدل بندی کند و از طریق افزایش حجم نمونه، دامنه تغییرات مشاهدات را افزایش دهد. این امر اهمیت بسیاری دارد، چون برخی از متغیرها که طی زمان چندان تغییر نمی‌کنند در بین واحدهای مقطعی تغییرات قابل ملاحظه‌ای را نشان می‌دهند.

همچنین، از آنجا که داده‌های پانل به بنگاه‌ها، ایالات، کشورها و از این قبیل واحدها طی زمان ارتباط دارند، وجود ناهمسانی واریانس در این واحدها محدود می‌شود. به طور کلی، باید گفت داده‌های تابلویی، تحلیل‌های تجربی را غنی می‌سازند و امکان شناسایی، اندازه‌گیری و تفکیک اثراتی را فراهم می‌آورند که بوسیله فقط آمارهای مقطعی و یا سری زمانی به سادگی قابل شناسایی نیستند. بنابراین، در این پژوهش نیز از تکنیک پانل دیتا استفاده شده است. جامعه آماری در این مطالعه کلان شهرهای

ایران است. اما به علت برخی محدودیت‌های آماری از داده‌های مربوط به کلان شهرهای تهران، اصفهان و شیراز استفاده شده است.

۷-۱- معرفی متغیرها و شاخص‌ها

متغیر وابسته در این مطالعه قیمت مسکن در کلان شهرهای منتخب است. مهمترین متغیرهای مستقل در این پژوهش، درآمد سرانه شهری، سرانه زمین شهری و حجم نقدینگی است.

CITYI: درآمد حقیقی سرانه در سال و شهر مورد نظر.

CITYPOF: جمعیت در سال و شهر مورد نظر.

M: حجم نقدینگی در سال مورد نظر.

L/CITYPOP: سرانه زمین شهری در سال و شهر مورد نظر (عبارت است از نسبت مساحت شهر به جمعیت شهری).

سایر متغیرها در ادامه معرفی شده است. کل داده‌های مورد نیاز، بنا به مورد از اطلاعات مربوط به شهرهای موصوف از شهرداری‌های سه گانه، بانک مرکزی و مرکز آمار ایران اخذ یا استخراج شده است.

۸-۱- محدوده پژوهش

محدوده مطالعه حاضر، کلان شهرهای منتخب تهران، اصفهان و شیراز هستند. که اطلاعات مربوط به آنها طی دوره زمانی سال ۱۳۷۷ تا سال ۱۳۸۸ به صورت نیمسالی مورد استفاده قرار گرفته است.

۲- مبانی نظری

در قسمت پیشینه و ادبیات پژوهش نشان داده شد که رابطه قیمت مسکن کلان شهری با درآمد، مبتنی بر نظریه رفتار مصرف کننده امری وسیعاً شناخته شده در ادبیات محسوب می‌شود. مبانی نظری رابطه بین قیمت مسکن کلان شهری و کمیابی زمین شهری نیز مبتنی بر نقش زمین شهری به عنوان نهاده تولید مسکن و عامل انتظارات تشریح گردید و برخی مطالعات انجام گرفته برای آزمون این روابط مرور گردید. در این قسمت و قبل از تصریح مدل، ابتدا به تشریح مبانی نظری رابطه نقدینگی و قیمت مسکن به ویژه در کشورهای نفت خیز مانند ایران پرداخته خواهد شد. نهایتاً با توجه به اینکه مسکن واجد ویژگی‌های کالای سرمایه ای به ویژه بازده و ریسک است، مبانی نظری تقاضای سرمایه ای در بازار مسکن مبتنی بر تئوری پورتفولیو تشریح می‌گردد.

برای تبیین رابطه نقدینگی و قیمت مسکن به ویژه در کشورهای نفت خیز مانند ایران معمولاً از پدیده بیماری هلندی کمک گرفته می‌شود. بیماری هلندی، در اصل به دغدغه‌های ناشی از وقوع پدیده ضد صنعتی شدن اشاره دارد که پس از کشف ذخایر گاز طبیعی در اواخر دهه ۱۹۵۰ و اوایل دهه ۱۹۶۰ در کشور هلند به وجود آمد.

فرم کلی شکل‌گیری بیماری هلندی به این صورت است که ابتدا کشف منابع طبیعی یا ایجاد یک فعالیت جدید پررونق و صادراتی، موجب افزایش درآمد ارزی و افزایش ارزش پول ملی شده، بالمآل افزایش قیمت

نسبی کالاهای غیرمبادلاتی و افزایش قیمت تمام شده کالاهای صادراتی، کاهش تولید، کاهش اشتغال و افزایش بیکاری را به دنبال خواهد داشت.

به طور خلاصه، می‌توان گفت که پدیده بیماری هلندی، موجب رکود و وخیم‌شدن تجارت در کشورهای نفتی گردیده است و انتقال منابع از کالاهای قابل مبادله به کالاهای غیرمبادلاتی^{۱۰} را دامن زده است. افزایش شدید درآمدهای نفتی به افزایش ارزش پول ملی منجر می‌شود و قیمت‌های نسبی کالاهای غیرمبادلاتی افزایش پیدا می‌کند. چرا که افزایش تقاضا در مورد کالاهای غیر قابل مبادله از طریق واردات قابل تدارک نبوده، موجب افزایش قیمت این قبیل کالاها می‌شود. بنابراین، قیمت این گروه کالاها نسبت به کالاهای قابل مبادله افزایش می‌یابد. با افزایش قیمت‌ها، سوددهی در این گونه فعالیت‌ها نیز نسبت به بخش کالاهای قابل مبادله افزایش می‌یابد و منابع از بخش قابل مبادله به بخش غیرقابل مبادله انتقال پیدا می‌کند.

به بیان دیگر به علت اینکه امکان وارد کردن کالاها/منابع غیر مبادله‌ای نظیر زمین به منظور افزایش عرضه آن و کاهش قیمت وجود ندارد، با افزایش حجم نقدینگی، قیمت این کالاها- به ویژه در صورتی است که تولی یا عرضه این کالاها در داخل با محدودیت‌هایی روبرو باشد- شدیداً افزایش می‌یابد. کشورهایی که محدودیت طبیعی عرضه زمین دارند، نمی‌توانند این محدودیت را از طریق واردات حل

انحراف معیار بازدهی است. با این دانسته‌ها سرمایه گذاران دست به انتخاب پورتفولیو می زنند و می کوشند به پورتفوی کارا که باعث حداکثر شدن بازده مورد انتظار برای سطح معینی از ریسک، یا حداقل شدن ریسک برای سطح بازده مورد انتظار معینی می شود، دست یابند. برای این منظور سرمایه گذاران به متغیرهای بازده و ریسک انتظاری و کوواریانس میان نرخ بازده زمینه‌های سرمایه گذاری نظر دارند.

بازدهی مورد انتظار یک پورتفوی عبارت از میانگین وزنی بازده‌های مورد انتظار تک تک دارایی‌های منتخب در سبد است. ریسک پورتفوی نه تنها به میانگین وزنی ریسک دارایی‌ها در سبد منتخب بلکه به کوواریانس میان بازده دارایی‌های منتخب در سبد هم مربوط است. کوواریانس مثبت حاکی از آن است که بازدهی‌های مربوطه به دو دارایی در یک جهت حرکت می کنند (و بالعکس). به هر حال سرمایه گذاران تا حد ممکن به دنبال کاهش همبستگی مثبت هستند.

