فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال نهم، شماره ۳ «پیاپی ۳۱» پاییز ۱۳۹٤، صحفات ۱۲۷-۱۰۳)

تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر تهران

میرحسین موسوی* **حسین درودیان****

تاریخ دریافت: ۹٤/۰٤/۱٤ تاریخ پذیرش: ۹٤/۰۹/۱۹

چکیده

در مقاله حاضر عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت مسکن در تهران مورد بررسی قرار گرفته است. با شاخص‌سازی و تلفیق برخی متغیرها، در نهایت تأثیر قیمت زمین، هزینه ساخت، نرخ بهره حقیقی، سرانه ساختمان‌های مسکونی تکمیل شده، نقدینگی و بازدهی بازارهای رقیب با استفاده از داده‌های فصلی مورد اندازه‌گیری قرار گرفت. برای تخمین، از روش سری‌های زمانی ساختاری و الگوریتم کالمن فیلتر استفاده شد تا با به‌کارگیری روش حداکثر راستنمایی پارامترهای نامعلوم برآورد شود. نتایج نشان‌دهنده معناداربودن تأثیر منفی نرخ بهره حقیقی، بازدهی دارایی‌های جایگزین (طلا، ارز، سهام)، سرانه ساختمان‌های مسکونی تکمیل شده و تأثیر مثبت هزینه ساخت در کنار اثرگذاری ناچیز و غیرمعنادار رشد نقدینگی است. ارتباط قوی قیمت زمین و مسکن نیز بیشتر به همزمانی حرکات این دو متغیر مربوط است تا اثرگذاری علّی. از جمله دلالت‌های سیاستی نتایج آن است که کنترل نوسانات بازار مسکن باید معطوف به تقویت روند عرضه و کنترل هزینه‌های ساخت به عنوان دو عامل مهم درون‌بخشی مؤثر بر قیمت مسکن باشد.

طبقه‌بندی JEL: R31، O18

واژگان کلیدی: قیمت مسکن، کالمن فیلتر، سری‌های زمانی ساختاری، روند ضمنی.

*استادیار اقتصاد دانشگاه الزهرا، پست الکترونیکی: Hmousavi_atu@yahoo.com

**دکتری اقتصاد دانشگاه تهران، پست الکترونیکی: h_doroodian@yahoo.com

Archive of SID

www.SID.ir

۱. مقدمه

نوسانات گسترده قیمت‌های مسکن به ویژه در شهرهای بزرگ را می‌توان بارزترین خصیصه این بخش دانست. توجه به تأثیرات قیمت نوسان قیمت مسکن بر رفاه خانوار و بخش حقیقی اقتصاد، اهمیت بررسی این موضوع را نمایان می‌سازد. در این بین تحولات قیمت مسکن در شهر تهران بیشترین توجهات را به خود معطوف ساخته است. بازار مسکن در تهران دائماً با معضل صعود ناگهانی و کوتاه‌مدت قیمت و توقف و ثبات نسبی قیمتهای اسمی توأم با رکود بخش مواجه بوده است. انتخاب محدوده مکانی شهر تهران به لحاظ روش‌شناختی نیز صحیح‌تر است، زیرا بازار مسکن در هر منطقه علاوه بر اثرپذیری از فاکتورهای ملی به طور وسیعی تحت تأثیر عوامل محلی نیز قرار می‌گیرد که تحلیل عملکرد بازار مسکن در سطح منطقه‌ای را موجه‌تر می‌سازد (اویکارینن[1]، ۲۰۰۷). در این مطالعه کوشش شده ارتباط قیمت مسکن و عوامل بنیادین تعیین‌کننده آن مورد موشکافی قرار گرفته و کیفیت اثرگذاری هر یک از این عوامل بر قیمت‌های مسکن بررسی شود. ساختار مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است که پس از بیان این مقدمه در بخش دوم به ادبیات نظری شکل‌گیری قیمت‌ها در بازار مسکن اشاره می‌شود. در بخش سوم به طور خلاصه مطالعات تجربی داخلی و خارجی انجام شده در موضوع حاضر و نتایج آنها مرور شده است. در بخش چهارم به تصریح و برآورد مدل تجربی پرداخته و نتایج، گزارش و تفسیر شده است. در نهایت در بخش پنجم به جمع‌بندی مقاله خواهیم پرداخت.

۲. مبانی نظری شکل‌گیری قیمت‌ها در بازار مسکن

در این قسمت جهت تبیین مبانی نظری شکل‌گیری قیمت‌ها در بازار مسکن، ابتدا به خصوصیات مسکن و بازار آن پرداخته می‌شود. هدف از این بررسی این است که ارتباطی بین خصوصیات مسکن، خصوصیات بازار مسکن و نوسانات قیمت‌ها در این بازار برقرار کرده، نشان دهیم که چگونه نوسان قیمت مسکن، به خصوصیات بازار مسکن و خصوصیات ذاتی (کالبدی) آن بازمی‌گردد.

[1] Oikarinen

Archive of SID

www.SID.ir

۲-۱. خصوصیات مسکن

حیاتی بودن[1]: مسکن به عنوان سرپناه کالایی فاقد جانشین است و این خصوصیت، موجب می‌شود تقاضای مصرفی مسکن دارای روندی قابل پیش‌بینی و باثبات باشد.

بادوام بودن[2]: بادوام‌بودن مسکن زمینه‌ساز نقش یافتن آن به عنوان کالایی سرمایه‌ای و نوعی از دارایی و در نتیجه تراکم تقاضای آن است.

ناهمگن بودن[3]: هیچ دو ملکی کاملاً مشابه و جانشین یکدیگر نیستند که عوامل زمینه‌ساز این عدم همگنی مربوط به ویژگی‌های کالبدی و ویژگی‌های جغرافیایی (موقعیت ملک) می‌باشد. ناهمگن بودن مسکن موجب تفاوت قیمتی بعضاً چشمگیر بین واحدهای مسکونی مختلف و عدم امکان تشکیل بازاری حاوی اطلاعات قیمتی شفاف و در دسترس عموم - نظیر بورس در دارایی‌های مالی- برای بازار مسکن می‌باشد.

ماهیت دوگانه مصرفی - سرمایه‌ای: مسکن در عین اینکه به عنوان سرپناه، یک کالای مصرفی است، اما بادوام‌بودن و همبستگی نسبی قیمت آن با بنیان‌های اقتصادی زمینه را برای تبدیل شدن آن به یک دارایی سرمایه‌ای و به عنوان شکلی از ذخیره ثروت فراهم می‌آورد (چن و پاتل[4]، ۱۹۹۸؛ بنجامین و همکاران[5]، ۲۰۰٤). به عکس تقاضای مصرفی مسکن که بواسطه فقدان جانشین، باثبات و قابل پیش‌بینی است، تقاضای سرمایه‌ای تحت تأثیر عوامل گوناگون و پیچیده‌ای قرار داشته و لذا به شدت بی‌ثبات است. لذا تقاضای مسکن پرنوسان است.

تقسیم ناپذیری[6]: مسکن کالایی غیر قابل تقسیم بوده و نوعی از شرایط "همه یا هیچ" در خرید، فروش و نگهداری آن صادق است. به این دلیل، ورود به بازار مسکن نیازمند حجم قابل توجهی از سرمایه نقدی است (اویکارینن، ۲۰۰۷) که خود به معنای کاهش شدید امکان تنوع در سبد دارایی است.

مبادله ناپذیری[7]: مسکن از جمله مهمترین کالاهایی است که امکان نقل و انتقال در مورد آنها مطرح نیست. این امر موجب تمایز بازار مسکن از سایر بازارها از حیث تأثیرپذیری از تجارت خارجی و عدم امکان تنظیم بازار و کنترل قیمت‌ها از طریق واردات یا کنترل نرخ ارز می‌گردد.

---

[1] Necessity
[2] Durability
[3] Heterogeneity
[4] Chen and Patel
[5] Benjamin et al.
[6] Indivisibility
[7] Non-Tradability

Archive of SID

www.SID.ir

۲-۲. ویژگی‌های بازار مسکن

ویژگی‌های بازار مسکن که عمدهٔ آنها به خصوصیات ذاتی مسکن بازمی‌گردد عبارتند از:

ناکارآمدی اطلاعاتی[1]: بازار مستغلات به لحاظ اطلاعاتی مملو از عدم تقارن‌ها و نواقص است. بخشی از این عدم شفافیت و کاستی‌های اطلاعاتی به نبود یک بازار عمومی حاوی اطلاعات مربوط به قیمت‌ها و مبادلات (مشابه بازار بورس) بازمی‌گردد. فقدان یک بازار عمومی حاوی اطلاعات روز آمد، سیال، قابل اطمینان، در دسترس و وسیع پیرامون مبادلات و مشخصاً قیمت‌ها، منجر به هزینه‌های بالای جمع‌آوری اطلاعات به منظور تصمیم‌گیری و زمینه‌ساز عدم تقارن اطلاعاتی بین عاملان فعال در بازار است.

