

تخمین تابع سرمایه‌گذاری مسکن در نقاط شهری ایران با رویکرد توبین-Q

دکتر علی اکبر قلی زاده^۱

حسن سجادی^۲

تاریخ دریافت: ۸۹/۷/۲۸

تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۱/۴

چکیده

سرمایه‌گذاری یکی از مهمترین اجزای تقاضای کل است که نقش بسیار تعیین کننده‌ای در نوسانات اقتصادی و رشد اقتصادی ایفاء می‌کند. به همین دلیل شناخت رفتار سرمایه‌گذاری به طور عام و سرمایه‌گذاری مسکن به طور خاص مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران اقتصادی بوده است. از دیدگاه اقتصاد کلان، بخش مسکن پرتحرک‌ترین و پویاترین و یکی از بخش‌های پر نوسان اقتصاد ایران در چند دهه اخیر بوده است.

این مقاله اثر نسبت توبین-Q، ذخیره سرمایه و نرخ بهره را بر رفتار سرمایه‌گذاری مسکونی در نقاط شهری ایران بررسی می‌کند. مبانی نظری توبین-Q برگرفته از مدل فامیو هایاشی (۱۹۸۱) و لنار برگ و تامی برگر (۲۰۰۶) می‌باشد که با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۳۷۰-۱۳۸۶ اقتصاد ایران و با به کارگیری مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) تخمین‌های سه مدل مجزا یعنی: کل دوره، دوره رونق و دوره رکود بر اساس تجزیه قیمتی ارایه شده است. همچنین به منظور تخمین سرعت تعدیل مدل پویا به مدل بلندمدت، الگوی تصحیح خطا نیز برآورد گردید.

نتایج مطالعه نشان می‌دهد، نسبت توبین-Q به خوبی توانسته رفتار سرمایه‌گذاری مسکونی در ایران را توضیح دهد. در تخمین مدل از متغیرهای نسبت توبین-Q (QHS)، ذخیره موجودی مسکن (KHS) استفاده شده است که ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها معنی‌دار بوده است و نسبت توبین-Q و ذخیره مسکن اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری مسکن دارند. نسبت توبین-Q در کوتاه‌مدت و بلندمدت مطابق انتظارات تئوری بزرگ‌تر از یک بوده است. یعنی طرف عرضه به تغییرات تقاضا به خوبی واکنش نشان می‌دهد. این نسبت در بلندمدت بیشتر از مقدار آن در کوتاه‌مدت می‌باشد. همچنین نسبت توبین-Q

Email: a.gholizadeh@basu.ac.ir

^۱. عضو هیئت علمی دانشگاه بوعلی سینا

hasan360@gmail.com

^۲. کارشناس ارشد علوم اقتصادی

در دوره رونق و کل دوره بیشتر از یک بوده و نشانگر سودآور بودن سرمایه‌گذاری در این دوره‌ها می‌باشد حال آنکه در دوره رکود، سرمایه‌گذاری مسکن سودآور نبوده و نسبت توین-Q کمتر از یک است.

واژگان کلیدی: سرمایه‌گذاری مسکونی، مسکن، توین-Q، ادوار تجاری، مدل ARDL، فیلتر هادریک پرسکات.

Keywords: Residential Investment, Housing, Tobin-Q, Business Cycles, ARDL Model, Hodrick Prescott Filter.

JEL Classification: E2, E32, E22, G11, R21.

۱- مقدمه

سرمایه‌گذاری یکی از مهمترین اجزای تقاضای کل است که نقش بسیار تعیین‌کننده‌ای در نوسانات اقتصادی و رشد اقتصادی ایفاء می‌کند. به همین دلیل شناخت رفتار سرمایه‌گذاری به طور عام و سرمایه‌گذاری مسکن به طور خاص مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران اقتصادی بوده است. از دیدگاه اقتصاد کلان، بخش مسکن پرتحرک‌ترین و پویاترین بخش اقتصاد ایران در چنددهه اخیر بوده است. در اقتصاد ایران در سه دهه اخیر همواره بین ۳۰ تا ۴۰ درصد از کل سرمایه‌گذاری‌های کشور در این بخش انجام شده است. بر این اساس، از دیرباز نظریه پردازان اقتصادی درصدد تهیه تدوین الگویی بوده‌اند تا بتوانند رفتار سرمایه‌گذاری را تبیین و مهمترین عوامل تاثیرگذار بر آن را شناسایی کنند.

در متون اقتصاد کلان سرمایه‌گذاری عبارت است از: مخارج نهایی در اقتصاد که به حفظ، تداوم، و افزایش ظرفیت تولید کالاها و خدمات منجر می‌شود. از طرفی ماهیت و ویژگی کلیدی بخش مسکن در آن است که از آن به عنوان "ضربه‌گیر" اقتصاد یاد می‌شود و هر گاه سرمایه به سوی بخش‌های دیگر انتقال نمی‌یابد، بخش مسکن برای سرمایه‌های مازاد از جذابیت بالایی برخوردار است و مانع رکود تولید ملی و اشتغال کل می‌شود. اهمیت جذابیت بخش مسکن برای سرمایه‌های مازاد تا حدی است که ریچارد گرین^۱ یکی از علل اساسی شوک‌های بخش مسکن را انتقال سرمایه‌های مازاد به این بخش می‌داند و تغییرات تولید ناخالص داخلی را متأثر از نوسانات سرمایه‌گذاری در مسکن بیان می‌کند. لذا سرمایه‌گذاری مسکونی پیشرو تغییرات تولید ناخالص داخلی می‌باشد. در نتیجه سرمایه‌گذاری در مسکن را به عنوان یک شاخص پیشرو و سایر سرمایه‌گذاری‌ها را شاخص پیرو در چرخه تجاری معرفی می‌کند. تأکید می‌شود سرمایه‌گذاری مسکن یکی از اجزاء مهم سرمایه‌گذاری می‌باشد چرا که علاوه بر سهم قابل توجه آن از کل تشکیل سرمایه، با افزایش سرمایه‌گذاری در این بخش سایر زیر گروه‌های مرتبط در این بخش با رونق تولید و اشتغال مواجه می‌شوند.

با رشد شهرنشینی و افزایش جمعیت شهرها، تأمین مسکن به یکی از مشکلات حاد اکثر شهرها تبدیل شده است. رشد اقتصادی و رشد فعالیت‌های سرمایه‌گذاری بخش مسکن در کشورهای در

^۱. Richard Green

حال توسعه ارتباط نزدیکی با یکدیگر دارند به طوری که افزایش فعالیت‌های ساختمانی در مراحل اولیه، بر سرعت رشد می‌افزاید و در مراحل بعدی همراه با رشد اقتصادی گسترش بیشتری می‌یابد. از آنجا که مسکن یکی از ضروری‌ترین نیازهای هر خانوار در جامعه است، با اجرای برنامه‌های احداث مسکن، با توجه به سهم بالای مسکن در اشتغال، ارزش افزوده، بودجه خانوارها و علاوه بر تأمین این نیاز اساسی، رونق در دیگر بخش‌های اقتصاد کشور ایجاد می‌شود. مدل توین-Q این فرصت را فراهم می‌سازد که رفتار سرمایه‌گذاران به دقت تجزیه و تحلیل شود و اثر دوره‌های رکود و رونق بر رفتار سرمایه‌گذاری مسکن مورد بررسی قرار گیرد.

این مطالعه دو موضوع مهم را مورد بررسی قرار می‌دهد. موضوع اول این که آیا نسبت توین-Q بر سرمایه‌گذاری مسکن تأثیر معنی‌دار و مثبت دارد؟ دوم این که آیا رفتار سرمایه‌گذاران در دوره‌های رکود و رونق متفاوت است یا خیر؟ به عبارت دیگر آیا نسبت توین-Q از دوره‌های رکود و رونق بخش مسکن تأثیر می‌پذیرد؟ طبیعتاً شناخت رفتار سرمایه‌گذاران در اتخاذ سیاست‌های مناسب اقتصادی و رهنمون شدن بخش مسکن در مسیر رشد با ثبات بلندمدت اهمیت ویژه‌ای خواهد داشت.

۲- مروری بر مطالعات انجام شده

برگ و برگر (۲۰۰۶)^۱ در مطالعه‌ای به بررسی اثرات سیاست‌های اقتصادی می‌پردازند که در بازار مسکن سوئد طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۳ جهت رفع رکود سرمایه‌گذاری جدید اتخاذ شده بود. قیمت مسکن از نیمه دوم ۱۹۸۰ به بعد رو به کاهش گذاشت و سرمایه‌ها به سمت بخش‌های دیگر انتقال یافت. رکود بازار مسکن طی سه سال اول دهه ۱۹۹۰ با کاهش ۲۵٪ قیمت به پایان رسید. در این مقاله از داده‌های فصلی استفاده گردید و مدل توین-Q برای توضیح رفتار سرمایه‌گذاری مسکن به صورت زیر تصریح شده است:

$$\ln Start_t = \alpha + \beta Q_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

^۱. Berg & Berger

در رابطه (۱) مقدار ثابت، βQ کشش سرمایه گذاری مسکونی در ساختمان‌های شروع شده نسبت به توپین-Q می‌باشد. هنگامی که بازار در تعادل است، $Q=1$ و کشش برابر β می‌باشد و اگر Q کمتر از یک باشد، کشش کمتر از β و اگر Q بیشتر از یک باشد، کشش بیشتر از β خواهد بود. همچنین متغیر $start$ سرمایه گذاری در واحدهای مسکونی شروع شده در زمان t و Q_t نسبت توپین در زمان t می‌باشد. به منظور بررسی اثرات سیاست‌های اعمال شده در این دوره از متغیرهای مجازی استفاده شده است.

نتایج مطالعه نشان می‌دهد رابطه بلندمدت با ثبات بین لگاریتم سرمایه گذاری در مسکن و نسبت توپین-Q برای دوره دوم وجود دارد که نشان‌دهنده تاثیر گذاری سیاست‌های اتخاذ شده در این دوره می‌باشد. همچنین کشش بلندمدت بیشتر از ۶ است و نشان می‌دهد که در بلندمدت اگر Q یک واحد تغییر کند، سرمایه گذاری در مسکن بیشتر از ۶ درصد افزایش خواهد یافت. یعنی طرف عرضه به تغییرات تقاضا به خوبی واکنش نشان می‌دهد. همچنین ضریب تصحیح خطا ۴۳ درصد بوده و بیانگر آن است که تقریباً نصف شکاف موجود تعادل بلندمدت در یک فصل از سال برطرف می‌شود.

جاد و وینکلر (۲۰۰۳)^۱ در مطالعه‌ای با عنوان تخمین تابع سرمایه گذاری مسکن در کشور ایالات متحده امریکا با استفاده از داده‌های فصلی و در چهارچوب نظریه سرمایه گذاری توپین-Q روابط ما بین سرمایه گذاری در ساختمان‌های مسکونی شروع شده و همچنین ساختمان‌های دارای پروانه ساخت با نرخ سودآوری سرمایه گذاری مسکن را برآورد نموده که در آن سودآوری با نسبت توپین-Q اندازه گیری می‌شود. مدل مورد استفاده عبارتست از:

$$I_t = I(Q_t, Q_{t-1}, Q_{t-2}, \dots, Q_{t-n}) \quad (2)$$

در این رابطه I_t سرمایه گذاری مسکن در زمان t و Q_t نسبت توپین-Q در زمان t است و این نسبت برابر قیمت واحدهای مسکونی موجود به قیمت واحدهای مسکونی جدید تعریف شده است.

