فصلنامه علمی اقتصاد و مدیریت شهری، ۱۱(۴(پیاپی ۴۴))، ۲۲۵-۱۹۹
www.iueam.ir
نمایه در ISC، EconLit، Econbiz، EBZ، GateWay-Bayern، SID، Google Scholar، Noormags، Magiran،
Civilica، RICeST، Ensani
شاپا: ۲۸۷۰-۲۳۴۵

فصلنامه علمی
اقتصاد و مدیریت شهری

تحلیل تأثیر تحریم‌ها بر بخش مسکن شهری دولت‌های رانتیر
(موردمطالعه: شهرهای ایران)

سعید زنگنه شهرکی[۱] دانشیار گروه جغرافیا و برنامه‌ریزی شهری، دانشکده جغرافیا، دانشگاه تهران، تهران، ایران
اکبر حمیدی دانشجوی دکتری جغرافیا و برنامه‌ریزی شهری، دانشکده جغرافیا، دانشگاه تهران، تهران، ایران
رامین قربانی دانشجوی دکتری جغرافیا و برنامه‌ریزی شهری، دانشکده جغرافیا، دانشگاه تهران، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۵/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۲۵

چکیده: پژوهش حاضر در خصوص فرآیند رشد و توسعهٔ شهرنشینی به‌عنوان یک پدیده برون‌زا و بر پایه رشد خدمات شکل‌گرفته است که محصول روابط نابرابر اقتصادی و اجتماعی با کشورهای توسعه‌یافتهٔ صنعتی به همراه کاتالیزور تصمیمات فردا ست ا ست. این پژوهش با ا ستفاده از روش تحلیلی و رویکرد کمی انجام شده ا ست و به برر سی تأثیر تحریم‌ها بر بخش م سکنِ در فا صله زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ پرداخته شده ا ست. برای تبیین مدل تحقیق پنج د سته عوامل سیا سی، اقت صادی، نهادی، اجتماعی و کالبدی در نظر گرفته شدند. در این مطالعه با ا ستفاده از مدلهای اقت صاد سنجی ف ضایی با سه نوع داده مقطعی، سری زمانی و تلفیقی اقدام به بررسی داده‌ها شد. باتوجه به عدم دسترسی و فقدان اطاعات کافی در دوره آماری مذکور، در خصوص شاخص‌های مورد مطالعه، ابتدا شهرهای مراکز استان و سپس شهرهای ناحیه‌ای درجه ۲ و درجه ۳ مورد ارزیابی قرار گرفتند. به‌علاوه، با استفاده از داده‌های شهرهای کشور مدل رشد قیمت مسکن با استفاده از مدل خطای فضایی مورد تحلیل قرار گرفت. به دلیل وجود ناهم سانی واریانس در این مدل از برآورد گر KP – HET ا ستفاده شده ا ست. نتایج حا صل از این مطالعه بیانگر وجود اثرات فضایی تحریم در ر شد قیمت م سکن شهرهای کشور طی بازه مورد مطالعه ا ست. به صورتی که از بین متغیرهای اقتصادی؛ شاخص فقر، نرخ بیکاری و تخصصی شدن و از بین متغیرهای اجتماعی میزان مهاجرت، نرخ باروری عمومی و جمعیت فعال به عنوان مهمترین عوامل مؤثر بر رشد قیمت مسکن ارزیابی شدند. که این متغیرها هم به نوعی علت و هم معلول سازمان نیافتگی یک الگوی منسجم رشد قیمت در ادوار بعدی بوده‌اند.

واژگان کلیدی: مسکن، شهرنشینی، تحریم، ، اقتصاد سیاسی، وابستگی فضایی، اقتصاد سنجی فضایی، ایران.

[۱] نویسنده مسئول: saeed.zanganeh@ut.ac.ir

۱- بیان مسأله

در حال حاضر، مسأله مسکن و تغییرات الگو و ارزش آن، مسئله‌ای جهانی است و جوامع و کشورهای مختلف نیز با آن مواجه هستند (Gallent et al, 2003, Lyons, 2018: 84). مسکن، یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی است که بخشی پیشرو در کل اقتصاد می‌باشد، به‌طوری که نوسانات آن، تأثیرات بسیار مهمی را در اقتصادهای مختلف گذاشته است. رونق در این بخش، باعث رونق سایر بخش‌های اقتصادی می‌شود (کریمی و همکاران، ۱۳۹۸: ۵۰؛ Leamer, 2015؛ مهرگان و تیموری، ۱۳۹۵؛ خوشه‌گل گروسی و افشاری، ۱۳۹۶: ۶۳). در نتیجه، شناسایی وقایع و روندهای سیاسی و اقتصادی که بر چشم‌انداز و الگوهای مسکن شهری تأثیرگذارند، بسیار مهم است (Alawadi et al, 2018: 116). برای مثال، شهرنشینی سریع در کشورهای جنوب به رشد مسکن غیررسمی در مقیاس وسیع کمک کرده است (Turok and Borel-Saladin, 2015: 2). و میلیون‌ها خانوار شهری در این کشورها با مشکلات شدید در بخش مسکن مواجه‌اند (Gilbert, 2000: 145). در ایران نیز با توجه به شرایط حاکم بر اقتصاد در دهه‌های اخیر، بازار مسکن همواره با نوسانات شدید قیمتی و به تبع آن، دوره‌های رونق و رکود شدید، همراه بوده است (کریمی و همکاران، ۱۳۹۸: ۳۵).

اقتصاد ایران دارای دو ویژگی مهم است: سهم گستردهٔ نفت در اقتصاد و حضور چشمگیر دولت در بخش‌های مختلف اجتماعی ـ اقتصادی (خلیلی کامجو و نادمی، ۱۳۹۷: ۹۶)؛ از یک‌سو، درآمدهای نفتی به عنوان یک متغیر مستقل نقش اساسی در اقتصاد سیاسی ایران[1] در طول ۸۰ سال گذشته ایفا کرده‌است (فضلی‌نژاد و احمدیان، ۱۳۸۹: ۱۲۹) و به دلیل وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی، بخش مسکن تحت تأثیر شوک‌های قیمت نفت قرار گرفته است (Gholipour and Lean, 2017: 340؛ شمس و پالیزبان، ۱۳۸۹). مسأله بی‌ثباتی و نوسانات گسترده قیمت‌ها و بازده مسکن به‌ویژه در کلانشهرها را می‌توان بارزترین ویژگی این بخش مهم اقتصادی دانست (نصرالهی و آزاد غلامی، ۱۳۹۲؛ معینی و همکاران، ۱۳۹۷: ۶۱). از سویی دیگر، تحریم‌های ایالات متحدهٔ آمریکا، سازمان ملل و اتحادیهٔ اروپا بر بخش‌های مختلف اقتصادی ایران تأثیرات متفاوتی نهاده است (Palaniappa, 2013؛ Palaniappa, 2013؛ Torbat, 2005: 427؛ Kanter et al. 2012؛ Kokabisaghi, 2018: 374؛ Bozogmehr and Blas 2010؛ Gholipour and Lean, 2017: 340). تحریم‌های اقتصادی بزرگ علیه ایران درآمدهای نفتی ایران را کاهش داده‌اند (Roshan, 2015: 61؛ Palaniappa, 2013). هم‌چنین، تحریم‌ها باعث ریزش درآمدهای کشور، کاهش ارزش پول ملی و افزایش تورم و بیکاری شد (Kokabisaghi, 2018: 374). سرانهٔ تولید ناخالص داخلی در طول سال ۲۰۱۴-۲۰۱۲، ۳۵ درصد کاهش یافته است (World Bank, 2017). کاهش درآمدهای نفتی نه تنها بر هزینه‌های دولت تأثیر می‌گذارد، بلکه بر رفاه مردم ایران نیز بطور غیرمستقیم تأثیر می‌گذارد، جایی که نفت یک کالای اساسی استراتژیک محسوب می‌شود (Bozogmehr and Blas 2010). به‌طور کلی، تحریم‌های تجاری و اقتصادی موفق به آسیب رساندن به اقتصاد ایران شده‌اند (Torbat, 2005: 427) و ایران از سال ۲۰۱۲ (شروع تحریم‌های نفتی) دچار زوالِ شدید اقتصادی شده است (Kanter et al, 2012). به‌علاوه، بخش مسکن ایران در اثر تحریم‌های اقتصادی شدید، دچار وقفه ساختاری گردیده است (Gholipour and Lean, 2017: 340). به هر حال، در بلندمدت حتی درآمدهای بالای نفتی[2] منجر به پایداری بخش مسکن در دولت‌های رانتیر نمی‌شود (Al-Hafith et al, 2019: 5). در واقع، تشخیص تأثیر تغییرات کلان اقتصادی و محدویت‌های ناشی از تحریم‌ها در ایران ساده نیست و نیاز مبرم به

[1]- نگاه کنید به : شکل (۱). تحولات اقتصاد سیاسی ایران به لحاظ زمانی.

[2]- High oil revenues

مطالعه بیشتر را برجسته می‌کند (Moret, 2014: 7). از این رو، مطالعه حاضر به منظور ارائه معلومات دقیق و تفصیلی از رکود و رونق بخش مسکن، الگوهای موجود مسکن، نرخ‌های اجاره و قیمت آن در کلانشهرهای ایران که به‌طور همزمان ویژگیِ دولت رانتیر و تجربه تحریم‌های جهانی را در بردارد، صورت گرفته است.

همانطور که در بالا اشاره شد، بخش مسکن در کلانشهرهای ایران به‌دلیل سیاست‌های دولت (Gholipour and Lean, 2017: 340؛ خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۱؛ معینی و همکاران، ۱۳۹۷: ۵۹)، توسعه شهرنشینی شتابان (وفادار اصغری و همکاران، ۱۳۹۲: ۲؛ حسن گودرزی و آرمان مهر، ۱۳۹۷: ۸۰؛ قادری و ایزدی، ۱۳۹۵)، نوسانات قیمت نفت (Palaniappa, 2013؛ Kanter et al, 2012؛ فرزانگان و همکاران، ۲۰۱۵؛ معینی و همکاران، ۱۳۹۷؛ خوشه‌گل گروسی و افشاری، ۱۳۹۶؛ شمس و پالیزبان، ۱۳۸۹) و تحریم‌های اقتصادی از سوی ایالات متحده آمریکا، اتحادیه اروپا و سازمان ملل (Roshan, 2015: 61؛ Torbat, 2005: 427؛ اصلانی و اسدالهی، ۱۳۹۴؛ Kokabisaghi, 2018: 374) در دوره‌های زمانی مختلف، الگوها و تغییرات گوناگونی را پشت سر نهاده است. بعلاوه، شناخت دینامیسم مسکن کلانشهری در ایران، هم برای مقاصد سیاست‌گذاری دولتی و هم برای مقاصد پیش‌بینی اقتصادی در برهه‌های تحریم و کاهش درآمدهای نفتی اهمیت می‌یابد.

اشاره به دو نکته در زمینه «مسکن رانتیر[1]» با تأکید بر مقیاس کلانشهری ایران در اینجا حایز اهمیت است: نخست، از مهم‌ترین ویژگی‌های ساختاری بازار مسکن ایران می‌توان به سهم بالای هزینه مسکن در سبد هزینه خانوار (۵۳ تا ۶۳٫۸ درصد) بر حسب دهک‌های درآمدی اشاره نمود (دانش‌پور و حسینی، ۱۳۹۱: ۶۳-۶۴). اما در کشورهایی که در حل مشکلات مسکن موفق بوده‌اند، سهم هزینه مسکن در سبد هزینه خانوار کمتر از ۱۵ درصد است (اکبری، ۱۳۹۶: ۲۳۹). پیچیدگی چالش مذکور با در نظر گرفتن این‌که در میان اقتصادهای نفت‌محور، ایران بیشترین جمعیت شهرنشین (بیش از ۶۰ میلیون جمعیت شهرنشین) را در خاورمیانه دارد و یکی از جوامع شهرنشین رانتیر (۷۴ درصد شهرنشینی) محسوب می‌شود (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۵). بعلاوه، بیشترین میزان وابستگی به درآمدهای نفتی نیز در آن وجود دارد، بیشتر نمایان می‌شود. در مقابل، برخی کشورهای رانتیر با اتخاذ استراتژی نئولیبرالی تمرکز اقتصادی خود را از نفت به گذران اوقات فراغت، توسعه زیرساخت‌ها، امور مالی، گردشگری و املاک و مستغلات تغییر داده‌اند که امارات نمونه بارز این ادعاست (Kanna, 2010; Kathiravelu, 2016). دوم، اغلب اقتصادهای نفت‌محور و تحتِ تحریم‌های جهانی رکود بی‌سابقه‌ای را در بخش مسکن تجربه کرده‌اند؛ برای مثال، در سال ۲۰۰۹، ونزوئلا با کمبود مسکن ۱٫۵-۱٫۸ میلیون واحد مسکونی مواجه بود و حدود ۱ میلیون واحد نامناسب داشت (Dikdan and Monroy, 2008; Lara et al, 2008). در نتیجه، ما معتقدیم که این تحقیق در مشخص کردن رکود و رونق بخش مسکن کلانشهری ایران پس از اعمال تحریم‌ها، نقش قابل‌توجهی دارد.

پس از سال ۲۰۱۲، اقتصاد رانتیر ایران تحت یک الگوی منحصر به فردی از توسعه قرار گرفته است؛ در مطالعات پیشین (در بخش بعدی بدان تحقیقات پرداخته‌ایم) ، تحریم‌ها و تأثیرات آن بر بخش‌های ارز (کاغذیان و همکاران، ۱۳۹۴؛ اصلانی و اسدالهی، ۱۳۹۴؛ Roshan, 2015)، تعاملات نفت و مسکن (ابوالحسنی و همکاران، ۱۳۹۵؛ شهبازی و کلانتری، ۱۳۹۱؛ دلاوری و همکاران، ۱۳۸۷؛ حسینی و تهامی‌پور، ۱۳۸۸؛ عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۷)، سلامت و بهداشت (Kokabisaghi, 2018؛ Moret, 2014؛ Abidollah, 2014؛ Namazi, 2013) بانک مرکزی (Gholipour and Lean, 2017؛ Torbat, 2005) و سایر بخش‌های

[1]- Renteir Housing

اقتصادی (کریمی و همکاران، ۱۳۹۸؛ Amuzegar, 1997b) به خوبی تحلیل شده است، اما تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر رشد و رکود مسکن شهری، به‌ویژه کلانشهری به‌ندرت مورد بررسی قرار گرفته است (مهرگان و تیموری، ۱۳۹۵؛ معینی و همکاران، ۱۳۹۷؛ پناهی و همکاران، ۱۳۹۶). بنابراین، براساس دانش ما، هیچ مطالعه‌ای با رویکرد فضایی ـ مکانی همبستگی میان تحریم‌ها و تحولات بخش مسکن در یک اقتصاد رانتیر نفتی، به ویژه در منطقهٔ خاورمیانه را مورد کنکاش قرار نداده است؛ از این‌رو، نتایج تحقیق ما شواهد جدیدی از یک کشور تحت تحریم‌های شدید بین‌المللی فراهم می‌آورد که مسئله مسکن کلانشهری در آن به یکی از چالش‌های اساسی و بغرنج مدیریت شهری تبدیل شده است. اتخاذ چنین رویکردی برای تحلیل رکود بخش مسکن در کلانشهرها نه توسط سیاست‌ها و مطالعات مسکن در ایران و نه مطالعات قبلی مورد کاوش قرار نگرفته است. بنابر ماهیت مسئله و ابعاد تشریح شده موضوع، تحقیق حاضر در پی پاسخ به سوالات ذیل می‌باشد؛ ۱) عوامل اصلی تأثیرگذار بر بخش مسکن کلانشهری در اقتصاد رانتیر ایران کدامند؟ ۲) قیمت مسکن و اجاره‌بها در کلانشهرهای ایران پس از اعمال تحریم‌ها چقدر دگرگون شده است؟ ۳) تحریم‌ها بر رشد و رکود همگون یا ناهمگون مسکن کلانشهری در ایران چگونه تأثیر نهاده‌اند؟ در مرحله بعد، ما یک چارچوب مفهومی برای تحلیل تأثیرات تحریم‌ها بر مسکن کلانشهری ترسیم می‌کنیم. این امر پس از بررسی مطالعات قبلی در مورد تأثیرات تحریم‌ها بر اقتصاد دولت‌های رانتیر نفتی با تمرکز بر زمینهٔ ایران و بویژه کلانشهرها و بدین ترتیب گزاره‌های مرتبط برای تحلیل جامع استخراج می‌گردد. بر اساس سازماندهی مباحث مقاله، در ادامه پس از مرور پیشینه پژوهش، در قسمت دوم چارچوب نظری پژوهش تشریح می‌شود. در بخش سوم، روش پژوهش معرفی می‌شود. قسمت چهارم به ارائه یافته‌های پژوهش اختصاص دارد. بحث و تحلیل در بخش پنجم بیان شده و بخش پایانی پژوهش نیز در برگیرنده نتیجه‌گیری است.