همه این داده‌ها امکان داشتن یک مرز کارایی^{۱۴}، شامل مجموعه پورتفولیوهای کارا (دارای بالاترین سطح بازدهی مورد انتظار) به ازای سطوح مختلف ریسک را فراهم می‌آورد. انتخاب نهایی سبد بهینه، نیازمند منحنی بی تفاوتی^{۱۵} سرمایه گذار بین ریسک و بازدهی است. پورتفولیوی بهینه برای هر سرمایه گذار در نقطه تلاقی میان بالاترین منحنی بی تفاوتی و منحنی مرز کارایی اتفاق می‌افتد.

کنند. ولی کشورهایی که محدودیت دولتی و دستوری عرضه زمین دارند می‌توانند با رفع این محدودیت‌ها، عرضه این کالای غیر مبادله‌ای را افزایش دهند. بنابراین حجم نقدینگی نیز از جمله متغیرهایی است که بر قیمت مسکن کلان شهری تاثیر گذار است.

در کنار تقاضای مصرفی مسکن که تحت تاثیر عواملی چون درآمد است، باید به تقاضای مسکن به عنوان دارایی^{۱۱} و زمینه ای برای سرمایه گذاری توجه کرد. به طور خلاصه سرمایه گذاری در ادبیات اقتصادی، با مفاهیم ریسک و بازده انتظاری پیوند می‌خورد. انتظار می‌رود تصمیمات سرمایه گذاری در یک زمینه علاوه بر بازده و ریسک خود آن بازار، با بازده و ریسک در سایر زمینه‌ها و گزینه‌های سرمایه گذاری (مثلا طلا، ارز، سهام و...) نیز مرتبط باشد. بازده معمولاً از دو بخش تشکیل می‌شود: بازده درآمدی یا سود دریافتی^{۱۲} و سود سرمایه^{۱۳} که ناشی از اختلاف بین قیمت خرید و قیمت انتهای دوره است. بنابراین، بازده کل نهایتاً به جریان نقدی درآمدی در طول دوره مورد نظر و تفاوت قیمت دارایی باز می‌گردد به طور کلی، معیار بازدهی معمولاً با فرمول زیر سنجیده می‌شود.

(۳)

$$TR = \frac{CF_t + (P_E - P_B)}{P_B}$$

اما از سوی دیگر ریسک به پراکندگی بازده انتظاری، مربوط است و متداول ترین معیار پراکندگی،

14 Efficiency Frontier
15 Indifference Curve

11 Asset
12 Yield
13 Capital Gain

است. جدول ۲ این مسأله را به خوبی نشان می‌دهد. ستون اول و دوم این جدول پنجاه کلان شهر اول دنیا از لحاظ جمعیت شامل تهران و کشور متبوع شان را نشان می‌دهد. ستونهای بعدی به ترتیب جمعیت، مساحت و تراکم جمعیت در این شهرها را نشان می‌دهد.

چنان که مشاهده می‌شود کلان شهر تهران با تراکم بالای ۱۰/۵۰۰ نفر بر کیلومتر مربع دارای یکی از بالاترین تراکم‌ها در بین کلان شهرهای دنیا است. شهرهای بزرگ آمریکا عمدتاً تراکمی بین ۱۰۰۰ تا ۲۰۰۰ نفر بر کیلومتر مربع دارند. کلان شهرهای اروپایی و ژاپنی علیرغم تراکم بالاتر، کمتر از تهران متراکم اند. تراکم کلان شهرهای هند از تهران بیشتر است. سه ستون آخر جدول روشن می‌سازد که این امر به واسطه جمعیت بالای هند در قیاس با مساحت کم آن است به نحوی که با جمعیت بسیار بالا، مساحتی تنها دو برابر ایران دارد.

چنانکه جدول نشان می‌دهد در حالی که تهران در آخرین سال دوره کلاً مساحتی معادل ۶۸۶ کیلومتر مربع دارد، کلان شهرهای مشابه و بعضاً کوچکتر همگی مساحت‌های بالای ۱۰۰۰ کیلومتر مربع دارند. استانبول ۱۱۶۶، پاریس ۲۷۲۳، ناگویا ۲۸۷۵، لندن ۱۶۲۳، بانکوک ۱۰۱۰ و کوآلامپور ۱۶۰۶ کیلومتر مربع مساحت دارند. نسبت جمعیت به مساحت کل کشور در ایران بسیار نزدیک به آمریکا است. اما تراکم کلان شهرها در ایران بسیار فراتر از آمریکا است. در ستون هفتم جدول نسبت تراکم شهری به تراکم ملی

بر این اساس معمولاً انتظار می‌رود که سرمایه‌گذار در بازار زمین و مسکن، میزان تقاضای خود را با توجه به بازدهی و ریسک انتظاری در خود این بازار از یک سو و بازدهی و ریسک انتظاری سایر گزینه‌های سرمایه‌گذاری و کوواریانس میان بازدهی مسکن و سایر دارایی‌های متصور و سرانجام با توجه به سطح ریسک‌گریزی خود بهینه کند. بنابراین، تغییر در تقاضای سرمایه‌ای مسکن با تغییر در این متغیرها، مرتبط است. در این مطالعه از در نظر گرفتن و وارد کردن نااطمینانی در مدل صرف نظر شده است.

نهایتاً، خلاصه‌ای از عوامل موثر بر قیمت مسکن در کلان شهرهای آسیایی در جدول ۱ نشان داده شده است. در اینجا عوامل به بلند مدت و کوتاه مدت تقسیم شده اند.

۳- تحلیل یافته‌ها

قبل از تصریح و تخمین مدل باید به چند نکته اشاره کرد. اولاً یافته‌های پژوهش حاکی از روند کاهنده سرانه زمین کلان شهری در کلان شهرهای منتخب در ایران است. این روند در شکل ۱ نشان داده شده است. این امر چنانکه تخمین مدل نشان می‌دهد بر روند صعودی قیمت مسکن کلان شهری در ایران تاثیر گزار بوده است.

ثانیاً تحلیل مقایسه‌ای آمارهای سرانه زمین شهری در کلان شهرهای ایران به ویژه تهران حاکی از این امر است که به طور نسبی سرانه زمین کلان شهری در ایران کمتر از اغلب کشورهای اروپایی و آمریکایی

مساحت واحد ملی در قیاس با برخی کشورها، به زمین شهری تخصیص داده شده است این آمار مقایسه‌ای نشان دهنده ضعف شدید مدیریت تخصیص زمین کلان شهری در ایران است.

در واقع بر اساس گزارش رتبه‌بندی شهرهای بزرگ دنیا بر حسب مساحت توسط سایت Citymayors علیرغم حضور شهر تهران در جمع صد کلان شهر پر جمعیت جهان، هیچ شهر ایرانی در جمع صد شهر وسیع دنیا حضور ندارد. کلان شهر تهران با جمعیت بیش از ۷,۲ میلیونی اش مساحتی حتی اندکی کمتر از کیپ تاون (با جمعیت ۲,۷ میلیونی)، دوبی (با جمعیت ۱,۹ میلیونی)، کلگری (با جمعیت کمتر از یک میلیونی)، بوداپست (با جمعیت ۱,۸ میلیونی)، آدلاید (با جمعیت یک میلیونی) و ... دارد. البته، باید توجه داشت که در مورد مساحت شهرها، تفاوت‌هایی از حیث گزارشات آماری وجود دارد اما همگی همین ترتیب مقایسه‌ای را نشان می‌دهند.