نتایج بیان می‌کند که ارزش جاری و تأخیری نسبت Q دارای اثر مثبت و معنی‌دار در این دو تعریف سرمایه گذاری مسکن می‌باشد که نشان از قدرت توضیح‌دهی بالای نسبت Q در برآورد

^۱. Jud and Winkler

سرمایه‌گذاری دارد و تئوری توپین - Q به خوبی رفتار سرمایه‌گذاری مسکن را توضیح می‌دهد. در این تخمین نسبت توپین - Q بالاترین قدرت توضیح‌دهی را در سرمایه‌گذاری واحدهای مسکونی شروع شده دارا می‌باشد. همچنین قدرت توضیح‌دهندگی توپین - Q در سرمایه‌گذاری واحدهای مسکونی دارای پروانه ساخت بیشتر از سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی شروع شده می‌باشد. نتایج حاکی از آن است که عرضه مسکن به تقاضای مسکن به خوبی عکس‌العمل نشان می‌دهد. در این مقاله نسبت توپین - Q در زمان t برابر قیمت واحدهای مسکونی موجود به قیمت واحدهای مسکونی جدید تعریف شده است.

لین (۲۰۰۵)^۱ با استفاده از تئوری توپین - Q و داده‌های فصلی کشور تایوان، رابطه بین سرمایه‌گذاری مسکن و نسبت توپین - Q را مورد بررسی قرار داده است. در این مطالعه هزینه عمده ساخت مسکن هزینه تأمین مالی سرمایه و هزینه نیروی کارگر تعریف شده است. تابع سرمایه‌گذاری مسکن چنین تعریف می‌شود:

$$I_t = f(Q_t, p_{R_t}, wage_t, Q_{t-1}, p_{R_{t-1}}, wage_{t-1}, \dots) \quad (3)$$

در رابطه (۳) I_t سرمایه‌گذاری مسکن در زمان t، Q_t نسبت توپین - Q در زمان t، p_{R_t} نرخ بهره بانکی جهت تأمین مالی ساخت مسکن در زمان t و $wage_t$ دستمزد نیروی کار در صنعت ساخت و ساز در زمان t می‌باشد.

نتایج نشان می‌دهد نسبت توپین - Q دارای اثر معنی‌دار و مثبت بر پروانه ساخت می‌باشد که ضرایب مربوطه برابر ۱۲۶۹ است و نشان دهنده واکنش سریع سازندگان به شرایط بازار مسکن است. همچنین نرخ بهره بانکی و دستمزد دارای اثر معنی‌دار و منفی بر سرمایه‌گذاری مسکن می‌باشند که با انتظارات تئوریک سازگاری دارد زیرا این دو متغیر نشان دهنده هزینه استفاده در مراحل ساخت محسوب می‌شوند. هرچه هزینه تأمین مالی سرمایه‌گذاری کمتر باشد، خود سازندگان و بنگاه‌ها اقدام به سرمایه‌گذاری بیشتر در این بخش می‌کنند و با پایین بودن نرخ بهره و یا هزینه تأمین مالی در این بخش، سرمایه‌گذاری‌های رقیب این بخش تشویق می‌شوند. لین با تخمین تابع سرمایه‌گذاری تعداد پروانه‌های ساختمانی به این نتیجه می‌رسد که ضرایب برآوردی از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشند.

^۱. Lin

بارت و یانگ (۲۰۰۲)^۱ به برآورد تابع تقاضای مسکن و عرضه سرمایه گذاری برای سوئد و انگلستان طی دوره زمانی ۱۹۸۸-۱۹۷۰ می پردازند. در این مقاله از متدولوژی ECM و نسبت توین Q- در برآورد سرمایه گذاری مسکن استفاده شده است که جهت مقایسه تخمین دو کشور سعی شده از متغیرهای توضیحی یکسانی استفاده شود. رابطه سرمایه گذاری برای دو کشور به صورت زیر می باشد:

$$\ln \frac{I_H}{H} = 3.7 + 2.8 \ln \frac{P_H}{P_B} \quad (۴)$$

$$\ln I_H = 8.8 + 0.5 \ln \frac{P_H}{B_H} - 2.7 AMIH$$

که در آن معادله اول مربوط به سوئد و معادله دوم سرمایه گذاری مسکن انگلستان را نشان می دهد. در این معادلات H^s عرضه سرمایه گذاری در مسکن، I_H سرمایه گذاری در مسکن، $H_{(-1)}$ ذخیره سرمایه بخش مسکن در دوره قبل، δ ضریب استهلاک، $\frac{P_H}{P_B}$ نسبت توین Q- (برابر شاخص قیمت بازاری مسکن به شاخص هزینه ساخت است) و $AMIH$ نرخ بهره بانکی در انگلستان است.

نتایج مطالعه حاکی از آن است که نسبت توین Q- در بلندمدت برای هر دو کشور معنی دار ولی در کوتاه مدت تنها برای انگلستان معنی دار می باشد و ضریب نسبت توین Q- برای کشور انگلستان در کوتاه مدت تقریباً دو و نیم برابر بیشتر از کشور سوئد می باشد و این نشان دهنده تاثیر زیاد سودآوری بر سرمایه گذاری مسکن در انگلستان است. همچنین قدرت توضیح دهی نسبت توین Q- برای کشور سوئد در بلندمدت و کوتاه مدت بیشتر از انگلستان است زیرا در انگلستان نرخ بهره عامل مؤثر می باشد و لذا وارد مدل شده است، بنابراین مدل توین Q- هم انباشته شده مورد تأیید است. این متغیر نشان دهنده اهمیت نرخ بهره در تأمین مالی سرمایه گذاری مسکن در انگلستان می باشد و مطابق انتظار ضریب آن منفی است، یعنی با افزایش نرخ بهره، سرمایه گذاری مسکن کاهش می یابد. در این مقاله ضریب تصحیح خطاء برای سوئد ۰,۰۶ و برای انگلستان ۰,۴۸ بدست می آید بدین معنی که سرمایه گذاری زمانی انجام می شود که نسبت توین Q- در تعادل نیست و

^۱. Barot and Yang

نسبت توپین-Q به عنوان یک عامل تصریح خطاء برای انگلستان هشت برابر سریعتر نسبت به سوئد به سمت تعادل حرکت می‌کند.

هایاشی (۱۹۸۲)^۱ به تفسیر و بررسی تئوری سرمایه‌گذاری نئوکلاسیک‌ها پرداخت و در بررسی سرمایه‌گذاری کلاسیک‌ها، تئوری توپین-Q را مورد توجه قرار داد و با حداکثر سازی ارزش فعلی درآمدهای خالص بنگاه‌های سرمایه‌گذار و با تعریف نسبت توپین-Q به نسبت نهایی و متوسط این نسبت دسترسی پیدا کرد. همچنین در استفاده از نسبت نهایی توپین-Q برای سادگی و با استفاده از فروض ساده شونده این دو نسبت نهایی و متوسط را تقریباً برابر دانسته و از متغیر جانشین، یعنی نسبت توپین-Q متوسط استفاده کرده است. این رابطه را برای کشور امریکای دوره زمانی ۱۹۵۲ تا ۱۹۷۸ برای سرمایه‌گذاری کالای بادوام شامل: مسکونی و غیر مسکونی تخمین زده و حاصل این برآورد در رابطه (۵) آمده است.

$$\begin{aligned} \frac{I}{K} &= 0.098 + 0.0423\tilde{q} \\ D.W &= 0.43 \\ R^2 &= 0.46 \end{aligned} \quad (5)$$

در رابطه (۵) \tilde{q} نسبت توپین-Q، I سرمایه‌گذاری و k ذخیره مسکن است. مدل دارای خود همبستگی مابین جملات اخلاص است و در عین حال نسبت توپین-Q به خوبی توانسته سرمایه‌گذاری در کالاهای با دوام مورد بررسی را توضیح دهد. این نسبت دارای تاثیر مثبت و معنی‌دار بر سرمایه‌گذاری می‌باشد.

تاکنون در داخل کشور مطالعه‌ای پیرامون تخمین سرمایه‌گذاری مسکن در نقاط شهری ایران با رویکرد توپین-Q صورت نگرفته است. به همین دلیل در ادامه مطالعات مهم در خصوص سرمایه‌گذاری مسکن و یا کاربرد تئوری توپین-Q برای تحلیل سرمایه‌گذاری در سایر بخش‌ها گزارش می‌شود.

عاقلی کهنه‌شهری (۱۳۸۶) در مقاله "تحلیل عوامل موثر بر تقاضای سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی شهری" با استفاده از داده‌های فصلی سرمایه‌گذاری به تجزیه و تحلیل سرمایه‌گذاری مسکونی شهری می‌پردازد. در بخش مسکن عوامل مختلفی سرمایه‌گذاری مسکونی را تحت تأثیر

^۱ Hayashi

قرار می‌دهند که عبارتند از: روند رشد جمعیت، گسترش شهرنشینی، و تحولات سایر بازارها. در تصریح مدل سرمایه‌گذاری، متغیرهای تعداد پروانه‌های احداث واحد مسکونی، میانگین قیمت زمین، شاخص بهای خدمات شاغلین در بخش مسکن، شاخص بهای مصالح ساختمانی، کل اعتبارات و تسهیلات پرداختی به بخش مسکن، نرخ واقعی سود بانکی، و قیمت فروش هر واحد مسکونی استفاده شده است و با توجه به در دسترس بودن داده‌های سه متغیر؛ تعداد پروانه‌های احداث واحد مسکونی، شاخص بهای مصالح ساختمانی و بازدهی نقدی در بورس اوراق بهادار تهران و جانشینی برای نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری در دیگر فعالیت‌های اقتصادی به برآورد مدل به روش ARDL می‌پردازد.

نتایج مطالعه حاکی آن است که سرمایه‌گذاری واحدهای مسکونی مناطق شهری در هر فصل از سرمایه‌گذاری دوره قبل (با ضریب ۰٫۳۸)، تعداد پروانه‌های ساختمانی در واحدهای مسکونی جاری و فصل قبل، شاخص قیمت فصل جاری و گذشته، مصالح ساختمانی و نیز بازدهی نقدی سهام در فصل قبل، تأثیر می‌پذیرد. ضمن اینکه تحولات فنی به صورت جمله روند، بر سرمایه‌گذاری در احداث واحدهای مسکونی تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. با افزایش تعداد پروانه‌های ساختمانی برای ساخت مسکن در نقاط شهری در فصل جاری و گذشته، بر سرمایه‌گذاری افزوده می‌شود اما اثر تعداد پروانه‌های ساختمانی فصل جاری بر سرمایه‌گذاری هر چند مثبت ولی از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد، در حالی که این متغیر با تأخیر بر سرمایه‌گذاری موثر است. شاخص بهای ساختمانی و بازدهی نقدی سهام اثر منفی بر سرمایه‌گذاری دارند. همچنین ضریب $ecm(-1)$ نشان می‌دهد که ۶۲ درصد از عدم تعادل بازار مسکن در یک دوره به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود و به سمت مسیر بلندمدت خویش نزدیک می‌شود.

نجفی (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای به اندازه‌گیری سهم عوامل موثر بر عرضه بخش مسکن در مناطق شهری با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۳۸۱-۱۳۷۰ پرداخته است. پس از بررسی و شناخت عوامل موثر بر عرضه مسکن، میزان تأثیر هر یک از این عوامل را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. بدین ترتیب به منظور بررسی تجربی عرضه مسکن در مناطق شهری کشور با استفاده از تئوری‌های فضای شهری و روش ARDL می‌پردازد. در مدل ارایه شده، لگاریتم تعداد واحدهای مسکونی تابعی از لگاریتم سرمایه‌گذاری در ساختمان، شاخص قیمت مسکن، شاخص قیمت مصالح ساختمانی، و شاخص بهای ساختمانی است. نتایج حاصل از رابطه بلندمدت نشان می‌دهد که بین

تعداد واحدهای مسکونی و سرمایه‌گذاری رابطه‌ای مستقیم وجود دارد. به گونه‌ای که یک درصد افزایش در سرمایه‌گذاری در این بخش منجر به رشد تعداد واحدهای مسکونی به میزان ۵۸ درصد می‌شود. از سویی رابطه معکوس بین تعداد واحدهای مسکونی و شاخص قیمت مصالح ساختمانی وجود دارد به طوری که یک درصد افزایش در شاخص قیمت مصالح ساختمانی منجر به کاهش تعداد واحدهای ساختمانی به میزان ۷ درصد می‌شود. همچنین رابطه‌ای مستقیم بین شاخص قیمت مسکن و تعداد واحدهای مسکونی وجود دارد. به این صورت که یک درصد افزایش در شاخص قیمت ساختمانی منجر به رشد یک درصدی تعداد واحدهای مسکونی می‌شود و رابطه معکوس بین شاخص بهای خدمات ساختمانی و تعداد واحدهای مسکونی وجود دارد به طوری که یک درصد افزایش در شاخص بهای خدمات ساختمانی منجر به کاهش ۲,۲۷ درصدی واحدهای مسکونی می‌شود. متغیرهای مجازی نشان می‌دهند، تعداد ساختمان‌های ساخته شده در فصل پاییز بیشتر از فصل بهار و آن نیز بیشتر از فصل تابستان بوده است و فصل تابستان نیز بیشتر از فصل زمستان بوده است. در مقاله ضریب تصحیح خطا برابر ۰,۸۳. بدست آمده است که نشان می‌دهد ۸۳ درصد از عدم تعادل بازار مسکن در یک دوره به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود و به سمت مسیر بلندمدت خویش نزدیک می‌شود.