بالا بودن هزینه های مبادله[2]: هزینه‌های مبادله در بازار مسکن به طور چشم‌گیری بالا و دارای پیامدهایی مهم بر عملکرد این بازار و شکل‌گیری قیمت‌ها در آن است. هزینه‌های مبادله موجود در بازار مسکن بر اساس یک جریان مبادلاتی در خرید یا فروش مسکن شامل هزینه‌های اطلاعاتی (هرگونه هزینه نقدی یا هزینه‌های اختصاص زمان به منظور جمع‌آوری اطلاعات جهت برآورد ارزش صحیح جاری ملک)، هزینه ریسک (ریسک زیان سرمایه[3] یا از دست دادن عایدی سرمایه[4]، سرمایه[4]، ریسک‌های حقوقی مربوط به رعایت حقوق مالکیت و تضمین قراردادها، ریسک تغییر قوانین و مقررات)، هزینه‌های نقل مکان و جابجایی به خصوص برای مالک نشینان[5]، هزینه-های ناشی از حق‌العمل‌کاری[6] و انجام فرآیندهای قانونی مربوط به خرید و فروش و نقل و انتقال مالکیت (بنجامین و همکاران، ۲۰۰٤).

ارزش پولی بالای ملک در کنار هزینه‌های مبادله چشمگیر آن سبب کاهش تعداد معاملات و به اصطلاح رقیق[7]شدن بازار مسکن می‌گردد. نکته قابل توجه آن که همین معاملات اندک و ضعف بازار مسکن از این حیث بر دامنه مشکلات اطلاعاتی بازار، بویژه دسترسی عاملان به قیمت‌های جاری و برآورد قیمت صحیح ملک، و در نتیجه بر هزینه‌های مبادله می‌افزاید.

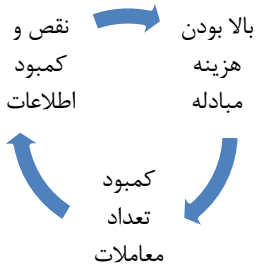
---

[1] Information Inefficiency
[2] High Transaction Cost
[3] Capital Loss
[4] Capital Gain
[5] Owner-Occupier اشاره به افرادی است که در مسکن تحت تملک خود سکونت دارند.
[6] Commission Brokage
[7] Thin

Archive of SID

www.SID.ir

شکل ۱. خودپایداری هزینه‌های مبادله



نکته دیگر آن است که بواسطه هزینه‌های بالای مبادله و کم‌معامله بودن بازار، میزان نقدشوندگی[1] مسکن در مقایسه با سایر انواع دارایی بسیار پایین بوده که می‌توان از آن به عنوان نقصی دیگر در بازار مسکن یاد کرد.

تعدیل کند در برابر شوک‌های وارده: از دیگر ویژگی‌های بازار مسکن این است که نسبت به شوک‌های وارده به بازار واکنش کندی نشان می‌دهد. عدم جریان شفاف اطلاعات و بالابودن هزینه‌های مبادله و قیمت واحد مسکونی، از علل کشش‌ناپذیری این بازار در برابر شوک‌هاست (کامرون و همکاران، ۲۰۰۶). با عنایت به تعدیل کند عرضه و تقاضای مسکن در مقابل مجموعه اطلاعاتی جدید و شوک‌های وارده از یک طرف و وجود شوکهای فراوان و بعضاً متناوب از طرف دیگر، انتظار می‌رود بازار مسکن بازاری عموماً در شرایط عدم تعادل بوده، و قیمت‌ها در آن دارای رفتاری سیکل‌وار و به طور پیوسته در انحراف از مقدار میانگین و بلندمدت خود باشد.

پیوند وسیع با اقتصاد کلان: گستردگی بخش مسکن و تعدد فاکتورهای موثر بر عرضه و تقاضای آن موجب شده بازار مسکن با متغیرهای اقتصاد کلانی رابطه‌ای متقابل و دوسویه داشته باشد. علاوه بر اختصاص بخشی از ارزش افزوده، سرمایه‌گذاری و اشتغال نیروی کار به بخش مسکن، این بخش پیوندهای پسین و پیشین وسیعی با سایر بخش‌های تولیدی دارد که همین مسئله احتمال تسرّی سیکل‌های بخش مسکن به سایر بخش‌ها و در نتیجه کل اقتصاد یا روندی بالعکس را تقویت می‌کند.

[1] Liquidity

Archive of SID

www.SID.ir

۳. پیشینه تحقیق

با توجه به تعدد مطالعات انجام شده و ترجیح بر اختصار، کلیات مربوط به مهمترین مطالعات داخلی و خارجی انجام شده به طور موجز در قالب جدول زیر نشان داده شده است.

جدول ۱. خلاصه نتایج مطالعات انجام شده

محققان	محدوده زمانی و مکانی	نوع داده	روش مورد استفاده	متغیرهای معنادار (با ذکر جهت تأثیرگذاری)	دیگر نتایج
منکیو و ویل (۱۹۸۸)	آمریکا ۱۹۸۵-۱۹۵۰	سالانه، حقیقی	GLS	تقاضا	بی‌معنا بودن تأثیر جمعیت بر تقاضای مسکن
چن و پاتل (۱۹۹۸)	تایوان ۱۹۹٤-۱۹۷۳	فصلی، حقیقی	علیت گرنجر (VECM)	درآمد خانوار(+)، نرخ بهره کوتاه‌مدت (-)، شاخص قیمت سهام (-) ، هزینه ساخت (+)، ساختمان تکمیل شده (-)	وجود رابطه علی بین قیمت مسکن و سهام
جود و وینکلر (۲۰۰۲)	آمریکا ۱۹۹۸-۱۹۸٤	ماهانه تابلویی (۱۳۰شهر)، حقیقی	OLS داده‌های تابلویی	رشدجمعیت(+)، تغییرات درآمد خانوار(+)، هزینه ساخت(+)، نرخ بهره(-)	
میز و والاس (۲۰۰۳)	پاریس ۱۹۹۲-۱۹۸۷	ماهانه، حقیقی	ARDL, ECM	درآمد خانوار(+)، نرخ بهره(-)	تعدیل ۳۱ درصدی در هر ماه
دی لاپاز (۲۰۰۳)	اسپانیا ۱۹۹۹-۱۹۸۹	تابلویی (۷۱ شهر)، حقیقی	GLS داده‌های تابلویی	GDP محلی(-)، درآمد خانوار(+)، وسعت و جمعیت منطقه(+)	
شن و همکاران (۲۰۰۳)	پکن و شانگهای ۲۰۰۳- ۱۹۹۷	ماهانه، اسمی	علیت گرنجر (VECM)	**پکن**: درآمدخانوار(+)، موجودی مسکن خالی(-) **شانگهای**: قیمت سهام (-) GDP، (-)	تأثیر متقابل قیمت مسکن و درآمد در پکن و قیمت مسکن و سهام در شانگهای
ابلسون و سایرین (۲۰۰۵)	استرالیا ۲۰۰۳- ۱۹۷۰	فصلی،حقیقی	استاک- واتسون (DOLS)	درآمدقابل تصرف(+)، CPI دوره قبل(+)، بیکاری(-)، نرخ بهره(-)، قیمت سهام(-)	تعدیل کندتر قیمتها در دوره‌های افزایش قیمت
اویکارینن (۲۰۰٦)	هلسینکی ۲۰۰٦- ۱۹۷۵	فصلی، حقیقی	VECM	درآمدکل در شهر(+)، نسبت وام به GDP (+)	بی‌معنابودن نرخ بهره در بلندمدت و معنا-داری آن در کوتاه-مدت