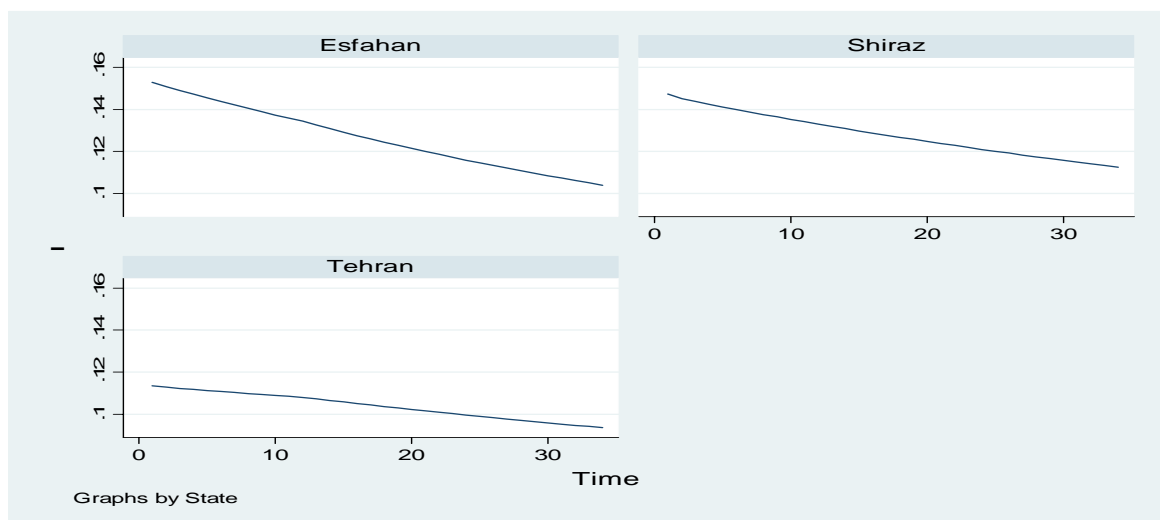
محاسبه شده است که همان نسبت سرانه زمین ملی به سرانه زمین شهری است. برای محاسبه این ستون ابتدا سهم کل ساکنان یک شهر از مساحت واحد ملی محاسبه شده و با زمین تخصیص داده شده به آنها در کلان شهر مقایسه شده است. عدد ۱۴ برای توکیو نشان می‌دهد که از هر ۱۴ متر مربع زمین قابل تخصیص از کل سرزمین به مردم این شهر، یک متر مربع به آنها اختصاص داده شده است. با بررسی این ستون ملاحظه می‌شود که تقریباً برای همه کشورهای پیشرفته اروپایی و آمریکا و حتی بسیاری از کشورهای دیگر این رقم زیر ۱۰۰ است. بدترین وضعیت از لحاظ این شاخص را شهرهایی چون تهران، بوگوتا، لیما، سانتیاگو و کینشازا دارند.

ستون آخر جدول ۲، درصد تخصیص زمین شهری نسبت به کل مساحت زمین واحد ملی را نشان می‌دهد. اگر آمارهای شهر تهران را ملاک قرار دهیم این درصد برای ایران کمتر از نیم درصد (۰/۳۹ درصد) است. این بدان معنا است که درصد کمی از

جدول ۱- عوامل موثر بر قیمت مسکن در کلان شهرهای آسیایی

کلان شهر	علل کوتاه مدت	علل بلند مدت
هنگ کنگ سنگاپور تایپه توکیو	افزایش تقاضای سرمایه‌گذاری مسکن افزایش تقاضای خدمات سکونت به علت رشد سریع اقتصادی و آزادسازی اقتصادی تورم ناشی از افزایش قیمت نفت افزایش جمعیت بعد از جنگ	محدودیت عرضه زمین شهری تقاضای مسکن رشد اقتصادی

منبع: (Chen, Ming chi. & Kawanguchi, Yuichiro. & Patel, Kanak, 2004)



شکل ۱- نمودار روند سرانه زمین در کلان شهرهای منتخب (منبع: یافته‌های تحقیق)

جدول ۲- داده‌های پنجاه کلان شهر پر جمعیت جهان

نام شهر	نام کشور	جمعیت*	مساحت*	تراکم شهری*	تراکم ملی در کل کشور**	نسبت تراکم شهری به تراکم ملی**	درصد تخصیص زمین**
			کیلومتر مربع	نفر بر کیلومتر مربع			
Tokyo/Yokohama	ژاپن	۳۳۲۰۰۰۰۰	۶/۹۹۳	۴/۷۵۰	۳۳۹	۱۴/۰۱۱۸	۷/۱۳۶۸۴۲
New York Metro	آمریکا	۱۷۸۰۰۰۰۰	۸/۶۸۳	۲/۰۵۰	۳۱	۶۶/۱۲۹۰۳	۱/۵۱۲۱۹۵
Sao Paulo	برزیل	۱۷۷۰۰۰۰۰	۱/۹۶۸	۹/۰۰۰	۲۲	۱۶۳/۶۳۶۴	۰/۶۱۱۱۱۱
Seoul/Incheon	کره جنوبی	۱۷۵۰۰۰۰۰	۱/۰۴۹	۱۶/۷۰۰	۴۸۰	۳۴/۷۹۱۶۷	۲/۸۷۴۲۵۱
Mexico City	مکزیک	۱۷۴۰۰۰۰۰	۲/۰۷۲	۸/۴۰۰	۵۵	۱۵۲/۷۲۷۳	۰/۶۵۴۷۶۲
Osaka/Kobe/Kyoto	ژاپن	۱۶۴۲۵۰۰۰	۲/۵۶۴	۶/۴۰۰	۳۳۹	۱۸/۸۷۹۰۶	۵/۲۹۶۱۷۵
Manila	فیلیپین	۱۴۷۵۰۰۰۰	۱/۳۹۹	۱۰/۵۵۰	۲۷۷	۳۸/۰۸۶۶۴	۲/۶۲۵۵۹۲
Mumbai	هند	۱۴۳۵۰۰۰۰	۴۸۴	۲۹/۶۵۰	۳۳۶	۸۸/۲۴۴۰۵	۱/۱۳۳۲۲۱
Delhi	هند	۱۴۳۰۰۰۰۰	۱/۲۹۵	۱۱/۰۵۰	۳۳۶	۳۲/۸۸۶۹	۳/۰۴۰۷۲۴
Jakarta	اندونزی	۱۴۲۵۰۰۰۰	۱/۳۶۰	۱۰/۵۰۰	۱۱۷	۸۹/۷۴۳۵۹	۱/۱۱۴۲۸۶
Lagos	نیجریه	۱۳۴۰۰۰۰۰	۷۳۸	۱۸/۱۵۰	۱۴۲	۱۲۷/۸۱۶۹	۰/۷۸۲۳۶۹
Kolkata	هند	۱۲۷۰۰۰۰۰	۵۳۱	۲۳/۹۰۰	۳۳۶	۷۱/۱۳۰۹۵	۱/۴۰۵۸۵۸
Cairo	مصر	۱۲۲۰۰۰۰۰	۱/۲۹۵	۹/۴۰۰	۷۴	۱۲۷/۰۲۷	۰/۷۸۷۲۳۴
Los Angeles	آمریکا	۱۱۷۸۹۰۰۰	۴/۳۲۰	۲/۷۵۰	۳۱	۸۸/۷۰۹۶۸	۱/۱۲۷۲۷۳
Rio de Janeiro	برزیل	۱۰۸۰۰۰۰۰	۱/۵۸۰	۶/۸۵۰	۲۲	۳۱۱/۳۶۳۶	۰/۳۲۱۱۶۸
Moscow	روسیه	۱۰۵۰۰۰۰۰	۲/۱۵۰	۴/۹۰۰	۸/۴	۵۸۳/۳۳۳۳	۰/۱۷۱۴۲۹
Shanghai	چین	۱۰۰۰۰۰۰۰	۷۴۶	۱۳/۴۰۰	۱۳۷	۹۷/۸۱۰۲۲	۱/۰۲۲۳۸۸
Karachi	پاکستان	۹۸۰۰۰۰۰	۵۱۸	۱۸/۹۰۰	۱۹۸	۹۵/۴۵۴۵۵	۰/۰۴۷۶۱۹
Paris	فرانسه	۹۶۴۵۰۰۰	۲/۷۲۳	۳/۵۵۰	۱۱۰	۳۲/۲۷۲۷۳	۳/۰۹۸۵۹۲
Istanbul	ترکیه	۹۰۰۰۰۰۰	۱/۱۶۶	۷/۷۰۰	۹۳	۸۲/۷۹۵۷	۱/۲۰۷۷۹۲
Nagoya	ژاپن	۹۰۰۰۰۰۰	۲/۸۷۵	۳/۱۵۰	۳۳۹	۹/۲۹۲۰۳۵	۱۰/۷۶۱۹
Beijing	چین	۸۶۱۴۰۰۰	۷۴۸	۱۱/۵۰۰	۱۳۷	۸۳/۹۴۱۶۱	۱/۱۹۱۳۰۴