۲- پیشینه تحقیق

ما در این بخش به مهم‌ترین مطالعات قبلی که با مؤلفه‌های پژوهش حاضر سنخیت مفهومی و محتوایی دارند، اشاره می‌کنیم. این مطالعات در سه طیف عمده قابل تقسیم‌بندی است: ۱) مطالعات متمرکز بر رشد و رکود مسکن شهری؛ ۲) مطالعات مرتبط با اقتصاد رانتیر و تحریم‌های اقتصادی در حوزهٔ مسکن؛ و ۳) مطالعاتی که تعاملات تکانه‌های نفتی و بخش مسکن را بررسی کرده‌اند.

۱) مطالعات متمرکز بر رشد و رکود مسکن شهری: پویایی مسکن در سطح کلانشهرها و شهرها در تحقیقات متعدد به‌صورت تجربی مورد بررسی قرار گرفته‌است (Ebekozien et al, 2019; Fan et al, 2019; Kok et al, 2018; Alawadi et al, 2018; Oikarinen, 2009). ابکوزیئن[1] و همکاران (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای به تحلیل عوامل عدم دسترسی افراد کم درآمد به مسکن در مالزی و ارائه راهکارها پرداخته‌اند. وضعیت نامناسب سیستم اطلاعات مرجع اعتبار مرکزی، درآمد ناکافی، نبود اعتبار، ترس از عدم توانایی در بازپرداخت وام و هزینه‌های عملیاتی، عدم وجود شواهد درآمد منظم و نظایر این‌ها به عنوان عوامل اصلی مؤثر در تخصیص وام مسکن می‌باشد. بعلاوه، دولت باید یک طرحِ ویژهٔ وام مسکن برای گروه‌های کم‌درآمد ایجاد کند. . فن[2] و همکاران (۲۰۱۹)، در تحقیقی که بر روی تنوع درون و بین منطقه‌ای قیمت مسکن در پنج شهر بزرگ چین (شنزن، پکن، گوانگژو، شانگهای و تیانجین) برای دورهٔ زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۸ و ۲۰۱۴-۲۰۱۱، انجام داده‌اند، معتقدند که متغیرهای کلان اقتصادی در تعیین روند قیمت بلندمدت در هر پنج شهر نقش تبیینی قدرتمندی دارند، اما این قدرت تبیینی در تیانجین بسیار ضعیف است. کوک[3] و همکاران (۲۰۱۸)، تأثیر تبادل مؤثر بر

[1]- Ebekozien
[2]- Fan
[3]- Kok

قیمت خانه و تقاضای مسکن در مالزی را مورد تحلیل قرار داده‌اند. آن‌ها خاطرنشان کردند که یک نرخ ارز مثبت و مؤثر در حجم معاملات نقش مهمی دارد و نرخ ارز از طریق هزینهٔ ساخت و ساز بر قیمت مسکن تاثیر می‌گذارد. علاوه‌براین، کاهش ارزش پول داخلی منجر به هزینه‌های بالای واردات، هزینه ساخت و ساز و قیمت مسکن می‌شود. آل اوادی[1] و همکاران (۲۰۱۸)، در تحقیقی به تحلیل تأثیر نیروهای شکل‌دهندهٔ مسکنِ شهری دبی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌های دولت در بخش مسکن و کاربری اراضی تعیین‌کنندهٔ چالش‌های فضایی و مقرون به صرفه بودن مسکن دبی بوده است؛ به‌طوری که تنها ۲۳ درصد از کل واحدهای مسکونی احداث شده برای طبقات متوسط مناسب است. نتایج حاصل از پژوهش معینی و همکاران (۱۳۹۷)، رابطهٔ منفی میان شاخص محدودیت زمین و شاخص چرخه عرضه ادواری را با قیمت مسکن نشان می‌دهد؛ بعلاوه، نتایج حاکی از رابطه مثبت و معنادار بین شاخص انتظارات ناشی از تحولات مسکن شهر پیشتاز و رشد نقدینگی با قیمت مسکن در کلانشهرهای ایران است. نصرالهی و آزاد غلامی (۱۳۹۲)، معتقدند که متغیرهای مؤثر بر قیمت مسکن در کلانشهرهای ایران به ترتیب اهمیت عبارتند از: وام مسکن، اجاره‌بهای مسکن، تولید ناخالص منطقه‌ای، نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ سود تسهیلات بانکی که ضرایب تمامی متغیرها به لحاظ آماری معنادار هستند. اویکارینن[2] (۲۰۰۹)، در تحقیقی به تحلیل همبستگی وام خانوار و پویایی قیمت مسکن کلانشهری در هلسینکی فنلاند پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که افزایش قیمت مسکن در کلانشهر هلسینکی به‌دلیل نسبت بدهی خانوار به تولید ناخالص داخلی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت ایجاد می‌شود. رابطه بلندمدت تخمینی بین قیمت مسکن، درآمد و نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی در طول دورهٔ نمونه ثابت و پایدار مانده اما پویایی کوتاه‌مدت به دلیل آزادسازی مالی در اواخر دههٔ ۱۹۸۰ تا حدودی تغییر کرده است. جانسون و واتووا[3] (۲۰۰۷) در مطالعه خود عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ۱۸ شهر بزرگ کانادا را بررسی کرده‌اند. نتایج برآورد مدل بر نقش بسزای سه عامل اساسی درآمد خانوار و جمعیت به طور مثبت و تغییر در موجودی مسکن به طور منفی در توضیح تفاوت قیمت مسکن تأکید دارد.

۲) مطالعات مرتبط با اقتصاد رانتیر و تحریم‌های اقتصادی در حوزهٔ مسکن: نتایج مقاله قلی‌پور و لین[4] (۲۰۱۷)، حاکی از آن است که نسبت قیمت مسکن منطقه‌ای به ملی تحت تأثیر تحریم‌های نفتی برای نیمی از استان‌های ایران غیر ثابت است. بعلاوه، بازار مسکن ایران به‌طور واضح در یک چارچوب قانونی و نظارتی سازماندهی نشده است. از طرف‌دیگر، مناطقی که تمایل به واگرایی در بازارهای مسکن ایران دارند نیز رشد کندتری در قیمت مسکن دارند. پالازیوس[5] (۲۰۱۶)، در تحقیقی که توسعه و اقتصاد رانتیر نفتی را با تمرکز بر دینامیسم و انواع آن بررسی کرده، چارچوب جدیدی را برای ارزیابی عملکرد اقتصادهای رانتیر مبتنی بر نفت[6] ارائه می‌دهد. از این رو، یک نوع‌شناسی OBRE با استفاده از چهار مدل مرجع (اصلی، تکامل‌یافته، ملی‌گرا و توسعه‌گرا) نمایان می‌گردد؛ این نوع‌شناسی در تحلیل دینامیسمی که منجر به انواع اقتصادهای رانتیر نفتی[7] می‌شود، مفید است. شریف‌زادگان و قانونی (۱۳۹۶)، در تحقیقی به تحلیل و مفهوم‌سازی نظری تأثیرات دولت رانتی بر عاملیت و ساختار جامعه و اقتصاد شهری در ایران پرداخته‌اند. نظریه زمینه‌ای در ابتدا منتج به سه نظریه در تبیین تأثیرات دولت رانتی شد: ۱) دولت رانتی شکل‌گیری (افزایش ذهنیت کوتاه‌مدت و تابع منفعت شخصی در افراد را باعث می‌شود؛ ۲) دولت رانتی تضعیف فرایند دولت ملت‌سازی را موجب می‌شود؛ ۳) دولت رانتی افزایش

[1]- Alawadi
[2]- Oikarinen
[3]- Johnstone and Watuwa
[4]- Gholipour and Lean
[5]- Palazuelos
[6]- Oil-Based Rentier Economies (OBREs)
[7] - برای کسب اطلاعات بیشتر درباره اقتصادهای رانتیر نفتی نگاه کنید به: مهدوی (۱۹۷۰)؛ فکرات (۱۹۷۹)؛ آموزگار (۱۹۸۲)؛ ببلاوی و لوسیانی (۱۹۸۷)؛ گلب (۱۹۸۴)؛ کوردن (۱۹۸۴)؛ ویجنبرگن (۱۹۸۴).

نابازارسویی اقتصادی را موجب می‌شود. خضری (۱۳۸۸) نیز بیماری هلندی در اقتصاد ایران، تبعات آن و راهکارهایی برای کاهش پیامدهای منفی آن را بررسی کرده است. نتایج تحقیق تربت[1] (۲۰۰۵)، نشان می‌دهد که اثرات تحریم‌های تجاری بر صادرات غیرنفتی ایران و واردات کالاهای سرمایه‌ای نسبت به تأثیر آن‌ها بر صادرات نفت ایران قابل‌توجه بوده است. تأثیر تحریم‌های مالی بر ایران بیشتر از تحریم‌های تجاری بوده است؛ زیرا تحریم‌های مالی توانایی ایران در استقراض بودجه و تأمین مالی پروژه‌های توسعه نفت را محدود کرده است.

۳) مطالعاتی که تعاملات تکانه‌های نفتی و بخش مسکن را بررسی کرده‌اند:

خلیلی کامجو و نادمی (۱۳۹۷)، در تحقیقی استدلال کردند که براساس فرضیه بیماری هلندی، شوک نفتی، نقدینگی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، تأثیر مثبت و تسهیلات بانک مسکن، تأثیر منفی و معنی دار بر بازدهی مسکن دارد. کیلیان[2] و همکاران (۲۰۱۷)، به بررسی اثر شوک‌های نفتی بر بازار مسکن کانادا و آمریکا پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که قیمت مسکن، به شوک‌های نفتی در کشورهای مورد بررسی، واکنش مثبت نشان داده و بر تقاضا و عرضه مسکن اثرگذار بوده است. ییکی[3] (۲۰۱۷) با استفاده از یک مدل تجربی، به ارزیابی تأثیر نفت بر قیمت مسکن در مناطق مختلف نروژ پرداخت. نتایج نشان دادند در مناطقی که درآمدهای نفتی سرمایه‌گذاری می‌شوند تأثیر درآمدهای نفتی بر قیمت مسکن بیشتر از سایر مناطق و حتی در سطح ملی بوده است. الموالی[4] و همکاران (۲۰۱۶) به ارزیابی تأثیر بخش نفت بر بازدهی مسکن با استفاده از یک مدل اقتصاد خرد در عمان پرداختند. نتایج نشان دادند که شوک‌های بخش نفت بیشترین تأثیر را بر شوک‌های مسکن و کشاورزی دارد. لی[5] (۲۰۱۵)، در چارچوب مدل خودتوضیحی برداری ساختاری به بررسی شوک‌های نفتی و شوک‌های کلان اقتصادی بر قیمت مسکن برای مالزی پرداخته و نتیجه می‌گیرد که قیمت نفت نیز از عوامل تعیین‌کننده در ایجاد نوسانات قیمت مسکن در بلندمدت بوده و شوک‌های ناشی از آن سهم قابل‌توجهی در توضیح نوسانات قیمت مسکن در این کشور دارد. با توجه به نتایج حاصل از تحقیق خوشه‌گل گروسی و افشاری (۱۳۹۶)، شوک پولی و شوک درآمد نفتی، به ترتیب بیشترین و کمترین اثر ماندگاری را بر سرمایه‌گذاری حقیقی در بخش مسکن ایران داشته اند. بیشترین نوسان سرمایه‌گذاری به ترتیب مربوط به شوک‌های مالی، پولی، نرخ ارز و درآمد نفتی بوده است. نتایج تحقیق زروکی و موتمنی (۱۳۹۶)، وجود رابطه نامتقارن بین قیمت نفت و قیمت مسکن را نشان می‌دهد؛ به نحوی که در کوتاه‌مدت و بلندمدت افزایش قیمت نفت تأثیر مثبت و معنی‌دار بر قیمت مسکن دارد اما کاهش قیمت نفت با اثر معنی‌داری نسبت به قیمت مسکن همراه نیست. شمس و پالیزبان (۱۳۸۹) افزایش درآمدهای نفتی را عامل افزایش قیمت و سوداگری در بازار مسکن دانسته‌اند. دلاوری و همکاران (۱۳۸۷) با پژوهش درباره ارتباط تکانه‌های نفتی با رشد اقتصادی به این نتیجه رسیدند که اثر آن‌ها بر رشد اقتصادی نامتقارن است.

در مجموع، اثر تکانه‌های نفتی و تحریم‌ها بر تحولات بخش مسکن با روش‌های تحلیلی متنوع در مطالعات پیشین با تمرکز بر ابعاد اقتصادی، تأیید شده است. روشن است پژوهشگران مطالعات پیشین به‌درستی به اهمیت متغیرهای دیگر، نظیر ساختار اقتصاد رانتیر در ایران و نوسان‌های ذاتی این ساختار رشد به‌دلیل ماهیت متغیر بازار نفت، بازار ارز، تسهیلات بانکی و مانند این‌ها اشاره کرده و نشان داده‌اند این متغیرها به سهم خود بر رشد و رکود بخش مسکن در ایران تأثیر گذارند. تفاوت پژوهش حاضر با سایر پژوهش‌ها این است که هدف تحقیق حاضر برجسته‌کردن بعد فضایی‌ـمکانی مسکن کلانشهری

[1]- Torbat
[2]- Killins
[3]- Yiqi
[4]- Al-Mawali
[5]- Le

در ایران در سه دسته مؤلفهٔ تحقیق‌پذیر است: دسته نخست شامل مؤلفه‌هایی است که هم مبانی نظری و هم پژوهش‌های معتبر خارجی و داخلی به‌صورت تجربی، تأثیرگذاری آن‌ها را نشان داده‌اند (مانند قیمت مسکن و اعتبارات بانکی)؛ دسته دوم مؤلفه‌هایی را در بر می‌گیرد که پایه نظری قوی ندارند یا نتایج مطالعات تجربی درباره تأثیرگذاری جدی آن‌ها در بخش مسکن محدود است، برای مثال، چگونگی تأثیرگذاری تحریم‌های اقتصادی بر مسکن کلانشهری به‌طور دقیق از پیشینه تجربی و تئوریک برخوردار نیست؛ دسته سوم شامل بررسی تعامل مؤلفه‌هایی سه‌گانه پیش گفته، یعنی دولت رانتیر، تحولات مسکن کلانشهری ناشی از تحریم‌های اقتصادی و مشخص نمودن همگونی و عدم تجانس دینامیسم مسکن در کلانشهرهای ایران است که با وجود دارا بودن مبانی نظری پراکندهٔ و سوابق تجربی متعدد تا حدودی در این زمینه مغفول مانده است.