Archive of SID

www.SID.ir

ادامه جدول ۱. خلاصه نتایج مطالعات انجام شده

محققان	محدوده زمانی و مکانی	نوع داده	روش مورد استفاده	متغیرهای معنادار (با ذکر جهت تأثیرگذاری)	دیگر نتایج
جانستون و واتوا(۲۰۰۷)	۱۸کلان شهر کانادا ۲۰۰۵-۱۹۸۰	تابلویی، سالانه، حقیقی	GMM	درآمد خانوار(+)، جمعیت(+)، تغییر در موجودی مسکن(-)، بیکاری(-)	بی معنا بودن ضریب نرخ بهره
گالاتیو همکاران (۲۰۱۱)	هلند ۲۰۰۹-۱۹۹۳	سالانه، حقیقی	OLS داده‌های تابلویی	وام رهنی (+)، نرخ بهره (-)	میل اکید قیمت‌ها به حرکت به سوی متوسط بلندمدت
پرینتیس و پاناجیوتید یس (۲۰۱۵)	یونان ۲۰۱۳-۱۹۹۷	ماهانه، اسمی	VECM	وام رهنی توسط سیستم بانکی (+)،	
خیابانی (۱۳۸۲)	ایران ۱۳۸۱-۱۳۷۱	فصلی، حقیقی	ARDL, ECM	نقدینگی(+)، نرخ ارز(-)، تولید ناخالص(-)، قیمت سهام(-)	مثبت بودن اثر GDP در کوتاه مدت
عسکری، چگنی (۱۳۸۵)	ایران ۱۳۸۵-۱۳۷۱	تابلویی (استانی)، سالانه، اسمی	OLS تابلویی	شاخص بورس(-)، قیمت زمین (+)، نرخ بهره(+)، قیمت طلا(+)، مخارج خانوار(+)، تورم دوره قبل به نمایندگی از انتظارات تورمی(+)	
قرشی، پژویان (۱۳۸۵)	ایران ۱۳۸۳-۱۳۵۰	سالانه، حقیقی	ARDL, ECM	درآمد نفت(+)، هزینه ساخت(+)، قیمت سکه(-)، GDP (-)	
هادی زاده، جعفری (۱۳۸٦)	ایران ۱۳۸٤-۱۳۷۳	فصلی ، اسمی	ARDL ECM،	درآمد(+)، نقدینگی(+)، هزینه ساخت(+)، تورم(+)،قیمت سهام(-)، ساختمان تکمیل شده(-)	کشش بیشتر ضرایب در بلند مدت نسبت به کوتاه مدت
صباغ کرمانی، احمدزاده و موسوی‌نیک (۱۳۸۹)	تهران ۱۳۸۵-۱۳۷۳	فصلی ، اسمی	VECM	قیمت زمین(+)، درآمد(+)، هزینهٔ ساخت (+)، قیمت دورهٔ قبل (+)، نرخ سود بانکی (-)	
سوری، حیدری و افضلی (۱۳۹۰)	ایران ۱۳۸٦-۱۳۷۰	فصلی ، اسمی	VAR	درآمد سرانه(+)، رشد نقدینگی(+)، مجوزهای صادره (+)، نرخ سود بانکی (-)	تأثیرگذاری با وقفهٔ نقدینگی بر قیمت مسکن

Archive of SID

www.SID.ir

آورده این تحقیق در مقایسه با مطالعات فوق به موارد زیر مربوط می‌شود:

۱- برقراری ارتباط بین نوسانات قیمت مسکن با ویژگی‌های بازار مسکن و ویژگی‌های ذاتی آن

۲- تشریح تئوریکی عوامل اثرگذار بر قیمت مسکن در قالب تفکیک عوامل درون‌بخشی و برون‌بخشی بازار

۳- نحوه ورود متغیرها در مدل؛ در وارد کردن متغیرها در مدل باید به چند نکته توجه کرد. اولین نکته این است که متغیرهایی که در مدل لحاظ می‌شوند باید تماماً مانا باشند تا از بوجود آمدن نتایج کاذب جلوگیری شود. نکته دوم توجه به اصل قلت متغیرهاست. در برخی از مطالعات فوق مشاهده شده که متغیرهایی که دارای وجه مشترک اثرگذاری هستند به صورت جداگانه در مدل لحاظ شده‌اند که این عمل باعث کاهش درجه آزادی و افت دقت تخمین‌زنها می‌شود. لذا در این مطالعه به منظور اجتناب از این کار بازارهای جایگزین بازار مسکن از طریق روش مؤلفه‌های اصلی در یک شاخص ترکیبی جمع شده و به صورت یک متغیر وارد مدل شده است.

٤- مهمترین وجه تمایز این تحقیق در بخش تجربی که به نحوه مدل‌سازی مربوط بوده و در هیچیک از مطالعات به آن توجهی نشده است، نقش روند ضمنی در شکل‌گیری قیمت‌ها است که از طریق مدل‌های سری زمانی ساختاری می‌توان اثرات آنها را در مدل لحاظ کرد (توضیح این بخش در قسمت تصریح مدل ارائه خواهد شد).

٤. مدل تحقیق و روش برآورد

مطابق مبانی نظری، تجربی و فرضیه تحقیق که در بخش‌های قبل ارائه شد، می‌توان عوامل مؤثر بر تعیین سطح قیمت مسکن را در دو قالب عوامل درون‌بخشی و برون‌بخشی بازار مسکن دسته‌بندی کرد. در بین عوامل درون‌بخشی، فاکتورهای مؤثر بر قیمت تمام شده بنا شامل «قیمت زمین[1]» (LP) و «هزینه ساخت مسکن[2]» (CC) مهم تلقی شده و انتظار می‌رود افزایش در این عوامل به افزایش در قیمت مسکن بینجامد. همچنین «ساختمانهای مسکونی تکمیل شده[3]» (HC) نیز به عنوان

[1] Land Price
[2] Construction Cost
[3] House Completion

Archive of SID

www.SID.ir

نماینده‌ای از متغیر عرضه با تأثیر انتظاری منفی وارد تحلیل می‌گردد. «حجم تسهیلات بانکی اعطایی خرید مسکن» (BL)[1] نیز می‌تواند با افزایش توان خرید و تقاضای بازار قیمتها را متأثر کند.

در بین عوامل برون‌بخشی بیش از هر چیز نقش بازارهای جایگزین دارایی با توجه به وسعت تقاضای سرمایه‌ای مسکن قابل توجه است. هرقدر بازدهی سرمایه‌گذاری در بازارهای رقیب بیشتر باشد انتظار می‌رود از میزان تقاضای مسکن کاسته شود. بر این اساس از «بازدهی سهام» (RSPI)، «بازدهی نرخ ارز» (RER)، « بازدهی طلا» (RGP) به عنوان متغیرهایی با احتمال تأثیر منفی بر قیمت مسکن می‌توان نام برد. عامل «نرخ بهره» (RIR) از طرفی به عنوان یک عامل افزایش‌دهنده هزینه ساخت (هزینه سرمایه) در درون بخش مسکن، و از طرف دیگر افزایش‌دهنده هزینه فرصت تقاضای مسکن، و لذا با تأثیر نهایی نامعلوم وارد مدل می‌گردد. علاوه بر این عوامل با توجه به استدلال‌های مربوط به اثرپذیری بازار کالاهای غیرقابل مبادله از درآمدهای پرنوسان و کنترل‌نشدهٔ ارزی در کشورهای وابسته به نفت در قالب مدل‌های مربوط به بیماری هلندی[2] می‌توان عامل «درآمد نفت» (OI) را نیز با احتمال وجود رابطه مثبت آن با قیمت مسکن واجد اهمیت برشمرد. دو عامل دیگر، «حجم نقدینگی» (M) و «عوامل جمعیتی[3]» (D) هستند. برای تحلیل عوامل جمعیتی و تأثیر آن بر بازار مسکن از متغیر «تعداد ازدواج های ثبت شده» در تهران استفاده می‌گردد که بیانگر تشکیل خانوار جدید است. با توجه به گران‌قیمت بودن مسکن و نبود وام‌های خرید مسکن با درصد بالای پوشش ارزش ملک در کشور، به نظر می‌رسد عامل درآمد (به عکس مطالعات خارجی پیش‌گفته) اثرگذاری معناداری بر تقاضا و قیمت مسکن نداشته باشد. لذا صورت کلی مدل به شکل زیر خواهد بود:

$$HP = f(LP, CC, RIR, HC, BL, RSPI, RER, RGP, OI, M, D) \qquad (۱)$$

در بین متغیرهای تصریح شده، رابطه دو عامل درآمد نفت و نرخ ارز بسیار نزدیک است. افزایش درآمدهای نفتی می‌تواند به رونق و تورم در بازار کالاهای غیر قابل مبادله از طریق کاهش نرخ ارز حقیقی بینجامد. لذا در اینجا متغیر درآمد نفت از مدل کنار گذاشته می‌شود. همچنین با توجه به همبستگی بالای حجم نقدینگی و اعتبارات بانکی صرفاً از متغیر حجم نقدینگی جهت تحلیل کیفیت تأثیر کلی سیاستهای پولی بهره برده خواهد شد. پس مدل به صورت زیر درمی‌آید:

[1] Bank Loan
[2] Dutch Disease
[3] Demographics

Archive of SID

www.SID.ir

$$HP = f(LP, CC, RIR, HC, RSPI, RER, RGP, M, D) \quad (۲)$$

غیر از عوامل فوق عامل مهم دیگری نیز بر قیمت مسکن اثرگذار است که در ادبیات اقتصادسنجی از آن به عنوان جزء مشاهده نشده یا روند ضمنی[1] یاد می‌شود. روند ضمنی شامل کارایی فنی، ترجیحات تقاضاکنندگان و عوامل غیراقتصادی است. آثار این عوامل ممکن است در طول زمان دارای روند معینی نباشند لذا عدم مدل‌سازی صحیح آنها می‌تواند منجر به تورش‌دار شدن نتایج گردد. بنابراین اینکه اثرات فوق چگونه در مدل لحاظ شوند، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (احمدیان و همکاران[2]، ۲۰۰۷).