ادامه جدول ۲- داده‌های پنجاه کلان شهر پر جمعیت جهان

نام شهر	نام کشور	جمعیت*	تراکم شهری*		تراکم ملی در کل کشور**	نسبت تراکم شهری به تراکم ملی**	درصد تخصیص زمین**
			مساحت*	تراکم بر کیلومتر مربع			
Chicago	آمریکا	۸۳۰۸۰۰۰	۵/۴۹۸	۱/۵۰۰	۳۱	۴۸/۳۸۷۱	۰/۰۶۶۶۶۷
London	انگلستان	۸۲۷۸۰۰۰	۱/۶۲۳	۵/۱۰۰	۲۴۶	۲۰/۷۳۱۷۱	۴/۸۲۳۵۲۹
Shenzhen	چین	۸۰۰۰۰۰۰	۴۶۶	۱۷/۱۵۰	۱۳۷	۱۲۵/۱۸۲۵	۰/۷۹۸۸۳۴
Essen/Düsseldorf	آلمان	۷۳۵۰۰۰۰	۲/۶۴۲	۲/۸۰۰	۲۳۲	۱۲/۰۶۸۹۷	۸/۲۸۵۷۱۴
Tehran	ایران	۷۲۵۰۰۰۰	۶۸۶	۱۰/۵۵۰	۴۲	۲۵۱/۱۹۰۵	۰/۳۹۸۱۰۴
Bogota	کلمبیا	۷۰۰۰۰۰۰	۵۱۸	۱۳/۵۰۰	۴۰	۳۳۷/۵	۰/۲۹۲۲۹۶
Lima	پرو	۷۰۰۰۰۰۰	۵۹۶	۱۱/۷۵۰	۲۲	۵۳۴/۰۹۰۹	۰/۱۸۷۲۳۴
Bangkok	تایلند	۶۵۰۰۰۰۰	۱/۰۱۰	۶/۴۵۰	۱۲۵	۵۱/۶	۱/۹۳۷۹۸۴
Johannesburg/East Rand	آفریقای جنوبی	۶۰۰۰۰۰۰	۲/۳۹۶	۲/۵۰۰	۳۹	۶۴/۱۰۲۵۶	۱/۵۶
Chennai	هند	۵۹۵۰۰۰۰	۴۱۴	۱۴/۳۵۰	۳۳۶	۴۲/۷۰۸۳۳	۲/۳۴۱۴۶۳
Baghdad	عراق	۵۵۰۰۰۰۰	۵۹۶	۹/۲۵۰	۶۶	۱۴۰/۱۵۱۵	۰/۷۱۳۵۱۴
Santiago	شیلی	۵۴۲۵۰۰۰	۶۴۸	۸/۴۰۰	۲۲	۳۸۱/۸۱۸۲	۰/۲۶۱۹۰۵
Bangalore	هند	۵۴۰۰۰۰۰	۵۳۴	۱۰/۱۰۰	۳۳۶	۳۰/۰۵۹۵۲	۳/۳۲۶۷۳۳
Hyderabad	هند	۵۳۰۰۰۰۰	۵۸۳	۹/۱۰۰	۳۳۶	۲۷/۰۸۳۳۳	۳/۶۹۲۳۰۸
St Petersburg	روسیه	۵۳۰۰۰۰۰	۶۲۲	۸/۵۵۰	۸/۴	۱۰۱۷/۸۵۷	۰/۰۹۸۲۴۶
Philadelphia	آمریکا	۵۱۴۹۰۰۰	۴/۶۶۱	۱/۱۰۰	۳۱	۳۵/۴۸۳۸۷	۲/۸۱۸۱۸۲
Lahore	پاکستان	۵۱۰۰۰۰۰	۶۲۲	۸/۲۰۰	۱۹۸	۴۱/۴۱۴۱۴	۲/۴۱۴۶۳۴
Kinshasa	کنگو	۵۰۰۰۰۰۰	۴۶۹	۱۰/۶۵۰	۲۵	۴۲۶	۰/۲۳۴۷۴۲
Miami	آمریکا	۴۹۱۹۰۰۰	۲/۸۹۱	۱/۷۰۰	۳۱	۵۴/۸۳۸۷۱	۱/۸۲۳۵۲۹
Madrid	اسپانیا	۴۹۰۰۰۰۰	۹۴۵	۵/۲۰۰	۸۸	۵۹/۰۹۰۹۱	۱/۶۹۲۳۰۸
Tianjin	چین	۴۷۵۰۰۰۰	۴۵۳	۱۰/۵۰۰	۱۳۷	۷۶/۶۴۲۳۴	۱/۳۰۴۷۶۲
Kuala Lumpur	مالزی	۴۴۰۰۰۰۰	۱/۶۰۶	۲/۷۵۰	۷۷	۳۵/۷۱۴۲۹	۲/۸
Milan	ایتالیا	۴۲۵۰۰۰۰	۱/۵۵۴	۲/۷۵۰	۱۹۳	۱۴/۲۴۸۷	۷/۰۱۸۱۸۲
Shenyang	چین	۴۲۰۰۰۰۰	۴۵۳	۹/۲۵۰	۱۳۷	۶۷/۵۱۸۲۵	۱/۴۸۱۰۸۱
Dallas/Fort Worth	آمریکا	۴۱۴۶۰۰۰	۳/۶۴۴	۱/۱۵۰	۳۱	۳۷/۰۹۶۷۷	۲/۶۹۵۶۵۲
Boston	آمریکا	۴۰۳۲۰۰۰	۴/۴۹۷	۹۰۰	۳۱	۲۹/۰۳۲۲۶	۳/۴۴۴۴۴۴

منبع: * استخراج شده از سایت Citymayors و Wikipedia

** یافته‌های تحقیق بر اساس آمار سال ۱۳۸۸

۳-۱- تخمین مدل

بر اساس مبانی نظری و مطالعات قبلی در اینجا مدل ذیل تصریح و تخمین زده شده است.