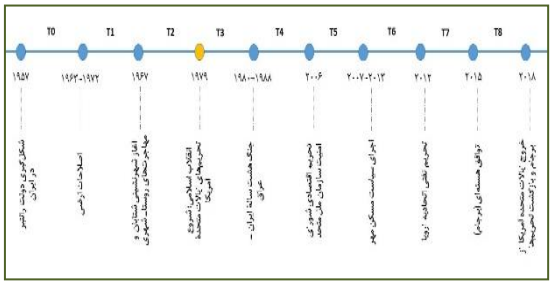
۳- مبانی نظری

مسکن شهری: مسکن، یک کالای چندبعدی است و هم به‌عنوان کالای مصرفی بادوام و هم به‌عنوان دارایی برای سرمایه‌گذاری، مورد توجه قرار می‌گیرد (Chen et al, 2007). مسکن دارای سه مقولهٔ اصلی شامل: ۱) مردم (شرایط زندگی)؛ ۲) مکان (کیفیت‌های مختلف محله) و ۳) اقتصاد (سطح و ویژگی فعالیت) است (Turok and Borel-Saladin, 2015: 7). هم‌چنین، مهم‌ترین خصوصیات بازار مسکن عبارتند از: حیاتی بودن، بادوام بودن، ناهمگن بودن، تقسیم‌ناپذیری، ماهیت دوگانه مصرفی ـ سرمایه‌ای و مبادله‌ناپذیری (عدم امکان انتقال) (موسوی و درودیان ،۱۳۹۴: ۱۰۵). بخش مسکن، یکی از بخش‌های اقتصادی است که سهم عمده‌ای در تولید ناخالص داخلی، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و اشتغال دارد و با توجه به وجود ارتباطات گسترده پسین و پیشین بخش مسکن با سایر فعالیت‌های اقتصادی و تغییرات در این بخش می‌تواند موجب بروز تغییرات مهمی در کل اقتصاد شود (لیمر[1]، ۲۰۰۷: ۱۵۱). در زمینهٔ تحقیق ما، بازار مسکن، محل مناسبی برای تمرکز سرمایه‌های سرگردان، سفته‌بازی، اقتصاد زیرزمینی و به‌خصوص پولشویی است (خلیلی کامجو و نادمی، ۱۳۹۷: ۱۰۲). از مهمترین متغیرهایی که در اغلب مطالعات اقتصاد مسکن به کار رفته است، قیمت مسکن است. به‌طور کلی، در تجزیه و تحلیل مربوط به بازار مسکن، بی ثباتی قیمت مسکن ابعاد خرد و کلان دارد (پناهی و همکاران، ۱۳۹۷: ۵۷). برای مثال روابط بین مسکن، فعالیت‌های اقتصادی ـ مالی و مداخلات سیاسی همه به غیرخطی بودن و تغییرات ادواری در قیمت مسکن کمک می‌کند (Fan et al, 2019: 37). در حالت کلی، عوامل تأثیرگذار بر بخش مسکن را می‌توان در دو طبقهٔ عمده تقسیم‌بندی نمود: نخست، شوک‌های برونزا که عواملی هم‌چون مهاجرت (Mussa et al, 2010: 23)؛ نوسانات بین‌المللی قیمت نفت (Palazuelos, 2016: 570)؛ بازار ارز (Kok et al, 2018؛ Liu and Zhang, 2013؛ کاغذیان و همکاران، ۱۳۹۴؛ اصلانی و اسدالهی، ۱۳۹۴)؛ تحریم نفتی (Gholipour and Lean, 2017: 340)؛ تکانه‌های نفتی (زروکی و موتمنی، ۱۳۹۶؛ ابوالحسنی و همکاران، ۱۳۹۵؛ شهبازی و کلانتری، ۱۳۹۱؛ دلاوری و همکاران، ۱۳۸۷؛ Killins et al, 2017؛ Le, 2015)؛ افزایش یا کاهش درآمدهای نفتی (شمس و پالیزبان، ۱۳۸۹؛ شریفی، ۱۳۸۸؛ عیوضی، ۱۳۸۷؛)؛ بیماری هلندی (معینی و همکاران، ۱۳۹۷: ۶۶؛ Cordon, 1984)؛ وقایع و روندهای سیاسی و اقتصادی (Alawadi et al, 2018: 116)؛ و تحریم‌های بین المللی (Moret, 2014: 6) را در برمی‌گیرد. دوم، شوک‌های درونزا که می‌توان به سیاست پولی (Larsen, 2018: 69)؛ (پناهی و همکاران، ۱۳۹۷: ۱)؛ (ابوالحسنی و همکاران، ۱۳۹۵)؛ (شهبازی و کلانتری، ۱۳۹۱)؛ (Piazzesi and

[1]- Leamer

(Schneider, 2016؛ ثبات مالی و نوسان قیمت املاک و مستغلات (Liu et al, 2020: 1)؛ وام بانکی و قیمت املاک (Goodhart and Hofmann, 2007)؛ اعتبارات (Collyns and Senhadji, 2002)؛ توسعه اقتصادی و جمعیت (Gholipour and Lean, 2017: 339)؛ دولت رانتیر (فضلی‌نژاد و احمدیان، ۱۳۸۹) و مهم‌تر از همه سیاست‌های شهرسازی دولت از جمله سیاست‌های مسکن و کاربری اراضی (Alawadi et al, 2018: 115; Fan et al, 2019: 38)؛ طرح‌های مسکن ارزان قیمت (Alawadi et al, 2018: 127)؛ الگوهای تاریخی کاربری زمین و جغرافیا (Ball et al, 2010: 255)؛ قوانین کاربری اراضی (Sodaei, 2015)؛ و سیاست‌های زمین کلانشهری (معینی و همکاران، ۱۳۹۷: ۵۹) در این مورد اشاره نمود.

دولت رانتیر و اقتصاد مسکن: با انتشار مقاله مهدوی (۱۹۷۰: ۴۳۰) دربارهٔ ارتباط نفت و توسعه اقتصادی در ایران، اصطلاح «دولت رانتی» مطرح شد، پس از آن، ببلاوی و لوسیانی[1] (۱۹۸۷) با توجه به وضعیت کشورهای عربی، مفاهیم مرتبط با دولت رانتی را گسترش دادند. دولت‌های رانتی، دولت‌هایی هستند که به‌صورت منظم مقادیر چشمگیری رانت خارجی دریافت می‌کنند (مهدوی، ۱۹۷۰: ۴۲۸). دولت رانتیر دولتی است که بخش اعظم درآمد خود را از طریق صدور یک یا چند ماده خام به مؤسسات یا کشورهای خارجی به دست آورد (فضلی‌نژاد و احمدیان، ۱۳۸۹: ۱۳۸). موضوع دولت رانتی و وابستگی اقتصاد به منابع طبیعی یکی از دغدغه‌های بزرگ کشورهایی است که با این پدیده مواجه‌اند. در شمال آفریقا و خاورمیانه، رانت محدود به درآمدهای نفت وگاز است (ازغندی، ۱۳۸۸). ایران نیز یکی از این کشورهاست (شریف‌زادگان و قانونی، ۱۳۹۶: ۱). دولتی که بخش اعظمی از درآمدش از رانت به دست می‌آید، دولت رانتی[2] نام دارد (ببلاوی و لوسیانی[3]، ۱۹۸۷). دولت ایران نیز به روایت هایی از اواخر دهه ۱۳۳۰، درآمد اصلی چنین دولتی از فروش نفت خام به دست می‌آید. در دهۀ ۱۹۳۰ میلادی کشورهای ایران، ونزوئلا، مکزیک و اندونزی (مستعمره هلند) ویژگی‌های اقتصاد رانتیر نفتی را داشتند (Yergin, 1990; Parra, 2004; Palazuelos, 2016: 567). در شکل (۱) تحولات اقتصاد سیاسی ایران با تمرکز بر بخش مسکن ارائه شده است. سال ۱۹۵۷ میلادی را می‌توان سال تبدیل ایران به یک دولت رانتیر لقب داد و از این زمان به بعد نفت علاوه بر اینکه همواره سهمی بیش از ۴۰ درصد را در درآمدهای دولت ایران داشته به عنوان یک متغیر مستقل نظام اقتصادی و سیاسی ایران را تحت تأثیر قرار داده است (شکاری، ۱۳۸۷). در مجموع، براساس تعاریف ارائه‌شده از یک دولت رانتیر می‌توان عنوان داشت که اقتصاد ایران چه در دوران پهلوی و چه پس از پیروزی انقلاب اسلامی در واقع تمام خصوصیات یک اقتصاد رانتی را دارا می‌باشد (فضلی‌نژاد و احمدیان، ۱۳۸۹: ۱۴۵).



شکل ۱. سیر تحولات اقتصاد سیاسی ایران
(نگارندگان، ۲۰۲۰).

یکی از ویژگی‌های بازار مسکن در کشورهای صادرکننده نفت، تأثیر درآمدهای نفتی در بخش مسکن مبتنی بر فرضیه بیماری هلندی می‌باشد (Yiqi, 2017). اقتصاد ایران نیز تحت تأثیر رانت منابع ناشی از نفت است و نفت از کانال‌های مختلف بر اقتصاد ایران تأثیر می‌گذارد؛ به‌طوری که کالاهای قابل‌مبادله و

[1]- Beblawi and Luciani
[2]- Rentier State
[3]- Beblawi & Luciani

غیرقابل‌مبادله طبق فرضیه بیماری هلندی تحت تأثیر چرخه‌های نفتی هستند (Demary, 2010). در حقیقت، براساس دیدگاه کوردن[1] (۱۹۸۴) پدیده بیماری هلندی در کشورهای نفت‌خیز رشد بخش نفتی دو اثر عمده به دنبال دارد: نخست اینکه با تأثیر مستقیم، رکود صنعتی را در پی دارد و دوم این‌که سبب افزایش قیمت کالاهای غیر مبادله‌ای (از قبیل مسکن) می‌شود (معینی و همکاران، ۱۳۹۷: ۶۷-۶۶). بنابراین، در کشورهای صادرکننده نفت بر اساس بیماری هلندی، افزایش درآمدهای نفتی در گام نخست اثری منفی بر بخش مسکن خواهد داشت؛ زیرا به دلیل تزریق پول نفت به جامعه، بازار مسکن با مازاد تقاضا مواجه شده و با توجه به غیر قابل‌مبادله بودن آن، دولت نیز نمی‌تواند با کمک واردات از آثار تورمی در بخش مسکن شهری جلوگیری کند (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۷؛ خوشه‌گل گروسی و افشاری، ۱۳۹۶: ۵۶).

تأثیرات تحریم‌ها بر بخش مسکن در اقتصادهای رانتیر

شهرهای موجود شامل «آزمایشگاه گسترده‌ای از فرم‌ها[2]» تحت تأثیر سیاست‌ها و اقدامات انجام شده در سیستم‌های در حال تحول‌اند (Moudon, 2000: 39; Mumford, 196: 11). در دنیایی که به سرعت در حال تغییر و شهرنشینی است، تأمین مسکن مناسب برای همه دولت‌ها اولویت اصلی است (UN- Habitat, 2012: 1). اما تحریم‌های اقتصادی، چالش تأمین مسکن ارزان قیمت در کلانشهرها را ایجاد کرده است (Alawadi et al, 2018: 126). برای مثال، تحریم‌های بین‌المللی باعث رکود شدید مسکن در برخی کشورهای نفت‌محور خاورمیانه از جمله عراق شده است (Al-Shock, 2008; Alqatrani, 2014; Nashoor, 2012). بدین ترتیب که در طول دوره تحریم‌ها (۲۰۰۳-۱۹۹۰)، میزان تولید مسکن تا سال ۱۹۹۶ به پایین‌ترین سطح خود رسیده که فقط در حدود ۴۰۰ واحد مسکونی بوده و پس از آن، به‌دلیل کاهش تحریم‌های بین‌المللی علیه این کشور، تولید به تدریج به حدود ۲۴،۰۰۰ در سال ۲۰۰۲ افزایش یافت (Al-Hafith et al, 2019: 5; Shaikley, 2007). در وهلهٔ اول، در اثر تحریم‌ها ایران با موانع مالی (شروع از سال ۱۹۸۴ و تشدید در سال ۱۹۹۵) شدیدی مواجه شد و مؤسسات بین‌المللی شامل بانک جهانی، انجمن بین‌المللی توسعه، بانک توسعه آسیا و صندوق بین‌المللی پول از ارائه کمک‌های مالی به ایران جهت بازسازی اقتصاد و اجرای پروژه‌های عمرانی و جبران ویرانی‌های ناشی از جنگ هشت ساله عراق ـ ایران، منع شدند[3] (Torbat, 2005: 418). هم‌چنین، کاهش شدید درآمد نفت و تولید صنعتی، محدودیت شدید در واردات اقلام، کانال‌های حمل‌ونقل و کاهش ارزش پول ملی (ریال) منجر به نرخ تورم بالا در هر بخش از اقتصاد ایران گردید (International Campaign for human rights in Iran, 2013). در نتیجه، از آن‌جا که اقتصاد ایران عمدتاً از طریق صادرات نفت قدرت دارد، پایین آمدن قیمت نفت یا حجم نفت صادراتی باعث رکود اقتصادی در ایران می‌شود (Torbat, 2005: 428). بنابراین، در اقتصاد ایران، بخش نفت، بیشترین شوک را بر بخش مسکن به‌خصوص قیمت مسکن وارد نموده است (سلطانی، ۱۳۸۱). از این‌رو، بازار مسکن به عنوان ارائه دهنده کالای سرمایه‌ای غیرقابل‌مبادله می‌تواند به‌صورت مستقیم از سمت عرضه و تقاضا تحت تأثیر ادوار درآمدهای نفتی قرار گیرد (Mayer and Gareis, 2013). در وهلهٔ دوم، فشارهای بین‌المللی و تحریم‌های اقتصادی علیه ایران،

---

[1]- Cordon

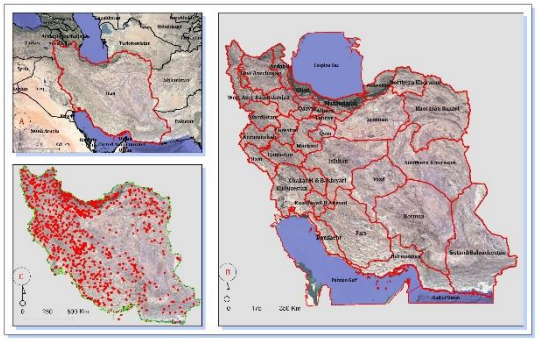
[2]- a vast laboratory of forms

[3]- استثنائاتی در این زمینه دیده می‌شود برای مثال در سال ۱۹۹۱، ایران ۲۵۰ میلیون دلار وام برای کمک به یک پروژه زلزله از بانک جهانی وام گرفت. این وام همزمان با آزادسازی تعدادی از گروگان‌های آمریکایی در لبنان ظاهراً با کمک دولت ایران انجام شد. بعلاوه، در طی سال‌های ۱۹۹۳-۱۹۹۰، ایران برای ۶ پروژه عمرانی ۸۴۷ میلیون دلار از بانک جهانی وام گرفت (Torbat, 2005: 418).

