



اولین همایش ملی اقتصاد
دانشگاه آزاد اسلامی واحد خمینی شهر، اسفند ۱۳۸۸

رویکرد اصلاحی به تقاضای مصرفی و قیمت مسکن در کلان شهرهای ایران در چارچوب یک الگوی پانل دینامیک

شهرام معینی
دانشجوی دکتری اقتصاد - دانشگاه اصفهان
shahram.moeeni@gmail.com

دکتر سعید صمدی
استادیار - دانشکده اقتصاد دانشگاه اصفهان
Samadi_sa@yahoo.com

چکیده

سهم قابل ملاحظه بخش مسکن از تولید ناخالص داخلی بر ارتباط این بخش با تحولات اقتصاد کلان دلالت دارد. این مقاله با عطف توجه به تقاضای مصرفی مسکن و متغیرهای مؤثر بر آن، ضمن ارائه یک چارچوب نظری برای تغییرات قیمت مسکن در رابطه با متغیرهایی چون درآمد سرانه، نقدینگی و سرانه زمین، نهایتاً به بررسی نحوه تأثیر گذاری این متغیرها بر قیمت مسکن در کلان شهرهای ایران پرداخته است. در این مطالعه با استفاده از یک الگوی پانل دینامیک و با استفاده از داده های سه شهر تهران، اصفهان و شیراز به ارزیابی رابطه بخش مسکن با متغیرهای فوق پرداخته می شود. نهایتاً با کاربرد روش GMM سیستمی آرلانو-باند یک مرحله ای در تخمین مدل نشان داده شده که تغییرات درآمد سرانه (شهری) و حجم نقدینگی بر قیمت مسکن کلان شهری در ایران مؤثر است بعلاوه محدودیت عرضه زمین و روند کاهنده زمین شهری در کلان شهرهای منتخب با توجه به تغییرات جمعیتی بر روند افزایشی قیمت مسکن شهری در ایران اثر گزار بوده است. لذا رویکرد اصلاحی به تقاضای مصرفی مسکن و قیمت آن در این چارچوب باید سامان یابد.

واژه های کلیدی: کلان شهر، قیمت مسکن، محدوده رشد شهری، نقدینگی، تکنیک GMM،

۱. مقدمه

مسکن یکی از بخشهای مهم اقتصاد در تمام کشورهاست مسکن همین طور غالباً گرانقیمت ترین کالایی است که یک خانوار در طول عمرش مجبور به تهیه آن است و در کشورهایی که دولتها نتوانند در این زمینه سیاست مناسبی در پیش گیرند بحران استطاعت اسکان ایجاد خواهد شد نوسانات قیمت مسکن و زمین بعلاوه تأثیر مستقیمی نیز روی سطح فعالیتهای اقتصاد کلان دارد چرا که هم مصرف و هم سرمایه گذاری را به طور همزمان متأثر می سازد نهایتاً مسکن کالایی است که در عین آنکه قیمت و مقدار تعادلی در آن بطور کلی از نقطه تلاقی تابع تقاضای جمعی و تابع عرضه جمعی به دست می آید که این توابع نتیجه جمعی سازی توابع عرضه و تقاضای فردی (و بنگاهی) هستند بازار آن به هر حال دارای ویژگی ها و ممیزات خاصی نیز هست منجمله بخش مسکن از آنجا که بخش مهمی از اقتصاد را تشکیل می دهد نه تنها تحولات آن بر اقتصاد کلان مؤثر است بالعکس تحولات اقتصاد کلان نیز وسیعاً بخش مسکن را متأثر می سازد همچنین مسکن و زمین کالاهایی غیر منقول و غیر تجاری هستند و امکان کنترل قیمت بوسیله اهرم هایی چون واردات برای آن به دلیل خصوصیات ذاتی آن در برخی زمینه ها متصور نیست و این امر امکان تشدید اثر افزایش نقدینگی یا درآمد بر قیمت ها در بخش مسکن را متصور می سازد نهایتاً مسکن و زمین دارای ویژگی هایی هستند که آنها را به کالاهایی سرمایه ای و دارای بازده (دارایی) تبدیل می کند و این خود ممیزات ویژه ای به تقاضا در این بخش می بخشد در این مطالعه توجه به تقاضای مصرفی مسکن در ایران معطوف بوده است .

۲. مروری بر پیشینه پژوهش

سابقه تلاش برای توضیح قیمت مسکن و بویژه زمین شهری و نوسانات آن به بزرگان علم اقتصاد از ریکاردو تا مارکس، مارشال و فون نیومن برمی گردد. تئوری های اولیه از جمله وینگو^۱ (۱۹۶۱) و موث^۲ (۱۹۶۹) و میلز^۳ (۱۹۷۲) بیشتر روی ساختار قیمت زمین شهری متمرکز بودند در یک تقسیم بندی عوامل مؤثر بر

^۱ Wingo
^۲ Muth
^۳ Mills

قیمت مسکن دو دسته‌اند: عوامل با تاثیر کوتاه‌مدت و عوامل با تاثیر بلندمدت. 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.

۲-۱- رابطه رشد درآمد حقیقی و قیمت مسکن

مطالعات بازار مسکن در سراسر جهان نشان می‌دهد که در دراز مدت عامل اصلی و محرک افزایش قیمت مسکن، درآمد است. این رابطه که از آن تحت عنوان رابطه تعادلی بلندمدت 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^۴ و درآمد دائمی^۵ 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^۶ (۲۰۰۲) 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 درآمد، تقاضای سرمایه‌ای مسکن افزایش می‌یابد، که منجر به افزایش قیمت مسکن می‌شود.