خلیلی عراقی (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای به بررسی بازار بخش مسکن ایران با رویکرد داده - ستانده پرداخته است و در برآورد تابع سرمایه‌گذاری مسکن بخش خصوصی، از متغیرهای شاخص هزینه بخش مسکن، تولید ناخالص داخلی، نرخ رشد جمعیت، تغییرات تعادل پرداخت‌های اعتبار بخش خصوصی استفاده کرده است.

مدل دارای قدرت توضیحی دهندگی بالایی می‌باشد. همچنین نشان می‌دهد که ضریب هزینه‌های (قیمت) مسکن دارای علامت منفی می‌باشد و ضریب بالای این متغیر نشان از حساسیت بالای سرمایه‌گذاری در بخش مسکن به قیمت آن می‌باشد. سایر متغیرهای استفاده شده دارای علامت مثبت و از لحاظ آماری با معنی می‌باشد. نتایج مطالعه حاکی از آن است که ارزش افزوده بخش مسکن با تأخیر سه ساله بر کل سرمایه‌گذاری بخش مسکن با ضریب ۲,۷۲ موثر می‌باشد. و اگر سهم جمعیت شهری از کل جمعیت کشوری افزایش یابد، با تأخیر ۲ ساله، سهم سرمایه‌گذاری مسکن افزایش پیدا می‌کند. همچنین نسبت هزینه کالای واسطه‌ای بر ارزش افزوده برابر ۰,۸۶۱ حاصل شده که مصرف کالای واسطه‌ای در بخش مسکن از متوسط کشوری بالاتر است. از نتایج

تحلیل داده- ستاده چنین بر می‌آید که سرمایه‌گذاری در بخش مسکن ۴ درصد ارزش افزوده کل کشور را به خود اختصاص می‌دهد. همچنین ۲۰ درصد از کل سرمایه‌گذاری کشور در این بخش می‌باشد. و نیز برای تولید ۱۰۰۰ ریال ارزش افزوده در این بخش باید ۸۶۱ ریال مواد واسطه استفاده کرد.

چشمی (۱۳۸۳) در مطالعه خود با استفاده از تئوری توبین-Q و نقش مالیات بر شرکت‌ها به برآورد تابع سرمایه‌گذاری ۲۲ شرکت فعال در بورس با استفاده از سه مدل الگوی اثرات ثابت و الگوی اثرات متغیر طی سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۸ می‌پردازد.

$$I = 0.129 + 0.03Q$$

$$I = 0.043Q \quad (۶)$$

$$I = 0.13 + 0.029Q$$

نتایج نشان می‌دهد که متغیر Q در هر سه الگو از نظر آماری معنی‌دار است. در بین سه نوع الگوی برآورد شده، الگوی اثرات ثابت از R^2 بالاتری برخوردار است. در این الگو ضریب Q، ۰،۰۴۳ است که نشان می‌دهد نسبت سرمایه‌گذاری ثابت ناخالص به موجودی کالای سرمایه‌ای در اثرات تغییر در Q واکنش نشان می‌دهد. این نتایج هر چند تقریباً همانند نتایجی است که در اکثر کشورهای دیگر به دست آمده ولی می‌تواند ناشی از عدم همخوانی فروض الگوی q یعنی فروض بازارهای رقابت کامل، بازارهای مالی رقابتی و کارا و بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، با شرایط اقتصادی ایران باشد و بیان می‌کند که ضریب برآوردی توبین-Q همانند اکثر کشورهای کوچک است و از قدرت توضیح دهنده ناچیزی در ارتباط با سرمایه‌گذاری شرکت‌ها برخوردار می‌باشد. اما با تمام این شرایط، اثر مثبت این متغیر بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها از لحاظ آماری کاملاً معنی‌دار است.

رفیعی (۱۳۸۳) در مقاله خود با پیش زمینه سوالات زیر به بررسی عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری پرداخته است. ترکیب بهینه سرمایه‌گذاری در مسکن چیست؟ نابرابری‌های منطقه‌ای در سرمایه‌گذاری در مسکن چه میزان می‌باشد و چه عواملی موجب این نابرابری است؟

در این مطالعه عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری در مسکن شامل پس انداز خانوارها و بنگاه‌های اقتصادی، اعتبارات پرداختی به ساخت، تکمیل و خرید واحدهای مسکونی، میزان دسترسی مردم

به اعتبارات بانکی، نرخ بازگشت سرمایه در بخش مسکن، سطح قیمت‌ها، جمعیت و رشد آن می‌باشد و مدل زیر برای مناطق مختلف کشور مورد بررسی قرار گرفته است:

$$L_{it}Ih_t = 232.05 + 0.113 \ln CDR_t + 249.49 \ln r_{t-1} + 0.019 \ln Y_{t-1} \quad (7)$$

که در رابطه فوق Ih_t سرمایه‌گذاری در مسکن به ازاء هزار نفر جمعیت در منطقه i در سال t ، Y_t میانگین درآمد خانوار در سال t ، CR میزان وام مسکن که توسط بانک مسکن در هر استان در سال t اعطا شده است و I نسبت سود به سرمایه می‌باشد.

در بین عوامل مختلف، نرخ بازگشت سرمایه با یک وقفه، اثر مهم و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری داشته است. نتایج این تخمین و نیز نتایج برآوردهای دیگر اعم از روابط خطی و غیرخطی، آماره‌های t ضعیفی دارد و همچنین قدرت توضیح دهنده‌گی مدل پایین است به گونه‌ای که تنها حدود ۴۰ درصد تغییرات سرمایه‌گذاری در نقاط مختلف را می‌توان با متغیرهای: درآمد، میزان اعتبارات بانکی، و نرخ بازگشت سرمایه، تبیین کرد. جایگزین کردن میانگین درآمد دوره ده ساله (به عنوان معیاری برای درآمد دائمی) و نیز میانگین اعتبارات بانکی در ده سال اخیر بهبودی در نتایج حاصل نموده است، با این حال نتایج به دست آمده می‌تواند اهمیت نسبی عوامل موثر در تعیین نابرابری‌های منطقه‌ای در سرمایه‌گذاری در مسکن را نشان دهد. تخمین مدل‌ها بیانگر آن است که در هر مقطع زمانی، سرمایه‌گذاری در هر استان بیش از همه به نرخ بازگشت سرمایه در دوره قبل بستگی دارد. همچنین میزان اعتبارات بانکی نیز، در این تصمیم‌گیری موثر است و در نهایت، اختلاف سطح درآمد خانوار در استان‌های مختلف، نقش کمتری در تبیین اختلاف منطقه‌ای در سرمایه‌گذاری مسکن دارد. در پایان برای دست‌یابی به ترکیب بهینه سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، مشارکت در بازار سرمایه، تجهیز منابع مالی خصوصی و افزایش اعتبارات بانکی و نرخ‌های ترجیحی برای مناطق محروم را مشوق سرمایه‌گذاری دانسته است.

خلیلی عراقی و موسوی (۱۳۷۹) تابع عرضه مسکن بخش خصوصی را طی دوره زمانی ۱۳۶۳ تا ۱۳۷۷ در ایران برآورد نموده‌اند که از تابع تولید عرضه لوکاس استفاده شده است. در این مقاله از سرمایه‌گذاری در بخش مسکن به عنوان یک متغیر مستقل در تابع تولید استفاده می‌شود. نتایج حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری در مسکن و عرضه مسکن رفتار یکسانی نسبت به تغییرات قیمت مصالح و نرخ دستمزد نشان می‌دهد. و همچنین سرمایه‌گذاری به اعتبارات بانکی حساسیت

کمی دارد که علت را می‌توان در سهم پایین اعتبارات بانکی در این بخش دانست. در حالی که کشش عرضه مسکن و سرمایه‌گذاری در مسکن نسبت به قیمت بالا می‌باشد. همچنین کمبود دانش فنی عمودی سازی، تجهیزات مورد نیاز و هزینه‌های به کارگیری این تجهیزات و سهم پایین شرکت‌های انبوه ساز از جمله عواملی است که موجب شده عمودی سازی در کشور چندان رونق نداشته باشد. سقف پایین هر فقره اعتبار مسکن و سهم پایین آن از کل سرمایه‌گذاری در ساخت هر واحد مسکونی و هزینه تمام شده آن از سیاست‌های اعتباری در این بخش کاسته است. قلی‌زاده و اکبری‌ان (۱۳۸۸) به مطالعه سرمایه‌گذاری مسکونی و غیر مسکونی و تاثیر آن بر رشد اقتصادی ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۵ با استفاده از داده‌های فصلی و با روش ARDL پرداخته و تخمین اثرات نهایی، کشش‌ها و تجزیه سهم متغیرها به عنوان منبع ایجاد رشد اقتصادی در ایران را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. نتایج برآوردها بیانگر آن است که رابطه مثبت و معنی‌داری بین رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مسکونی و غیر مسکونی در ایران وجود دارد. بر اساس نتایج مدل کوتاه‌مدت و بلندمدت، کشش رشد اقتصادی به ترتیب نسبت به سرمایه‌گذاری غیر مسکونی، نیروی کار، سرمایه‌گذاری مسکونی و مخارج دولت از بالاترین کمیت حاصل شده است. همچنین نتایج حاصل از روابط بلندمدت نشان می‌دهد در بلندمدت سرمایه‌گذاری مسکن تاثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد.

۳- مبانی نظری

در نظریه سرمایه‌گذاری دو دیدگاه مهم وجود داشته است: نخست نظریه سرمایه‌گذاری بر مبنای اصل شتاب که با نادیده گرفتن نرخ بهره و هزینه تأمین مالی سرمایه‌گذاری عمدتاً به بررسی اثر تغییرات تقاضای کل بازار می‌پردازد. دوم نظریه سرمایه‌گذاری نئوکلاسیک که در آن ضمن توجه به اثر تغییرات تقاضای کل بازار، به بررسی رابطه سرمایه‌گذاری و هزینه تأمین مالی سرمایه‌گذاری توجه ویژه‌ای داشته است. نظریه‌های سرمایه‌گذاری اصل شتاب و نئوکلاسیکی تاکنون توابع سرمایه‌گذاری متفاوتی ارائه کرده‌اند که برای کشورهای مختلف مورد آزمون قرار گرفته است. در توابع نئوکلاسیکی، هزینه استفاده از سرمایه و قیمت از متغیرهای تاثیرگذار هستند. ولی در توابع اصل شتاب به علت صفر بودن کشش جایگزینی بین نهاده‌های تولید، این متغیرها وارد نشده است. از طرفی همان طور که در تعریف سرمایه‌گذاری اشاره شد تصمیم پیرامون سرمایه‌گذاری با سه

مسئله مهم انتظارات، وقفه‌ها و ریسک روبه‌رو است که پرداختن همزمان به آنها برای اقتصاددانان به سادگی مقدور نمی‌باشد. جیمز توپین در نظریه معروف خود به عنوان توپین-Q این مشکلات را به کمک اطلاعات به دست آمده از بازارهای مالی به نوعی حل کرد. بدین ترتیب نظریه توپین-Q تعریف دقیق‌تری در خصوص توضیح رفتار سرمایه‌گذاری ارائه می‌کند.