ارزش پول ملی (ریال) را تضعیف کرده که این امر منجر به سوق یافتن سرمایه‌گذاری‌ها به بخش املاک و مستغلات گردید (Nasseri, 2012). البته، یکی از دلایل استقبال بخش خصوصی از سرمایه‌گذاری در مسکن ایران، میانگین تورم ۱۹,۵۹ درصدی بخش مسکن در ۲۵ سال اخیر بوده است. با توجه به سهم تقریباً ۲۰ درصدی نفت در تولید ناخالص داخلی ایران در چند دهه اخیر (نماگرهای اقتصادی، ۱۳۹۵)، وقفه‌های ساختاری در بازار املاک و مستغلات ایران عمدتاً ناشی از انتخابات ریاست جمهوری، سیاست‌های مسکن دولت و تحریم‌های بین‌المللی بوده است (Gholipour and Lean, 2017: 340). شایان ذکر است که قبل از اعمال تحریم‌های نفتی در سال ۲۰۱۲، شدیدترین نوسانات قیمت مسکن ایران به ترتیب در دوره‌های ۱۳۸۵-۱۳۸۶، ۱۳۸۰-۱۳۸۱، ۱۳۷۴ - ۱۳۷۵ و ۱۳۹۰-۱۳۹۱، رخ داده است (کریمی و همکاران، ۱۳۹۸: ۴۰). هم‌چنین، سهم مسکن در هزینه خانوار شهری از ۲۷,۶ درصد در سال ۱۳۸۴ به ۳۵ درصد در سال ۱۳۹۴ رسیده که این نسبت در دهک های پایین شدیدتر شده‌است. نرخ کمبود آپارتمان نیز از ۲۷ در سال ۱۳۵۷ به ۴ در سال ۱۳۹۴ رسید، البته تعداد خانوارها نیز در همین دوره رشد ۲۶۰ درصدی (۳,۶) برابری داشت. به این ترتیب نرخ سرانه خانوار کمبود آپارتمان در چهار دهه اخیر، ۱,۸۷ برابر کاهش یافته‌است. در سال ۱۳۸۵، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵، به ترتیب نرخ اجاره‌نشینی در بین خانوارهای ایرانی ۲۲,۹، ۲۶,۶و ۳۰,۷ درصد بوده‌است و ۶۷,۹، ۶۲,۷ و ۶۰,۵ درصد خانوارهای ایرانی مالک بوده اند که نشان می‌دهد مسکن یک کالای سرمایه ای در سبد مصرفی خانوار است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۵). نکته قابل‌ذکر دیگر در اینجا عبارت است از این‌که هر گونه تحولی در قیمت مسکن شهر تهران (پایتخت ایران) با تأخیری کوتاه و شدت کمتر، ابتدا در سایر کلانشهرها و سپس در شهرهای دیگر مشاهده می‌شود، که این امر جایگاه کلانشهر تهران را به عنوان شهر پیشتاز در تحولات مسکن روشن‌تر می‌نماید (معینی و همکاران، ۱۳۹۷: ۶۴؛ حسن گودرزی و آرمان مهر، ۱۳۹۷: ۸۰). در نهایت دو عامل کلیدی شوک و بی‌ثباتی شدید در بازار مسکن ایران از یک‌سو ساختار چرخه‌ای عرضه مسکن و از سوی‌دیگر شدت رشد نقدینگی است (معینی و همکاران، ۱۳۹۷: ۷۲) که هر دو متأثر از شرایط تحریم‌های اقتصادی و ساختار دولت رانتیر می‌باشد. تأثیر تحریم‌ها در چارچوب اقتصاد رانتیر بر بخش مسکن کلانشهری ایران بر اساس ادبیات و مبانی نظری تحقیق در قالب یک مدل مفهومی در شکل (۲) ارائه شده است.

۴- روش تحقیق

قلمرو مورد مطالعه در این پژوهش کشور ایران است که بر اساس اخرین تقسیمات سیاسی ـ اداری و سرشماری مرکز آمار، دارای ۳۱ استان می باشد. جمعیت ایران در سال ۲۰۱۸ مشتمل بر ۸۱۴۶۹۷۳۵ نفر بوده است که از این تعداد ۶۰۸۶۶۰۴۲ نفر در نقاط شهری و ۲۰۶۰۳۶۹۳ در نقاط روستایی ساکن بوده اند. نرخ رشد جمعیت در این سال ۱.۲۶ درصد بوده است (جدول ۱). مقایسه تعداد شهرها و نسبت شهرنشینی در ایران نشان می دهد که به مانند اکثر کشورهای در حال توسعه الگوی شهرنشینی الگوی مسلط در نظام اسکان جمعیت و توسعه است (شکل ۳). مقایسه نرخ رشد جمعیت در ایران نشان می دهد که در سال ۱۹۸۶ بالاترین نرخ رشد جمعیت را با ۵,۴ درصد تجربه کرده است. به طوری که تعداد شهرهای ایران در فاصله زمانی ۶۲ سال (۱۹۵۶ - ۲۰۱۸) از ۱۹۹ شهر به ۱۲۴۷ شهر افزایش یافته است (جدول ۱ و شکل ۴). این در حالی است که نرخ رشد جمعت روستایی و تعداد روستاها همواره رو به کاهش داشته است. پایتخت، بزرگ‌ترین و پرجمعیت‌ترین شهر و مرکز فرهنگی، اقتصادی، سیاسی و اداری ایران، شهر تهران است. به طور کلی پیدایش نظام شهری در طول تاریخ و چگونگی شکل گیری الگوی فضایی آن در کـشور ایران، بـا شـرایط متعدد اقتصادی ـ اجتماعی، اقلیمی و جغرافیایی مرتبط است.



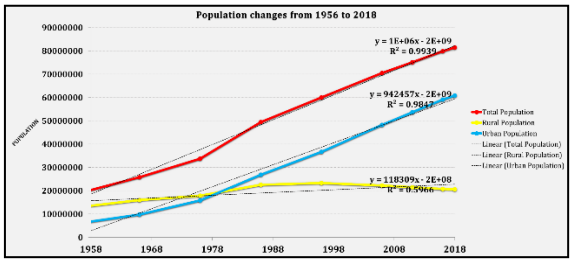
شکل ۲. A: موقعیت جغرافیایی کشور ایران؛ B: تقسیمات سیاسی کشور ایران؛ C: پراکنش جغرافیایی شهرهای ایران

در ایران نیز پیدایش نظام شهری تابع این قاعده کلی است (اعتماد، ۱۳۸۳: ۱۱۷). مطالعات نشان می‌دهد که تا سال ۱۲۷۹ خورشیدی در ایران نخست شهری وجود نداشته و نظام شهری دارای همگونی نسبی بوده است و با وجود شهرهای بزرگی همچون تبریز (با جمعیت ۱۱۰ هزار نفر)، مشهد (۷۰ هزار نفر) و اصفهان (۶۰ هزار نفر)، پدیده نخست شهری در کشور وجود نداشته است. یعنی بدون وجود یک کلانشهر یا متروپل اصلی که همه فعالیت‌ها را به خود جذب کند و بر نظام شهری تأثیر ویژه ای بگذارد، ارتباط ارگانیکی بین شهرهای کوچک و بزرگ هر منطقه از یکسو، و شهرها و مراکز روستایی آنها از سوی دیگر برقرار بوده است. شبکه شهری در این زمان از نوع کهکشانی بوده است (زیاری، ۱۳۷۹ :۷۹). به عبارت دیگر هر منطقه، شهر اصلی خود را داشت و به صورت سلسله مراتبی، شهرهای کوچک و میانی ازطریق این مراکز با شهرهای بزرگ تر ملی و منطقه ای ارتباط برقرار می کردند. به رغم همگونی نسبی نظام شهری کشور، شهرهای بزرگ به چشم نمی خورد و تعداد شهرها نیز محدود بود. همزمان با انقلاب مشروطیت در سال ۱۲۸۶ خورشیدی و متعاقب آن استقرار نظام حکومتی متمرکز در کشور و ورود نظام سرمایه داری پیرامونی، دولت خواستار ایفای نقشهای مؤثرتری در مراکز ایالات و ولایات شد. تمرکز قدرت، تغییرات ساختار سیاسی، استقرار نظام دیوانسالاری و مجموعه اقداماتی که در جهت همسو ساختن اقتصاد کشور با تغییرات نظام سرمایه داری انجام گرفت، زمینهٔ دگرگونی های وسیعی را در ساختار نظام شهری کشور فراهم آورد. این تغییرات با تثبیت اقدامات دولت، به صورت تدریجی نمود فضایی پیدا کرد، به طوریکه از شروع دهه ۱۳۴۰ نظام شهری دچار تغییرات شدیدی شد که از آن میتوان به عنوان « شهرنشینی سریع » یاد کرد (فرهودی و همکاران، ۱۳۸۸: ۶۰). در حال حاضر کشور ایران هم‌اکنون دارای ۳۱ استان و ۱۸ کلانشهر است، که از این تعداد، ۱۰ کلانشهر رسمی (با جمعیت ۱ میلیون تا بیش از ۸ میلیون نفر) و ۸ کلانشهر غیررسمی (با جمعیت بین ۵۰۰ هزار تا ۹۵۰ هزار نفر) می‌باشند.

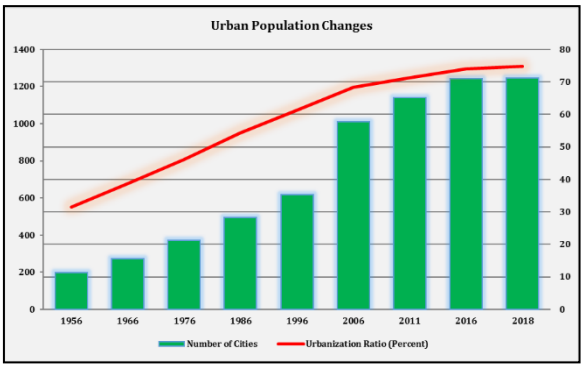
جدول۱: روند تغییرات جمعیت و شهرنشینی ایران در دوره ۱۳۳۵ تا ۱۳۹۷

مقطع زمانی	جمعیت کشور	جمعیت شهری	جمعیت روستایی	تعداد شهرها	شهرهای بیش از یک میلیون نفر	نسبت شهرنشینی (درصد)	نرخ رشد شهرنشینی
۱۳۳۵	۱۸۹۵۴۷۰۰	۵۹۹۷۰۰۰	۱۲۹۵۷۷۰۰	۱۹۹	۱	۳۱,۴	-
۱۳۴۵	۲۵۷۸۸۷۳۲	۹۷۹۴۰۰۰	۱۵۹۹۴۷۳۲	۲۷۱	۱	۳۸,۷	۴,۹
۱۳۵۵	۳۳۷۰۸۷۴۴	۱۵۸۵۵۰۰۰	۱۷۸۵۳۷۴۴	۳۷۳	۱	۴۶,۱	۴,۸
۱۳۶۵	۴۹۴۴۵۰۱۰	۲۶۸۴۵۰۰۰	۲۲۶۰۰۰۱۰	۴۹۶	۴	۵۴,۳	۵,۴
۱۳۷۵	۶۰۰۵۵۴۸۸	۳۶۷۰۰۰۰۰	۲۳۳۵۵۴۸۸	۶۱۷	۵	۶۱,۳	۳,۱۷
۱۳۸۵	۷۰۴۹۵۷۸۲	۴۸۲۵۹۰۰۰	۲۲۲۳۶۷۸۲	۱۰۱۲	۶	۶۸,۴	۲,۷۴
۱۳۹۰	۷۵۱۴۹۶۹۹	۵۳۶۴۶۶۶۱	۲۱۵۰۳۰۳۸	۱۱۳۹	۸	۷۱,۳	۱,۲۹
۱۳۹۵	۷۹۹۲۶۲۷۰	۵۹۱۴۶۸۴۷	۲۰۷۳۰۶۲۵	۱۲۴۲	۸	۷۴	۱,۲۴
۱۳۹۷	۸۱۴۶۹۷۳۵	۶۰۸۶۶۰۴۲	۲۰۶۰۳۶۹۳	۱۲۴۷	۸	۷۴,۷۲	۱.۲۶

(مأخذ: مرکز آمار ایران، سرشماری عمومی نفوس و مسکن ۱۳۹۷-۱۳۳۵).



شکل ۳. تغییرات جمعیت کشور ایران در بازه زمانی ۱۹۵۸ الی ۲۰۱۸



شکل ۴. تغییرات نسبت جمعیت شهری و تعداد شهرها در فاصله زمانی ۱۹۵۶ الی ۲۰۱۸

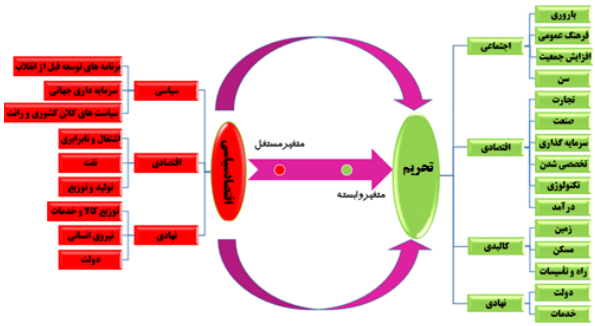
پژوهش حاضر در زمرهٔ تحقیقات کاربردی است که با روش تحلیلی و رویکرد کمی برای داده‌های پوششی سراسر ایران در بازه زمانی ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۶ با توجه به آمار و ارقام تعداد شهرها و تغییرات و مجموعا به صورت رویکرد منطقه‌ای[1] انجام شده است.

در مطالعات تحلیلی و تجربی در خصوص اثرات اقتصاد سیاسی تحریم بر پویش شهرنشینی و تغییرات مسکن شهری از اقتصاد سنجی فضایی با سه نوع داده مقطعی[2]، سری زمانی[3] و تلفیقی[4] استفاده می‌شود. اغلب مطالعات مربوط به اقتصاد سنجی از داده‌های مقطعی با نمونه‌ای از متغیرها برای یک دوره زمانی خاص استفاده می‌کنند. مزیت این گونه داده‌ها در مطالعات کلان آن است که به دلیل ثابت بودن در یک مقطع زمانی و عدم تغییر سیاست‌ها، نیازی به استفاده از متغیرهای پیش‌بینی‌کننده نیست. این در حالی است که در مطالعات منطقه‌ای با توجه به واریانس بالای شهرنشینی به علت تمرکز جمعیت شهری در برخی مناطق

[1] باتوجه به عدم دسترسی و فقدان اطلاعات کافی در دوره آماری مذکور، در خصوص شاخص‌های مورد مطالعه، ابتدا شهرهای مراکز استان و سپس شهرهای ناحیه‌ای درجه ۲ و درجه ۳ مورد ارزیابی قرار گرفتند سپس نتایج به صورت وضعیت کلی و تحلیل هم جمعی به استان مورد نظر در قالب تغییرات سازمان فضایی به صورت منطقه‌ای (استانی) محاسبه شدند.

[2] Cross Section
[3] Time Series
[4] Panel

جغرافیایی ایران نسبت به سایر مناطق، منحنی تغییرات با نتایج برازش بهتر حاصل می‌شود. برمبنای مطالعات تجربی پیشین و مبانی نظری ارائه شده، شاخص‌های تحقیق حاضر به پنج دسته سیاسی، اقتصادی، نهادی، اجتماعی و کالبدی تقسیم شده‌اند. در شکل شماره (۱) مدل مفهومی حاصل از مطالعه عوامل فوق بیان شده است.



شکل ۵. شمای کلی مدل مفهومی دیالکتیک اقتصاد سیاسی (متغیر مستقل) و تحریم (متغیر وابسته)

مدل عملیاتی تحقیق نیز بر اساس شاخص‌های استخراج شده از ادبیات و پیشینهٔ تحقیق شکل داده شده است. در جدول شماره (۲)، منابع پشتیبانی‌کنندهٔ دیالکتیک اقتصاد سیاسی و مکانیزم مسکن شهری و شاخص‌های مربوط به هریک از آنها آمده است.