چن و پتل^۷ (۲۰۰۲) در تحقیقی می‌کوشند با توجه به رویکرد نئوکلاسیکی، مدلی برای تغییرات قیمت مسکن بدست دهند. مطالعات اخیر معمولاً فرض می‌کنند رابطه‌ای پایدار بین قیمت مسکن و زمین با درآمد وجود دارد. رینالد^۸ (۱۹۸۹) و ملپزی^۹ (۱۹۹۹) رابطه قیمت و درآمد را با قرار دادن یک تعادل بلند مدت بین قیمت P_e و درآمد Y_e تحلیل کرده‌اند.

$$P_e/Y_e = k$$

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

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

که Z بردار شرایط بازار و β بردار پارامترهای متناظر است و e_t هم 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. چن و پتل برای فهم بهتر عوامل موثر بر k از رویکرد نئوکلاسیکی بهره می‌گیرند که بر اساس آن تقاضا برای زمین و مسکن تابعی از عوامل جمعیتی، درآمد، قیمت مسکن و دسترسی پذیری جانشینها می‌باشد از سوی دیگر عرضه مسکن در کوتاه مدت بی‌کشش است ولی در بلند مدت تابعی از عواملی چون قیمت مسکن، هزینه ساخت، هزینه زمین و نرخ بهره است بر این اساس معمولاً قیمت مسکن را تابعی از درآمد و در کنار آن عواملی چون هزینه ساخت و نرخ بهره گرفته‌اند در بسیاری از مطالعات از جمله هولی و جونز^{۱۱} (۱۹۹۷)، دریک^{۱۱} (۱۹۹۳) و ملپزی (۱۹۹۹) نیز این رویکرد دیده می‌شود. بر اساس همین رویکرد چن و پتل مدل زیر را پیشنهاد می‌کنند:

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

که Py درآمد در کنار عواملی چون cc هزینه ساخت 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:

$$Ph_t = \alpha_0 + \alpha_1 Py_t + \alpha_2 Hc_t + \alpha_3 cc_t + \alpha_4 Ms_t + e_t$$

که Ms_t عرضه پول است

چن و همکاران (۲۰۰۷) 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 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 نتیجه گرفته‌اند که در رفتار کوتاه‌مدت قیمت مسکن، نقش حجم نقدینگی قوی‌تر است اما رفتار بلندمدت، نهایتاً و عمدتاً به عامل درآمد باز می‌گردد. انحرافات قیمت مسکن از درآمد نیز ناشی از افزایش کوتاه‌مدت تقاضای سرمایه‌ای بر

⁴ Normal

⁵ Permanent

⁶ Sutton

⁷ Chen and Patel

⁸ Renauld

⁹ Malpezzi

¹⁰ Holly and Jones

¹¹ Drake

اثر افزایش عرضه پول و رشد نقدینگی است. بنابراین دولت باید از سیاست پولی نامتناسب پرهیز کند اگر چه آنها نتیجه می گیرند که خروج از تعادل بلند مدت و افزایش نسبت قیمت مسکن به درآمد نهایتاً موقتی است. در تحقیق اخیر اشاره میشود که تئوری مبتنی بر فرضیه درآمد دائمی پیشنهاد می کند که مصرف مسکن در هر دوره مشخص تابعی از میانگین درآمد در دوره جاری است.

۲-۲- رابطه حجم نقدینگی و قیمت مسکن

برای تبیین این رابطه معمولاً از پدیده بیماری هلندی کمک گرفته می شود بیماری هلندی، در اصل به دغدغه های 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 شکل گیری بیماری هلندی به شکل زیر است:

- کشف منابع طبیعی یا ایجاد یک فعالیت جدید پررونق و صادراتی

- افزایش درآمد ارزی افزایش ارزش پول ملی

- افزایش قیمت نسبی کالاهای غیرمبادلاتی و افزایش قیمت تمام شده کالاهای صادراتی

- کاهش تولید، کاهش اشتغال و افزایش بیکاری

به طور خلاصه می توان گفت که پدیده بیماری هلندی، موجب رکود و وخیم شدن تجارت در کشورهای نفتی گردیده است و انتقال از کالاهای قابل مبادله را به کالاهای غیرمبادلاتی^{۱۲} دامن زده است. افزایش شدید درآمدهای نفتی به افزایش ارزش پول ملی منجر می شود و قیمت های نسبی کالاهای غیرمبادلاتی افزایش پیدا می کند. افزایش تقاضا در مورد کالاهای غیرقابل مبادله موجب افزایش قیمت ها می شود و لذا قیمت این گروه کالاهای نسبت به کالاهای قابل مبادله افزایش می یابد و یا اینکه برعکس، نسبت قیمت کالاهای قابل مبادله به غیرقابل مبادله کاهش می یابد و با افزایش قیمت ها، سوددهی در این گونه فعالیت ها نسبت به بخش کالاهای قابل مبادله افزایش می یابد. وقتی سوددهی در بخش کالاهای غیرمبادله ای بیشتر شود، منابع از بخش قابل مبادله به بخش غیرقابل مبادله و همچنین به بخش مبادله ای دارای منابع (مثل نفت) انتقال پیدا می کند.

در اصل به علت اینکه امکان وارد کردن کالاهای غیر مبادله ای به منظور افزایش عرضه آنها و کاهش قیمت شان وجود ندارد، با افزایش حجم نقدینگی قیمت این کالاها افزایش می یابد. این در صورتی است که تولید این کالاها در داخل با محدودیت هایی روبرو باشد. مثلاً کشورهایی که محدودیت طبیعی عرضه زمین دارد، نمی توانند این محدودیت را از طریق واردات حل کنند، ولی کشورهایی که محدودیت دستوری عرضه زمین دارند می توانند با رفع این محدودیت ها، عرضه این کالای غیر مبادله ای را افزایش دهند.