در اقتصاد هر بنگاهی به دنبال حداکثر کردن سود حاصل از فعالیت‌های خود می‌باشد. در بخش مسکن نیز سازندگان مسکن با سرمایه‌گذاری کردن در این بخش در تعقیب حداکثر کردن سود ساخت و ساز می‌باشند. مزیت انتخاب معیار توپین-Q آن است که انگیزه سرمایه‌گذاری مسکن نه تنها منعکس‌کننده سودآوری سرمایه‌گذاری در دوره فعلی، بلکه منعکس‌کننده سود در دوره آینده نیز می‌باشد. طبق یافته‌های کیدلند و پرسکات^۱ قیمت جاری متضمن تمام اطلاعات لازم برای سرمایه‌گذاری می‌باشد.

نظریه توپین-Q سرمایه‌گذاری مسکن را به متغیرهای مهم قیمت و هزینه‌های مسکن مرتبط می‌داند که همان سودآوری مسکن می‌باشد. بر اساس تئوری توپین-Q، سطح سرمایه‌گذاری جدید تابعی است از: نسبت ارزش نهایی سرمایه به هزینه نهایی جایگزینی. این عبارت نسبت توپین-Q نامیده می‌شود. هرگاه ارزش نهایی سرمایه بیشتر از هزینه نهایی جایگزینی بیشتر باشد، سرمایه‌گذاری بنگاه از مقدار بهینه آن کمتر بوده و بنگاه‌ها اقدام به سرمایه‌گذاری می‌کنند. در حالی که بیشتر بودن هزینه نهایی جایگزینی در مقایسه با ارزش نهایی سرمایه باعث می‌شود بنگاه اقدام به سرمایه‌گذاری نکند. در بخش مسکن نسبت توپین-Q برابر قیمت نهایی مسکن تقسیم بر هزینه نهایی ساخت خواهد بود. جهت بدست آوردن تابع سرمایه‌گذاری بنگاه‌های تولیدی بر مبنای نظریه توپین-Q، ارزش خالص کنونی بازاری بنگاه طبق رابطه (۸) تعریف می‌شود.

$$v(0) = \int_0^{\infty} [PQ - WN] e^{-(i+\delta-g)t} dt \quad (8)$$

در رابطه (۸)، p قیمت مسکن، Q مقدار محصول، W دستمزد نیروی کار، N کل نیروی کار، i هزینه فرصت، δ نرخ ثابت استهلاک، g نرخ افزایش مورد انتظار قیمت کالای سرمایه‌ای می‌باشد.

^۱. Kydland and Prescott

رابطه (۸) را با توجه به قضیه اولر و این فرض که تولید نهایی نیروی کار همیشه برابر با دستمزد می‌باشد، می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$v = \frac{p(dQ/dK)K}{i + \delta - g} = \frac{a_k PQ}{i + \delta - g} \quad (9)$$

در رابطه (۹) سرمایه‌بنگاه و a_k کشش تابع تولید نسبت به کالای سرمایه می‌باشد. با توجه به تعریف نسبت توبین-Q (نسبت ارزش بازاری بنگاه به هزینه جایگزینی کالای سرمایه‌ای) و با استفاده از رابطه (۹) می‌توان نسبت توبین-Q را طبق رابطه (۱۰) بیان کرد.

$$q = \frac{v}{p_k K} = \frac{a_k PQ/K}{i + \delta - g} \quad (10)$$

از شرایط مرتبه اول حداکثرسازی سود (برابری تولید نهایی سرمایه با قیمت اجاره کالای سرمایه‌ای) ذخیره سرمایه مطلوب را می‌توان طبق رابطه (۱۱) نوشت.

$$K^* = \frac{a_k PQ}{i + \delta - g} \quad (11)$$

در رابطه (۱۱) K^* : موجودی مسکن مطلوب است. با مقایسه روابط (۱۰) و (۱۱) داریم:

$$q = \frac{v}{p_k K} \Rightarrow qK = \frac{v}{p_k} = K^* \quad (12)$$

طبق تعریف سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاری حاصل جمع سرمایه‌گذاری جدید به علاوه سرمایه‌گذاری جایگزینی می‌باشد و با استفاده از تئوری شتاب انعطاف‌پذیر، رابطه سرمایه‌گذاری عبارتست از:

$$I = \Delta K + \delta K = \lambda(K^* - K) + \delta K \quad (13)$$

با جایگذاری ذخیره مطلوب سرمایه از رابطه (۱۲)، رابطه مابین سرمایه‌گذاری و نسبت توپین-Q حاصل می‌شود.

$$I = \lambda(K^* - K) + \delta K \Rightarrow \frac{I}{K} = \lambda(q - 1 + \delta) \quad (14)$$

$$\text{if } \delta = 0 \Rightarrow \frac{I}{K} = \lambda(q - 1) \quad (15)$$

با توجه به رابطه (۱۵) حالت‌های ذیل قابل تصور خواهد بود:

۱- اگر $Q > 1$ باشد، در این صورت مازاد تقاضای مسکن وجود خواهد داشت. با ثابت بودن

هزینه ساخت، سود نهایی مثبت خواهد بود. مازاد تقاضا موجب می‌شود ذخیره مسکن در شرایط عدم تعادلی قرار گیرد. برای اینکه ذخیره مسکن در تعادل قرار گیرد سرمایه‌گذاری باید افزایش یابد زیرا به دلیل افزایش قیمت‌ها سود ایجاد شده است. این موضوع به آن معناست که عدم تعادل ذخیره مسکن همواره مقارن با عدم تعادل سطح سرمایه‌گذاری خواهد بود و افزایش سرمایه‌گذاری مسکن می‌تواند ذخیره مسکن را به سطح مطلوب برساند.

۲- $Q < 1$ به معنی عدم تعادل سطح سرمایه‌گذاری و ذخیره مسکن خواهد بود. در این صورت عرضه بیشتر از تقاضا بوده و قیمت کاهش یافته و ذخیره مسکن از طریق استهلاک باید کاهش پیدا یابد.

۳- چنانچه $Q = 1$ باشد در این صورت عرضه و تقاضا با هم برابر بوده و لذا ذخیره مسکن و سطح سرمایه‌گذاری مسکن در تعادل قرار می‌گیرند. بنابراین سرمایه‌گذاری جدید و استهلاک افزایش نمی‌یابد و در صورت افزایش، مقدار افزایش هر دو متغیر برابر خواهد بود.

در نظریه سرمایه‌گذاری طبق تئوری‌های اقتصادی نرخ بهره دارای تاثیر منفی بر سرمایه‌گذاری می‌باشد زیرا نرخ بهره، هزینه سرمایه‌گذاری می‌باشد و با افزایش هزینه سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، سودآوری در این بخش کاهش می‌یابد و باعث می‌شود از جذابیت ورود سرمایه به این بخش کاسته شده و سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد.

رابطه (۱۵) نشان می‌دهد که نسبت توین Q و ذخیره مسکن دارای رابطه مثبت با سرمایه‌گذاری می‌باشد. در مدل توین-Q هم انباشته^۱ نرخ بهره نیز وارد مدل می‌شود. در مطالعات پایه از جمله هایاشی (۱۹۸۱) و برگ و برگر (۲۰۰۶) تابع سرمایه‌گذاری بر مبنای رویکرد توین-Q هم انباشته بدین صورت نوشته شده است:

$$I = a(q, K, rr, t) \quad (16)$$

در رابطه (۱۶) rr نرخ بهره می‌باشد. بر اساس تئوری توین-Q هم انباشته سطح سرمایه‌گذاری جدید تابعی از نسبت ارزش نهایی سرمایه و هزینه نهایی جایگزینی خواهد بود. این عبارت نسبت توین-Q نامیده می‌شود. بیشتر بودن Q-سطح سرمایه‌گذاری جدید را افزایش می‌دهد که عبارتست از:

$$Q\text{-توین} = \left[\frac{pH}{pc} \right] = \text{هزینه نهایی ساخت / قیمت نهایی مسکن} \quad (17)$$

همان طور که قبلاً نیز گفته شد، در مطالعات انجام شده با توجه به دشوار بودن اندازه‌گیری نسبت توین-Q نهایی، در مطالعات کاربردی از نسبت متوسط توین-Q استفاده شده است. اگر تولیدکننده گیرنده قیمت باشد و بازدهی ثابت نسبت به مقیاس داشته باشد، نسبت نهایی برابر نسبت متوسط Q خواهد بود. لذا متوسط Q برابر با نسبت قیمت یک متر مربع مسکن به هزینه یک متر مربع مسکن در ساختمان‌های مسکونی شروع شده می‌باشد.

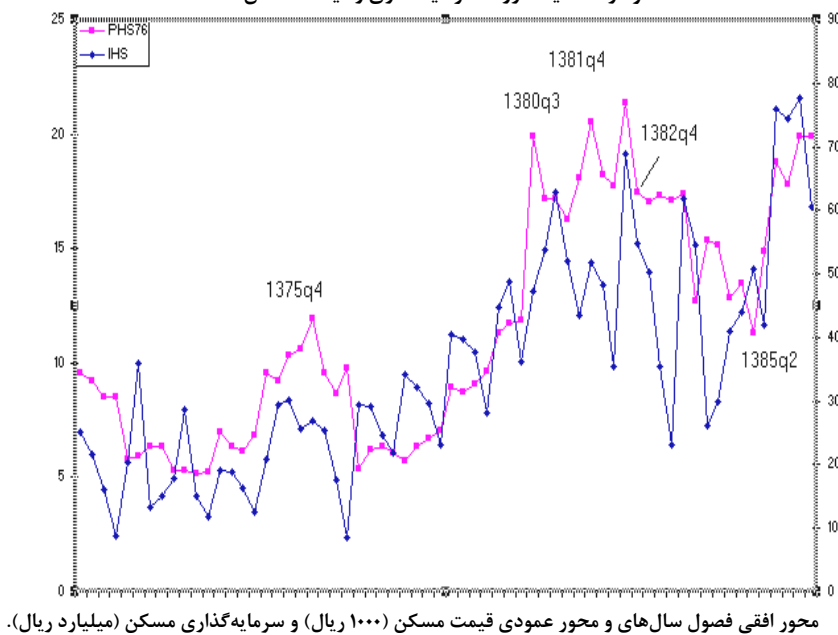
۴- داده‌ها و تحلیل روند متغیرها

سرمایه‌گذاری واحدهای مسکونی شروع شده (IHS) بر حسب میلیارد ریال، نسبت توین-Q (QHS) بر حسب درصد، ذخیره مسکن (KHS) بر حسب میلیارد ریال، نرخ بهره واقعی (RR) بر حسب درصد متغیرهای مورد استفاده در تخمین مدل بوده است. منبع داده‌های مربوط به سرمایه‌گذاری مسکونی، هزینه ساخت مسکن و نرخ بهره، بانک مرکزی ایران می‌باشد و منبع

^۱. Augmented Tobin's model

داده‌های قیمت مسکن مرکز آمار ایران می‌باشد.^۱ برای محاسبه نرخ بهره واقعی از رابطه $r = i - \text{inf}$ استفاده شده است که i : نرخ بهره اسمی (یک‌ساله) و inf : نرخ تورم می‌باشد. سرمایه‌گذاری در مسکن در دوره مورد بررسی روندی رو به رشد داشته است به طوری که سرمایه‌گذاری مسکن در ساختمان‌های شروع شده از ۲۵,۲ میلیارد ریال در ۱۳۷۱ به ۶۰,۶۵ میلیارد ریال در ۱۳۸۶ افزایش یافت. متوسط رشد سرمایه‌گذاری در دوره مورد بررسی ۷,۳٪ می‌باشد. همچنین در سال‌های ۷۵ و ۸۰ و ۸۵ به علت شوک‌های وارد بر بازار مسکن، سرمایه‌گذاری مسکن از رشد بیشتری در مقایسه با متوسط رشد کل دوره برخوردار بوده است. همچنین ذخیره مسکن در فصل اول ۱۳۷۰ برابر ۷۱,۸۹ میلیارد ریال و در انتهای سال مورد بررسی به ۱۸۰۸,۹۷ میلیارد ریال افزایش یافت. با توجه با انباشت بودن ذخیره مسکن این متغیر در طول دوره مورد بررسی دارای روندی افزایشی و نمایی می‌باشد. این متغیر در بانک‌های آماری کشور موجود نبوده و با استفاده از روش بغزیان و امینی و بکارگیری داده‌های سرمایه‌گذاری، ذخیره مسکن برآورد شده است. که روش محاسبه آن در بخش پیوست مقاله آورده شده است.