جدول شماره (۲). منابع پشتیبانی کنندهٔ اثرات تحریم بر تغییرات مسکن شهری

شاخص	گویه	متغیر	منابع پشتیبان
سیاسی	برنامه‌های توسعهٔ قبل از انقلاب	عملکرد پنج برنامهٔ مهم توسعه اجتماعی ـ اقتصادی	زیاری و همکاران، ۱۳۸۷، ابراهیم زاده و نصیری، ۱۳۸۸؛ نظریان، ۱۳۸۷؛ احمدی پور و همکاران، ۱۳۹۲
	سرمایه‌داری جهانی	سرمایه‌گذاری خارجی	
	سیاست‌های کلان کشوری	سیاست خارجی و ایدئولوژی	
	رانت	دسترسی به منابع اقتصادی و سیاسی	
اقتصادی	بیکاری و فقر	میزان بیکاری، شاخص فقر، درصد افراد زیر خط فقر*	هو و لو (۲۰۰۷)؛ پولمنز و ون رومپئی (۲۰۱۰)؛ کریلی و ندری (۲۰۱۱)؛ لی و همکاران (۲۰۰۷)؛ دلیکتاس و همکاران (۲۰۱۳)
	نابرابری	ضریب جینی*	
	نفت	درآمد حاصل از صادرات وابسته‌های نفتی*	
	تخصصی شدن	شاخص تخصصی شدن صنعت*	
	درآمد	میزان درآمد*	
نهادی	خاستگاه دولت	مقبولیت و مشروعیت اجتماعی و سیاسی	گلاسر و شیپرو (۲۰۰۳)؛ پولمنز و ون رومپئی (۲۰۱۰)؛
	خدمات	توسعه خدمات عمومی نهاد*	
اجتماعی	باروری	نرخ باروری عمومی*	گلاسر و شیپرو (۲۰۰۳)؛ پرکوکو (۲۰۱۳)
	افزایش جمعیت	مهاجرت و نرخ رشد جمعیت شهری*	
	سن	جمعیت فعال*	
کالبدی	طول و انواع شبکهٔ راه	مجموع بزرگراه و راه اصلی سرانه*	کریلی و ندری (۲۰۱۱)؛ لی و همکاران (۲۰۰۷)؛
	سیاست زمین و مسکن	تسهیلات و امکانات	
	تأسیسات و تجهیزات	خدمات زیربنایی*	
*داده‌های با قابلیت تحلیل			

(مأخذ: نگارندگان، ۱۳۹۸).

داده‌های مورد استفاده در این مقاله با استفاده از اطلاعات فصلی و مقطعی برای دوره زمانی ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۶ به برآورد اثرات اقتصاد سیاسی شهری شدن می‌پردازد. برای استخراج داده‌های فصلی شاخص‌های سیاسی، نهادی و اجتماعی از آمار و اطلاعات شاخص‌های سازمان برنامه و بودجه، وزارت راه و شهرسازی، حساب‌های منطقه‌ای، مرکز آمار و همچنین گزارشهای هم‌جمعی استانها و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و برای داده‌های فصلی اقتصادی و کالبدی از آمار و اطلاعات نماگرهای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و برای فصول انتهایی آنها از آمار سالیانه صندوق بین المللی پول و تبدیل آن به داده‌های مقطعی استفاده شده است. به سبب درون‌زایی احتمالی (برای مثال، وابستگی مهاجرت با افزایش جمعیت و شهری شدن از یک سو و وجود متغیر وابسته با وقفه (افزایش تعداد شهرها) از سوی دیگر، ناگزیر از استفاده از متغیرهای ابزاری هستیم. روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM[1]) از جمله روش‌هایی است که با استفاده از متغیرهای ابزاری دورن‌زایی بین متغیرهای توضیحی و وابسته را برطرف (سامر ویل، ۱۹۹۹) و مشکل اریب تخمین زن OLS را در شرایط وجود متغیر وابسته با وقفه در مدل ندارد. در این روش، استفاده از متغیرهای ابزاری اهمیت دارد. متغیرهای ابزاری برای تغییر وضعیت اقتصاد سیاسی آنهایی هستند که مکانیزم شهرنشینی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. در اینجا از متغیرهای درآمد و بیکاری، توسعه خدمات عمومی، راه و جمعیت به عنوان متغیر ابزاری استفاده شده است. در روش GMM آماره J[2] درستی انتخاب متغیرهای ابزاری را می‌آزماید. آماره J ضربدر تعداد مشاهدات، دارای یک توزیع کای دو با درجه آزادی برابر اختلاف تعداد متغیرهای ابزاری و تعداد ضرایب تخمینی است. جدول شماره (۳)، فرضیه صفر مبنی بر مناسب نبودن متغیرهای ابزاری را در سطح معنی‌داری ۵ درصد رد می‌کند. بنابراین می‌توان گفت که متغیرهای ابزاری تحقیق درست انتخاب شده‌اند.

جدول شماره (۳). آزمون مناسب بودن متغیرهای ابزاری (آزمون J-Statestic)

J-Statestic	P – Value
۱۰/۲	۰/۰۱۹

۵- یافته‌های تحقیق

یکی از تحولات و پیشرفت‌های ایجادشده در بکارگیری روش‌های کمی و مقداری در علوم رفتاری به ویژه اقتصاد، تکامل شاخه اقتصادسنجی به اقتصادسنجی فضایی است. این زمینه از اقتصاد سنجی در یک دهه اخیر توانسته است در علوم منطقه‌ای گسترش قابل توجهی پیدا کند. تفاوت اقتصادسنجی فضایی با اقتصاد سنجی مرسوم در توانایی و کاربرد تکنیک اقتصادسنجی در استفاده از داده‌های فضایی است که دارای جزء مکانی هستند. زمانی که داده‌های نمونه‌ای دارای جزء مکانی‌اند دو مسئله رخ می‌دهد: ۱) وابستگی فضایی میان مشاهدات؛ و ۲) ناهمسانی فضایی.

وابستگی فضایی بدین معنی است که داده‌های نمونه‌ای مشاهده شده در یک نقطه از فضا به مقادیر مشاهده شده در مکان‌های دیگر وابسته هستند. اصطلاح ناهمسانی فضایی نیز اشاره به انحراف در روابط بین مشاهدات در سطح مکان‌های جغرافیایی فضا دارد. به عبارت دیگر هنگام حرکت در بین مشاهدات (تغییر مکان جغرافیایی) توزیع داده‌های نمونه‌ای دارای میانگین و واریانس ثابتی نخواهد بود (عسگری و اکبری، ۱۳۸۰). برای تعیین مکان در مدل‌های اقتصاد سنجی فضایی دو منبع اطلاعاتی در اختیار است. یکی موقعیت در صفحه مختصات است که از طریق طول و عرض جغرافیایی نشان داده می‌شود (توزیع جغرافیایی شهرهای ایران) و بر این اساس می‌توان فاصله هر نقطه در فضا با فاصله هر مشاهده قرار گرفته در هر نقطه را نسبت به نقاط یا مشاهدات ثابت یا مرکزی محاسبه نمود. دومین منبع اطلاعات مکانی، مجاورت و همسایگی است (NNR) که منعکس کننده موقعیت نسبی در فضای یک واحد منطقه‌ای (استان)

[1] General Method of Moments

[2] برای محاسبه آماره کای دو از آماره J در نرم افزار Eviews از عبارت زیر استفاده می‌شود:

scalar overid=eq_gmm.@regobs*eq_gmm.@jstat
scalar overid_p=1-@cchisq (overid,1)

عبارات اول، آماره کای دو را محسابه می‌کند که با عنوان overid نازم گذاری شده است. و عبارت دوم،مقدار p-vlue را محاسبه می کند که همان overid-p است. eq_gmm در عبارات بالا نام معادله تخمینی در نرم افزار است.

مشاهده، نسبت به واحدهای دیگری از آن قبیل می باشد. در مطالعه حاضر از یک ماتریس وزنی بر اساس طول و عرض جغرافیایی (و نه بر اساس مجاورت) استفاده می شود. علت این امر این است که در ماتریس‌های فضایی ساخته شده براساس مجاورت، دو مشاهده تنها در صورتی که دارای مرز و یا رأس مشترک باشند، مجاور محسوب می‌شوند. به عبارت دیگر این روش بین شهرهای ده کیلومتر دورتر با شهرهای صد کیلومتر دورتر تفاوتی قائل نمی‌شود. حال آنکه بهتر است به جای اینکه تنها به مجاورت و داشتن مرز مشترک توجه شود، فاصله بین مشاهدات نیز مورد توجه قرار گیرد (Elhorst & Vega, 2013). لذا در این مطالعه برای تشکیل ماتریس وزنی از روش معکوس فاصله استفاده می شود. مدل‌های بسیاری در ادبیات اقتصاد سنجی فضایی مطرح شده است که در ادامه به صورت اجمالی به بیان آنها پرداخته می‌شود. یک مدل فضایی کامل که در برگیرنده تمام انواع اثرات متقابل فضایی است به صورت ذیل نشان داده می شود:

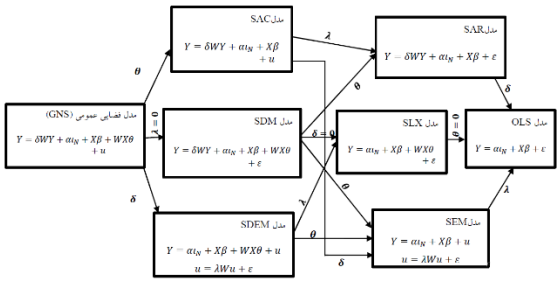
(۱):

$$Y = \delta WY + \alpha l_N + X\beta + WX\theta + u$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon$$

مدل فوق، مدل فضایی عمومی[1] (GNS) نامیده می شود. در رابطه فرق Y بردار $N*1$ از متغیر وابسته و X نشان دهنده ماتریس $N*K$ است که شامل k متغیر توضیحی است. W ماتریس وزنی فضایی[2] است و β بردار ثابت $K*1$ از ضرایب ثابت ولی نامعین است. همچنین WY اثرات متقابل بین متغیر وابسته، WX اثرات متقابل مابین متغیرهای مستقل و Wu اثرات متقابل بین اجزا اخلال را نشان می دهد. δ ضریب خود رگرسیون فضایی[3] و λ ضریب خودهمبستگی فضایی است که نشان دهنده اثرات سرریز در مدل خطای فضایی از کانال جمله اخلال است. ε نیز جز اخلال iid[4] با میانگین صفر و واریانس σ^2 است (Elhorst, 2014).

شکل شماره (۲) مجموعه‌ای از ۷ مدل اقتصاد سنجی فضایی خطی را نشان می‌دهد. مدل فضایی عمومی (GNS) در سمت چپ و مدل OLS در سمت راست شکل قرار دارد. تمامی مدل های فضایی را می توان با اعمال قیدهای مشخصی از مدل GNS استخراج کرد. این قیدها در شکل شماره (۲) نشان داده شده است. لازم به ذکر است که علی‌رغم گستردگی مدل‌های اقتصادسنجی فضایی، در مطالعات تجربی تنها مدل‌های وقفه فضایی (SAR)، خطای فضایی (SEM) و دوربین فضایی (SDM) مورد استفاده قرار می‌گیرند. دلیل این امر نیز وجود مشکلاتی در تخمین اقتصادسنجی سایر مدل‌های فضایی است (Elhorst, 2014: 10). لذا مدل‌های مورد بررسی در مطالعه حاضر نیز مدل وقفه، خطا و دوربین فضایی است.



شکل ۶. وابستگی بین مدل‌های مختلف وابستگی فضایی

(مأخذ: Elhorst, 2014: 24)

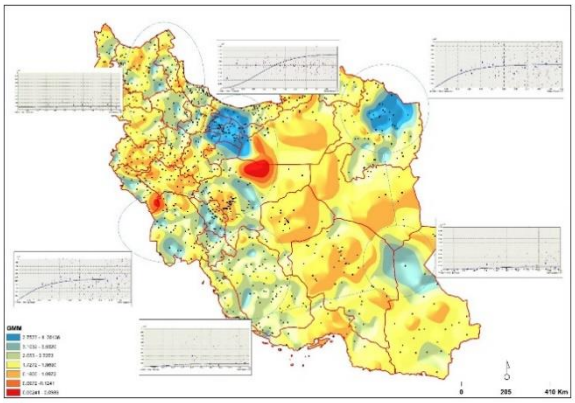
الگوی تجربی اقتصاد سیاسی تأثیرگذار تأثیرگذار بر مسکن شهرهای کشور بر مبنای مطالعات تجربی پیشین و مبانی نظری به صورت زیر ارائه می‌گردد:

(۲):

$$\log (Ni_T / Ni_{,t0}) = f (PL, GINI, UI, SPECI, RN, SSD, OI, AP, GFR, IS)$$

با توجه به مبانی نظری و مطالعات ارائه شده و همچنین داده‌های در دسترس، رشد و رکود قیمت مسکن و تعداد شهرهای کشور در بازه ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۶ را تابعی از عوامل سیاسی، اقتصادی، نهادی، اجتماعی و کالبدی در نظر گرفته‌ایم که در ادامه به بیان این عوامل می‌پردازیم. آماره یا متغیرهای توصیفی مربوط به شاخص‌های تحقیق نیز در جدول شماره (۲) گزارش شده است. همچنین خوشه‌بندی فضایی رشد قیمت مسکن شهرهای کشور در شکل شماره (۳) نشان داده شده است.

[1] General Nesting Spatial Model
[2] Spatial Weights Matrix
[3] Spatial Autocorrelation Coefficient
[4] Spatial Autocorrelation Coefficient



شکل ۷. الگوی فضایی رشد قیمت مسکن و تعداد شهرهای ایران بر مبنای روش GMM

در این شکل استان‌های کشور در بازهٔ مورد مطالعه به هفت دسته تقسیم شده و بر اساس الگوی فضایی رشد و رکود قیمت مسکن به ترتیب از رنگ قرمز تا آبی طبقه‌بندی‌شده‌اند:

مهاجرت و نرخ رشد قیمت مسکن ($\log (N_{i,T}/N_{i,t_0})$): نرخ رشد قیمت مسکن استان، از لگاریتم طبیعی نرخ رشد قیمت مسکن در سال آخر و اول محاسبه می‌گردد. $Ni,_t$ معرف جمعیت استان iام در سال آخر و $Ni,_{t0}$ بیانگر قیمت استان iام در سال اول است.

شاخص فقر (PL) : در صد جمعیت زیر خط فقر هر استان، به عنوان شاخص فقر آن استان در نظر گرفته شده است.

شاخص نابرابری جینی (GINI): رایج‌ترین روش در بیان نابرابری درآمدی، استفاده از شاخص‌های نابرابری است. در این مطالعه از شاخص ضریب جینی به عنوان متداول‌ترین روش اندازه‌گیری توزیع درآمد استفاده شده است.

میزان درآمد (شهری به نسبت روستایی) (UI): یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی مورد بررسی، نرخ بیکاری است. در این مطالعه از نرخ بیکاری سالانه استان در برآورد مدل استفاده شده است.

شاخص تخصصی شدن صنعت (SPECT): این شاخص با استفاده از فرمول ذیل قابل محاسبه است.

$$SPECI_i = \left(\frac{SE_i/TE_i}{TSE/TTE}\right)$$

در رابطه فوق SE_i اشتغال بخشی استان i، TE_i اشتغال کل استان i، TSE اشتغال بخشی کشور و TTE اشتغال کل کشور است. در مطالعه حاضر این شاخص برای بخش صنعت محاسبه و در مدل وارد شده است. شاخص تخصصی شدن، میزان تخصصی بودن هر استان را نسبت به کل کشور نشان می دهد (Glaeser et al., 2003).

شبکه راه‌ها (RN): طول بزرگراه و راه اصلی (عریض و معمولی سرانه هر استان به عنوان نماینده زیرساخت حمل و نقل در مدل لحاظ شده است.

توسعه خدمات عمومی (SSD): این متغیر به صورت سهم هر استان در توسعه خدمات عمومی به نسبت هر استان تعریف شده است.

درآمد حاصل از نفت (نرخ سرمایه‌گذاری در شهرها) (OI): سهم استان‌های با سرمایه‌گذاری دولتی در طرحهای کلان از کل پروژه‌های هر استان به عنوان نرخ سرمایه‌گذاری در شهرها در مدل وارد شده است.

جمعیت فعال (AP): این شاخص از تقسیم تعداد کل شاغلین به متوسط جمعیت شاغل در سنین اشتغال (۶۵ ـ ۱۵ سال) به دست آمده است.

نرخ باروری عمومی (GFR): این شاخص از تقسیم تعداد کل نوزادان زنده متولد شده به متوسط جمعیت زنان واقع در سنین باروری (۴۹ ـ ۱۵ سال) به دست آمده است.