۲-۳- رابطه کمیابی زمین و قیمت مسکن

بطور کلی برای عرضه زمین دو نوع محدودیت قابل تصور است: محدودیت طبیعی و محدودیت دولتی یا دستوری یعنی محدودیت هایی که از قواعد کاربری زمین ناشی می شود. محدودیت طبیعی زمین رابطه مثبت معناداری با قیمت زمین دارد (رز^{۱۳}، ۱۹۸۹). همچنین محدودیت هایی که از طریق منطقه بندی و تعیین محدوده شهرها اعمال می شود باعث افزایش قیمت زمین و مسکن می شود (پالکوفسکی و واچر^{۱۴}، ۱۹۹۰).

کمیابی زمین طبق نظریه رانت ریکاردویی قیمت مسکن را به دو دلیل افزایش می دهد: (پنگ و ویتون^{۱۵}، ۱۹۹۴)

۱- کاهش ساخت و سازهای جدید به علت افزایش قیمت زمین به عنوان یکی از نهاده های تولید

۲- افزایش تقاضای سرمایه گذاری در بازار زمین و مسکن.

مطالعات تجربی نشان می دهند که قیود یا کمیابی طبیعی زمین شهری قیمت مسکن را افزایش می دهد. بیشتر شواهد بر اساس مدل های ساده مقطعی هستند که قیمت مسکن را در کلان شهرها مقایسه کرده اند. اما هیچ تحقیق اقتصادی که مسیر زمانی یا مکانیسم دقیقی را که عرضه زمین، قیمت مسکن را تعیین می کند، شرح دهد وجود ندارد. دو رویکرد در این زمینه وجود دارد: (پنگ و ویتون^{۱۵}، ۱۹۹۴)

۱- کمیابی زمین منجر به کاهش ساخت و ساز مسکن می شود و بنابراین حجم خانه های موجود نمی تواند همگام با تقاضای مسکن رشد کند. در نتیجه قیمت مسکن افزایش می یابد. این توضیح با در نظر گرفتن رفتار نزدیک بینانه^{۱۶} سازندگان خانه های مسکونی است.

۲- کمیابی انتظاری زمین مستقیماً قیمت مسکن را افزایش می دهد که منجر به سرمایه ای شدن زمین می شود. در این توضیح مساله انتظارات پیشرو^{۱۷} هم در نظر گرفته شده است.

¹² Non-tradable

¹³ Rose

¹⁴ Pollakowski & Wachter

¹⁵ Peng & Wheaton

¹⁶ Myopic behavior

هر دو تئوری پیش‌بینی می‌کنند در صورت وجود قیود عرضه زمین، قیمت‌ها بالاتر خواهد بود ولی مکانیسم و تاثیرات این موضوع روی تولید مسکن را به روش‌های متفاوتی توضیح می‌دهند. پنگ و ویتون (۱۹۹۴) نشان می‌دهند که در هنگ کنگ در زمان‌هایی که سایر عوامل باعث رکود بازار مسکن شده بودند، با افزایش قیود دولت روی عرضه زمین، قیمت مسکن افزایش یافته است. مطالعات زیادی برای کشورهای آسیایی نظیر هنگ کنگ، سنگاپور، تایوان و توکیو که با محدودیت طبیعی عرضه زمین مواجه‌اند انجام شده که به بررسی نقش مدیریت زمینهای شهری روی قیمت زمین و مسکن پرداخته‌اند. البته برای کشورهای توسعه یافته که پدیده رشد جمعیت به پایان رسیده است، شهرها از نظر جمعیت و وسعت به وضع تثبیت شده‌ای رسیده‌اند. اما در برخی از کشور های در حال توسعه هنوز با رشد جمعیت مواجه‌اند و این امر ضمن ایجاد نیاز و تقاضا برای زمین، اهمیت ویژه‌ای به سیاست زمین شهری دولت در ایجاد یا رفع معضل مسکن می‌دهد (مصطفی مرسی العربی^{۱۸}، ۲۰۰۳).

بنابراین رشد درآمد حقیقی، حجم نقدینگی، رشد جمعیت، نرخ بهره و محدودیت عرضه زمین عوامل و از جمله متغیر های اقتصاد کلانی هستند که قیمت مسکن را تعیین می‌کنند.

۳. چارچوب نظری و تصریح مدل

قبلاً تاثیرات کمپایی زمین بر قیمت مسکن و مکانیسم این تاثیر مورد اشاره قرار گرفت در این بخش نیز ضمن ارایه یک چارچوب تئوریک برای نوسانات قیمت زمین شهری سعی می‌شود در فرض برونزا بودن عرضه زمین جدید، رابطه ای بین قیمت زمین شهری با سرانه زمین ارائه شود. در اینجا P قیمت میانگین زمین در شهر، M درآمد سرانه شهری و L/N سرانه زمین شهری است کشش قیمتی زمین با η_{xL} یا مخففاً با η_x و کشش درآمدی آن با η_{mL} یا مخففاً با η_m نشان داده می‌شود.