کارایی فنی یکی از عواملی است که همواره توابع تولید و تقاضای کالاها و خدمات و از آن طریق قیمت‌گذاری آنها را تحت تأثیر قرار می‌دهد و بایستی در مدل‌سازی طرف عرضه یا تقاضا توجه ویژه‌ای به آن داشت. تغییر در کارایی از طریق توسعه تکنولوژی و بهبود طرف عرضه اقتصاد یکی از عوامل مهم تعیین‌کننده روند می‌باشد. تکنولوژی در حقیقت نوع مشخصی از دانش مرتبط با فعالیت‌های انسان است. بخشی از این دانش در ماشین‌آلات و بخشی در مردم، ساختارهای سازمانی و الگوهای رفتاری نهفته است. از بخش اول معمولاً به عنوان تکنولوژی متبلور و از بخش دوم به عنوان تکنولوژی غیرمتبلور یاد می‌شود. پیشرفت تکنولوژی متبلور زمانی رخ می‌دهد که ماشین‌آلات و تجهیزات فرسوده با ماشین‌آلات و تجهیزات جدیدتر جایگزین شود. لذا این مورد نیاز به تغییر ساختار تولید و در نتیجه سرمایه‌گذاری جدید دارد. در پیشرفت تکنولوژی غیرمتبلور نیازی به جایگزینی ماشین‌آلات و تجهیزات و در نتیجه تغییر سرمایه موجود نیست بلکه این مورد در دانش مصرف‌کننده و تولیدکننده و رفتار تولیدی و مصرفی آنها نهفته است. منظور از دانش در این حالت، استفاده کارا از منابع و عوامل تولیدی موجود است. تغییرات تکنیکی (از هر دو نوع) دارای دو بخش برون‌زا و درون‌زا است. بخشی که به صورت برون‌زا است در طول زمان به طور مستقل صورت می‌گیرد و بخش درونزای آن در اثر تغییراتی است که در سایر عوامل رخ می‌دهند. با توجه به این که جزء درونزای تغییرات تکنیکی در طول زمان الزاماً با نرخ ثابتی صورت نمی‌گیرد، لذا مدل‌سازی این جزء از تغییرات تکنیکی به صورت تابع خطی از زمان روش مناسبی نخواهد بود. برخلاف جزء درون‌زا می‌توان پیشرفت تکنیکی برون‌زا را تابع خطی ساده از زمان در

[1] Underlying Trend
[2] Ahmadian et al.

Archive of SID

www.SID.ir

نظر گرفت. یک تفاوت بین پیشرفت تکنولوژی متبلور و غیرمتبلور (جزء درونزا) در نحوه واکنش آنها به تغییرات سایر عوامل موثر بر تقاضا و عرضه می‌باشد. با توجه به این که هر دوی آنها در طول زمان با نرخ ثابتی توسعه می‌یابند، لذا تفکیک میزان تغییرات هر یک مشکل خواهد بود.[۱] از طرفی تغییر در ترجیحات مصرف‌کنندگان و عوامل غیراقتصادی نظیر جمعیت، حمل‌و نقل، عوامل اجتماعی و جغرافیایی می‌تواند مدل‌سازی تقاضای مسکن و قیمت آن را تحت تأثیر قرار دهد. این عامل را می‌توان در قالب جزء برون‌زای تغییرات تکنیکی غیرمتبلور نیز تحلیل کرد.

با توجه به موارد مذکور بایستی اطلاعات مربوط به پیشرفت تکنولوژیکی، ترجیحات مصرف‌کنندگان و عوامل غیراقتصادی در تابع عوامل مؤثر بر قیمت مسکن لحاظ گردد. مشکل اینجاست که از یک طرف امکان اندازه‌گیری این عوامل وجود ندارد و از طرف دیگر اثر این عوامل ممکن است در طول زمان تغییر کرده و هر یک در جهات مختلفی بر قیمت اثر بگذارند. لذا برای این که بتوان اثرات عوامل مذکور را بر قیمت مسکن لحاظ کرد باید جزء روند را در مدل تعبیه و آن را به درستی مدل‌سازی نمود. هاروی و همکارانش[۲] (۱۹۸۹) برای این منظور مدل‌های سری زمانی ساختاری را به کار گرفته‌اند. در این روش هر سری زمانی ترکیبی از یک جزء روند، جزء سیکلی و یک جزء نامنظم در نظر گرفته شده است. با در نظر گرفتن این عوامل شکل تبعی مدل در حالت ضمنی به صورت زیر خواهد بود:

$$HP = f(\mu, LP, CC, RIR, HC, RSPI, RER, RGP, M, D) \qquad (۳)$$

که در آن μ بیانگر جزء غیر قابل مشاهده یا روند ضمنی است. با فرض اینکه شکل تبعی مدل به صورت خطی باشد، در این صورت می‌توان نوشت:

$$HP_t = \mu_t + Z_t'\delta + \varepsilon_t \qquad (٤)$$

که در آن HP_t متغیر وابسته، μ_t جزء روند، Z_t بردار متغیرهای توضیحی، δ پارامترهای نامعلوم و ε_t جزء تصادفی است که فرض می‌شود دارای خاصیت نویز سفید $\varepsilon_t \approx NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$ است. همچنین فرض بر این است که جزء روند دارای فرآیند تصادفی به صورت زیر می‌باشد:

---

[۱] جهت مطالعه بیشتر به منبع چیت نیس، ۱۳۸٤ رجوع گردد.

[2] Harvey

Archive of SID

www.SID.ir

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t$$
$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \qquad (۵)$$

که در آن η_t, ξ_t دارای خاصیت نویز سفید ($\eta_t \approx NID(0,\sigma_\eta^2)$ و $\xi_t \approx NID(0,\sigma_\xi^2)$) هستند. معادلات فوق به ترتیب، بیانگر سطح و شیب روند می‌باشند. فرآیند فوق را به این صورت می‌توان توصیف کرد که روند در یک دوره برابر با روند در یک دوره قبل به علاوه جزء رشد و برخی عوامل غیرقابل پیش بینی است که جزء رشد همان شیب است که در طول زمان متغیر است. واریانس‌های $\sigma_\eta^2, \sigma_\xi^2$ ابر پارامتر[1] نامیده می‌شوند که نقش بسیار مهمی در تعیین ماهیت روند دارند.[2] حالات مختلف مدل‌های سری زمانی ساختاری در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. مدل سری‌های زمانی ساختاری با توجه به وضعیت‌های متخلف ابر پارامترها

سطح شیب	$level = 0, \sigma_\eta^2 = 0$	$level \neq 0, \sigma_\eta^2 = 0$	$level \neq 0, \sigma_\eta^2 \neq 0$
$slope = 0$ $\sigma_\xi^2 = 0$	رگرسیون بدون جزء ثابت و روند $HP_t = Z_t'\delta + \varepsilon_t$	رگرسیون با جزء ثابت و روند $HP_t = \alpha + Z_t'\delta + \varepsilon_t$	رگرسیون با سطح نسبی[3] $HP_t = \mu_t + Z_t'\delta + \varepsilon_t$ $\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t$
$slope \neq 0$ $\sigma_\xi^2 = 0$	$HP_t = \beta t + Z_t'\delta + \varepsilon_t$	مدل رگرسیونی با جزء ثابت و روند $HP_t = \alpha + \beta t + Z_t'\delta + \varepsilon_t$	رگرسیون سطح نسبی با جزء انتقال[4] $HP_t = \mu_t + Z_t'\delta + \varepsilon_t$ $\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t$ $\beta_t = \beta_{t-1}$
$slope \neq 0$ $\sigma_\xi^2 \neq 0$	$HP_t = \mu_t + Z_t'\delta + \varepsilon_t$ $\mu_t = \beta_{t-1}$ $\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t$	مدل رگرسیونی روند هموار[5] $HP_t = \mu_t + Z_t'\delta + \varepsilon_t$ $\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1}$ $\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t$	مدل رگرسیونی با سطح و روند نسبی $HP_t = \mu_t + Z_t'\delta + \varepsilon_t$ $\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t$ $\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t$

منبع: هاروی و همکارانش (۱۹۸۹)

[1] Hyper Parameter
[2] Dimitropoulos & et al, 2004
[3] Local Level Model
[4] Local Level Model With Drift
[5] Smooth Trend Model

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به جدول (۲) شکل عمومی رگرسیون تصریح شده برای تبیین عوامل مؤثر بر قیمت مسکن به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned} & hp_t = \mu_t + \alpha_1 lp_t + \alpha_2 cc_t + \alpha_3 rir_t + \alpha_4 phc_t + \alpha_5 rspi_t + \alpha_6 rer_t + \alpha_7 rgp_t + \alpha_8 m_t + \varepsilon_t \\ & \mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \qquad (a) \\ & \beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \qquad (b) \\ & \eta_t \approx NID(0,\sigma_\eta^2)\ ,\ \xi_t \approx NID(0,\sigma_\xi^2) \end{aligned} \qquad (٦)$$