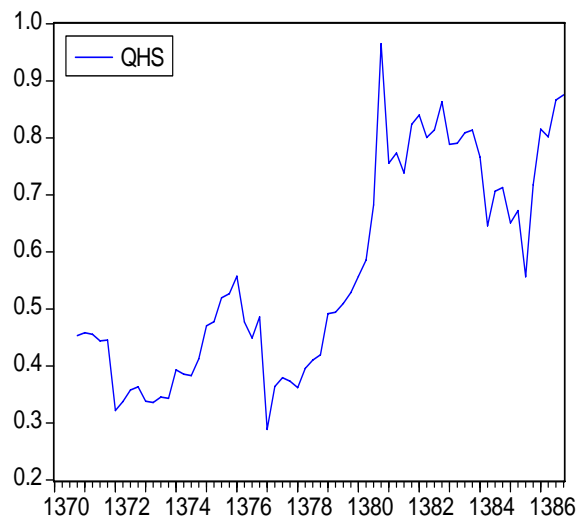
نمودار ۱: مقایسه روند سرمایه‌گذاری و قیمت مسکن



^۱ برای مطالعه بیشتر به سایت cbi.ir: گزارش فعالیت‌های ساختمانی بخش خصوصی و amar.sci.org.ir مراجعه کنید.

نسبت توبین-Q در ابتدای دوره برابر با ۰,۴۵ و در انتهای سال دوره مورد بررسی به مقدار ۰,۸۷ رسیده است. متوسط نسبت توبین-Q به میزان ۱,۱۴٪ رشد کرده است. با توجه به نمودار (۳-۸) نسبت توبین-Q از سال ۷۲ دارای روندی صعودی و در سال ۷۷ دچار شکست ساختاری از نوع تغییر در عرض از مبدا می‌باشد و در سال‌های بعد از ۷۷ دارای روندی صعودی می‌باشد. بیشترین میزان رشد نسبت توبین در فصل چهارم سال ۱۳۸۰ به میزان ۴۱٪ بوده، چرا که بی‌سابقه‌ترین رشد قیمت مسکن در این دوره بوده است. و کمترین نرخ رشد آن در فصل اول سال ۱۳۷۷ به میزان ۴۰٪- می‌باشد. متوسط نرخ رشد در دوره ۷۵-۸۰ برابر ۴,۶٪ که نسبت به سایر نیم ده‌های مورد بررسی بیشتر بوده است. این نسبت از سال ۷۷ تا سال ۸۰ دارای روندی صعودی و از سال ۸۰ تا ۸۵ با حرکتی نوسانی دارای روندی کاهشی داشته است و از ۸۵ به بعد رو به افزایش داشته است.

نمودار ۲: روند نسبت توبین-Q (درصد)



نرخ بهره واقعی (RR) به شدت از نرخ تورم تبعیت می‌کند و با توجه به عدم تغییر قابل توجه در نرخ بهره اسمی، نرخ بهره واقعی تا اواخر ۱۳۷۴ روند نزولی و از این دوره به بعد با نرخی کاهنده روند افزایشی داشته است و حداقل نرخ بهره واقعی به میزان ۳۳,۲٪- در فصل چهارم سال ۱۳۷۴ و حداکثر میزان آن مربوط به سال ۱۳۷۹ و بالغ بر ۴,۳٪ بوده است. در نهایت متوسط نرخ بهره واقعی طی دوره مطالعه به میزان ۶,۵٪- بوده است.

۵- تخمین مدل و تفسیر نتایج

جهت برآورد مدل از تکنیک خود توضیح با وقفه‌های گسترده استفاده می‌شود. دلیل استفاده از تکنیک ARDL این است که در کنار تخمین پویایی‌های کوتاه مدت، برآورد ارتباط بلندمدت متغیرهای مدل نیز مد نظر است. پسران و شین^۱ (۱۹۹۵)، ثابت می‌کنند که اگر بردار هم‌انباشتگی از به کارگیری روش حداقل مربعات بر یک رابطه خود توضیح با وقفه‌های گسترده (که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده باشد، به دست آید) علاوه بر این که برآوردگر حداقل مربعات توزیع نرمال دارد، در نمونه‌های کوچک نیز از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار خواهد بود. به علاوه آنها نشان می‌دهند که یکی از مزایای استفاده از روش ARDL این است که بدون توجه به $I(0)$ یا $I(1)$ بودن متغیرها، می‌توان برآوردهای سازگاری از ضرایب بلندمدت به دست آورد.

در این روش پس از تصریح مدل، باید وقفه‌های بهینه یکایک متغیرها اعم از درون‌زا و برون‌زا را تعیین کرد. نرم افزار میکروفیت^۲، به کاربر این امکان را می‌دهد که از بین الگوی تخمین زده شده با استفاده از یکی از چهار معیار آکاییک (AIC)^۳، شوارتز-بیزین (SBC)^۴ و حنان-کوین (H)^۵، الگویی را برگزیند که تعداد وقفه‌های آن در مقایسه با سایر الگوها، بهینه باشد. معمولاً از معیار شوارتز-بیزین (SBC) برای تعداد وقفه‌های بهینه الگو استفاده می‌شود، زیرا این معیار از وقفه‌های کمتری استفاده می‌کند. پس از تصریح شکل بهینه اقتصادسنجی مدل، برآوردی از ضرایب متغیرهای الگو ارائه می‌شود. این ضرایب نشان دهنده پویایی‌های مدل در کوتاه‌مدت هستند. در مرحله بعد این مسئله بررسی می‌شود که: آیا بین متغیرهای مدل، ارتباط تعادلی بلندمدت وجود دارد یا خیر؟ در واقع هدف در این مرحله آزمون این نکته است که آیا رابطه پویای کوتاه‌مدت برآورد شده به سمت رابطه تعادلی بلندمدت گرایش دارد یا خیر؟

همچنین می‌توان مدل تصحیح خطاء مربوط به الگوی انتخابی را برآورد کرد. به این ترتیب که پس از آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرها، جمله خطاء مربوط به رگرسیون هم‌انباشتگی با یک وقفه زمانی را به عنوان متغیر مستقل در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرها قرار داد، سپس به کمک

^۱. Pesaran & shin

^۲. Microfit

^۳. Akaike

^۴. Schwarz-bayesian

^۵. Hannan-Quinn

روش OLS ضرایب برآورد می‌گردد. ضریب جمله تصحیح خطاء سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد.

در این بخش، نتایج حاصل از تخمین الگو به روش ARDL ارائه می‌شود. تمام تخمین‌ها در این بخش با استفاده از نرم افزار میکروفیت استخراج شده است. ابتدا وفقه‌های بهینه مربوط برای تمام متغیرها تعیین شده و شکل صحیح مدل از لحاظ اقتصادسنجی، تصریح می‌شود. سپس نتایج تخمین الگوی کوتاه‌مدت که پویایی الگو را در خود دارد ارائه می‌شود، پس از آن با استفاده از آماره‌های مربوطه درستی یا نادرستی فرضیه صفر مبنی بر وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای مدل آزمون و در صورت عدم رد فرضیه، رابطه بلندمدت تعادلی بلندمدت نیز برآورد می‌شود. سرانجام الگوی تصحیح خطاء مربوط به مدل، تخمین زده می‌شود.

در روش ARDL، به درجه جمعی بودن متغیرهای الگو توجه نمی‌شود و می‌توان با تعیین وفقه‌های مناسب برای متغیرهای الگو، الگوی مناسب کوتاه‌مدت را برآورد نمود. با توجه به مبانی نظری رایج شده، الگوی خود توضیح با وفقه‌های گسترده زیر به منظور تفسیر رفتار سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های مسکونی شروع شده IHS بکار گرفته می‌شود:

$$IHS_t = INPT_t + \sum_{j=1}^p \alpha_j IHS_{t-j} + \sum_{j=0}^{q1} \beta_{1j} QHS_{t-j} + \sum_{j=0}^{q2} \beta_{2j} K_{t-j} + \sum_{j=0}^{q3} \beta_{3j} RR_{t-j} \quad (18)$$

در رابطه (۱۸)، IHS سرمایه‌گذاری در مسکن، $INPT_t$ مقدار ثابت (عرض از مبدا، متغیرهای مجازی، روند)، QHS نسبت توپین-Q، k ذخیره مسکن و RR نرخ بهره واقعی مورد استفاده می‌باشد. با توجه به معنی دار نبودن متغیر نرخ بهره از لحاظ آماری و کاهش ضریب تعیین اصلاح شده، این متغیر از مدل حذف شده است.

همچنین جهت بررسی سرمایه‌گذاری در ادوار تجاری با تجزیه قیمتی داده‌ها، دوره زمانی مورد استفاده به دو بخش تقسیم شده‌اند که از دو معیار برای این تفکیک استفاده شده است: (۱) افزایش و یا کاهش قیمت مسکن، مبنای تفکیک داده‌های فصلی مورد استفاده به دو دسته می‌باشد. بخش اول داده‌های مربوط به مشاهداتی است که کاهش قیمت مسکن اتفاق افتاده و سال‌هایی که قیمت با افزایش مواجه بوده است بخش دوم داده‌ها را تشکیل می‌دهد. بر این اساس تابع سرمایه‌گذاری مسکن به صورت جداگانه برای دو دوره رکود و رونق (بر مبنای قیمت واقعی مسکن) تخمین زده

شده است. ۲) در معیار دوم، نوسانات ادواری رونق و رکود قیمت مسکن با استفاده از فیلتر هادریک پرسکات مشخص می‌شود.

نتایج تخمین برای دوره کل و ادوار تجاری رکود و رونق با معیار HP و رشد قیمت واقعی مسکن در جدول (۱) خلاصه شده است. بر اساس معادله پویای کوتاه‌مدت تعیین سرمایه‌گذاری مسکن در ساختمان‌های شروع شده، ضرایب در سطح ۰,۵ درصد معنی‌دار هستند. مدل پویای کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری مسکن نشان می‌دهد که نسبت توپین-Q دارای تاثیر مثبت و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری مسکن می‌باشد به طوری که با افزایش یک واحد نسبت توپین-Q، به طور متوسط سرمایه‌گذاری مسکن در دوره کل به اندازه ۱,۷ میلیارد ریال افزایش می‌یابد و این کمیت مطابق دو معیار تفکیک به ترتیب برای دوره رونق ۲,۸ و ۲,۳ میلیارد ریال و برای دوره رکود ۲,۰۹ و ۰,۳۷ میلیارد ریال است. لذا در کل دوره و همچنین دوره رونق طرف عرضه به تغییرات تقاضا به خوبی واکنش نشان می‌دهد.