در سال پایه $x_0 = \frac{L_0}{N_0}$ مصرف/تقاضای سرانه زمین و M_0 درآمد سرانه و P_0 قیمت زمین را نشان می‌دهد پس از یک دوره درآمد سرانه به M ، جمعیت به N ، کل زمین شهری به L و قیمت به P می‌رسد زمین کالایی نرمال فرض می‌شود که با افزایش درآمد، تقاضا برای آن افزایش و با افزایش قیمت، تقاضای آن کاهش می‌یابد در عین حال زمین فاقد کالای جانشین تلقی می‌شود. به هر حال در موارد معینی، رفتار جمعی ممکن است به گونه ای اتفاق افتد که وانمود می‌شود یک مصرف کننده فردی آن را ایجاد کرده است. به این شرط که فرض شود توابع مطلوبیت غیر مستقیم مصرف کنندگان فردی، به شکل گورمن باشد:

$$v_i(p, m_i) = a_i(p) + b(p)m_i$$

و لذا می‌توان یک مصرف کننده نماینده را جایگزین مصرف کنندگان فردی کرد که درآمد کل این مصرف کننده نماینده پس از یک دوره از $N_0 M_0$ به $N M$ می‌رسد در این حال و با استفاده از اتحاد روی نشان داده شد که میل نهایی به مصرف ثابت و مستقل است اگر برای ساده سازی بیشتر فرض شود یک مصرف کننده متوسط وجود دارد که تقاضایش با افزایش درآمد سرانه (متوسط) به نحو فوق الذکر و ثبات سایر شرایط با این فرض که کشش قیمتی اش برای زمین نیز η_m است افزایش می‌یابد آنگاه:

$$(۱) \eta_M = \frac{dx}{dM} \frac{M}{x}$$

در نتیجه:

$$(۲) dx = \eta_M \frac{dM}{M} * x$$

در نتیجه کل تقاضا پس از افزایش درآمد سرانه به مقدار زیر می‌رسد.

$$x_{11} = x_0 + dx = \frac{L_0}{N_0} (1 + \eta_M \frac{dM}{M})$$

حال چون قیمت نیز از P_0 به P می‌رسد اگر

$$(۳) \eta_x = - \frac{dx}{dp} \frac{p}{x}$$

آنگاه

¹⁷ Forward-thinking expectations

¹⁸ Mostafa Morsi El Araby

$$(\epsilon) dx = -\eta_x \frac{dP}{P} x$$

در نتیجه تقاضا پس از ایندو تغییر به x_{12} می رسد:

$$\begin{aligned} x_{12} &= x_{11} + dx = x_{11} - \eta_x \frac{dP}{P} x_{11} \\ &= \frac{L_0}{N_0} (1 + \eta_M \frac{dM}{M}) (1 - \eta_x \frac{dP}{P}) \\ &= \frac{L_0}{N_0} (1 + \eta_M \frac{dM}{M} - \eta_x \frac{dP}{P} + \eta_M \eta_x \frac{dM}{M} \frac{dP}{P}) \\ &= \frac{L_0}{N_0} (1 + \eta_M \frac{dM}{M} - \eta_x \frac{dP}{P}) \end{aligned}$$

در نتیجه

$$(\delta) x_{12} = \frac{L_0}{N_0} (1 + \eta_M \frac{dM}{M} - \eta_x \frac{dP}{P})$$

جمله آخر سمت راست در حد دیفرانسیلی در مقایسه با سایر جملات کوچک است و از آن صرف نظر شده است عبارات قبلی میانگین تقاضای زمین (تقاضای سرانه) را با فرض مصرف کننده متوسط را نشان می دهد کل تقاضای زمین در صورت ثبات جمعیت برابر است با:

$$(\epsilon) X_{12} \times N_0 = L_0 (1 + \eta_M \frac{dM}{M} - \eta_x \frac{dP}{P})$$

این تقاضای کل جمعیت (در صورت ثبات جمعیت) در قیمت و درآمد جدید است برای به دست آوردن تقاضای کل جدید باید رشد جمعیت را هم مورد لحاظ قرار داد اگر فرض شود جمعیت افزوده شده دقیقاً از همان الگوی ترجیحات و درآمد و در نتیجه همان الگوی تقاضا پیروی می کند آنگاه کل تقاضای جدید عبارت است از:

$$\begin{aligned} \text{کل تقاضای جدید} &= L_0 (1 + \eta_M \frac{dM}{M} - \eta_x \frac{dP}{P}) (1 + \frac{dN}{N}) \\ &= L_0 (1 + \eta_M \frac{dM}{M} - \eta_x \frac{dP}{P} + \frac{dN}{N}) \end{aligned}$$

مجدداً از جملات بسیار کوچک در قیاس با سایر جملات صرف نظر شده (می توانیم این جملات کوچک را با عبارتی نظیر ϵ نشان دهیم در هر صورت در نتیجه گیری اصلی این بخش تغییری ایجاد نمی شود).

اما در قیمت تعادلی این مقدار تقاضا با کل عرضه زمین در شهر (کل زمین شهری مسکونی) که مقدار آن با L نشان داده شده برابر است توجه به این نکته مهم است که علی القاعده عرضه یک کالا، خدمت یا منبع خود باید به صورت درونزا و در رابطه با متغیرهایی نظیر قیمت، هزینه متوسط، میزان تقاضا و ... تعیین شود اما در اینجا در مورد زمین شهری بنابر فرض این متغیرها موثر نیست و کل عرضه را یک تصمیم اداری تعیین می کند که به طور تقریباً عملی از این متغیرها متأثر نیست بنابراین متغیر برونزای L برای تعیین آن به کار رفته است در واقع فرض می شود میزان عرضه زمین فاقد رابطه تبعی با متغیر کمی خاصی است و بنا بر فرض بطور برونزا و دستوری تعیین می شود (اگر این فرض کنار گذاشته شود و فرض شود که عرضه زمین جدید کمابیش دارای یک بازار رقابتی بوده و شهر بدون محدودیت جدی گسترش می یابد طبعاً متغیرهای دیگری نظیر هزینه یا قیمت تمام شده افزودن هر مترمربع زمین جدید به شهر با نظر به هزینه ایجاد تاسیسات و خدمات شهری لازم و ... نیز وارد مدل می شود) پس:

$$(\nu) L = L_0 (1 + \eta_M \frac{dM}{M} - \eta_x \frac{dP}{P} + \frac{dN}{N})$$

در نتیجه

$$\frac{L}{L_0} = 1 + \eta_M \frac{dM}{M} - \eta_x \frac{dP}{P} + \frac{dN}{N}$$

یا

$$1 + \frac{dL}{L} = 1 + \eta_M \frac{dM}{M} - \eta_x \frac{dP}{P} + \frac{dN}{N}$$