که در آن (phc) بیانگر سرانه ساختمانهای مسکونی تکمیل شده (ساختمان مسکونی تکمیل شده به ازای هر ازدواج) است. به دلیل رعایت اصل قلت متغیرها دو متغیر تعداد ازدواج‌های ثبت شده و ساختمانهای مسکونی تکمیل شده (hc, d) در قالب (phc) وارد مدل شده است. با توجه به اینکه متغیرهای $rspi, rer, rgp$ بیانگر بازدهی دارائی‌های جایگزین برای مسکن هستند، می‌توان در مدل از یک شاخص ترکیبی دارائی‌های جایگزین مسکن ($raci$) که از طریق مؤلفه‌های اصلی[1] به دست می‌آیند، استفاده کرد. این روش به منظور کاهش ابعاد متغیرها جهت افزایش درجه آزادی آزادی مدل و در نتیجه دقت تخمین‌زنها به‌کارگرفته می‌شود که برای اولین بار توسط پیرسون[2] (۱۹۰۱) ارائه و بعدها توسط هاتلینگ[3] (۱۹۳۳) توسعه داده شد[4]. با در نظر گرفتن این موضوع مدل رگرسیونی تصریح شده در رابطه (٦) به صورت زیر خواهد شد:

$$\begin{aligned} & hp_t = \mu_t + \alpha_1 lp_t + \alpha_2 cc_t + \alpha_3 rir_t + \alpha_4 phc_t + \alpha_5 raci_t + \alpha_6 m_t + \varepsilon_t \\ & \mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \qquad (a) \\ & \beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \qquad (b) \\ & \eta_t \approx NID(0,\sigma_\eta^2)\ ,\ \xi_t \approx NID(0,\sigma_\xi^2) \end{aligned} \qquad (٧)$$

۵. داده‌های آماری و نتایج تجربی

۵-۱. داده‌ها

به دلیل جمع‌آوری آمارهای مربوط به قیمت خرید و فروش زمین و مسکن در مناطق شهری

[1] Principal Component
[2] pearson
[3] hotelling
[4] برای توضیحات بیشتر به Johnson and Wichtern, (1992) مراجعه شود.

Archive of SID

www.SID.ir

کشور از ابتدای سال ۷۰، دوره زمانی تحقیق محدود به دوره ۸۸-۱۳۷۰ است که به‌کارگیری داده‌های فصلی علاوه بر کمک به تحلیل دقیق‌تر روابط، مسئله طول نسبتاً کوتاه دوره زمانی را به طور قابل توجهی مرتفع می‌کند. داده‌های قیمت زمین و مسکن شامل میانگین قیمت خرید و فروش در مناطق ۲۲ گانه شهر تهران است. برای متغیر «هزینه ساخت» از داده‌های مربوط به هزینه اتمام یک متر مربع بنا در استان تهران استفاده شده است. به واسطه عدم دسترسی به آمارهای ازدواج‌های ثبت شده در شهر تهران از مقادیر مربوط به استان تهران استفاده شده است. برای قیمت طلا از قیمت روز یک عدد سکه تمام بهار آزادی استفاده شده است. از شاخص قیمت سهام در بورس تهران به صورت میانگین سه ماهه، و مقادیر نقدینگی و ارز و نرخ سود تسهیلات بانکی (نرخ بهره) به عنوان داده‌هایی در سطح ملی استفاده شده است. تمامی آمارها بصورت فصلی بوده، و غیر از تعداد ازدواج که از سازمان ثبت احوال و قیمت زمین و مسکن که از وزارت راه و شهرسازی اخذ شده، منبع سایر آمارها بانک مرکزی است. لازم به ذکر است که تمامی متغیرهای اسمی مورد استفاده با استفاده از شاخص قیمت کالا و خدمات مصرفی در استان تهران به مقادیر حقیقی تبدیل شده‌اند. ویژگی‌های آماری متغیرهای ملحوظ در مدل در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳. ویژگی‌های آماری متغیرهای ملحوظ در مدل

شاخص های آماری		RACI	RIR	LP	PHC	CC	HP	M
میانگین		۰/۰٤	-٤/۷٥	٦۰۲۸/۲۸	۰/۲٦	۱۲٥٥/٤۷	٥٦۹۲/۱٦	٦۱٦۸۰۱/٤
حداکثر مقدار		۰/۳۸	۷/۲٦	۲٤۷۱۹/٦۲	۱/۷۲	٤۱۰۰/۲	۲۰۱۹٥	۲٦۱۲۷۱٤
حداقل مقدار		-۰/۱۷	-۳٦/۷٦	٤۱۹	۰/۰۸	۱٥۳/۹	٤٥۱	۳۱۱۱۷/۸
انحراف معیار		۰/۰۸	۹/۱۲	٦۸۹۸/۲۹	۰/۲	۱۱۲۸/٥٤	٥۸۷۰/٦٦	۷۰۸٦٥۸/٤
چولگی		۱/٥۳	-۱/٦	۱/۳۱	٥/۸۱	۱/۱۲	۱/۱٥	۱/۳
کشیدگی		۷/۳٥	٥/٦٦	۳/۳۲	٤۳/۲۷	۳/۰٤	۲/۹۷	۳/٥۱
بر اساس آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته	ریشه واحد در سطح	ندارد	ندارد *	دارد	ندارد	دارد	دارد	دارد
	ریشه واحد برای تقاضل مرتبه اول	--	--	ندارد	--	ندارد	ندارد	ندارد *

منبع: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به جدول (۳) متغیرهای (LP, CC, HP, M) در سطح دارای ریشه واحد (نامانا) بوده ولی پس از یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند (انباشته از مرتبه اول $I(1)$). ولی متغیرهای ($RACI, RIR, PHC$) در سطح ریشه واحد نداشته و انباشته از مرتبه صفر $I(0)$ می‌باشند. در مطالعات تجربی به وفور مشاهده شده که محققین به محض این که با ترکیب سری‌های $I(1)$ و $I(0)$ مواجه می‌شوند سراغ روش خودرگرسیون با توزیع باوقفه ($ARDL$) رفته و حتی به تحلیل روابط هم‌انباشتگی بین متغیرها می‌پردازند. در حالی که صحت استفاده از این روش متوقف بر تأمین فروضی است که چنانچه برقرار نباشد بکارگیری این روش منجر به نتایج نادرست خواهد شد. یکی از این فروض، عدم همزمانی بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی است. اگر همزمانی بین متغیرهای مدل وجود داشته باشد تخمین‌زنها اریب‌دار و ناسازگار خواهند شد. پس زمانی می‌توان این روش را به کار برد که متغیر وابسته فقط معلول متغیرهای توضیحی باشد نه علت آنها. چنانچه به این مسأله توجه نشود گویا در یک مدل سیستم معادلات همزمان پویا تک معادله‌ای بدون توجه به سیستم جداگانه تخمین زده شده است. فرض دوم این است که حتی اگر همزمانی بین متغیرها وجود نداشته باشد نمی‌توان ترکیبی از سری‌های $I(1)$ و $I(0)$ را در کنار هم وارد مدل کرد. البته باید بین مسأله هم‌انباشتگی چندگانه[1] و این فرض تمایز قائل شد. در بحث هم انباشتگی چندگانه دسته‌ای از متغیرها دارای فرآیند $I(2)$ و دسته‌ای دیگر $I(1)$ هستند. در این حالت می‌توان یک ترکیب خطی از متغیرهای $I(2)$ به دست آورد که $I(1)$ باشد و در ترکیب با سایر متغیرهای $I(1)$ باقیمانده‌ای با درجه انباشتگی صفر $I(0)$ به وجود آورد[2].

با توجه به ادبیات نظری بیان شده در این مقاله بحث عدم همزمانی بین متغیر وابسته (قیمت مسکن) و متغیرهای توضیحی منتفی است، لذا فرض اول برقرار نیست. همچنین ترکیبی از سری‌های $I(1)$ و $I(0)$ در کنار هم قرار گرفته‌اند، پس فرض دوم هم برقرار نیست. با توجه به این موارد برای این که از اثرات سوء رگرسیون کاذب اجتناب شود و متغیرهای لحاظ شده در مدل مانا باشند از تفاضل مرتبه اول متغیرهای $I(1)$ در مدل استفاده می‌شود.

[1] Multi Cointegration

[2] جهت اطلاع بیشتر به محمدی (۱۳۹۰) مراجعه شود.