بزرگتر از یک بودن نسبت توپین-Q نشان می‌دهد سرمایه‌گذاری در مسکن در دوره کل و رونق برای سرمایه‌گذاران از سود قابل توجهی برخوردار است. یعنی در دوره رونق قیمت بزرگتر از هزینه‌ها می‌باشد و با افزایش یک واحد هزینه سرمایه‌گذاری در مسکن، قیمت مسکن مطابق دو معیار تفکیک (۲/۸-۲/۳) واحد افزایش می‌یابد. در کل دوره یک واحد افزایش هزینه سرمایه‌گذاری در مسکن، قیمت مسکن را ۱/۷ واحد افزایش می‌دهد و باعث سودآوری این بخش می‌شود. به همین دلیل بخش مسکن از جذابیت بالایی برای سرمایه‌گذاران برخوردار می‌باشد. نتایج نشان از تاثیرگذاری بیشتر نسبت توپین-Q در دوره رونق در مقایسه با کل دوره و دوره رکود دارد، بدین معنی که سرمایه‌گذاری در دوره رونق دارای سودآوری بیشتری نسبت به دو دوره دیگر مورد بررسی می‌باشد.

جدول ۱: نتایج تخمین مدل پویای کوتاه مدت سرمایه گذاری

| کل دوره | معیار نرخ رشد قیمت واقعی مسکن | | معیار HP | | متغیرها |
|------------------|-------------------------------|-----------------|------------------|------------------|--------------------|
| | رکود | رونق | رکود | رونق | |
| ۰/۸۷ (۶/۸) | ۰/۲۱ (۱/۰۸) | ۰/۳۹ (۱/۷۷) | ۰/۱۲ (۰/۷۲) | ۰/۴۰ (۲/۳۶) | HIS(-1) |
| -۰/۳۶ (-۲/۶۲) | - | - | -۰/۶۴ (-۳/۵۲) | - | HIS(-2) |
| ۱/۷۳ (۲/۵) | ۰/۳۷ (۳/۴۵) | ۲/۳۲ (۲/۴۵) | ۲/۰۹ (۱/۹۵) | ۲/۸۶ (۲/۷۱) | QHS |
| - | - | - | ۰/۱۵ (۰/۱۱) | - | QHS(-1) |
| - | - | - | -۱/۲۵ (-۱/۲۳) | - | QHS(-2) |
| ۰/۰۰۷ (۳/۲۱) | ۰/۰۱ (۲/۶۵) | ۰/۰۰۷ (۲/۰۴) | ۰/۰۲ (۵/۲۸) | ۰/۰۰۸ (۲/۵۵) | KHS |
| ۰/۱۲ (۰/۶۸) | -۰/۰۱ (-۰/۳۴) | ۰/۰۳ (۰/۰۹) | ۱/۸ (۵/۰۴) | -۰/۲۶ (-۰/۸۳) | C |
| ۰/۹۴ | ۰/۹۴ | ۰/۸۹ | ۰/۹۲ | ۰/۹۳ | R ² |
| ۲۱۲ | ۱۵۷ | ۵۲ | ۴۲ | ۱۳۰ | F-stat |
| ۰/۶۲ | ۰/۸۵ | (۰/۳۷) | ۹/۰۱ (۰/۰۶) | ۵/۸۳ (۰/۲۱) | Serial correlation |
| ۰/۷۳ | ۰/۵۳ | (۰/۱) | ۱/۳۷ (۰/۲۴) | ۰/۱۴ (۰/۷۴) | Function form |
| ۰/۹۸ | ۰/۵ | (۰/۹) | ۰/۱۸ (۰/۶۶) | ۳/۱۲ (۰/۰۷) | Heteroscedasticity |

- HP و نرخ رشد قیمت واقعی مسکن؛ معیار تفکیک ادوار رونق و رکود می باشد.

-منبع: محاسبات تحقیق

ضرایب هر دو روش تفکیک بسیار به هم نزدیک هستند. از این رو در اینجا فقط از یکی از روش ها (روش هادریک پرسکات) برای تحلیل استفاده می شود. ضریب نسبت توبین-Q در دوره رکود برابر (۲/۰۹) است یعنی این که در دوره رکود با افزایش یک واحدی نسبت توبین-Q، سرمایه گذاری مسکن به اندازه (۲/۰۹) میلیارد ریال افزایش می یابد. ضریب نسبت توبین-Q در

مقایسه با کل دوره و دوره رونق کوچکتر می‌باشد و نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری در دوره رکود نسبت به دوره رونق سودآور نمی‌باشد. با توجه به تنوری سرمایه‌گذاری مسکن، اگر نسبت توین- Q کوچکتر از یک باشد، این ضریب به معنی عدم تعادل سطح سرمایه‌گذاری و ذخیره مسکن خواهد بود. به عبارت دیگر عرضه مسکن در دوره رکود بیشتر از تقاضا بوده و جهت رسیدن به تعادل بازار مسکن، قیمت مسکن باید کاهش یابد. کاهش قیمت مسکن به زیان منجر می‌شود چرا که هزینه‌ها بیشتر از قیمت مسکن افزایش یافته و باید ذخیره مسکن از طریق استهلاک کاهش پیدا کند. همچنین نتایج نشان از تاثیر مثبت و معنی‌دار موجودی مسکن بر سرمایه‌گذاری مسکن به اندازه $0,007$ در دوره کل و دوره رونق بوده و برای دوره رکود ضریب مذکور $0,02$ می‌باشد. بدین مفهوم که، با افزایش یک واحدی ذخیره مسکن، سرمایه‌گذاری به طور متوسط $0,007$ میلیارد ریال افزایش می‌یابد. ضریب ذخیره مسکن در دوره رکود نسبت به سایر دوره بزرگتر می‌باشد و ضریب مربوطه می‌تواند اثر کمبود و یا مازاد تقاضا بر سرمایه‌گذاری را نشان دهد. به هر حال افزایش ذخیره مسکن مقدار سرمایه‌گذاری لازم برای افزایش و یا ثابت بودن ذخیره مسکن و یا جبران استهلاک را افزایش می‌دهد، لذا علامت انتظاری ضریب مثبت است.

جدول (۱) آزمون‌های تشخیص صحت الگو، آماره ضریب فیشر، درستی الگو را در سطح پنج درصد مورد تأیید قرار می‌دهد. همچنین برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها از آزمون F فیشر استفاده شده است. پسران و دیگران در سال ۱۹۹۶ وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی را به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معنی‌دار بودن سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطاء مورد آزمون قرار می‌دهند. پسران مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرورها و اینکه مدل دارای عرض از مبدأ و روند است یا خیر محاسبه کرده‌اند. آنها دو گروه از مقادیر بحرانی را ارائه نمودند؛ یکی بر این اساس که تمام متغیرها پایا و دیگری بر این اساس که تمام متغیرهای مدل ناپایا هستند. اگر F محاسباتی فراتر از این محدوده قرار گیرد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و اگر در محدوده پایینی قرار گیرد فرضیه صفر پذیرفته می‌شود.

آماره F محاسباتی وجود بردار همگرایی بین متغیرهای QHS و IHS برابر $F(4, 51) = 6,25$ را تأیید می‌کند و با توجه به مقادیر بحرانی در سطح 5% برابر $F(1) = 4,37$ و $I(0) = 3,21$ است. با توجه به اینکه آماره محاسباتی F در خارج از این بازه قرار دارد، این مقدار بیشتر از F جدول می‌باشد.

در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها رد می‌شود. پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، نتایج تخمین مدل بلندمدت سرمایه‌گذاری مسکن در جدول (۲) درج شده است. همچنین مقادیر t همگرایی بنرجی دولادو-مستر برای معادله کوتاه‌مدت معیار HP محاسبه شد که عبارت از $۴/۳۴$ و $۳/۷۵$ می‌باشد که در سطح اطمینان پنج و ده درصد از مقادیر بحرانی ($۳/۸۲$ و $-۳/۴۵$) بیشتر بوده و نشان دهنده رابطه بلندمدت است. با توجه به جدول (۲) ضرایب نسبت توپین-Q در مدل‌های کل دوره و دوره رونق به ترتیب برابر $۳,۵$ و $۴,۷۸$ حاصل شده است که در مقایسه با کوتاه‌مدت دارای تأثیر بیشتری بر سرمایه‌گذاری در مسکن می‌باشد. می‌توان این گونه تفسیر نمود که با افزایش یک واحدی نسبت توپین-Q، سرمایه‌گذاری در مسکن $۳,۵$ میلیارد ریال در بلندمدت افزایش می‌یابد. این در حالی است که در دوره رونق با افزایش یک واحدی توپین-Q سرمایه‌گذاری در مسکن به اندازه $۳,۸$ میلیارد ریال افزایش می‌یابد. نتایج حاصل از مدل بلندمدت دوره رکود نشان می‌دهد که در بلندمدت سرمایه‌گذاری در این دوره سودآور نمی‌باشد و ضریب مربوطه مطابق دو معیار تفکیک $۰/۶۴$ است.

جدول ۲: نتایج حاصل از مدل بلندمدت سرمایه‌گذاری مسکن

| متغیرها | معیار HP | | معیار نرخ رشد قیمت واقعی مسکن | | کل دوره |
|---------|----------|--------|-------------------------------|---------|---------|
| | رونق | رکود | رونق | رکود | |
| QHS | ۴/۷۸ | ۰/۶۴ | ۳/۸۲ | ۰/۴۶ | ۳/۵ |
| | (۳/۹۳) | (۰/۸۳) | (۳/۱۷) | (۴/۸) | (۳/۶) |
| KHS | ۰/۰۱ | ۰/۰۱ | ۰/۰۱ | ۰/۰۱ | ۰/۰۰۱ |
| | (۳/۴۷) | (۶/۹۳) | (۲/۷۵) | (۳/۴) | (۴/۰۴) |
| C | -۰/۴۴ | ۱/۱۸ | ۰/۰۵ | -۰/۰۱ | ۰/۲۴ |
| | (-۰/۸۶) | (۵/۷۱) | (۰/۰۹) | (-۰/۳۴) | (۰/۶۷) |

منبع: محاسبات تحقیق

متغیر ذخیره مسکن نیز در بلندمدت دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر سرمایه‌گذاری مسکن می‌باشد. همچنین ضرایب ذخیره مسکن در بلندمدت بیشتر از مقدار کوتاه مدت خود می‌باشند که نشان از تأثیرگذاری بیشتر این متغیرها در بلندمدت بر سرمایه‌گذاری دارد.

پس از الگوی بلندمدت، به برآورد الگوی تصحیح خطاء می‌پردازیم. به این ترتیب پس از آزمون همجمعی بین متغیرها، جمله خطاء مربوط به رگرسیون همجمعی با یک وقفه زمانی را به عنوان یک متغیر توضیحی در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرها قرار داده، سپس به کمک روش OLS، ضرایب الگو برآورد می‌شود. ضریب جمله تصحیح خطاء EC، سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. در نتیجه تخمین الگوی تصحیح خطاء، ضریب تصحیح خطاء برای دوره کل ۰,۵۰- حاصل شده است که در سطح یک درصد معنی‌دار می‌باشد. مقدار این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره (هر فصل) سرمایه‌گذاری در مسکن در مدل دوره کل نیمی از شکاف عدم تعادل سرمایه‌گذاری مسکن تعدیل می‌شود به عبارت دیگر این ضریب نشان می‌دهد که عدم تعادل ایجاد شده در بلندمدت با سرعت ۵۰ درصد به سمت تعادل تعدیل می‌شود. ضریب تصحیح خطاء برای دوره‌های رونق و رکود به ترتیب ۰,۶۱- و ۰,۷۹- حاصل شده است. همچنین جهت تجربه و تحلیل و تأثیر نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری مسکن این متغیر نیز وارد مدل شده اما تأثیر این متغیر بر سرمایه‌گذاری مسکن مطابق انتظارات تئوریک نبوده و از لحاظ آماری نیز معنی‌دار نبود لذا از مدل خارج گردید، بنابراین مدل مشابه مطالعات انجام شده فقط شامل متغیر توبین -Q و ذخیره سرمایه مسکن می‌باشد.