و نهایتاً

$$^{(9)} \frac{dL}{L} = \eta_M \frac{dM}{M} - \eta_x \frac{dP}{P} + \frac{dN}{N}$$

به هرحال برای رسیدن به رابطه مورد نظر از رابطه (۹) انتگرالگیری می شود پس:

$$\int \frac{dL}{L} = \eta_M \int \frac{dM}{M} - \eta_x \int \frac{dP}{P} + \int \frac{dN}{N}$$

آنگاه با جابجایی های لازم رابطه زیر به دست می آید.

$$Lnp = \frac{\eta_M}{\eta_x} LnM - \frac{1}{\eta_x} Ln(L/N)$$

رابطه ای که نشان می دهد چنانکه مورد انتظار است بین قیمت متوسط زمین با درآمد سرانه شهری M رابطه مستقیم و با سرانه زمین شهری (که شاخصی برای کمیابی زمین است) رابطه ای معکوس وجود دارد ضمناً درآمد سرانه شهری اسمی در اینجا قابل بازنویسی به صورت حاصلضرب شاخصی از نقدینگی در درآمد سرانه شهری حقیقی است که به ورود متغیر نقدینگی در معادله می انجامد لذا برای قیمت زمین شهری رابطه تابعی زیر قابل ارائه است:

$$P=P(M, L/N)$$

از سوی دیگر چنانکه می دانیم قیمت و مقدار تعادلی بطور کلی از نقطه تلاقی تابع تقاضای جمعی^{۱۹} و تابع عرضه جمعی^{۲۰} به دست می آید که این توابع نتیجه جمعی سازی توابع عرضه و تقاضای فردی (و بنگاهی) هستند که خود هر یک محصول فرایندهای بهینه سازی مطلوبیت، بازده یا سود هستند لذا نهایتاً قیمت همیشه منعکس کننده وضع منحصر به فرد ترجیحات، ریسک ها، بازده ها، هزینه ها و نهایتاً درآمد ها می باشد.

در طرف عرضه ابتدا بنگاه فردی حداکثر کننده سود مورد مطالعه واقع می شود بازار مسکن یک بازار رقابتی است و می توان با این توجه و نیز به عنوان یک فرض ساده سازی، بنگاه های سازنده و عرضه کننده مسکن را گیرنده قیمت^{۲۱} در هر دو بازار نهاده و ستاده تلقی نمود یا به عبارت دیگر قیمت های عوامل (نهاده ها) و مسکن را برای بنگاه های فردی برونزا تلقی کرد اگر فرض شود تکنولوژی این بنگاه ها به گونه ای است که حداکثر سازی ممکن است یا به عبارت دیگر شرط مرتبه دوم برقرار می شود می توان تابع تقاضای عامل و عرضه ستاده (مسکن) را صرفاً بر حسب قیمت های ستاده (مسکن) و عوامل (قیمت زمین و ساخت و نرخ بهره) نوشت از جمله تابع عرضه ستاده مسکن از سوی یک بنگاه عبارتست از:

$$q^S = S(P, C, PL, I)$$

که P قیمت مسکن

C هزینه (قیمت) ساخت

PL قیمت زمین

و I نرخ بهره (یا قیمت اجاره سرمایه) تقریباً معرف هزینه تامین مالی است و البته برای قیمت زمین شهری رابطه تابعی زیر بر حسب درآمد و سرانه زمین ارائه شد:

$$PL=PL(Y, L/N)$$

تابع عرضه ارائه شده چنانکه در تئوری تولید در اقتصاد خرد اشاره می شود همگن از درجه صفر است ، با افزایش قیمت مسکن، عرضه بنگاه افزایش و با افزایش قیمت نهاده ها ، عرضه کاهش می یابد و نهایتاً بطور کلی ماتریس جانشینی^{۲۲} شبه معین منفی متقارن است.

اما این تابع تنها عرضه مسکن به وسیله یک بنگاه و نه کل عرضه صنعت یا عرضه جمعی را نشان می دهد اگر بازار را چنانکه گفته شد رقابت کامل فرض کرده و بنگاه ها برای ساده سازی از لحاظ تکنولوژی (یا تابع هزینه) کمابیش مشابه فرض شوند می دانیم که در بازار رقابت کامل نهایتاً قیمت عرضه در سطح هزینه متوسط بلند مدت (LAC) تعیین شده صرف نظر از این تابع عرضه صنعت (عرضه جمعی)، در بازار رقابتی افقی است و مقدار تقاضا در قیمت تعادلی، تنها میزان عرضه و تعداد بنگاه ها را از لحاظ نظری ضمن حفظ قیمت تعیین می کند بنابر این عرضه جمعی (کل) را می توان با توجه به فروض ساده سازی به صورت زیر نشان داد که n تعداد تعادلی بنگاه ها را نشان می دهد.

¹⁹ Aggregate Demand

²⁰ Aggregate Supply

²¹ Price taker

²² Substitution Matrix

$$Q^S = n * S(P, C, PL, I)$$

در طرف تقاضا نیز همین فرایند باید طی شود در اینجا تقاضا مشتمل بر تقاضای مصرفی و سرمایه ای است در این مطالعه توجه خود را به تقاضای مصرفی فردی معطوف می کنیم که حاصل فرایند حداکثر سازی مطلوبیت است (نظریه رفتار مصرف کننده) با فروض مناسب روی رجحان ها (ترجیحات کامل، انعکاسی، انتقال پذیر، پیوسته و قویا یکنوا) می توان یک تابع مطلوبیت مستقیم فردی پیوسته در نظر گرفت که مطلوبیت فرد را بصورت تابعی از مصرف مسکن و سایر کالا ها (یا پول باقیمانده) نشان می دهد آنگاه از لحاظ نظری، تقاضای مسکن تابعی از بودجه خانوار (فرد) و قیمت مسکن و قیمت سایر کالاها (مثلا در قالب شاخص تورم) است باید توجه داشت معمولا ورود قیمت سایر کالا ها منوط به وجود رابطه جانشینی (یا مکملی) بین دو کالا است حال آنکه در مورد مسکن چنین رابطه ای چنانکه گفته شد چندان قابل تصور نیست لذا از وارد کردن تورم در مدل خودداری می شود .