Archive of SID

www.SID.ir

۵-۲. برآورد مدل

از آنجا که مدل پیشنهادی از نوع مدل‌های سری زمانی ساختاری و دارای جزء غیرقابل مشاهده است، لذا با روش حداقل مربعات معمولی قابل برآورد نخواهد بود. ولی چنانچه معادله رگرسیونی (۱۰) همراه با اجزاء (a,b) در شکل فضا - حالت[۱] در قالب دو معادله جداگانه وضعیت[۲] و مشاهده[۳] تنظیم شوند در این صورت الگوریتم کالمن فیلتر می‌تواند یک دسته معادلات بازگشتی تولید کند که پارامترهای نامعلوم (ابر پارامترها و سایر پارامترها) از طریق روش حداکثر راستنمایی برآورد شوند که با در دست داشتن مقادیر این پارامترها برآوردهای مناسب از اجزاء سطح و شیب روند (μ_t , β_t) توسط کالمن فیلتر ارائه می‌شود.[٤]

همان طور که قبلاً نیز گفته شد بسته به اینکه ابرپارامترها تصادفی باشند یا ثابت، ماهیت‌های متفاوتی از روند به دست خواهد آمد. به منظور انتخاب مناسب‌ترین حالت از طریق آماره نسبت راستنمایی (LR) اقدام به آزمون فرضیه تصادفی بودن هر دو جزء روند در مقابل حداقل ثابت بودن یکی از آنها می‌شود. آماره نسبت راستنمایی از طریق رابطه زیر به دست می آید.

$$LR = \frac{Log\ Likelihood(\hat{\theta}_R)}{Log\ Likelihood(\hat{\theta}_{UR})} \approx \chi^2(k)$$

صورت کسر مقدار حداکثر راستنمایی حاصل از برآورد مدلی است که در آن قید لحاظ شده است و مخرج آن مقدار حداکثر راستنمایی در حالت غیر مقید است. با توجه به اینکه معمولاً مقدار حداکثر راستنمایی مقید کمتر از حالت غیرمقید است، نسبت کسر کوچکتر از یک خواهد شد. حال اگر قید بار سنگینی بر دوش داده‌ها باشد (قید معتبر باشد)، نسبت فوق به سمت یک متمایل می‌شود ولی در غیر این‌صورت نسبت به سمت صفر متمایل خواهد شد. برای برآورد مدل‌ها از نرم افزار *STAMP* 8.1[۵] که بر روی نرم افزار *OxMetrics* 5.1 پیاده می‌شود، استفاده شده است. با توجه به آزمون نسبت راستنمایی و بر اساس حالت‌های مختلف برآورد مدل، مناسب ترین حالت برای ابرپارامترها تصادفی بودن سطح روند و ثابت بودن شیب آن تشخیص داده شد.

---

[1] State space
[2] State
[3] Observation
[٤] جهت مطالعه بیشتر به Harvey, A.C. (1989) و Harvey, A.C. and S.J. Koopman (1992) رجوع گردد.
[5] Structural Time Series Analyzer, Modeler, Predictor

Archive of SID

www.SID.ir

یعنی ماهیت روند ضمنی در تابع قیمت مسکن از نوع روند نسبی بوده و مدل رگرسیونی مورد برازش از نوع مدل با سطح روند نسبی می‌باشد. نتایج برآورد این مدل در جدول (٤) گزارش شده است.

جدول ٤. نتایج حاصل از برآورد مدل

متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	ابرپارامترها		آزمون های تشخیصی باقیمانده‌ها	
		سطح	۰/۰۰۰۰۳۳	انحراف معیار	۰/۹۸
		شیب	۰/۰۰۰۰	$H(20)$	۰/٤۲
lp	۰/٤۷ (۰/۰۰)	جزء نامنظم	۰/۰۰۲٦۰٥	DW	۲/۰۲
cc	۰/٤٦۸٥ (۰/۱۳۰۲۲)	ماهیت روند	$Local\ trend$	$r(1)$	-۰/۱۹
rir	-۰/۰۰٦۲ (۰/۰۳۸۹)	معیارهای خوبی برازش		$r(9)$	۰/۱٦
phc	۰/۰۲٦۷۸ (۰/۰۰۰۰)	$p.e.v$ [1]	۰/۰۰۲	$Q(9,6)$	٥/٦۱
$rcai$	- ۰/۰٤۱ (۰.۰۰۰۰)	R^2	۰/٦۷	$LR-test$	۰/۹۱
m	۰/۰۰۱ (۰/۹۷۲۲)	AIC	-٥/٦۷٤٤		

منبع: یافته‌های تحقیق – اعداد داخل پرانتزها در ستون ضرایب برآورد شده بیانگر سطح احتمال معناداری می‌باشد.

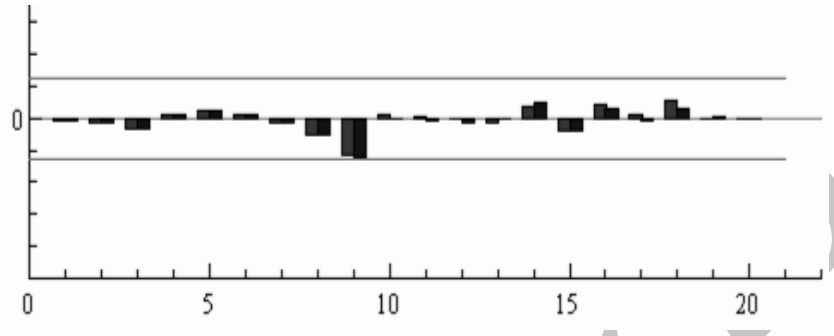
بررسی آزمون‌های برازش خوب مدل نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی وارد شده در مدل ٦۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. همچنین آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهند هیچ‌گونه ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی در باقیمانده‌ها وجود نداشته و از هیچ الگوی سیستماتیکی تبعیت نمی‌کنند. نمودار (۱) که تابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی باقیمانده‌های حاصل از برآورد مدل را نشان می‌دهد، تائیدی بر این موضوع است.

[1] Prediction Error Variance

Archive of SID

www.SID.ir

شکل ۲. تابع خودهمبستگی (ستون چپ) و خودهمبستگی جزئی (ستون راست) باقیمانده‌ها



با توجه به آماره باون–شنتون[1] نشانه‌ای از غیرنرمال‌بودن باقیمانده‌ها در مدل وجود ندارد. این آماره ترکیبی از معیارهای کشیدگی و چولگی و دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی دو است (جدول ۵).

جدول ۵. آزمون نرمال بودن باقیمانده‌های مدل

فرمول محاسباتی آماره باون – شنتون	باقیمانده های مدل		
	معیار	آماره χ^2	سطح احتمال
$S=\frac{T(\sqrt{b_1})^2}{6}\approx\chi^2(1)$	چولگی	۰/۵۰۹۷٤	۰/٤۷۵۳
$K=\frac{T(b_2-3)^2}{24}\approx\chi^2(1)$	کشیدگی	۱/۵۵۷۵	۰/۲۱۲۰
$\sqrt{b_1}=\frac{m_3}{(m_2)^{3/2}}, b_2=\frac{m_4}{(m_2)^2}$	آماره باون – شنتون	۰/۳۵۵۷	۲/۰٦۷۳
$N_{B-S}=S+K\approx\chi^2(2)$			

منبع: یافته‌های تحقیق و خروجی نرم افزار*m*–STAMP 8.1 بیانگر گشتاور است.

یکی از مواردی که در عارضه‌یابی مدل باید به آن توجه کرد آزمون پایدار و با ثبات بودن ضرایب در طول دوره مورد بررسی است. به این معنا که آیا پارامترها در طول دوره مورد بررسی تحت تأثیر تغییرات ساختاری قرار گرفته‌اند یا خیر. برای این منظور می‌توان به تابع نمونه‌ای

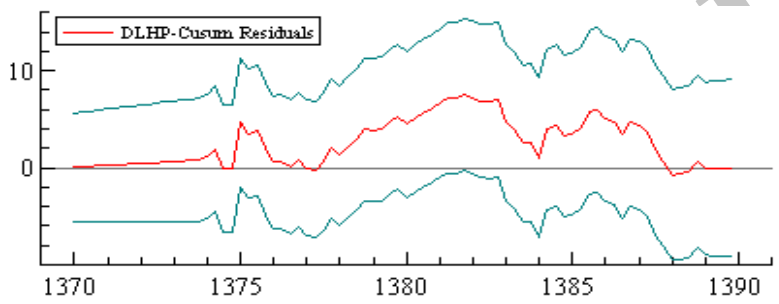
[1] Bowman - Shenton

Archive of SID

www.SID.ir

CUSUM ارائه‌شده توسط براون و همکاران[1] (۱۹۷۵) اشاره کرد. نمودار (۲) مقدار این تابع را برای باقیمانده‌های مدل نشان می‌دهد. نتایج بیانگر آن است که مقدار تابع نمونه‌ای در طول دوره مورد بررسی همواره در داخل بازه اعتماد قرار دارد که بیانگر پایدار و باثبات بودن پارامترها است.