۶- نتیجه‌گیری

در این مطالعه، تابع سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های مسکونی شروع شده در اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۶ با استفاده از داده‌های فصلی و به روش مدل خود توزیع با وقفه‌های گسترده، به صورت روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت و مدل تصحیح خطاء تخمین زده شده است. نتایج حاصل از مطالعه نشان می‌دهد که نسبت توبین -Q به خوبی توانسته سرمایه‌گذاری مسکونی در ایران را توضیح دهد. با کمک مدل ARDL دوره پویای کوتاه‌مدت و سپس دوره بلندمدت مدل سرمایه‌گذاری مسکن ایران تخمین زده شد. در این تخمین از متغیرهای نسبت توبین -Q (QHS) و ذخیره موجودی مسکن (KHS) استفاده شده است که ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها معنی‌دار بوده و نسبت توبین -Q و ذخیره مسکن دارای رابطه مثبت با سرمایه‌گذاری مسکن می‌باشد. ضریب نسبت توبین در این تخمین ۱,۷ برای مدل پویای سرمایه‌گذاری و ۳,۵ برای دوره بلندمدت مدل سرمایه‌گذاری می‌باشد که به مفهوم تضمین سودآوری در بخش مسکن

برای سرمایه‌گذاران است. علاوه بر آن جهت بررسی تأثیر رکود و رونق بر سرمایه‌گذاری مسکن با تفکیک دوره مورد به بررسی به رکود و رونق، تخمین جداگانه برای دوره‌ها ارائه شده است. همچنین علامت ضرایب متغیرهای نسبت توپین-Q (QHS) و ذخیره موجودی مسکن (KHS) در کوتاه‌مدت و بلندمدت در کل دوره و دوره رونق و رکود دارای علامت مورد انتظار و معنی‌دار بوده است. به طوری که نسبت توپین-Q و ذخیره مسکن دارای رابطه مثبت با سرمایه‌گذاری مسکن می‌باشد. ضریب نسبت توپین-Q در این تخمین برای مدل پویا ۲,۸ برای دوره بلندمدت ۴,۷۸ حاصل شده است. این ضریب بدین مفهوم می‌باشد که با افزایش یک درصدی نسبت توپین-Q، سرمایه‌گذاری در دوره رونق به اندازه ۲,۸ میلیارد ریال افزایش می‌یابد. ضریب ذخیره مسکن در این تخمین ۰,۰۰۷ حاصل شده است. بدین مفهوم که با افزایش یک واحدی در ذخیره مسکن سرمایه‌گذاری در مسکن به اندازه ۰,۰۰۷ میلیارد ریال افزایش می‌یابد. در دوره رونق به دلیل بزرگتر بودن قیمت مسکن نسبت به هزینه‌های مسکن، سودآوری در این بخش برای تولیدکنندگان تضمین شده است و سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. ضریب نسبت توپین-Q در این دوران بزرگتر از یک می‌باشد. در دوران رکود ضریب نسبت توپین-Q برابر ۲ حاصل شده است و نشان می‌دهد که تضمینی برای سودآوری تولیدکنندگان در این دوران وجود ندارد و سرمایه‌گذاری در مسکن کاهش می‌یابد. هر چند این ضریب در بلندمدت افزایش یافته است.

پس از بدست آوردن ضرایب بلندمدت، از الگوی تصحیح خطا به منظور به دست آوردن روابط کوتاه‌مدت پویا استفاده شده است. در این الگوها نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها با مقادیر تعادلی و بلندمدت آنها ارتباط داده می‌شوند. ضریب جمله خطا سرعت تعدیل مدل کوتاه‌مدت به بلندمدت را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که ضریب جمله خطا معنی‌دار و تقریباً معادل ۵۰ درصد می‌باشد و می‌توان نتیجه گرفت که بر اساس جمله تصحیح خطا در هر دوره ۵۰ درصد از عدم تعادل یک دوره در سرمایه‌گذاری مسکن در دوره بعدی تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر، این ضریب نشان می‌دهد که هر عدم تعادل ایجاد شده در رابطه بلندمدت با سرعت ۵۰ درصد توسط تغییر در سرمایه‌گذاری مسکن تعدیل می‌شود. این در حالیست که ضریب تصحیح خطا دوره رونق معادل ۶۲ درصد و برای دوره رکود برابر ۷۰ درصد و برای مدل همراه با متغیر مجاری ۶۱ درصد می‌باشد. تخمین مدل در دوره‌های افزایش و کاهش قیمت مسکن و تجزیه قیمتی دوره مورد مطالعه حکایت از نامتقارن بودن ضرایب دارد و در مجموع علی‌رغم سودآور بودن و وجود

فرصت و پتانسیل بسیار زیاد برای سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، نوسان ادواری مانع رشد با ثبات بلندمدت سرمایه‌گذاری در این بخش شده است که تبعات آن به کل اقتصاد سرایت می‌یابد و ضروری است با اعمال سیاست‌های صحیح از نوسانات شدید آن جلوگیری شود. فرضیه تحقیق حاضر این است که آیا نسبت توپین-Q بر سرمایه‌گذاری مسکن تاثیر مثبت دارد؟ با توجه به نتایج حاصل از تخمین مدل‌ها در کل دوره و دوره رونق و رکود نتایج همگی از تاثیر مثبت نسبت توپین-Q بر سرمایه‌گذاری مسکن حکایت دارند.

۷- پیشنهادات

نوسانات ادواری بخش مسکن رفتار متفاوت سرمایه‌گذاران این بخش را در دوره‌های رکود و رونق به دنبال دارد. با توجه به طولانی بودن دوره ساخت و عدم اطمینان به آینده بازار مسکن و برنامه‌ریزی بر پایه پیش‌بینی آینده، رفتار محتاطانه سرمایه‌گذاران اثرات گسترده‌ای بر بازار مسکن به جای می‌گذارد و معمولاً اثرات آن بر عملکرد بخش‌های مرتبط و کل اقتصاد امری اجتناب‌ناپذیر است. از این رو اتخاذ سیاست‌های اقتصادی مناسب جهت تأثیرگذاری بر انتظارات سرمایه‌گذاران و تشویق سرمایه‌گذاری مسکن حایز اهمیت است. سیاست‌گذاری‌های اقتصادی در جهت تقویت بخش‌های غیر تجاری تولید مسکن (تولید به منظور استفاده شخصی و استفاده اعضا) به ویژه در دوره رکود، تشویق تقاضای سرپناه مسکن و ایجاد تقاضای مؤثر، نزدیک کردن حلقه‌های اتصالی تولیدکننده و مصرف‌کننده، تولید مشارکتی در کنار اجرای سیاست‌های پولی و مالی در جهت کنترل بخش مسکن و پیشگیری و یا کاهش شدت شوک‌های ادواری بخش مسکن از جمله مواردی است که به منظور کمک به رشد با ثبات بلندمدت بخش مسکن بسیار ضروری به نظر می‌رسد.

منابع و مأخذ

الف: منابع و مأخذ فارسی

۱. امینی، علیرضا. نشاط، حاجی محمد. و اصلانچی، محمدرضا (۱۳۸۶). "بازنگری برآورد سری زمانی جمعیت شاغل به تفکیک بخش‌های اقتصادی ایران (۱۳۳۵-۱۳۸۵)". مجله برنامه و بودجه (۱۰۲): ۴۷-۹۸.
۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی. "خلاصه نتایج آمار فعالیت‌های ساختمانی بخش خصوصی در مناطق شهری استان‌های مختلف کشور". سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۰.
۳. تشکینی، احمد (۱۳۸۴). اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit، تهران، انتشارات دیباگران تهران.
۴. چگنی، علی (۱۳۸۷). "بررسی شاخص‌های کلان بخش مسکن". فصلنامه اقتصاد مسکن (۳۶ و ۳۵): ۲۶-۳۳.
۵. خلیلی عراقی، منصور. و موسوی، سایه (۱۳۷۹). "برآورد تابع عرضه مسکن در ایران". مجله تحقیقات اقتصادی (۵۷): ۱-۲۹.
۶. رفیعی، مینو (۱۳۸۲). "سرمایه‌گذاری در مسکن در مناطق مختلف کشور نابرابری‌ها و راه حل‌ها". فصلنامه اقتصاد مسکن (۳۴): ۱۸-۲۷.
۷. عاقلی کهنه شهری، لطفعلی (۱۳۸۶). "تحلیل عوامل موثر بر تقاضای سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی شهری". فصلنامه علمی اقتصاد مسکن (۴۰): ۵-۱۸.
۸. فلاحی محمد علی. و چشمی علی (۱۳۸۳). "برآورد تابع سرمایه‌گذاری Q توبین با تاکید بر نقش مالیات بر شرکت‌ها در ایران". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران (۱۹): ۷۹-۹۵.
۹. قلی زاده، علی اکبر (۱۳۸۷). نظریه قیمت مسکن در ایران: به زبان ساده، همدان، انتشارات نور علم.
۱۰. اکبریان، حجت (۱۳۸۸). سرمایه‌گذاری مسکن و رشد اقتصادی در ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا.
۱۱. گجراتی، دامودار (۱۳۸۵). مبانی اقتصاد سنجی. حمید ابریشمی؛ تهران، انتشارات دانشگاه تهران.
۱۲. نجفی، بنفشه (۱۳۸۵). "سنجش سهم عوامل موثر بر عرضه بخش مسکن در مناطق شهری". فصلنامه اقتصاد مسکن (۳۷ و ۳۸): ۴۲-۵۹.

ب: منابع و مأخذ لاتین

1. Berg Lennart and Berger Tommy (2006). "The Q Theory and the Swedish Housing Market :an Empirical Test". Journal Real Estate Finan Economic (33): 329-344.
2. Bharat, B, and Yang, Z, (2002). "House Prices and Housing Investment in Sweden and the United Kingdom: Econometric Analysis for the Period 1970-1998". Review of Urban and regionaldevelopment Studies 14(2): 189-216.
3. Ciccolo, John and Fromm, Gary, (1979). "Q and the Theory of Investment". The Journal of Finance 14(2). May 1979.
4. Jud, G. D. and Winkler, Daniel T. (2003). "The Q Theory of Housing Investment". of Real Estate Finance and Economics 27(3): 379-392.
5. Gyourko. Joseph (2003). "Urban Decline and Housing Reinvestment: The Role of Construction Costs and the Supply Side". Real Estate & Finance Departments The Wharton School University of Pennsylvania.
6. Hayshi, Fumio (1981). "Tobin's Marginal q and Average Q: A Neoclassical Interpretation". Discussion Paper 50(1): 213-224.
7. Holm, Hanna (2006). *Housing Investment in Germany - an Empirical Test*, Master Thesis, D-level, Uppsala University.
8. Lee, Gabriel S. (1999). "Housing Investment Dynamics, Period of Production, and Adjustment Costs". Journal of Housing Economics 8: 1-25.
9. Lin, Chu-Chia (2005). "Tobin's Q and Housing Investment: The Case of Taiwan". Annual Conference on the Chinese Society of Housing Studies Department of Economics, National Chengchi University, Taipei, Taiwan.
10. Khalili -Araghi, Mansour (2005). "Investment in Housing Sector, an Input- Output Approach". Iranian Economic Review 10(14): 21-38.

پیوست

مروری بر برخی از روش‌های برآورد موجودی سرمایه

در این بخش، روش‌ها و تکنیک‌های متداول برآورد موجودی سرمایه مورد بررسی قرار می‌گیرد. اغلب مطالعات انجام شده در این زمینه به دو گروه زیر تقسیم بندی می‌شوند:

۱. گروه اول، مطالعاتی است که با استفاده از نظریات اقتصادی، الگوهای رشد، شرایط تعادل و تعاریف مختلف، موجودی سرمایه را برآورد کرده‌اند.
۲. گروه دوم، مطالعاتی است که در برآورد موجودی سرمایه از روش‌های غیر مستقیم استفاده کرده‌اند. در این شیوه پس از جایگزینی متغیرهای مناسب به جای موجودی سرمایه و با اتخاذ فروض و تکنیک‌های مناسب به برآورد تابع تولید می‌پردازند و پس از برآورد تابع تولید و با استفاده از پارامترهای به دست آمده، موجودی سرمایه را محاسبه می‌کنند.