جهت کمک به جمعی سازی، تابع مطلوبیت غیر مستقیم مصرف کنندگان فردی دارای فرم گورمن در نظر گرفته شده و در نتیجه میل نهایی به مصرف در هر قیمت معین، مستقل از سطح درآمد مصرف کننده بوده و در میان تمام مصرف کنندگان نیز ثابت است آنگاه اگر یک خانوار مصرف کننده که درآمدی برابر درآمد میانگین خانوار دارد را در نظر بگیریم تقاضای خانوار بصورت زیر خواهد بود:

$$q^d = D(P, Infl, M)$$

صرف نظر از تورم با توجه به وارد شدن قدرت خرید ناشی از ثروت فرد (درآمد انباشته) و وام مسکن می توان ثروت و نرخ بهره را هم در رابطه فوق وارد کرد که با توجه به فقدان آمار قابل استناد در این مطالعه و بسیاری مطالعات دیگر از آن صرف نظر می شود .

چنانکه قبل نیز گفته شد باید توجه داشت که چون تئوری رفتار مصرف کننده، تقاضای مصرف کننده فردی را به دست می دهد و هیچ محدودیتی روی رفتار جمعی در کل قرار نخواهد داد می بایست برای رسیدن از مصرف فردی به مصرف جمعی تمهیداتی را در نظر گرفت در موارد معینی رفتار جمعی ممکن است به گونه ای اتفاق افتد که به نظر می رسد یک مصرف کننده فردی نماینده آن را ایجاد کرده است برای این منظور فرض می شود تابع مطلوبیت غیر مستقیم همه مصرف کنندگان دارای شکل گورمن است :

$$v_i(P, m_i) = a_i + b(p)m_i$$

آنگاه به طور کلی می توان با توجه به پیشینه پژوهش تقاضای مصرفی مسکن را به صورت زیر بیان کرد:

$$Q^D = D(P, N, M, W, I)$$

که

$$Q^D \text{ تقاضای مسکن کل (مصرف کننده نماینده)}$$

P قیمت مسکن

M درآمد سرانه

W ثروت

I نرخ بهره حقیقی

و N جمعیت است.

اگرچه تقاضای جمعی جمعیت N لزوماً N برابر تقاضای یک فرد (یا خانوار) متوسط با درآمدی معادل درآمد میانگین جمعیت نیست اما مطمئناً این رابطه بین تقاضای کل و تقاضای یک مصرف کننده فرضی نماینده با درآمدی معادل درآمد میانگین فرض و تقریب مفیدی است که با فرض شکل گورمن برای مطلوبیت غیر مستقیم به یک فرض دقیق تبدیل می شود با در نظر گرفتن این فرض (تقریب) و حذف متغیرهای فاقد آمار، تقاضای کل مصرفی عبارت است از:

$$Q^D = N * D(P, M)$$

حال می توان عرضه و تقاضای جمعی را مساوی قرار داد:

$$Q^S = Q^D$$

لذا:

$$n * S(P, C, PL, I) = N * D(P, Y)$$

حال می توان قیمت مسکن P را بصورت تابعی از سایر متغیرهای موجود در اتحاد بالا نوشت آنچه حائز اهمیت است این نکته است که n تعداد بنگاه ها یک متغیر مستقل نیست بلکه خود تابعی از تقاضا و عمدتاً N جمعیت (یا خانوار) است اما در ثبات سایر شرایط نسبت N/n مقدار ثابتی است برای مدلل شدن ادعای

فوق این آزمایش ذهنی را در نظر بگیرید فرض کنید با ثابت بودن سایر شرایط فقط جمعیت دو برابر شود بدیهی است اگر تمام شرایط دیگر یعنی درآمد سرانه ، قیمت ها و هزینه های ساخت، ترجیحات و ... ثابت باشد در تعادل ایستا^d q^d تقاضای مصرف کننده نماینده ای با درآمدی معادل درآمد سرانه ثابت و تقاضای کل (Q^d) بر اثر دو برابر شدن جمعیت عینا دو برابر می شود برای تعادل عرضه و تقاضا، عرضه کل نیز باید عینا دو برابر شود چون سایر شرایط تعیین کننده مقدار بهینه تولید و عرضه هر بنگاه فردی (q^s) ثابت است مقدار مذکور ثابت مانده و لازم است برای دو برابر شدن عرضه کل، تعداد بنگاهها (n) دو برابر شود بنابر این نسبت N/n کماکان ثابت خواهد بود به طور کلی نیز به عنوان آخرین فرض ساده سازی، نسبت مذکور را در هر حال ثابت در نظر گرفته تا هر دو به عنوان متغیر از مدل حذف و یک مقدار ثابت در اتحاد بالا جایگزین نسبت آنها شود .