(۴)

$$\ln(P_{it}) = \alpha_i + B_1 \ln(CITYI_{it}) + B_2 \ln(COST_{it}) + B_3 \ln(M_t) + B_4 \ln(L/CITYPOP_{it}) + B_5 \ln(ST_t) + B_6 \ln(GOLD_t) + B_7 \ln(EXRA_t) + \varepsilon_{it}$$

L/CITYPOP سرانه زمین کلان شهری است. ST شاخص قیمت و بازده نقدی سهام در بورس تهران، GOLD شاخص قیمت طلا و EXRA شاخص قیمت

که در آن P قیمت یک متر مربع مسکن کلان شهری، CITYI درآمد سرانه حقیقی، M حجم نقدینگی، CCOST هزینه ساخت یک متر مربع بنا،

رابطه قیمت مسکن کلان شهری با سرانه زمین کلان شهری منفی (معکوس) و معنی دار است. ضریب به دست آمده نسبتاً بزرگ و حاکی از تاثیر قابل توجه این متغیر بر قیمت مسکن کلان شهری در ایران است. به عبارت دیگر کمیابی زمین شهری و ایجاد محدودیت مقداری بر عرضه آن، صرف نظر از علل آن به هر حال باعث افزایش قیمت مسکن کلان شهری شده است. چنانکه گفته شد کمیابی زمین کلان شهری و محدودیت در عرضه آن از یکسو از طریق افزایش قیمت زمین مسکونی به عنوان یکی از نهاده‌های تولید مسکن، کاهش ساخت و سازهای جدید را در پی دارد. در شرایط رشد جمعیت وقتی عرضه نمی‌تواند همگام با تقاضای مسکن افزایش یابد، قیمت مسکن افزایش می‌یابد تا عرضه و تقاضا در تعادل قرار گیرد. از سوی دیگر کمیابی واقعی و انتظاری زمین کلان شهری، افزایش و تحریک تقاضای مصرفی و سرمایه‌ای در بازار مسکن را در پی دارد.

نتایج تخمین مدل همچنین نشان دهنده تاثیر مثبت معنی دار متغیر نقدینگی بر قیمت مسکن کلان شهری در ایران است. این امر نشان می‌دهد که مظاهر بیماری هلندی در اقتصاد ایران نمایان شده است. در مورد متغیرهای ناظر بر تقاضای سرمایه‌ای دارایی‌های رقیب، متغیر شاخص قیمت طلا، غیر معنادار است. شاخص قیمت و بازده نقدی سهام در بورس اوراق بهادار تهران دارای ضریب بسیار کوچک و ضریب شاخص قیمت ارز نیز کوچک و خلاف انتظارات تئوریک است. در واقع ارزش و حجم بازار مسکن در ایران در قیاس با سایر دارایی‌ها چنان بزرگ است که سایر دارایی‌ها با توجه به وسعت بازار محدود، برای تاثیرگذاری بر بازار مسکن دارای توان چندانی نیستند.

ارز، شاخص‌های قیمت برخی دارایی‌ها را نشان می‌دهد.

بر اساس داده‌های سه کلان شهر منتخب، مدل با استفاده از داده‌های تابلویی پس از انجام آزمون‌های لازم نهایتاً به روش اثرات ثابت تخمین زده شده و نتایج در جدول ۳ خلاصه گردیده است.

جدول ۳- نتایج برآورد مدل به روش اثرات ثابت با

استفاده از نرم افزار Eviews

متغیر مستقل	ضریب	آماره t
درآمد سرانه کلان شهری	۰/۹۸	۴/۰۲
سرانه زمین کلان شهری	-۱/۸۲	-۳/۹۱
هزینه ساخت یک متر مربع بنا	۰/۰۸۴	۰/۲۴
نقدینگی	۲/۶۴	۲/۲۹
شاخص قیمت طلا	-۰/۶۱	-۱/۲۲
شاخص قیمت و بازده نقدی سهام در بورس اوراق بهادار تهران	-۰/۰۶	-۳/۸۱
شاخص قیمت ارز	۰/۱۷	۳/۱
F لیمر	۷/۶۴ (۰/۰۰۱)	

منبع: یافته‌های تحقیق. عدد داخل پرانتز مقدار احتمال (Prob) فرضیه صفر مربوط به آزمون F لیمر را نشان می‌دهد.

مقدار ضرایب مورد نظر و آماره t در جدول گزارش شده است چنانکه مشاهده می‌شود برخی ضرایب در سطح ۵ درصد معنی دار هستند و برخی نیز فاقد معنی داری در این سطح هستند. با توجه به اینکه مدل به فرم لگاریتمی تصریح شده است، ضرایب نشان دهنده کشش‌ها هستند.

رابطه قیمت مسکن کلان شهری با درآمد سرانه شهری مثبت و معنی دار است. نتایج تخمین نشان می‌دهد که هر یک درصد افزایش درآمد سرانه شهری، باعث تقریباً یک درصد رشد در قیمت مسکن کلان شهری در شهرهای منتخب در دوره مورد مطالعه شده است. این امر به لحاظ نظری مورد انتظار است و ناظر به اثری است که رشد درآمد بر اساس تئوری نئوکلاسیک رفتار مصرف کننده بر تقاضا دارد.

مذکور با بازار مسکن در دوره مورد مطالعه است و مبتنی بر مدل چن و پتل، یک تصریح پانل پویا خطی به شکل زیر نیز در نظر گرفته شده و با استفاده از تکنیک GMM سیستمی آرلانو - باند یک مرحله‌ای برآورد شده است. بدین منظور از فایل ado نرم افزار stata، تهیه شده توسط رودمن (Roodman) (۲۰۰۶) استفاده شده است.

$$P_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_t + \alpha_i + \sum_{h=1}^n \beta_{i,h} X_{i,t} + \sum_{h=1}^n \sum_{j=-k_{i,1}}^{k_{i,2}} \gamma_{i,j} X_{i,t-j} + \sum_{l=1}^{k_{i,2}} \phi_{i,l} P_{i,t-l} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

ضرایب وجود دارد. مدل نهایتاً به صورت زیر خواهد بود.