گروه اول

می‌توان این مطالعات را به سه دسته تقسیم بندی نمود:

الف) این دسته از مطالعات، با استفاده از روش نسبت سرمایه به تولید به برآورد موجودی سرمایه می‌پردازد. این شیوه در مطالعات سازمان ملل، بانک مرکزی ایران، ذوالنور و شهشهانی به کار گرفته شده است. اساس اکثر مطالعات این گروه نسبت سرمایه به تولید است که مستلزم فروض الگوی رشد هارود-دومار است. اما به دلایلی از جمله ثابت بودن میل متوسط به پس انداز و نسبت سرمایه به تولید، برابری پس انداز و سرمایه‌گذاری، این فروض در کشورهای در حال توسعه غیر واقعی هستند.

ب) دسته دوم از مطالعات وجود دارند که با استفاده از روش روند نمایی سرمایه‌گذاری خالص به برآورد موجودی سرمایه پرداخته‌اند. این روش در مطالعات عرب مازار و کلانتری به کار گرفته شده است.

در مطالعات کلانتری و عرب مازار برای محاسبه سرمایه‌گذاری از داده‌های آماری استهلاک بانک مرکزی استفاده شده است. همچنین با توجه به وقوع حوادث غیر عادی در اقتصاد ایران نظیر

وقوع انقلاب اسلامی، بروز جنگ تحمیلی و تحریم اقتصادی وجود رشد یکنواخت و ثابت در سرمایه‌گذاری مورد تردید است.

ج) سرانجام اینکه دسته سوم از مطالعات با استفاده از روش PIM^۱، موجودی سرمایه را برآورد کرده‌اند. این روش به پیشنهاد سازمان ملل متحد، به طور تقریبی توسط اکثر کشورها از جمله ایران مورد استفاده قرار گرفته است. استفاده از درصدهای ثابت نرخ استهلاک برای عمر مفید کالای سرمایه‌ای، معمولاً عمر مفید ماشین‌آلات و ساختمان‌ها در اقتصاد ایران به ترتیب ۱۸ و ۴۰ سال در نظر گرفته می‌شود. با توجه به اینکه آمارهای سرمایه‌گذاری به صورت مستند از سال ۱۳۳۸ به بعد موجود است. لذا اولین برآورد موجودی سرمایه ماشین‌آلات که از این روش به دست می‌آید مربوط به سال ۱۳۵۵ و برای ساختمان‌های سال ۱۳۷۷ می‌باشد و سال‌های قبل از آن امکان ندارد.^۲

گروه دوم

این گروه از مطالعات برای برآورد موجودی سرمایه از تابع تولید استفاده می‌نمایند. بدین ترتیب که تخمین تابع تولید از طریق جایگزین کردن روابطی به جای موجودی سرمایه صورت می‌گیرد. سپس بر اساس تخمین به دست آمده از پارامترها، موجودی سرمایه برآورد خواهد شد. در این گروه از مطالعات، مشخص نمودن تابع تولید، در دقت برآورد موجودی سرمایه بسیار موثر است. با توجه به انتقادات وارده بر مطالعات بر شمرده، آلبرت بغزیان به معرفی روش دیگری پرداخته که خلاصه روش کار آن به شرح زیر است:

محقق در مرحله اول، تولید بالقوه در فعالیتهای اقتصادی و کل اقتصاد را طی سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۵۶ با استفاده از روش "روند تولید واقعی" و "خط روند اوج‌های تعدیل شده" برآورد نموده است. طبق این روش، ابتدا تولید بالقوه برای دوره‌های زمانی که تولید واقعی روند منظمی داشته، بر اساس بهترین روند تولید بالفعل برآورده شده است. در دوره‌هایی که تولید روند منظمی نداشته ابتدا بر اساس روند زمانی بدست آمده، ارقام تولید بالقوه محاسبه گردیده و سپس با توجه به روش "خط روند اوج‌های تعدیل شده" و نیز با توجه به اینکه برخی از نقاط برآورد شده کمتر از مقادیر واقعی تولید هستند، بالاترین اختلاف بین تولید بالقوه برآورد شده است و تولید بالفعل طی دوره

^۱. Perpetual Inventory Method

^۲. ر.ک به بغزیان، ۱۳۷۱، فصل سوم

مورد نظر محاسبه و تمامی مقادیر به میزان این اختلاف افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، در حقیقت تنها یک نقطه در طول دوره، نقطه اوج انتخاب می‌شود. در مرحله دوم، استخراج رابطه محاسباتی موجودی سرمایه بررسی شده است. در این باره میزان مانده هر سرمایه‌گذاری ناخالص که در زمان U انجام پذیرفته است و هنوز در زمان t مورد استفاده قرار می‌گیرد، جزء موجودی سرمایه در زمان t محسوب گردیده و فرض شده که این سرمایه‌گذاری از زمان U تاکنون، یعنی پیوسته با یک نرخ استهلاک ثابت مستهلک شده است. چنانچه I_v معرف کل سرمایه‌گذاری در سال U و $t \geq U$ باشد خواهیم داشت:

| زمان | سرمایه‌گذاری ناخالص انجام شده | استهلاک سرمایه‌گذاری | سرمایه‌گذاری خالص باقی مانده |
|------------------------|-------------------------------|-----------------------|------------------------------|
| تا انتهای سال (v) ام | I_v | ۰ | I_v |
| ابتدای سال $(v+1)$ ام | - | ۰ | I_v |
| ابتدای سال $(v+2)$ ام | - | PI_v | $(1-P)I_v$ |
| ابتدای سال $(v+3)$ ام | - | $P(1-P)I_v$ | $(1-P)^2I_v$ |
| . | - | . | . |
| . | - | . | . |
| . | - | . | . |
| ابتدای سال $(t-1)$ ام | - | $P(1-P)^{(t-v-1)}I_v$ | $(1-P)^{(t-v-1)}I_v$ |
| ابتدای سال (t) ام | - | $P(1-P)^{(t-v)}I_v$ | $(1-P)^{(t-v)}I_v$ |

با توجه به اینکه I_v سرمایه‌گذاری ناخالص انجام شده در طول سال U ام می‌باشد، بنابراین در زمان U هیچ استهلاکی ندارد. بدین ترتیب، به میزان I_v سرمایه‌گذاری خالص به ابتدای سال $(U+1)$ منتقل می‌شود، که با به کارگیری این میزان سرمایه‌گذاری در جریان تولید، استهلاک سرمایه‌گذاری شروع می‌شود و در نتیجه تا ابتدای سال $U+2$ ام استهلاک سرمایه‌گذاری PI_v خواهد بود. بر اساس روند استهلاک ذکر شده می‌توان نوشت:

$$K(v,t) = (1-p)^{t-v-1} I_v \quad (1-A)$$

که در آن $K(v,t)$ ، خالص سرمایه‌گذاری باقی مانده در ابتدای سال (t) ام از سرمایه‌گذاری انجام شده در سال (v) ام می‌باشد. رابطه $(1-A)$ ، فرم گسسته رشد (منفی) I_v را طی $(t-v)$ سال نشان می‌دهد. فرم پیوسته این رابطه به صورت زیر است:

حال می‌توان موجودی سرمایه در ابتدای سال t را از طریق جمع کردن مانده سرمایه‌گذاری‌های انجام شده طی گذشت دروه $(-\infty)$ تا انتهای سال $(t-1)$ ام به دست آورد. بنابراین خواهیم داشت:

$$K_t = \int_{-\infty}^{t-1} K(v, t) dv = \int_{-\infty}^{t-1} I_v e^{-p(t-v-1)} dv \quad (2-A)$$

که در آن K_t میزان موجودی سرمایه در ابتدای سال t است. برای برآورد موجودی سرمایه از رابطه $(1-A)$ ، لازم است که I_v و P مشخص باشند. از آنجا که رابطه مذکور برای هر بخش اقتصادی صادق است، می‌توان K_t هر بخش را طی مراحل زیر برآورد کرد:

الف) بهترین روند زمانی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (در بخش‌ها و کل اقتصاد) انتخاب می‌شود. ب) پس از تعیین بهترین روند و جایگزینی آن در رابطه $(1-A)$ ، بر حسب P به دست می‌آید. با احتساب $0.02 \leq P \leq 0.2$ سرهای مختلف موجودی سرمایه برآورد می‌گردد.

ج) تابع تولید $Q_t = f(L_t, K_t)$ را در نظر بگیرید که در آن Q معرف حداکثر تولید ممکن (تولید بالقوه) در حالت اشتغال کامل کار و سرمایه در زمان t است. با توجه به سری‌های زمانی مختلف موجودی سرمایه، تولید بالقوه (که در مرحله اول برآورد شده) و اشتغال، تابع تولید در فرم‌های تابعی مختلف (متعالی، لگاریتمی متعالی، دبرترین کاب داگلاس) برآورد شده و در نهایت آن سری زمانی موجودی سرمایه که بهترین برازش را برای تابع تولید حاصل نماید، در نظر گرفته شده و نرخ استهلاک متناظر با آن به عنوان برآورد مطلوب نرخ استهلاک در نظر گرفته می‌شود. بر اساس برآوردهای متعدد از روندهای مختلف تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی برای همه بخش‌های اقتصادی و کل اقتصاد، روند نمایی یعنی $I_v = I_0 e^{av}$ به عنوان بهترین روند تشکیل سرمایه ناخالص در نظر گرفته شده است، ولی به دلیل فرم خاص این نوع تابع، محاسبه نرخ استهلاک با استفاده از روش جست و جو با مشکلات جدی رو به روست. از آنجا که روند درجه سوم یعنی $I_v = \alpha_0 + \alpha_1 v^3$ ، از نظر برازش بعد از روند نمایی قرار دارد، بنابراین از روند درجه سوم برای برآورد نرخ استهلاک و از روند نمایی برای برآورد موجودی سرمایه استفاده شده است. موجودی سرمایه را می‌توان بر اساس روند نمایی به صورت زیر برآورد کرد:

$$K_t = \int_{-\infty}^{t-1} I_v e^{-p(t-v-1)} dv = \int_{-\infty}^{t-1} I_0 e^{av} e^{-p(t-v-1)} dv = \frac{I_0 e^{-\alpha(t-1)}}{P + \alpha} \quad (3-A)$$

در این تحقیق ابتدا از روش معرفی شده البرت بغزیان و با در نظر گرفتن نرخ استهلاک کل اقتصاد به عنوان نرخ استهلاک بخش مسکن یعنی $3/7\%$ طی سال‌های ۸۶-۱۳۷۰ و موجودی سرمایه در فصل اول سال ۱۳۷۰ برآورد شده است و سپس با استفاده از رابطه تعدیل، موجودی سرمایه برای سال‌های مورد نظر تخمین زده شده است. شایان ذکر است رابطه تعدیل موجودی سرمایه برای سال‌های q2: ۱۳۷۰- q4: ۱۳۸۶ به صورت زیر می‌باشد:

$$K_t = (1 - p)K_{t-1} + I_t \quad (4-A)$$

برای برآورد موجودی سرمایه به تفکیک بخش‌های اقتصادی لازم است ابتدا توابع روند سرمایه‌گذاری تخمین زده شود که نتیجه تخمین در زیر ارائه شده است.

$$LIHS = 9.48 + 0.02T + 0.56MA(1), DW : 2.25, R^2 = 0.62 \quad (5-A)$$

در این معادله برآورد معادل ۰,۰۲ می‌باشد که با جایگذاری این کمیت در معادله (3-A) موجودی سرمایه ابتدای دوره مورد بررسی محاسبه می‌شود.

^۱. نگاه کنید به امینی، نشاط و بغزیان و ایمنی، صفاری پور و نهاوندی