خدمات زیربنایی (IS): یکی از متغیرهای کالبدی مورد بررسی در این مطالعه متغیر خدمات زیربنایی است و از طریق میانگین‌گیری توسعه خدمات در هر استان به دست آمده است.

لازم به ذکر است که به منظور کاهش واریانس ناهمسانی احتمالی در مدل، تمامی متغیرها به صورت لگاریتمی در مدل وارد شده‌اند.

جدول شماره (۴): آماره‌های توصیفی متغیرها

متغییر	تعداد (N)	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
نرخ رشد جمیع ت شهری	۳۱	۱/۸۳۳۸	۱/۰۶۷۹	۲۵/۳۶-	۱۵۲/۱
PL	۳۱	۲۸/۰۸	۱/۷۴۸۰	۷/۳۴	۶۶/۵
GINI	۳۱	/۳۹۲۵۰	/۲۶۹۱۰	۰/۳۴۳	۰/۵۲۱
UI	۳۱	۱/۰۰۷۴	۷/۹۶۹	/۲۰۹۳۰	۴۵/۰۰۳
SPECI	۳۱	/۸۹۳۹۰	/۲۹۶۰۰	/۱۷۳۷۰	۱/۹۰۸۶
RN	۳۱	۱/۹۹۵	۳/۶۵۳	۰/۰۰۲	۵۳/۰۰۸
SSD	۳۱	۱/۴۲۹۳	۴/۵۰۷	۲/۹۰۱	۳۵/۰۱
OI	۳۱	۲/۹۸۴۰	۵/۹۵۵	۴/۶۰۷	۴۱/۲۷۳
GFR	۳۱	۷۰/۷	۱۱/۰۵۳	۱۷/۰۴	۱۵۶/۸۶۰
AP	۳۱	۲/۲۵۸۷	۲/۱۴۴	۲/۸۱۴۰	۳۲/۴۶۴
IS	۳۱	۱/۱۷۱۹	۴/۹۸۸	۱/۱۴۲۰	۳۰/۶۵۸

در مباحث اقتصاد سنجی فضایی، شیوه‌های مختلفی برای آزمون وجود اثرات فضایی مطرح است که از مهمترین آنها می‌توان به آزمون موران[1] اشاره کرد. آماره آزمون موران توان بالایی در تشخیص وجود اثرات فضایی و در نتیجه خطای تصریح مدل دارد، اما در مورد نوع اثرات فضایی و اینکه چه تصریح مدلی باید مورد استفاده قرار گیرد، کمک زیادی نخواهد کرد. لذا از آماره‌های آزمون ضریب لاگرانژ (LM) استفاده می‌شود. نتایج مربوط به این آزمون‌ها در جدول شماره (۵) گزارش شده است.

جدول شماره (۵). آزمون‌های تشخیصی برای اثرات فضایی

آزمون	آماره آزمون	ارزش احتمال
Moran´s I (error)	۴/۳۴۵۴	۰/۰۰۰۱
Lagrange Multiplier (lag)	۶/۷۳۹	۰/۰۰۹۹
Robust LM (lag)	۰/۰۶	۰/۹۰۲۳
Lagrange Multiplier (erroe)	۱۰/۷۲۹	۰/۰۰۲
Robust LM (error)	۴/۰۴۸	۰/۰۳۴

مطابق نتایج فرضیه صفر آزمون موران مبنی بر عدم وجود اثرات فضایی رد می‌شود. لذا وجود اثرات فضایی در مدل رشد قیمت مسکن شهری استانهای کشور در سطح معناداری بالایی تأیید می‌شود. همچنین با توجه به آماره‌های آزمون ضریب لاگرانژ (LM) از بین دو مدل وقفه و خطای فضایی، مدل خطای فضایی به عنوان مناسبترین مدل انتخاب می‌شود.

در ادامه برای انتخاب مدل بهینه از بین سه مدل SEM، SAR و SDM از آزمون‌های تشخیصی نسبت درست نمایی (LR) و والد (Wald) استفاده می شود. فرضیه صفر این دو آزمون به صورت ۱) $\theta = 0$ و ۲) $\theta + \delta\beta = 0$ است. فرضیه $\theta = 0$ دلالت بر آن دارد که می‌توان مدل SDM را به مدل SAR تقلیل داد. فرضیه $\theta + \delta\beta = 0$ نیز دلالت بر آن دارد که مدل SDM قابل تبدیل به مدل SEM است. نتایج آزمون‌های تشخیصی بین سه مدل وقفه، خطا و دوربین فضایی در جدول شماره (۶) آورده شده است.

[1] Moran's I

جدول شماره (۶). آزمون‌های تشخیصی بین سه مدل وقفه، خطا و دوربین فضایی

آزمون	فرضیه صفر	آماره آزمون	ارزش احتمال
Wald test for spatial lag	$\theta = 0$	۱۰/۲۳۵۶	۰/۴۶۱۶
LR test for spatial lag	$\theta = 0$	۱۰/۲۹۳۴	۰/۴۴۳۴
Wald test for spatial error	$\theta + \beta\delta = 0$	۹/۵۳	۰/۴۷۴
LR test for spatial error	$\theta + \beta\delta = 0$	۱۰/۱۸۰۲	۰/۴۴۰۶

مأخذ: نتایج تحقیق

بر اساس نتایج، در سطح معناداری ۵ درصد مدل دوربین فضایی در مقابل هر دو مدل وقفه و خطای فضایی رد می‌شود. با توجه به اینکه نتایج آزمون‌های ضریب لاگرانژ نیز مزید برتری مدل خطای فضایی در مقابل مدل وقفه فضایی است، لذا مدل فضایی مورد استفاده در برآورد مدل رشد جمعیت شهرهای های کشور، مدل خطای فضایی خواهد بود. لازم به ذکر است که مفهوم اثرات فضایی در مدل‌های مختلف فضایی تفاسیر متفاوتی دارد. وجود اثرات فضایی در مدل خطای فضایی مبین وجود وابستگی فضایی در اجزا اخلال مدل است، به این معنی که شوک وارد بر یک مکان به تمامی مکانهای دیگر نیز سرایت می‌کند. به عبارت دیگر اثرات فضایی در مدل خطای فضایی سراسری است (Le Gallo et al., 2005: 533). در واقع مدل خطای فضایی مبین موقعیتی است که در آن متغیرهای حذف شده از مدل، خود همبستگی فضایی دارند، و یا شوک‌های مشاهده نشده، از یک الگوی فضایی پیروی می‌کنند (Elhorst, 2014: 8). به عبارت دیگر پذیرش مدل خطای فضایی به این معنی است که وابستگی فضایی در مدل وجود دارد اما علل چنین وابستگی قابل شناسایی نیست

نتایج تخمین مدل رگرسیون کلاسیک، و تخمین حداکثر راست نمایی مدل خطای فضایی در جدول شماره (۷) آمده است.

جدول شماره (۷). نتایج تخمین رگرسیون OLS و تخمین ML مدل خطای فضایی

مدل متغیر توضیحی	مدل رگرسیون کلاسیک		مدل خطای فضایی	
	ضریب	مقدار آماره t	ضریب	مقدار آماره t
Ln (PL)	۱۳/۷۵۶***	۴/۱۵۸	۱۳/۲۸۸***	۴/۶۴۴
Ln (GINI)	-۶/۸۹	۰/۳۵۴	-۸/۸۴۸	۰/۶۵۵
Ln (UI)	-۶/۴۱۹***	۲/۳۱۳	-۴/۸۴۸***	-۲/۷۸
Ln (SPECI)	۹/۸۲۳***	۲/۷۳۲	۱۰/۰۴۹***	۳/۰۹۱
Ln (RN)	-۰/۰۵۱	۰/۰۱۳	۰/۰۹۴	۰/۲۴۶
Ln (SSD)	۱۲/۹۵۵***	۲/۴۰۸	۱۳/۳۱۹***	۲/۶۸۴
Ln (OI)	۱۵/۰۴۲***	۲/۷۶۵	۱۳/۴۶۴**	۲/۴۲۸
Ln (GFR)	۹/۰۸۸***	۳/۷۳۲	۹/۳۷۵***	۳/۸۵
Ln (AP)	۷۵/۳۲۷***	۵/۰۰۹	۸۵/۶۲۷***	۴/۷۱۷
Ln (IS)	۵/۸۷	۱/۲۰۳	۵/۸۷	۱/۳۱
λ	-	-	۰/۳۲۳	۲/۷۶۶
CONSTAVT	۲۴۵/۳۶***	۳/۶۴۷	۲۷/۸۰۶***	۴/۷۶۰
R^2	۰/۳۴۳		۰/۳۴	
Log likeliohood	-۱۳۰۹/۷۸		-۱۳۰۹/۰۶	
Akaike info criterion	۲۷۴۰/۲۱		۲۹۳۴/۰۹	
Schwarz criterion	۲۷۹۲/۱۸		۲۹۵۶/۱۵	
Tese	Value	Prob	Value	Prob
Breusch-Pagan	۱۱۹/۰۵۱	۰/۰۰۰۱	۱۲۴/۴۷۸	۰/۰۰۰۰
Koenker-Bassett	۲۸/۳۳۶	۰/۰۰۱۳	-	
Likelihood Ratio	-		۵/۸۷۴۵	۰/۰۱۵۵

000p< ۰/۰۱ ، 00p< ۰/۰۵ ،0p< ۰/۱۰

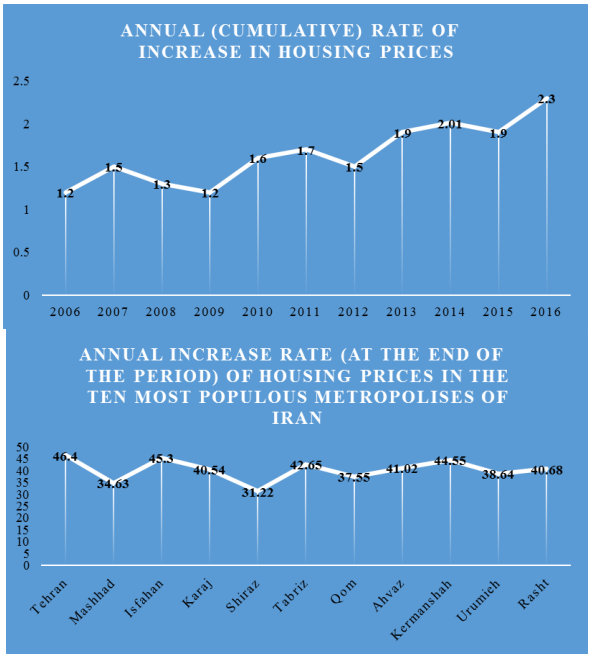
چنانچه ملاحظه می شود در مدل رگرسیون کلاسیک نتایج هر دو آزمون براش - پاگان ° (BP) و کونکر باست (KB) بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در اجزا اخلال مدل است. نتیجه آزمون براش - پاگان (BP)

در تخمین حداکثر راست نمایی مدل خطای فضایی نیز نشان می‌دهد که در برآورد مدل فضایی با روش حداکثر راست نمایی، مشکل ناهمسانی واریانس همچنان وجود است. در روش رگرسیون OLS برای رفع ناهمسانی واریانس از تصحیح وایت (White, 1980) استفاده می‌شد. در مدل‌های فضایی روش وایت قابل استفاده نیست. برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی در مدل وقفه فضایی، کلجیان و پروچا (۲۰۰۷) برآوردگر فضایی HAC را معرفی کردند. همچنین کلجیان و پروجا در سال ۲۰۱۰ برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس در مدل خطای فضایی برآوردگر KP - HET را پیشنهاد کردند. لذا روش مورد استفاده در مطالعه حاضر روش کلجیان و پروچا (۲۰۱۰) می‌باشد. نتایج تخمین مدل خطای فضایی با استفاده از برآوردگر KP – HET در جدول شماره (۸) ارائه شده است.

جدول شماره (۸). نتایج تخمین مدل خطای فضایی به روش KP – HET

مدل	KP – HET	
متغیر توضیحی	ضریب	مقدار آماره t
Ln (PL)	-۱۳/۷۴۴***	-۳/۹۷۲
Ln (GINI)	-۷/۷۰۸	-۰/۴۴۸
Ln (UI)	-۵/۰۰۷**	-۱/۹۵۷
Ln (SPECI)	۱۰/۰۴۳***	۲/۶۸۴
Ln (RN)	۰/۱۲۳۴	۰/۲۰۹۸
Ln (SSD)	-۱۴/۵۹۳**	-۲/۰۶
Ln (OI)	۱۲/۶۸۱*	۱/۶۷۶
Ln (GFR)	۹/۵۰۵**	۱/۵۷۳
Ln (AP)	-۸۵/۲۶۱***	-۳/۳۸۱
Ln (IS)	۵/۵۸	۱/۲۳۹
λ	۰/۴۳***	۳/۶۳۷
CONSTAVT	۲۹۳/۷۱***	۳/۱۱۲
R^2	۰/۳۴۰۴	
۰/۰۵ ،0p< ۰/۱۰ ۰/۰۱ ، 00p< 000p<		

مطابق نتایج ضریب خودهمبستگی فضایی (λ) در سطح بالایی معنادار است که مؤید وجود وابستگی فضایی در اجزا اخلال مدل رشد قیمت مسکن و تعداد شهرهای کشور است. به این معنی که شوک وارد بر یک استان، به دیگر استان‌های کشور نیز سرایت کرده است. به عبارت دیگر ضریب خودهمبستگی فضایی نشان می‌دهد که رشد قیمت مسکن شهری یک استان تا چه میزان متأثر از شوکت وارد بر رشد جمعیت در سایر استانهای کشور بوده است. از بین متغیرهای اقتصادی، شاخص فقر، نرخ بیکاری و شاخص تخصصی‌شدن به عنوان مهم‌ترین عوامل اقتصادی مؤثر بر رشد قیمت مسکن شهری استانهاهای کشور شناخته شده‌اند. شاخص فقر به عنوان متغیر کنترل، دارای اثر منفی بر رشد قیمت مسکن شهرهای کشور بوده است و در سطح بالایی معنادار است؛ به این معنی که شهرهای با درصد فقر بالاتر، رشد قیمت پایین‌تری داشته‌اند. به این صورت که فقر و محرومیت یکی از مهم‌ترین عوامل محرک جریان توسعه قلمداد می‌شود. معمولا افراد فقیر (روستایی) با تصور استانداردهای زندگی بالاتر در مناطق شهری توسعه‌یافته، اقدام به مهاجرت می‌کنند. لذا مناطق شهری با فقر بالاتر نرخ مهاجرت بالاتری داشته و به تبع آن رشد جمعیت پایین‌تری را تجربه کرده‌اند. همچنین شاخص ضریب جینی به عنوان معیار نابرابری دارای علامت مورد انتظار (منفی) بوده اما معنادار نمی‌باشد.



شکل ۸. محاسبه میزان قیمت مسکن و قیمت تجمیعی بخش مسکن شهری در ده کلانشهر پرجمعیت ایران

شواهد موجود نشان می‌دهد که طی بازه مورد مطالعه باتوجه به نوسان‌های بخشی صورت گرفته در بخش مسکن به صورت ناپایدار در یک بازه ۱۱ ساله، کمترین میزام تورم مربوط به سال ۲۰۰۶ و بیشترین نوسان دوره ای قیمت مربوط به پایان دوره مورد مطالعه با نرخ ۲,۳ بوده است. در ارتباط با تاثیر تحریم ها بر بخش مسکن، مطابق نتایج ۱۰ کلانشهر پرجمعیت ایران، بیشترین مقدار نوسان و افزایش قیمت مربوط به کلانشهرهای تهران، اصفهان، کرمانشاه و تبریز بوده است این در حالی است که به ترتیب کلانشهرهای شیراز، قم و مشهد کمترین میزان افزایش قیمت را تجربه کرده اند.