شکل ۳. نمودار تابع نمونه‌ای *CUSUM* برای آزمون پایداری ضرایب



۵-۳. تفسیر ضرایب

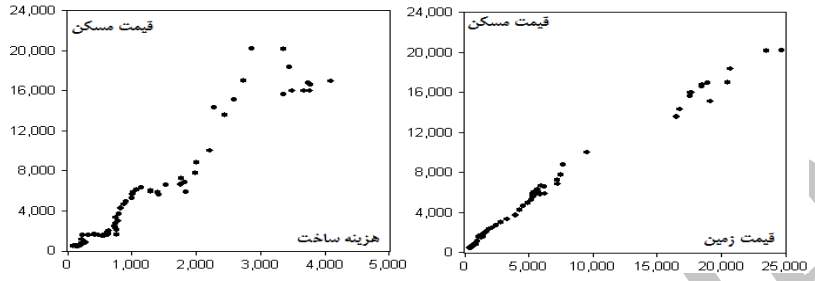
بر اساس جدول (٤) غیر از نرخ رشد قیمت زمین، نرخ رشد هزینه ساخت و نرخ رشد نقدینگی کلیه متغیرها در سطح احتمال ۵ درصد و متغیرهای نرخ رشد قیمت زمین و نرخ رشد هزینه ساخت در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار هستند. بین نقدینگی و بازدهی قیمت مسکن ارتباط معنادار آماری وجود ندارد اما علامت آن با نظریه سازگار است. اگر رشد نقدینگی یک درصد افزایش یابد، نرخ رشد قیمت مسکن به اندازه ۰/۰۰۱ درصد افزایش می‌یابد که تأثیری بسیار ناچیز است. نتایج نشان می‌دهد در بین عوامل مؤثر بر قیمت مسکن، قیمت زمین و هزینه ساخت بیشترین تأثیر را دارد. بدیهی است که تأثیرگذاری قیمت زمین بر قیمت مسکن قاعدتاً یک تأثیرگذاری باوقفه است که اثر خود بر قیمت تمام شده مسکن را پس از طی دوره ساخت و فروش نمایان می‌کند. لذا رابطه نزدیک و همزمان بین قیمت زمین و مسکن بیشتر یک اثر همزمانی است تا علیت (نمودار ٤). یعنی هر عاملی که قیمت زمین را افزایش دهد، به دلیل وجود یک نسبت ثابت بین قیمت زمین و مسکن در هر منطقه و تشابه عوامل بنیادین مؤثر بر قیمت آن دو، الزاماً قیمت مسکن را هم افزایش می‌دهد. لذا مشابهت حرکت این دو را نباید حمل بر علیت کرد.

[1] Brown et al.

Archive of SID

www.SID.ir

شکل ٤. پراکنش قیمت مسکن، قیمت زمین و هزینه ساخت



در مورد نرخ بهره حقیقی نتایج نشان می‌دهد چنانچه نرخ بهره حقیقی یک درصد افزایش یابد نرخ رشد قیمت مسکن ۰/۰۱ درصد کاهش خواهد یافت. اثرگذاری این نرخ به صورت نظری به دو شکل قابل تفسیر است. اولاً نرخ بهره به معنای نرخ سود سپرده، بدیلی برای سرمایه‌گذاری در خرید مسکن است و لذا انتظار رابطه منفی وجود دارد. از طرف دیگر نرخ سود تسهیلات بانکی را می‌توان بخشی از هزینه تمام شده مسکن و دارای تأثیر مثبت بر قیمت مسکن دانست. مشاهده می‌شود که در نتایج بدست آمده اثر منفی نرخ بهره حقیقی بر قیمت مسکن تائید شده است.

بازارهای دارایی جایگزین از دیگر عوامل مؤثر بر قیمت مسکن بود که هرقدر بازدهی آنها بیشتر باشد انتظار می‌رود از میزان تقاضای مسکن کاسته شده، قیمت مسکن کاهش یابد. یافته‌های تحقیق این موضوع را رد نکرده و بین شاخص ترکیبی بازدهی دارائی‌های جایگزین (بازدهی نرخ ارز، بازدهی طلا و بازدهی سهام) و بازدهی مسکن رابطه منفی معناداری گزارش کرده است.

مطابق انتظار، سرانه ساختمانهای مسکونی تکمیل شده (شاخصی از عرضه مسکن) تأثیر منفی بر قیمت مسکن دارد. یک واحد افزایش یابد، قیمت مسکن ۰/۰۳ واحد کاهش خواهد یافت.

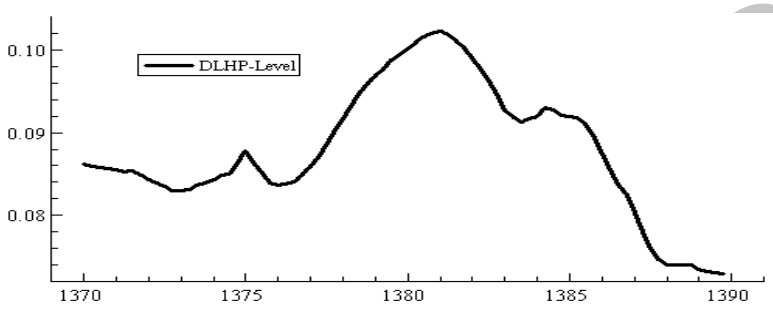
از دیگر نتایج مهم، تشخیص ماهیت اثرگذاری روند ضمنی بر قیمت مسکن به عنوان متغیر جانشین برای اثرات کارائی فنی، ترجیحات تقاضاکنندگان و عرضه‌کنندگان و عوامل غیراقتصادی بر قیمت مسکن در نظر گرفته شد و به شیوه فضا- مکان مدل‌سازی گردید. شکل (۵) این روند را نشان می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که اولاً ماهیت روند نسبی بوده و ثانیاً به صورت غیرخطی است به طوری که تا سال ۱۳۸۱ دارای اثرات افزایشی بوده و پس از آن کاهش یافته است. پس

Archive of SID

www.SID.ir

چنانچه روند به شکل صحیح مدل‌سازی نشود با توجه به عدم لحاظ اثرات انتقالی تابع قیمت مسکن پارامترهای برآورد شده تورش‌دار خواهد بود که در اینجا از این خطا اجتناب شده است.

شکل ۵. تاثیر روند ضمنی بر تغییرات قیمت مسکن در طول دوره مورد مطالعه



٦. جمع بندی و نتیجه‌گیری

نوسانات قیمتی از مهم‌ترین چالش‌های اقتصادی بخش مسکن است. در این مقاله عوامل موجد این نوسانات با رویکرد منطقه‌ای و تمرکز در محدوده مکانی شهر تهران مورد بررسی قرار گرفت. در ادبیات نظری موضوع توجه اصلی معطوف به ویژگی‌های ذاتی مسکن بود و نشان دادیم خصوصیات بازار مسکن ریشه در ویژگی‌های ذاتی آن دارد. سپس استدلال شد چگونه ویژگی‌های ذاتی مسکن و بازار آن، الگوی خاصی از نوسانات قیمتی در این بازار را به وجود می‌آورد. در مدل تجربی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن به دو دسته درون‌بخشی و برون‌بخشی تفکیک شد. پس از تلخیص مدل و تلفیق متغیرها در نهایت قیمت زمین، هزینه ساخت، نرخ بهره حقیقی، سرانه ساختمان‌های مسکونی تکمیل شده، نقدینگی و بازدهی بازارهای رقیب به عنوان عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در نظر گرفته شد. به‌علاوه یک جزء مشاهده‌نشده یا روند ضمنی (دربردارندهٔ کارایی فنی، ترجیحات و عوامل غیراقتصادی) نیز در مدل لحاظ شد که عدم توجه به آن می‌تواند ضرایب تورش‌داری ارائه دهد. برای این منظور از مدل سری‌های زمانی ساختاری بهره گرفته شد. برآورد مدل روی تفاضل مرتبه اول متغیرها صورت گرفت. تصریح معادله رگرسیونی در شکل فضا-حالت در قالب دو معادله جداگانه وضعیت و مشاهده، و به‌کارگیری الگوی کالمن فیلتر از طریق تولید معادلات بازگشتی، پارامترهای نامعلوم را به روش حداکثر راستنمایی قابل برآورد ساخت.

Archive of SID

www.SID.ir

مناسب‌ترین حالت برای ابر پارامترها تصادفی بودن سطح روند و ثابت بودن شیب آن تشخیص داده شد. نتایج نشان داد رشد متغیرهای نرخ بهره حقیقی، بازدهی دارایی‌های جایگزین (طلا، ارز، سهام) و سرانه ساختمان‌های مسکونی تکمیل شده به طور منفی، و هزینه ساخت (در سطح ۱۰ درصد) بطور مثبت قیمت مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهد. ضریب بالای قیمت زمین نیز به همزمانی و تشابه عوامل بنیادین مؤثر بر قیمت زمین و مسکن منتسب شد. بین متغیر نقدینگی و قیمت مسکن به لحاظ آماری ارتباط معناداری وجود ندارد. برآورد روند ضمنی ماهیت نسبی و غیرخطی از آن را نشان می‌دهد به طوری که تا سال ۱۳۸۱ دارای اثرات افزایشی بوده و پس از آن کاهش یافته است که به این ترتیب از به وجود آمدن تورش در ضرایب جلوگیری شده است.