(۶)

$$P_{it} = \alpha_{it} + B_1 \text{CITY}_{it} + B_2 \text{CCOST}_{it} + B_3 M_i + B_4 (L/\text{CITYPOP})_{it} + \sum_{l=1}^k \phi_l P_{i,t-l} + \varepsilon_{it}$$

تعداد وقفه بهینه متغیر وابسته برابر یک به دست آمد. نهایتاً برای تامین مانایی از تفاضل مرتبه اول متغیرها استفاده گردید. نتایج که مجدداً بر معنی داری متغیرهای مورد نظر در این پژوهش یعنی درآمد سرانه شهری، سرانه زمین شهری و نقدینگی دلالت دارد در جدول ۴ گزارش شده است. همه ضرایب در سطح ۵ درصد معنادار هستند. ضرایب مذکور معرف شیب‌ها هستند. بنابراین، تفاوت عددی مقادیر ضرایب در اینجا به معنای کم تاثیری برخی متغیرها نیست بلکه مربوط به واحدهای مورد استفاده برای هر متغیر است

جدول ۴- نتایج برآورد مدل به روش GMM با استفاده از نرم

افزار stata

متغیر مستقل	ضریب	آماره t
وقفه قیمت مسکن	۲/۱۶۹	۷۲۰/۶
درآمد سرانه کلان شهری	۰/۲۴۹	۱۰/۳۷
حجم نقدینگی	۰/۷۲۱	۶/۰۱
سرانه زمین کلان شهری	-۲/۷۵۰	-۱/۸۷
هزینه ساخت یک متر مربع بنا	۰/۰۹۷	۰/۳۹

منبع: یافته‌های تحقیق

امروزه به ویژه در کلان شهرهای ایران به دلیل قیمت بالای زمین شهری و غلبه سهم آن در قیمت مسکن هزینه ساخت بنا نقش چندانی در قیمت مسکن ندارد. بر این اساس ضریب کوچک و غیر معنادار هزینه ساخت بنا، نیز قابل انتظار است.

نهایتاً با توجه به نتایج تخمین مدل اصلی این پژوهش که حاکی از برهم کنش اندک بازار دارایی‌های

در این مدل X بردار ذیل است:

$$X = [\text{CITY}, M, L/\text{CITYPOP}, \text{CCOST}]$$

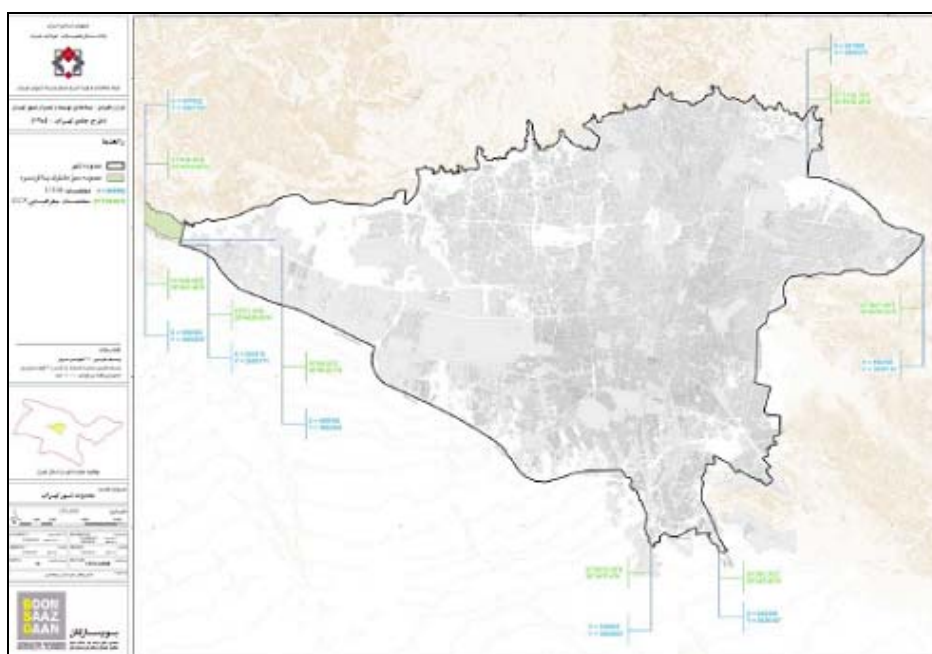
$\hat{\alpha}$ اندیس کلان‌شهرها (تهران، اصفهان، شیراز) و t اندیس زمان است. در این تصریح α_0 برای همه سال‌ها و همه شهرها مشترک است. α_i برای سال t و برای همه شهرها مشترک است و α_i برای شهر i و برای همه سال‌ها مشترک است. این جمله، اثرات انفرادی مربوط به هر یک از شهرها است.

بعد زمانی در این پانل ۲۲ است. بنابراین، تورش ایجاد شده توسط تخمین زندهای اثرات ثابت، قابل چشم پوشی است. با این حال با استفاده از تخمین زن GMM سیستمی معرفی شده توسط آرلانو^{۱۶} و باور^{۱۷} و بلاندل^{۱۸} و باند (۱۹۹۸) از این مشکل جلوگیری شده است. با توجه به اینکه تعداد شهرها در این مدل نسبتاً کوچک است (سه شهر)، stata استفاده از روش تک مرحله‌ای آرلانو و باند را پیشنهاد می‌کند. تست والد که معناداری کلی رگرسیون را نشان می‌دهد برابر ۱۳۱۸۱۴/۳۰ بدست آمد که نشان می‌دهد امکان تحلیل

16 Arellano, 1995

17 Bover, 1995

18 Blundell, 1998



شکل ۲- محدوده کلان شهر تهران (منبع: سند طرح جامع شهر تهران-۱۳۸۶)

۴- نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از این مطالعه حاکی از اثرگذاری متغیرهای ناظر بر سیاست‌های مدیریت شهری و سیاست‌های اقتصاد کلان از جمله در آمد سرانه شهری، سرانه زمین شهری و نقدینگی بر قیمت مسکن در کلان شهرهای منتخب در ایران است. بر این اساس فرضیه‌های تحقیق تایید می‌شود.

۴-۱- با توجه به فرضیه اول و نتایج حاصل از تخمین مدل و مقدار آماره t ، ضریب متغیر درآمد سرانه کلان شهری مثبت ($۰/۹۸$) و معنی دار است. در نتیجه فرضیه اول قابل رد نبوده و تایید می‌شود.

۴-۲- تاثیر متغیر نقدینگی بر قیمت مسکن در ایران مجدداً در این تحقیق نشان داده شده است. ضریب متغیر نقدینگی نیز مثبت ($۲/۶۴$) و با توجه به آماره t ، معنی دار است. فرضیه دوم تایید می‌شود. صرف نظر از رخداد بیماری هلندی در اقتصاد ملی در سال‌های اخیر و صرف نظر از منشا و دلایل رشد نقدینگی، در

هر حال این متغیر وفق نتایج این تحقیق از عوامل موثر بر قیمت مسکن در کلان شهرهای ایران است که مجدداً بر نقش برخی سیاست‌های اقتصادی بر قیمت مسکن تاکید و اهمیت خویشتن داری در اتخاذ سیاست پولی را یادآوری می‌کند.

۴-۳- بالاخره باید به روند کاهشی سرانه زمین شهری در همه کلان شهرهای منتخب در این پژوهش و تاثیر آن بر روند افزایشی قیمت مسکن کلان شهری اشاره کرد. ضریب متغیر سرانه زمین شهری، منفی ($-۱/۸۲$) و با توجه به آماره t ، معنی دار است. فرضیه سوم مبنی بر رابطه معکوس قیمت مسکن و سرانه زمین کلان شهری تایید می‌شود. چنانکه از شکل ۱ قابل ملاحظه است سرانه زمین شهری در شهرهای مورد مطالعه روند کاهنده مداوم داشته است که با محدودیت‌های اتخاذ شده برای گسترش شهرها و رشد جمعیت کلان شهری در ارتباط است. به هر روی نتایج این تحقیق نشان می‌دهد رابطه معکوسی

جمعیت، گسترش تعداد خانوارها و سرعت بالای تشکیل خانوارهای جدید در کشور لازم به نظر می‌رسد. اساس این سیاست‌ها باید مبتنی بر حفظ و تامین حداقل سرانه زمین شهری برای جمعیت ساکن در کلان شهرهای ایران از طرق مختلف از جمله ایجاد شهرک‌های اقماری و ... استوار گردد.