یکی دیگر از متغیرهای اقتصادی مهم مورد مطالعه، نرخ بیکاری است. مطابق نتایج، نرخ بیکاری اثر منفی و معنادار بر رشد قیمت دارد. به این معنی که شهرهای با نرخ بیکاری بالاتر، رشد قیمت کمتری داشته‌اند. به عبارت دیگر استان‌هایی با نرخ بیکاری بالاتر (نرخ اشتغال پایین‌تر)، نرخ مهاجرت بالاتری به مناطق شهری توسعه یافته داشته‌اند و به تبع آن رشد قیمت کمتری را تجربه کرده‌اند. این نتیجه مؤید نظریه مایکل تودارو است. تودار و بیان می‌کند که افراد معمولا با انگیزه یافتن شغل و یا شغل بهتر دست به مهاجرت می‌زنند، به عبارت دیگر طبق نظریه تو دارو جستجو برای شغل، از مهمترین دلایل مهاجرت است. همچنین شاخص تخصصی شدن، در مدل رشد قیمت اثر مثبت و معنادار دارد، یعنی شهرهای استانهایی که سهم بیشتری از اشتغال بخش صنعت (ساختمان) را به خود اختصاص داده‌اند (در بخش صنعت تخصص یافته‌اند)، رشد قیمت بالاتری داشته‌اند. این امر بیانگر محوریت بخش صنعت در رشد قیمت مسکن شهرهای کشور است. متغیر راه‌ها (طول بزرگراه و راه اصلی سرانه) نیز به عنوان نماینده زیرساخت های حمل و نقل در مدل وارد شده است. چنانچه در جدول شماره (۸) مشاهده می‌شود، این متغیر دارای علامت مورد انتظار (مثبت) بوده اما معنادار نمی‌باشد. به عبارت دیگر به نظر می‌رسد این شاخص نتوانسته است اثرات زیر ساخت حمل و نقل بر رشد قیمت مسکن شهرهای کشور را نشان دهد. از بین متغیرهای اجتماعی، متغیر نرخ باروری عمومی، چنانچه انتظار می‌رود، اثر مثبت و معنادار بر رشد قیمت مسکن شهرها داشته است، یعنی استانهای با میزاد زاد و ولد بالاتر رشد قیمت مسکن بیشتری را تجربه کرده اند. همچنین متغیر میانگین جمعیت فعال در مدل رشد شهرها دارای اثر منفی و معنادار است. به این معنی که استان‌هایی با جمعیت فعال جوانتر رشد قیمت مسکن بالاتر خواهند داشت.

متغیرهای درآمد حاصل از صادرات وابسته‌های نفتی، توسعه خدمات عمومی و زیربنایی به دو شکل در مدل وارد شده‌اند. متغیر سهم شهرهای (استانهای) دارای نرخ سرمایه‌گذاری و توسعه خدمات عمومی پایین به کل شهرها (استانها)، اثر منفی و معنادار، و متغیر سهم خدمات زیربنایی از کل شهرها نیز اثر منفی و معنادار بر رشد قیمت مسکن شهرها داشته است. به این معنی که شهرهای (استانهای) با نرخ پایین توسعه خدمات زیربنایی و سهم پایین بودجه تزریقی حاصل از فروش فرآورده‌های نفتی، نرخ رشد قیمت مسکن کمتری را تجربه کرده‌اند. زیرا از یک سو شهرهای با سهم بالای بودجه تزریقی،

جذابیت و فرصت‌های بیشتری برای مهاجران ایجاد کرده‌اند. از سوی دیگر شهرهایی (استانهایی) که از نرخ بالای توسعه خدمات زیربنایی برخوردارند، افراد تمایل کمتری برای مهاجرت داشته‌اند چرا که معمولا افراد با انگیزه یافتن شغل و یا شغل بهتر اقدام به مهاجرت می‌کنند. لذا استانهای (شهرهای) با سهم بالای بودجه تزریقی و خدمات زیربنایی و عمومی، نرخ مهاجرت کمتری داشته و به تبع آن نرخ رشد مسکن بیشتری را تجربه کرده‌اند.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در حال حاضر، مسأله مسکن و تغییرات الگو و ارزش آن، مسئله‌ای جهانی است و جوامع و کشورهای مختلف نیز با آن مواجه هستند. در ایران نیز با توجه به شرایط حاکم بر اقتصاد در دهه‌های اخیر، بازار مسکن همواره با نوسانات شدید قیمتی و به تبع آن، دوره‌های رونق و رکود شدید، همراه بوده است. اقتصاد ایران دارای دو ویژگی مهم است نخست سهم گستردهٔ نفت در اقتصاد و حضور چشمگیر دولت در بخش‌های مختلف اجتماعی ـ اقتصادی از یک‌سو، درآمدهای نفتی به عنوان یک متغیر مستقل نقش اساسی در اقتصاد سیاسی ایران در طول ۸۰ سال گذشته ایفا کرده‌است و به دلیل وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی، بخش مسکن تحت تأثیر شوک‌های قیمت نفت قرار گرفته است. مسأله بی‌ثباتی و نوسانات گسترده قیمت‌ها و بازده مسکن به‌ویژه در کلانشهرها را می‌توان بارزترین ویژگی این بخش مهم اقتصادی دانست. از سویی دیگر، تحریم‌های ایالات متحدهٔ آمریکا، سازمان ملل و اتحادیهٔ اروپا بر بخش‌های مختلف اقتصادی ایران تأثیرات متفاوتی نهاده است. بنابراین، براساس شواهد موجود، هیچ مطالعه‌ای با رویکرد فضایی ـ مکانی همبستگی میان تحریم‌ها و تحولات بخش مسکن در یک اقتصاد رانتیر نفتی، به ویژه در منطقهٔ خاورمیانه را مورد کنکاش قرار نداده است؛ از این‌رو، نتایج تحقیق ما شواهد جدیدی از یک کشور تحت تحریم‌های شدید بین‌المللی فراهم می‌آورد که مسئله مسکن کلانشهری در آن به یکی از چالش‌های اساسی و بغرنج مدیریت شهری تبدیل شده است. اتخاذ چنین رویکردی برای تحلیل رکود بخش مسکن در کلانشهرها نه توسط سیاست‌ها و مطالعات مسکن در ایران و نه مطالعات قبلی مورد کاوش قرار نگرفته است. هدف اصلی مطالعه حاضر تحلیل تأثیر تحریم‌ها بر بخش مسکنِ دولت‌های رانتیر و بررسی نقش اقتصاد سیاسی تحریم در این فرآیند بوده است. به منظور تبیین مدل تأثیر تحریم‌ها بر بخش مسکنِ شهرهای کشور، پنج دسته عوامل سیاسی، اقتصادی، نهادی، اجتماعی و کالبدی در نظر گرفته شده است. وجود اثرات فضایی نیز، با استفاده از آزمون‌های موران و ضریب لاگرانژ مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج این آزمون‌ها بیانگر وجود اثرات فضایی در مدل است. همچنین با توجه به آماره‌های آزمون ضریب لاگرانژ (LM) و آزمون‌های تشخیصی LR و Wald، مدل خطای فضایی به عنوان مناسب‌ترین مدل رگرسیون فضایی انتخاب و مورد برآورد قرار گرفته است. لازم به ذکر است که به دلیل وجود ناهمسانی واریانس در مدل فضایی، از روش کلجیان و پروچا (۲۰۱۰) و برآوردگر KP - HET در برآورد مدل استفاده شده است. نتایج مطالعه حاضر بیانگر آن است که ضریب خودهمبستگی فضایی (λ) در سطح بالایی معنادار است که مؤید وجود اثرات فضایی در مدل رشد قیمت مسکن استانهای کشور در بازه سالهای ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۶ است. لذا باتوجه به سؤال اصلی پژوهش که تحریم ها چگونه بر مکانیزم پویش و تغییرات بخش مسکن شهری در ایران اثرگذار است می‌توان گفت که از بین شاخص‌های اقتصادی، متغیرهای فقر، نرخ بیکاری و تخصصی شدن و از بین شاخص اجتماعی، میزان مهاجرت و نرخ باروری عمومی و جمعیت فعال، به عنوان مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد قیمت مسکن شهرهای کشور شناخته شدند.

همچنین مطابق نتایج، شاخص زیرساختی (شبکه راه‌ها) لحاظ شده در مدل، دارای اثرات معناداری نبوده است. همچنین شاخص فقر، اثر منفی بر رشد قیمت مسکن شهرهای کشور داشته است و در سطح بالایی

معنادار است، اما اثر متغیر ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری بر رشد جمعیت شهرها معنادار نمی‌باشد. چنانچه اشاره شد در مطالعه حاضر وجود وابستگی فضایی در مدل رشد قیمت مسکن شهرهای کشور مورد تأیید قرار گرفت، اما علل ایجاد وابستگی فضایی و متغیرهای بوجود آورنده آن مورد بحث و بررسی قرار نگرفت. لذا توصیه می‌شود در مطالعات آتی با در نظر گرفتن دسته وسیع‌تری از متغیرهای دخیل، علل ایجاد وابستگی فضایی در مدل رشد قیمت مورد مطالعه قرار گیرد.

در پایان پیشنهاد می‌شود با گذشت چهار دهه از عملکرد انقلاب شکوهمند اسلامی ایران و با توجه به روندهای گذشته و درک پیشران‌های کلیدی مناسبات راهبردی جهانی و اثرات آن بر اقتصاد سیاسی داخلی و توزیع متوازن روندها در شهرها و به ویژه بخش مسکن و جلوگیری از مهاجرت‌های بی‌رویه، برنامه‌های تمرکززدایی در اولویت برنامه‌های توسعه قرار گیرند. توسعه اشتغال و صنعت، کاهش فقر و محرومیت می‌تواند موجب کاهش مهاجرت از روستاها به شهرهای بزرگ و رشد متوازن جمعیت،کاهش تقاضای کاذب مسکن و تثبیت اقتصادی رشد مسکن را سبب شود. توصیه می‌شود بحث اشتغال با توجه به پتانسیل‌های موجود در بخش صنعت و کشاورزی در دستور کار دولتمردان و برنامه‌ریزان منطقه‌ای قرار گیرد. کاهش بیکاری و توزیع متناسب صنایع بین شهرها، با توجه به ظرفیت‌های بالقوه هر شهر و ناحیه می‌تواند موجبات حرکت جمعیت به سمت شهرهای کوچک و میانی و تمرکززدایی از شهرهای بزرگ و کاهش منطقه ای قیمت مسکن شود. از مهمترین اثرات اجرایی این سیاست‌گذاری، جلوگیری از مهاجرت‌های بی‌رویه، رونق اقتصادی در مناطق مختلف کشور و جلوگیری از بحران‌های اجتماعی، زیست محیطی، سیاسی، اقتصادی و بسیاری از موارد دیگر است.

۷- منابع

ابوالحسنی، اصغر، ابراهیمی، ایلناز، پورکاظمی، محمدحسین و بهرامی‌نیا، ابراهیم (۱۳۹۵)، اثر تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن در اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی، *فصلنامهٔ پژوهش‌های رشد توسعهٔ اقتصادی*، (۲۵)۷: ۱۱۳-۱۳۲.

اصلانی، پروانه و اسدالهی، آویده (۱۳۹۴)، ارزیابی اثرگذاری کانال‌های تحریم‌های اقتصادی بر قیمت مسکن ایران، *فصلنامه اقتصاد مسکن*، ۵۲: ۱۳۴-۱۰۷.

ازغندی، علیرضا (۱۳۸۸)، جامعه‌شناسی سیاسی ایران، *انتشارات قومس*.

اکبری، نعمت الله (۱۳۹۶)، اقتصاد شهری، جلد اول، *انتشارات سمت*، تهران.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی (۱۳۹۵)، آمار و داده‌های اقتصادی، *بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی*.

پناهی، حسین، آقایاری هیر، توکل و آل عمران، سیدعلی (۱۳۹۶)، بررسی روند بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری در ایران، *فصلنامهٔ اقتصاد شهری*، (۲)۲: ۵۵-۷۰.

پناهی، حسین، بهبودی، داود، اصغر پور، حسین و کشتکاران، نجمه (۱۳۹۷)، بررسی آثار تکانه های سیاست پولی بر بخش مسکن در قالب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، *فصلنامهٔ اقتصاد شهری*، (۲)۳: ۱-۱۸.

حسن گودرزی، سپیده و آرمان مهر، محمدرضا (۱۳۹۷)، تحلیل بازار مسکن و پیش‌بینی قیمت آن تا سال ۱۴۰۵(مطالعه موردی: شهر تهران)، *دو فصلنامه بررسی مسائل اقتصاد ایران*، (۲)۵: ۷۹-۱۰۳.

حسینی، سیدصفدر و تهامی پور، مرتضی (۱۳۸۸)، اندازه‌گیری اثر شو قیمتی انرژی (نفت) بر نرخ تورم در ایران، نشریه انرژی ایران، (۴)۱۲: ۶۳-۷۶.

خضری، محمد (۱۳۸۸)، بیماری هلندی و ضرورت استفاده درست از درآمدهای نفتی، *فصلنامه مطالعات راهبردی*، (۴)۱۲: ۸۲-۶۷.

خلیلی عراقی، سیدمنصور، مهرآرا، محسن و عظیمی، سیدرضا (۱۳۹۱)، بررسی عوامل مرور بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از دادهای ترکیبی، *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، (۲۰)۶۴: ۵۰- ۳۳.

خلیلی کامجو، سید پرویز و نادمی، یونس (۱۳۹۷)، شوک‌های قیمت نفت و ادوار تجاری مسکن در ایران: رویکرد

مارکوف سوئیچینگ گارچ، *فصلنامه اقتصاد و مدیریت شهری*، (۱)۷: ۱۱۱-۹۵.

خوشه‌گل گروسی، معصومه و افشاری، زهرا (۱۳۹۶)، تأثیر شوک‌های اقتصاد کلان بر سرمایه‌گذاری در بخش مسکن در ایران با استفاده از روش خودرگرسیونی برداری بیزین، *فصلنامه اقتصاد و مدیریت شهری*، (۲)۸: ۵۱-۶۵.

دانشپور، سید عبدالهادی و حسینی، ساسان (۱۳۹۱)، جایگاه عوامل کالبدی در کاهش قیمت مسکن، *معماری و شهرسازی آرمانشهر*، ۶۱-۹:۷۱.

دلاوری، مجید، شیرین بخش، شمس الله و دشت بزرگی، زهرا (۱۳۸۷)، بررسی تأثیر قیمت نفت بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از هم‌گرایی نامتقارن، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، (۱۸)۲: ۶۵-۸۰.

زروکی، شهریار و موتمنی، مانی (۱۳۹۶)، اثر نامتقارن قیمت نفت بر بازار مسکن در ایران: کاربردی از رهیافت ARDL غیر خطی، *نشریه پژوهشنامه اقتصاد کلان*، (۲۳)۱۲: ۸۱-۱۰۵.

سلطانی، لیلا (۱۳۸۱)، بررسی نوسانات اقتصادی در بخش مسکن و آثار آن بر ادوار تجاری در ایران، *رساله کارشناسی ارشد رشته اقتصاد، دانشگاه تهران*.

شکاری، عبدالقیوم (۱۳۸۷)، نظریه دولت تحصیل‌دار و انقلاب اسلامی، *مرکز اسناد انقلاب اسلامی*، تهران.

شمس، مجید و پالیزبان، سیاوش (۱۳۸۹)، بررسی تأثیر سیاست‌های اقتصاد مبتنی بر درآمد نفت بر بازار مسکن در ایران، *فصلنامه جغرافیای انسانی*، (۱)۳: ۵۷-۷۶.

شهبازی، کیومرث و کلانتری، زهرا (۱۳۹۱)، اثرات شوک‌های سیاستهای پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران: رهیافت SVAR، *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، (۶۱) ۲۰: ۷۷-۱۰۴.

شریف‌زادگان، محمدحسین و قانونی، حسین (۱۳۹۶)، تحلیل و مفهوم‌سازی نظری تأثیرات دولت رانتی بر عاملیت و ساختار جامعه و اقتصاد شهری در ایران، *فصلنامهٔ اقتصاد شهری*، (۱)۲: ۱-۱۸.