دستاوردهای تجربی فوق بیانگر آن است که سیاست‌های کنترل نوسانات بازار مسکن باید دربرگیرنده تقویت روند عرضهٔ واحد مسکونی و کنترل هزینه‌های ساخت باشد، ضمن این که کاهش نرخ سود بانکی با استدلال کاهش هزینه‌های تولید نمی‌تواند در جهت کنترل قیمت مسکن عمل کرده بلکه تأثیر افزایش‌دهنده نرخ بهره پایین و منفی بر قیمت مسکن بر تأثیر آن بر کاهش هزینه‌های ساخت غالب است.

منابع

- جعفری صمیمی، احمد، علمی، زهرا، هادی‌زاده آرش (۱۳۸٦). عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۹ (۳۲): ۵۳-۳۱.
- چیت نیس، مونا (۱۳۸٤). اثر سیاست قیمت گذاری بنزین بر رفاه اجتماعی در ایران، رساله دکتری، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
- خیابانی، ناصر (۱۳۸۲). عوامل تعیین کننده قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه اقتصادمسکن*، (۳٤): ٤٦-۵۲.
- درودیان حسین، محمدی شاپور، متوسلی محمود (۱۳۸۹). تحلیل تسری نوسانات قیمت مسکن بین مناطق مختلف شهر تهران با استفاده از الگوی خود رگرسیون فضایی تلفیقی (SAR Panel) و الگوی تصحیح خطای برداری (VECM). *پژوهشهای اقتصادی*. ۱۰ (۱): ۱۳۱-۱۱۳.
- رفیعی، مینو (۱۳۸۲). سرمایه گذاری در مسکن در مناطق مختلف کشور. *فصلنامه اقتصاد مسکن*. (۳٤): ۲۸-٤۵.

Archive of SID

www.SID.ir

- سوری امیررضا، حیدری حسن، افضلی حسین (۱۳۹۱). بررسی رابطه متغیرهای طرف تقاضا و عرضه مؤثر بر بخش مسکن بر قیمت مسکن در ایران. *پژوهشهای اقتصادی*. ۱۲ (۱): ۱٤۰-۱۱۳.
- صباغ کرمانی مجید، احمدزاده خالد، موسوی‌نیک سیدهادی (۱۳۸۹). عوامل تعیین کننده قیمت مسکن با رویکرد روابط علیتی در مدل تصحیح خطای برداری: مطالعه موردی تهران. *پژوهشنامه اقتصادی*. ۱۰ (۳۷): ۲۹۳-۲٦۷.
- عسگری، علی و قادری، جعفر (۱۳۸۱). مدل هدانیک قیمت مسکن. *مجله پژوهشهای اقتصادی*. (٤):۹۱-۱۰۸.
- عسکری، حشمت‌الله و الماسی اسحاق (۱۳۸۸). بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری کشور به روش داده‌های تابلویی. *پژوهشنامه اقتصادی*. ۱۱ (۲): ۲۲٤-۲۰۱.
- عسگری، حشمت ا... و چگنی، علی (۱۳۸۵). تعیین عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در استانهای کشور. *فصلنامه اقتصادمسکن*، (٤۰): ۱۹-٤۳.
- قرشی، منیره سادات (۱۳۸۵). بررسی تأثیر درآمدهای بخش نفت بر قیمت و سطح فعالیت مسکن در ایران. رساله دوره کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.
- محمدی، تیمور (۱۳۹۰). خطای متداول در کاربرد مدل‌های سری زمانی: کاربرد نادرست مدل خودرگرسیونی و توزیع با وقفه. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*. (٤۷): ۱۸۳-۱٦۳.
- وزارت مسکن و شهرسازی، *فصلنامه اقتصادمسکن*، شماره‌های مختلف.
- بانک مرکزی، *گزارش اقتصادی و ترازنامه*، سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸.
- مرکز آمار ایران، *سالنامه آماری کشور*، ۱۳۸۹.

- Abelson, P, Joyeux, R., Milunovich, G. and Chung, D. (2005). Explaining House Prices in Australia: 1970-2003 , *Economic Record*, 81(1).
- Ahmadian, M, Chitnis, M and Lester C Hunt (2007). Gasoline Demand, Pricing Policy and Social Welfare in Iran. SEEDS, Discussion Paper Series. NO.117
- Benjamin,John D, Chinloy,Peter,Jud G. Donald (2004),Why Do Household Concentrate Their Wealth in Housing?. *Journal of Real Estate Research*, 26(4).
- Brown, R.L., Durbin, J., Evans, J.M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37, 149-163.
- Cameron Gavin, Muellbauer John and Murphy Anthony (2006). Was There a British House Price Bubble? Evidence from a Regional Panel, University of Oxford.

Archive of SID

www.SID.ir

- Campbell,John Y and Cocco,Joao F (2004). How Do House Price Affect Consumption? Evidence from Micro Data. Harvard Institue of Economic Research .Discussion Paper No.2045
- Capozza,Denis R. Hendershott,Patric H. Mack,Charlotte and Mayer Christopher J (2002). Determinants of Real House Price Dynamics. NBER working Papers, No.9262
- Case,Karl E, Quigley,John M. and Shiller,Robert J.(2001). Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus The Housing Market. NBER working Papers,8606.
- Chen, Ming-Chi and Patel, Kanak (1998). House Price Dynamics and Granger Causality:An Analysis of Taipei New Dwelling Market, *Journal of Asian Real Estate Society*, 1(1), 121-137.
- Clapp J .M , Dolde.W and Titiroglu D.(1995). Imperfect Information and Investor Inferences from Housing Price Dynamics. *Real Estate Economics*, 23(3), 239.
- De La paz ,PalomaTaltavul (2003), Determinants of Housing Prices in Spanish Cities, *Journal Investment and Finance*, vol.21(2),109-137.
- Dimitropoulos, John, Hunt, Lester C. and Guy Judge (2004). Estimates Underlying Energy Demand Trends Using UK Annual Data, Surrey Energy Economics Centre (SEEC), Department of Economics, University of Surrey
- Dipasquale, Denis and Wheaton, William C. (1994), Housing Market Dynamics and The Future of Housing Price, *Journal of Urban Economics*,35(1), 1.
- Flamin, Marjorie and Yamashita, Takashi (2002). Owner-occupied Housing and The Composition of The Household Portfolio. *American Economic Review*,92(1),345.
- Galati, Gabriele; Teppa, Federica; Alessie, Rob (2011). Macro and micro drivers of house price dynamics: An application to Dutch data. DNB Working Paper, Working Paper No. 288.
- Harvey, A. C. (1989). Forecasting, Structural Time Series Models and The Kalman Filter. Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Harvey, A. C. and Koopman, S. J. (1992). Diagnostic Checking of Unobserved Components Time Series Models, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10: 377-389.
- Hotelling, H. (1933). Analysis of a Complex of Statistical Variables into Principal Components. *Journal of Educational Psychology*, 24:417–441,498–520.
- Johnson, Richard A., and Dean W. Wichern (1992). Applied Multivariate Statistical Analysis, Third Edition, Upper Saddle River, New Jersey: Prentice-Hall, Inc.
- Johnstone , Harvey and Watuwa, Richard (2007). House Price in Canada: An Empirical Investigation. *Journal of Urban Economics*,35(1): 1-27.
- Levin. Eric J and Wright, Robert E. (1997). Speculation in The Housing Market?. *Journal of Urban Studies*, 34(9), 1419.

Archive of SID

www.SID.ir

- Mankiw, N.G and Weil, D.N.(1989). The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market. *Journal of Regional Science and Urban Economics*, 19(2): 235-258.
- Meese, Richard and Wallace Nancy (2003). House Price Dynamics and Market Fundamentals: The Parisian Housing Market. *Urban Studies,Mayvol*, 40, 5-6.
- Oikarinen , Elias (2007). Studies on Housing Price Dynamics, Turku School of Economics, sarja/series A-9:2007.
- Oikarinen, Elias(2006). The Diffusion of Housing Price Movements from Centre to Surrounding Areas, *Journal of Housing Research*, 15(1).
- Panagiotidis, Theodore & Panagiotis Printzis (2015). On the macroeconomic determinants of the housing market in Greece: A VECM approach. *Hellenic Observatory Papers on Greece and Southeast Europe*, GreeSE Paper No.88.
- Pearson, K. (1901). On Lines and Planes of Closest Fit to Systems of Points is Space, *Philosophical Magazine*, 23(6):559–572.
- ShenYue, Eddie Chi-man Hui, Hongyu Liu (2005). Housing price bubbles in Beijing and Shanghai, Emerald 43.

Archive of SID

www.SID.ir