حال با جایگزینی قیمت زمین با استفاده از رابطه تابعی ارائه شده قبلی و شکستن درآمد سرانه به دو متغیر درآمد سرانه حقیقی y و شاخص نقدینگی M برای تفکیک و تمیز اثر هر یک ، نهایتا داریم :

$$P = (C, y, M, L/N)$$

۴. تخمین الگو

برای بررسی قیمت مسکن در بلند مدت برای کلان شهرهای ایران مدل پانل دینامیک زیر در چارچوب اقتصاد کلان در نظر گرفته شده است:

$$P_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_t + \alpha_i + \sum_{h=1}^n \beta_{i,h} X_{i,t} + \sum_{h=1}^n \sum_{j=-k_{i,1}}^{k_{i,2}} \gamma_{i,j} X_{i,t-j} + \sum_{l=1}^{k_{i,2}} \phi_{i,l} P_{i,t-l} + \varepsilon_{i,t} \quad (۴-۱)$$

از مزایای استفاده از داده های پنل می توان به افزایش حجم نمونه، کاهش هم خطی، افزایش کارایی، کاهش تورش تخمین، کنترل ناهمگنی فردی، محدود شدن ناهمسانی واریانس و امکان پذیری تفکیک اثرات اقتصادی و مطالعه پویایی های تعدیل ... اشاره کرد.

قیمت مسکن تابعی از درآمد حقیقی سرانه شهری و حجم نقدینگی و سرانه زمین همان سال و مقادیر قبلی این متغیرها در نظر گرفته می شود که $k_{i,1}$ و $k_{i,2}$ به lead و lag ها اشاره دارند . علاوه بر این قیمت مسکن در هر سال به قیمت سالهای قبل هم بستگی دارد و $k_{i,3}$ به این lag ها اشاره دارد . نرم افزار Microfit این امکان را می دهد که با استفاده از یکی از چهار معیار R2 تعدیل شده، آیک (AIC)، شوارتز-بیزین (SBC) و حنان-کوئین (HAC) الگویی را برگزیند که تعداد وقفه های آن در مقایسه با سایر الگوها بهینه باشد.

$$X = [Y, M, \frac{L}{N}]$$

i اندیس کلان شهرها (تهران، اصفهان، شیراز) و t اندیس زمان است

و

α_0 برای همه سالها و همه شهرها مشترک است

α_t برای سال t است و برای همه شهرها مشترک است

α_i برای شهر i است و برای همه سالها مشترک است. این جمله، اثرات انفرادی مربوط به هر یک از شهرهاست.

Y درآمد حقیقی سرانه

N جمعیت

M حجم نقدینگی

L /N سرانه زمین شهری

$\varepsilon_{i,t}$ جمله اختلال است. آزمون نرمال بودن جملات اختلال، عدم خود همبستگی بین جملات اختلال، آزمون واریانس ناهمسانی و آزمون رمزی برای تشخیص تصریح صحیح مدل انجام شد و از برقرار بودن فروض کلاسیک اطمینان حاصل شد.

معادله (۱-۴) یک تصریح پانل پویاست چون مقدار متغیر وابسته تحت تاثیر لگ‌های خودش هم هست. وجود اثرات ثابت مختص هر شهر در این مدل پویا سبب تورش در تخمین‌زنهای ثابت می‌شود، که مقدار آن با افزایش دوره زمانی پانل به سمت صفر میل می‌کند (نیکل^{۲۳} و باند^{۲۴} (۲۰۰۲)). بعد زمانی در این پانل ۲۲ است. بنابراین تورش ایجاد شده توسط تخمین‌زنهای اثرات ثابت قابل چشم‌پوشی است. با این حال با استفاده از تخمین زن GMM سیستمی معرفی شده توسط آرانو^{۲۵} و باور^{۲۶} (۱۹۹۵) و بلاندل^{۲۷} و باند (۱۹۹۸) از این مشکل جلوگیری شده است. این روش تخمین زن آرانو و باند (۱۹۹۱) را برای حالاتی که ضریب وقفه به نسبت بزرگ است و تعداد مشاهدات سری زمانی به نسبت کوچک است ارتقا می‌دهد. در این پژوهش از روش تخمین زن GMM سیستمی دو مرحله‌ای برای تخمین معادله (۱-۴) بهره گرفته ایم. بدین منظور از فایل ado نرم افزار STATA، تهیه شده توسط رودمن^{۲۸} (۲۰۰۶) استفاده شده است. بر اساس نتایج تخمین مدل ضریب لگ قیمت مسکن مقدار ۲/۱۶۹۵۰۴ است که نشان می‌دهد قیمت مسکن تا حد زیادی از مقدار دوره قبل خود تاثیر می‌پذیرد. ضریب رشد حجم نقدینگی مقدار ۰/۰۰۰۷۲۱ است که نشانگر تاثیر مثبت حجم نقدینگی بر قیمت مسکن است و نشان می‌دهد که مظاهر بیماری هلندی در اقتصاد ایران به وضوح نمایان شده است. ضریب تولید ناخالص داخلی سرانه مقدار ۰/۰۰۰۲۴۹۷ است که نشانگر تاثیر مثبت درآمد بر قیمت مسکن است و نشان می‌دهد که همچنان که مطالعات بازار مسکن در سراسر جهان نشان می‌دهد یک عامل و محرک مهم افزایش قیمت مسکن، درآمد است. بالاخره ضریب سرانه زمین مقدار ۲۷۵۰/۸۳۸- است که نشانگر تاثیر منفی سرانه زمین بر قیمت مسکن است نتایج تخمین روش آرانو-باند یک مرحله‌ای با در نظر گرفتن اثرات نیم سالی نشان می‌دهد که قیمت مسکن در نیم سال اول و دوم سال تفاوت معناداری ندارند.