ب- اگر کنترل قیمت مسکن کلان شهری و جلوگیری از افزایش آن از اهداف جدی سیاست گزاران شهری محسوب شود، کنترل رشد نقدینگی نیز در کنار مدیریت تخصیص زمین کلان شهری به شدت قابل توصیه است.

منابع

اکبری، نعمت الله و توسلی، ناهید، (۱۳۸۷). "تحلیل تاثیر عوارض شهرداری‌ها بر قیمت مسکن، مطالعه موردی شهر اصفهان" فصلنامه اقتصاد مقداری، شماره ۱۶

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، خلاصه تحولات اقتصادی کشور، سال‌های مختلف

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترانزنامه، سال‌های مختلف

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش مشروح فعالیت ساختمانی بخش خصوصی در مناطق شهری، سال‌های مختلف

زرینی، ابراهیم و مهرگان، نادر، (۱۳۸۶). "اثر هزینه ساخت بنا بر قیمت مسکن"، فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۴۱

یزدانی‌بروجنی، فرزین، (۱۳۸۴). "بازار مسکن، زمینه‌ها و چارچوب‌ها"، فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۳۴

بین قیمت مسکن کلان شهری با سرانه زمین کلان شهری وجود دارد. در جدول ۲ نیز بالا بودن تراکم شهری و پایین بودن سرانه زمین شهری در شهر تهران در قیاس با کلان شهرهای دیگر کشورها نشان داده شده است. در واقع می‌توان نتیجه گرفت محدوده‌های رشد شهری که معمولا برای دوره‌های بیست ساله پیشنهاد می‌شوند، باید به گونه‌ای طراحی شوند که تضمین کننده عرضه مناسب زمین در طول دوره باشند.

۵-پیشنهادها

این مطالعه مدخلی به موضوع اندازه بهینه یک کلان شهر است که خود محور پژوهش‌های دامنه دار جداگانه‌ای باید قرار گیرد. به هر روی در شرایطی که کماکان سیاست‌های محدود کننده در مورد زمین کلان شهری ادامه دارد به نحوی که در آخرین طرح راهبردی - ساختاری توسعه و عمران شهر تهران (سند اصلی مصوب طرح جامع شهر تهران، ۱۳۸۶) اولین راهبرد در قسمت راهبردهای توسعه، ساماندهی و صیانت از محدوده و جلوگیری از هرگونه گسترش شهر ذکر شده است، در حالی که در سال‌های گذشته، رشد نقدینگی نه تنها کماکان ادامه داشته حتی در مقاطعی رشد شتابانی به خود گرفته است و با توجه به مقدمات نظری، مدل سازی و نتایج پژوهش دو پیشنهاد سیاستی زیر قابل ارائه است:

الف- اگر کنترل قیمت مسکن کلان شهری و جلوگیری از افزایش آن از اهداف جدی سیاست گزاران شهری محسوب شود، بازنگری و منعطف سازی سیاست‌های مربوط به اندازه کلان شهرها، قواعد کاربری زمین شهری و میزان تخصیص و مدیریت زمین کلان شهری با توجه کامل به رشد

- Gregory D Sutton.(2002). "Explaining changes in house prices". *BIS Quarterly Review*, pp.46-60
- Holly ,S. , & Jones ,N. (1997). "House prices since the 1940s :Cointegration , demography and asymmetries". *Economic Modelling*, vol.14(4), pp.549-565
- Johnston, Jack & Dinardo, Jhon. (1995). *Econometric Method*, Fourth Edition, New York, the Mc Graw-Hill companies.
- Keith R. Ihlanfeldt (2007). "The effect of land use regulation on housing and land prices". *Journal of Urban Economics*, vol.61, pp.420-435
- Malpezzi, S. (1999). "A simple error correction model of house prices", *Journal of Housing Economics*, vol.8, pp.27-62
- Ming-Chi Chen & I-Chun Tsai & Chin-Oh Chang. (2007). "House prices and household income: Do they move apart?" *Habitat International* vol.31, pp.243-256
- Ming-chi chen & yuichiro kawaguchi & Kanak Patel.(2004). "An Analysis of the trends and cyclical behaviours of House Prices in the Asian Markets", *Journal of Property Investment & Finance*, vol.22, No.1
- Peng, Ruijue & Wheaton,William. (1994). "Effects of Restrictive Land Supply on Housing in Hong Kong: An Econometric Analysis", *Journal of housing research*, vol.5, pp.263-293
- Pollakowski,H.O. & Wachter,S.M. (1990). "The effects of land use constraints on housing prices", *Land Economics*, vol.66, pp.129-153
- Rose, L.A. (1989). "Topographical constraints and urban land supply indexes", *Journal of Urban Economics*, vol.26, pp.128-143
- Sutton ,Gregory D. (2002). "Explaining changes in house prices" *BIS Quarterly Review*,vol.32, pp.46-60
- Abraham,J.,Hendershott,P.(1999).“Bubbles in metropolitan housing market”, *Journal of Housing Research* ,vol.7, pp. 191-207
- Aura,Saku. & Davidoff,Thomas. (2008). "Supply Constraints and Housing Price", *Economics Letters*, vol.99, pp.275-277
- Baltaji, Babi.H. (2005). *Econometric Analysis of Data*, Third Edition
- Blundell,R. & Bond,S.& Windmeijer,F. (2002). "Estimation in dynamic panel data models: improving on the performance of the standard GMM estimators",books.google.com
- Capozza,D.R.,Hendershott,C.M.,& Mayer,C.J.(2002). "Determinants of real house price dynamics", *NBER working*, vol.9262
- Chen,M.C , Tsai, I.C , Chang, C.O.(2007). "House prices and household income:Do they move apart? Evidence from Taiwan", *Habitat International*, vol.31, pp.243-256.
- Chen,M.C.,&Patel,K.(2002). "An empirical analysis of determination of house prices in the Taipei area". *Taiwan Economic Review*, vol.30(4), pp.563-595.
- Chen,Ming chi. & Kawanguchi,Yuichiro. & Patel,Kanak.(2004). "An analysis of the trends and cyclical behaviours of house prices in the Asian market", *Journal of property Investment & Finance*, vol.22, pp.55-75
- Drake ,L.(1993). "Modelling UK hous eprices using cointegration : An application o fthe Johansen technique", *Applied Economics*, vol.25, pp.1225-1228
- El Araby,Mostafa Morsi. (2003). "The role of the state in managing urban land supply and prices in Egypt", *Habitat International*, vol.27, pp.429-458
- Gallin,J.(2006)."The long-run relationship between house prices and income :Evidence from local housing markets", *Real Estate Economics*, vol.34(3), pp.417-438



University Of Isfahan

Urban - Regional Studies and Research Journal
4th Year – No. 14 - Autumn 2012
ISSN (online): 2252-0848
ISSN (Print): 2008-5354
<http://uijs.ui.ac.ir/urs>

The Analysis of Metropolitan Housing Price and UGB in Iran: Application of Panel Data Technique in selected metropolises (Tehran, Isfahan, Shiraz)

S.Samadi. Sh. Moeeni

Received: August 14, 2011 / Accepted: February 12, 2012, 21-24 P

Extended Abstract

1-Introduction

Metropolitan housing development as an important economic sector not only affects level of macroeconomic activities directly in all countries but also macroeconomic development stimulates housing prices broadly. First, individual supply and demand in housing market is derived from utility and profit maximization and risk-return optimization. Then, equilibrium price and quantity is derived from intersection point of aggregate demand and aggregate supply. Special characteristics of housing market such as non- tradability and location-dependence distinguish its structure from other markets.