۵. نتیجه گیری

نتایج حاصل از این تحقیق حاکی از تاثیر گذاری متغیر های اقتصاد کلان از جمله در آمد سرانه و نقدینگی در کنار تاثیر معکوس سرانه زمین بر قیمت مسکن در کلانشهر های منتخب در این مقاله است توجه به این نکته لازم است که چون از مدل خطی در این مطالعه استفاده شده است بزرگی و کوچکی ضرایب ارتباطی با کشش ها نداشته و در ارتباط با بزرگی و کوچکی متغیر ها قابل فهم است. علاوه بر تاثیر متغیر درآمد سرانه که تاثیر آن قابل انتظار است تاثیر متغیر نقدینگی بر قیمت مسکن در ایران مجددا در این تحقیق نشان داده شده است 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 شهر های ایران است که مجددا بر نقش مخرب برخی سیاستهای اقتصادی بر قیمت مسکن تاکید می‌کند. بالاخره باید به روند کاهشی سرانه زمین در همه کلانشهر های منتخب در این پژوهش و تاثیر آن بر روند افزایشی قیمت مسکن در کلانشهر های ایران اشاره کرد چنانکه نتایج این تحقیق نشان می‌دهد رابطه معکوسی بین قیمت مسکن کلانشهری با سرانه زمین شهری برقرار است که با محدودیت های قانونی و دولتی اتخاذ شده برای گسترش شهر ها در ارتباط می باشد. می توان ادعا کرد مجموعه ای از عوامل اثر گذار بر تقاضای مسکن در ایران که باعث سوق داده شدن فزاینده تقاضای مسکن به سمت تقاضا در کلان شهرها بویژه از طریق افزایش جمعیت کلان شهر ها شده است و همچنین الگوی تقاضای مسکن در کلان شهر ها در کنار برخی عوامل از جمله عدم استفاده بهینه از زمین بطور کلی و بویژه در بافت های فرسوده از یکسو و از سوی دیگر سیاست های سخت گیرانه شهری در مورد گسترش و تامین زمین لازم برای جمعیت کلان شهرها مجموعا باعث دشواری های کنونی در بخش مسکن در کلان شهر ها شده است. نهایتا به نظر می رسد اصلاح فرایند ها و روند های جمعیتی و سویه مهاجرت، اصلاح و بهینه سازی الگوی مصرف زمین و مسکن، بهینه سازی نحوه کاربری و بهره برداری از زمین شهری و اصلاح سیاست های تخصیص زمین در کنار تقویت بلند مرتبه سازی از جمله ملزومات جدی اصلاح وضعیت کنونی در این حوزه می باشد.

منابع و مآخذ

- [1] Arellano, M. & Bond, S. (1991). "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment", *The Review of Economic Studies*
- [2] Aura, Saku. & Davidoff, Thomas. (2008). Supply Constraints and Housing Price, *Economics Letters*, 99, 275-277
- [3] Blundell, R. & Bond, S. (2000). "GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions", *Econometric Reviews*
- [4] 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

²³ Nickell

²⁴ Bond

²⁵ Arellano

²⁶ Bover

²⁷ Blundell

²⁸ Roodman

- [5]Capozza,D.R.,Hendershott,C.M.,& Mayer,C.J.(2002). Determinants of real house price dynamics. NBER working paper 9262
- [6]Chen,M.C.,&Patel,K.(2002).An empirical analysis of determination of house prices in the Taipei area. *Taiwan Economic Review*,30(4),563–595.
- [7]Chen, ,M.C Tsai, I.C and Chang, C.O ,(2007). House prices and household income: Do they move apart? Evidence from Taiwan,*Habitat International*, Volume 31, Issue 2, 243-256.
- [8]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*, 22, 55-75
- [9]Drake ,L.(1993).Modelling UK hous eprices using cointegration : An application o fthe Johansen technique. *Applied Economics*, 25 ,1225–1228.
- [10]El Araby,Mostafa Morsi. (2003). The role of the state in managing urban land supply and prices in Egypt, *Habitat International* 27, 429-458
- [11] John M.Quigley and Larry A.Rosenthal (2005)“The Effects of land Use Regulation the Price of Housing: What Do We Know? What Can We Learn?
- [12] Joshua Gallin (2007).The Long-Run Relationship between House Prices and Income (Evidence from Local Housing Markets)
- [13]Holly ,S. , & Jones ,N. (1997). House prices since the 1940s :Cointegration , demography and asymmetries. *Economic Modelling*, 14(4),549–565.
- [14]Gregory D Sutton(2002). Explaining changes in house prices. *BIS Quarterly Review*, 46-60
- [15] L.A.Rose(1989). Topographical constraints and urban land supply indexes, *Journal of Urban Economics*, 26
- [16]Malpezzi ,S. (1999).A simple error correction model of house prices. *Journal of Housing Economics*, 8, 27–62
- [17]Ming-chi chen and yuichiro kawaguchi and Kanak Patel (2004) “An Analysis of the trends and cyclical behaviours of House Prices in the Asian Markets”,*Journal of Proerty Investment & Finance*, vol 22, No1
- [18]Ming-Chi Chen and I-Chun Tsai and Chin-Oh Chang “House prices and household income: Do they move apart?” *Habitat International* 31 (2007) 243–256
- [19] Peng Ruijue & Wheaton,William. (1994). Effects of Restrictive Land Supply on Housing in Hong Kong: An Econometric Analysis, *Journal of housing research*, vol 5, 263-293
- [20] Pollakowski,H.O. & Wachter,S.M. (1990). The effects of land use constraints on housing prices, *Land Economics*, 66
- [21] Sutton, Gregory. (2002). Explaining Changes in House Prices, *BIS Quarterly Review*
- [22] Tsatsaronis,Kostas. & Zhu,Haibin. (2004). What Drives Housing Price Dynamics: Cross-country Evidence. *BIS Quarterly Review*, 65-80
- [23] YoungSon,Jae. & HwanKim,Kyung. (1998). Analysis of Urban Land Shortages: The Case of Korean Cities, *JOURNAL OF URBAN ECONOMICS*, 43