Author (s)

S. Samadi
Associate Professor in Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
Sh. Moeeni (✉)
Ph.D. Student in Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
e-mail: shahram.moeeni@gmail.com

2-Theoretical bases

Urban housing market studies have shown that rising urban income per capita increases housing prices in the long term. This observed fact is known as long-term equilibrium relationship between housing price and income. According to consumer theory, real income growth increases housing demand as a normal good. The growing demand ultimately increases housing prices.

An urban growth boundary, or UGB, is a regional boundary, set in an attempt to control urban sprawl by mandating that the area inside the boundary be used for higher density urban development and the area outside be used for lower density development.

By limiting the supply of developable land, critics argue, UGBs increase the price of existing developable and already-developed land. As a result, they theorize housing on that land becomes more expensive.

According to Ricardian theory of rent, urban land scarcity increases urban housing prices because of two reasons:

- Given the importance of land use as an input, increasing price of developable land can decrease construction of new houses in metropolises.

- Expectation formation and rising investment demand in urban housing and developable land market increases urban housing prices too.

The relationship between liquidity and housing prices in oil-rich countries is usually explained in the Dutch disease framework. Housing is a non-tradable commodity, so rising foreign exchange earnings and increasing liquidity could be led to increase housing prices dramatically. Also, housing is demanded as an asset and investment demand in housing market could be explained by theory of portfolio.

3-Discussion

Research findings indicate steady decreasing trend of urban land per capita in metropolises of Iran due to legal restrictions and urban policies. Statistics also show that developable land per capita in Iranian metropolises is less than those in other countries.

Finally, the research model is evaluated using panel data technique (fixed effect) over the time period 1998-2009 based on data of the selected metropolises and after necessary tests. The results show that urban and macroeconomic policies affect metropolitan housing prices. Urban income per capita affects metropolitan housing prices positively and significantly. But the survey results show an inverse relationship between metropolitan land per capita and housing prices. Regardless of the origins of liquidity growth, effectiveness of liquidity on housing prices is confirmed in the study.

Moreover, results illustrate destructive roles of some monetary and economic policies.

4-Conclusion

The results of the present survey indicate that:

Metropolitan policy makers can affect housing prices. If the population increases but new developable land is not allocated to new families, housing prices will increase. So, regional management is required to maintain a 20-year supply of land within the boundary. Moreover, macroeconomic variables such as income per capita and liquidity affect housing prices in the selected metropolises in Iran. Thus, research hypotheses are confirmed.

5- Suggestions

Results show that limited supply of developable land and decreasing trend of land per capita in the selected metropolitan areas increase housing prices according to demographic changes. While restrictive urban land policies is broadly adopted in Iran such that the last master plan for development in Tehran (adopted in 2007) has emphasized on controlling urban growth boundary as the first strategic objective, this survey represents the following recommended policies in order to control and decrease metropolitan housing prices according to the theoretical model and estimation results:

A-The study strongly recommends flexible policies related to the size of cities, flexible urban land management and land use rules. This suggestion considers population growth and raising household formation in Iran.

Maintaining of minimum developable land per capita for urban population is necessary which could be provided by the

construction of new towns, planning suitable UGB and etc.

B-This study strongly recommends low-rate liquidity growth to prevent increasing urban housing prices too.

Keywords: Metropolis, Housing price, Urban Growth Boundary (UGB), Monetary Policy, Panel Data, Land per capita

References

- Abraham, J., Hendershott, P.(1999).“Bubbles in metropolitan housing market”, *Journal of Housing Research* ,vol.7, pp. 191-207
- Aura, Saku. & Davidoff, Thomas. (2008). "Supply Constraints and Housing Price", *Economics Letters*, vol.99, pp.275-277
- Baltaji, Babi.H. (2005). *Econometric Analysis of Data*, Third Edition
- Blundell,R. & Bond,S.& Windmeijer,F. (2002). “Estimation in dynamic panel data models: improving on the performance of the standard GMM estimators”,books.google.com
- Capozza,D.R.,Hendershott,C.M.,& Mayer,C.J.(2002). "Determinants of real house price dynamics", *NBER working*, vol.9262
- Chen, M.C , Tsai, I.C , Chang, C.O.(2007). "House prices and household income: Do they move apart? Evidence from Taiwan", *Habitat International*, vol.31, pp.243-256.
- Chen, M.C.,&Patel,K.(2002). "An empirical analysis of determination of house prices in the Taipei area". *Taiwan Economic Review*, vol.30 (4), pp.563–595.
- Chen, Ming chi. & Kawanguchi,Yuichiro. & Patel, Kanak.(2004). "An analysis of the trends and cyclical behaviours of house prices in the Asian market", *Journal of property Investment & Finance*, vol.22, pp.55-75
- Drake, L. (1993). "Modelling UK house prices using cointegration: An application of the Johansen technique", *Applied Economics*, vol.25, pp.1225–1228
- El Araby, Mostafa Morsi. (2003). "The role of the state in managing urban land supply and prices in Egypt", *Habitat International*, vol.27, pp.429-458
- Gallin,J.(2006). "The long-run relationship between house prices and income: Evidence from local housing markets", *Real Estate Economics*, vol.34 (3), pp.417–438
- Gregory D Sutton. (2002). "Explaining changes in house prices". *BIS Quarterly Review*, pp.46-60
- Holly, S., & Jones, N. (1997). "House prices since the 1940s: Cointegration, demography and asymmetries". *Economic Modelling*, vol.14(4), pp.549-565
- Johnston, Jack & Dinardo, Jhon. (1995). *Econometric Method*, Fourth Edition, New York, the Mc Graw-Hill companies.
- Keith R. Ihlanfeldt (2007). "The effect of land use regulation on housing and land prices". *Journal of Urban Economics*, vol.61, pp.420-435
- Malpezzi, S. (1999). "A simple error correction model of house prices", *Journal of Housing Economics*, vol.8, pp.27–62
- Ming-Chi Chen & I-Chun Tsai & Chin-Oh Chang. (2007). “House prices and household income: Do they move apart?” *Habitat International* vol.31, pp.243–256
- Ming-chi chen & yuichiro kawaguchi & Kanak Patel.(2004). “An Analysis of the trends and cyclical behaviours of House Prices in the Asian Markets”, *Journal of Property Investment & Finance*, vol.22, No.1

Peng, Ruijue & Wheaton, William. (1994). "Effects of Restrictive Land Supply on Housing in Hong Kong: An Econometric Analysis", *Journal of housing research*, vol.5, pp.263-293

Pollakowski, H.O. & Wachter, S.M. (1990). "The effects of land use constraints on housing prices", *Land Economics*, vol.66, pp.129-153

Rose, L.A. (1989). "Topographical constraints and urban land supply indexes", *Journal of Urban Economics*, vol.26, pp.128-143

Sutton, Gregory D. (2002). "Explaining changes in house prices" *BIS Quarterly Review*, vol.32, pp.46-60