شریفی، محمد (۱۳۸۸)، پارادوکس نفت و توسعه در ایران، *فصلنامه تحقیقات سیاسی و بین المللی*، (۲)۱: ۱۳۹-۱۵۴.

عباسی‌نژاد، حسین و یاری، محمد (۱۳۸۷)، تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران، *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی*، (۱)۶: ۵۹-۷۷.

عیوضی، محمدرحیم (۱۳۸۷)، نفت و موانع توسعه یافتگی، *نشریه راهبرد توسعه*، ۱۳: ۵۵-۷۱.

فضلی‌نژاد، سیف‌الله و احمدیان، مرتضی (۱۳۸۹)، اقتصاد رانتی در ایران و راه‌های برون‌رفت از آن، مجله اقتصادی؛ *ماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۱ ، ۱۲: ۱۲۹-۱۵۸.

قادری، جعفر و ایزدی، بهنام (۱۳۹۵)، بررسی عوامل اقتصادی و اجتماعی قیمت مسکن در ایران (۱۳۵۰-۱۳۹۱)، *فصلنامهٔ اقتصاد شهری*، (۱)۱: ۷۳-۹۳.

کاغذیان، سهیلا، نقدی، یزدان و پاشایی، حسین (۱۳۹۴)، بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری بخش مسکن در ایران، *نشریه راهبرد اقتصادی*، (۱۲)۳: ۱۸۱-۱۹۶.

کریمی، محمدشریف، قراملکی، حسین و حیدریان، مریم (۱۳۹۸)، بررسی اثرات نامتقارن رشد اقتصادی بر قیمت مسکن در ایران؛ رویکرد ARDL غیرخطی، *فصلنامه علمی اقتصاد و مدیریت شهری*، (۴)۷: ۵۳- ۳۵.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۵)، *اطلاعات اجتماعی ـ اقتصادی کلانشهرهای ایران*.

معینی، شهرام، میرجلیلی، سید حسین و منیری، سیده مهسا (۱۳۹۷)، تحلیل اثر اقتصاد نفت پایه، انتظارات و چرخه ادواری عرضه بر قیمت مسکن کلان شهرهای منتخب ایران (۱۳۹۶-۱۳۷۹)، *فصلنامهٔ اقتصاد شهری*، (۱)۳: ۵۹-۷۴.

موسوی، میرحسین و درودیان، حسین (۱۳۹۴)، تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر تهران، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، (۳)۹: ۱۰۳-۱۲۷.

مهرگان، نادر و تیموری، یونس (۱۳۹۵)، تحلیل وابستگی فضایی در تغییرات قیمت مسکن؛ مطالعهٔ بین

استانی در اقتصاد ایران، *فصلنامهٔ اقتصاد مسکن*، ۵۷: ۳۳-۶۰.

نصرالهی، خدیجه و آزادی غلامی، اعظم (۱۳۹۲)، تحلیل تأثیر تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در کلانشهرهای ایران، *فصلنامه روند*، (۶۳)۲۰: ۱۵-۳۸.

وفادار اصغری، میلاد، کرد، باقر و سالارزهی، حبیب الله (۱۳۹۲)، ارزیابی کارایی نسبی پروژه های مسکن مهر با استفاده از تکنیک تحلیل پوششی داده ها (مطالعه شهرهای بالای ۲۵ هزار نفر استان سیستان و بلوچستان)، *فصلنامه اقتصاد و مدیریت شهری*، ۵: ۱-۱۴.

Abidollah J. (2014), The impacts of sanctions on Iran from the viewpointof human security doctrine [Internet]. Nationalpark Forschung InDer Schweiz (*Switzerland Research Park Journal*) 2014. availablefromhttp://www.naukpublicationorg/index.php/nationalparkforschung-schweiz/article/view/549 [cited 24.12.14].

Alawadi, k., Khanal, A, and Almulla, A. (2018), Land, urban form, and politics: A study on Dubai's housing landscape and rental affordability, *Cities*, 81: 115–130, https://doi.org/10.1016/j.cities.2018.04.001.

Al-Hafith, O., Satish, B.K., de Wilde, P. (2019), Assessing housing approaches for Iraq: Learning from the world experience, *Habitat International*,. 89(1): 1-15.

Al-Shock, A. I. (2008), Towards the upgrading of the existing residential balance in Iraq. Baghdad: *The National Commission for Human Settlements - Ministry of Reconstruction Housing*.

Alqatrani, F. S. (2014), The housing deficit in the city of Al-Zubair and the future need. *Basra studies journal*, 3(1): 82–111.

Amuzegar, J. (1982), Oil wealth: a very mixed blessing. *Foreign Aff*. 60(4): 814–835.

Amuzegar, J. (1997b), 'Iran's Economy and the US Sanctions', *The Middle East Journal*, 51(2): 185–99.

Ball, M., Meen, C., Nygaard, C. (2010), Housing supply price elasticities revisited: Evidence from international, national, local and company data, *Journal of Housing Economics*, 19(1): 255–268. doi:10.1016/j.jhe.2010.09.004.

Beblawi, H. (1987), The Rentier State in the Arab World, in (ed.) Hazem Beblawi & Giacomo Luciani, *The Rentier State, Croom Helm publications.*

Bozogmehr, N., Blas, J. (2010). Sanctions-hit Tehran gives urgent lift to petrol output. Financial Times, 10 September [Accessed 18 October 2012].

Chen, M. C., Tsai, I. C., Chang, C. O. (2007), House prices and household income: Do they move apart? Evidence from Taiwan. *Habitat International*, 31(2): 243-256.

Cohen, J. P., Ioannides, Y. M., Thanapisitikul, W. W. (2016), Spatial effects and house price dynamics in the USA. Journal of Housing Economics, 31:1-13.

Collyns, C., Senhadji, A. (2002), Lending booms, real estate bubbles, and the Asian crisis. IMF Working Paper No. 02/20.

Corden, M. (1984), Booming sector and Dutch disease economics: survey and consolidation. Oxford Economic Papers, 36(3): 359–380.

Coskun, Y., Ertugrul, H.M. (2016), House Price Return Volatility Patterns in Turkey, Istanbul, Ankara and Izmir, Journal of European Real Estate Research,9(1):. 26- 51.

Demary, M. (2010), The Interplay between Output, Inflation, Interest Rates and House Prices: International Evidence. Journal of Property Research, 27(1): 1-17.

http://www.jstor.org/stable/40573408.

Gholipour, H.F., Lean, H.H. (2017), Ripple effect in regional housing and land markets in Iran: implications for portfolio diversification, *International journal of strategic property management*, 21(4): 331-345. doi:10.3846/1648715X.2016.1272010.

Goodhart, C., Hofmann, B. (2007) House Prices and the Macroeconomy: Implications for Banking and Price Stability. *Oxford University Press*, Oxford.

Herr, A., Hottenrott H. (2016), Higher prices, higher quality? Evidence from German nursing homes. *Health Policy*, 61(2): 121-130.

International Campaign for human rights in Iran. (2013), A Growing Crisis; The Impact of Sanctions and Regime Policies on Iranians' Economic and Social Rights. *International Campaign for human rights in Iran.*

Johnstone, H., Watuwa, R. (2007), House Price in Canada: An Empirical Investigation. *Journal of Urban Economics*, Vol. 15, No. 4, pp. 211-225.

Kamalian, A.R., Pahlavani, M., Valadkhani, A. (2010), Modelling the asymmetric effects of inflation on real investment in Iran, 1959–2008. *Applied Econometrics and International Development*, 10(1): 161-172.

Kanna, A. (2010). Flexible citizenship in Dubai: Neoliberal subjectivity in the emerging "City-Corporation, *Cultural Anthropology*, 25(1): 100-129.

Kanter, J., Erdbrink, T., Gladstone, R. (2012) With new sanctions, European Union tightens screws on Iran over nuclear work. *New York Times*, 16 October, p. 4.

Kathiravelu, L. (2016), Migrant Dubai: Low wage workers and the construction of a global city, *Springer*.

Dikdan, L. P., Monroy, C. R. (2008), Construction competitiveness. Some opportunities for the Venezuelan case. Engineering for a Smart Planet, Innovation, Information Technology and Computational Tools for Sustainable Development (pp. 1-10). Medellín, Colombia.: Ninth LACCEI Latin American and Caribbean Conference (LACCEI'2011).

Ebekozien, A., Abdul-Aziz, A.R., Jaafar, M. (2019), Housing finance inaccessibility for low-income earners in Malaysia: Factors and solutions, Habitat International, Vol. 87, 27–35, https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2019.03.009.

Fan, Y., Yang, Z., Yavas, A. (2019), Understanding real estate price dynamics: The case of housing prices in five major cities of China, Journal of Housing Economics, 34: 37–55. https://doi.org/10.1016/j.jhe.2018.09.003.

Farzanegan, MR., Mohammadi khabbazan, M., Sadeghi, H., (2015), Effect of oil sanctions on the macroeconomic and household welfare in Iran: New evidence from a CGE model. Joint Discussion Paper Series in Economics.

Ferkat, A. (1979), Growth of OPEC-type economies: a preliminary theoretical inquiry. *Economia Internazionale*, 32(1): 77–87.

Gallent, N., Shucksmith, M., Tewdwr-Jones, M. (Eds.). (0119). Housing in the European countryside: Rural pressure and policy in western Europe. *Routledge*.

Gelb, A. (1984), Adjustment to Windfall Gains. A Comparative Analysis of Oil-Exporting Countries, *World Bank*, Washington.

Gilbert, A. (2000), Housing in Third World Cities: *The Critical Issues, Geography*, 85(2): 145-155.

Le, T.H. (2015), Do soaring global oil prices heat up the housing market? Evidence from Malaysia. Economics: The Open- Access, *Open-Assessment E-Journal*, 9: 1-30.

Leamer, E.E. (2015), Housing really is the business cycle: what survives the lessons of 2008-09? J. *Money Credit Bank*, 47(1): 43–50.

Leamer, E. (2007), Housing is the business cycle, *NBER Working Paper*, No 13428:. 149-223.

Liu, C., Zheng, Y., Zhao, Q., Wang, C. (2020), Financial stability and real estate price fluctuation in China, *Physica* A, 540: 1-13. 122980. https://doi.org/10.1016/j.physa.2019. 122980.

Y. Liu, S. Zhang, Econometric analysis on the relationship between RMB exchange rate and real estate price by VAR model, in: 2nd Int. *Conf.Sci. Soc. Res*. (ICSSR 2013), 2013.

Lyons, R.C. (2018), Credit conditions and the housing price ratio: Evidence from Ireland's boom and bust, *Journal of Housing Economics*, Vol. 42, pp. 84-96. https://doi.org/10.1016/j.jhe.2018.05. 002.

Mahdavy, H. (1970), The Pattern and Problems of Economic development in Rentier States: the Case of Iran, in M. A. Cook (ed.), Studies in Economic History of the Middle East. London: *Oxford University Press.*

Mayer, E., Gareis, J. (2013), What drives Ireland's housing market? A Bayesian DSGE approach. *Open Economies Review24(5):* 919-961.

Moret, E.S. (2014), Humanitarian impacts of economic sanctions on Iran and Syria, European Security, pp. 1-21. DOI: 10.1080/09662839.2014.893427.

Moudon, A. V. (2000), Proof of goodness: A substantive basis for new urbanism [the promise of new urbanism]. Places, 13(2): 38-43.

Killins, R. N., Egly, P. V., Escobari, D. (2017), The impact of oil shocks on the housing market: Evidence from Canada and US. *Journal of Economics and Business*, 93: 15-28.

Kokabisaghi, F. (2018), Assessment of the Effects of Economic Sanctions on Iranians' Right to Health by Using Human Rights Impact Assessment Tool: A Systematic Review, *International Journal of Health Policy and Management*, Vol. 7, No. 5, pp. 374–393. Doi: 10.15171/ijhpm.2017.147.

Kok, S.H., Ismail, N.W., Lee, C. (2018), The sources of house price changes in Malaysia, Int. J. Hous. International J*ournal of Housing Markets and Analysis*, http://dx.doi.org/10.1108/IJHMA-04-2017-0039.

Lara, H. S., Cervilla, T., Castro, R. (2008), Challenges the construction sector in Venezuela faces with the housing and infrastructure deficit (book article; online resource). Retrieved 12 16, 2015, from ICONDA®CIBlibrary: http://www.irbnet.de/.

Larsen, E.R. (2018), Can monetary policy revive the housing market in a crisis? Evidence from high-resolution data on Norwegian transactions, *Journal of Housing Economics*, Vol. 42, pp. 69–83. https://doi.org/10.1016/j.jhe.2018.01. 002.

Lee, Y.S. (2018), International isolation and regional inequality: Evidence from sanctions on North Korea, *Journal of Urban Economics*, Vol. 103, pp. 34-51. https://doi.org/10.1016/j.jue.2017.11. 002.

Lee, C.L. (2009), Housing Price Volatility and Its Determinants". International *Journal of Housing Markets and Analysis*, 2(3):. 293-308.

thesis. California: *University of California Irvine*.

Sodaei, A. (2015), Who grabs land in Iran? [online]. BBC. Available at: http://www.bbc.com/persian/business/2015/10/151010_l45_iran_land_grabbing [accessed 22 March 2016] (in Persian).

Torbat, Akbar E. (2005), Impacts of the US Trade and Financial Sanctions on Iran, Blackwell.

Turok, I., Borel-Saladin, J. (2015), Backyard shacks, informality and the urban housing crisis in South Africa: stopgap or prototype solution?, *Housing Studies*, Taylor & Francis, DOI:10.1080/02673037.2015.1091921.

Wijnbergen, S. (1984), The Dutch disease: a disease after all? *Economic Journal*, 94: 41–55.

UN-Habitat. (2012), Sustainable Housing for Sustainable Cities: A Policy Fremework for Development Cities, Nairobi, United *Nations Human Settlements Programme. www.unhabitat.org*.

Wang, Y., Jiang, Y. (2016), An empirical analysis of factors affecting the housing price in Shanghal" *Asian Journal of Economic Modelling*, 4(2):104-111.

Wei, Z., Liu, Y., He, S., Mo, H. (2020), Housing differentiation in transitional urban China, *Cities*, Vol. 96, 102469, pp. 1-7. https://doi.org/10.1016/j.cities.2019.102469.

World Bank. (2017), Statistics of Iran. http://data.worldbank.org/country/iran-islamic-rep?view=chart. Accessed July 2017.

Yergin, D. (1990), The Prize, Simon and Schuster, *New York.*

Yiqi, Y. (2017), The effect of oil prices on housing prices in the Norwegian market (Master's thesis).

Mumford, L. (1961), The city in history: Its origins, its transformations, and its prospects. Vol. 67. *Houghton Mifflin Harcourt.*

Mussa, A., Nwaogu, U.G., Pozo, S. (2010), Immigration and housing: A spatial econometric analysis, *Journal of Housing Economics*, 35: 13–25. http://dx.doi.org/10.1016/j.jhe.2017.01.002.

Nashoor, E. K. (2012), Analysis of trends in the housing crisis in the province of Basrah. *Basra studies journal*, 14:. 239–263.

Namazi S. (2013), Sanctions and medical supply shortages in Iran. Viewpoints.

Nasseri, L. (2012), Iran Won't Yield to Pressure, Foreign Minister Says; Nuclear News Awaited, Bloomberg. Retrieved 13 February 2012.

Oikarinen, E. (2009), Household borrowing and metropolitan housing price dynamics – Empirical evidence from Helsinki, *Journal of Housing Economics*, 18:126-139. doi:10.1016/j.jhe.2009.04.001.

Palaniappa S. (2013), Sanctions Without Humanitarian Implications-An Impossible Feat. Florida: *Science, University of Central Florida.*

Palazuelos, E. (2016), Rentier oil economies and development: Dynamics and varieties, *The Extractive Industries and Society*, Vol. 3, pp. 564–574. http://dx.doi.org/10.1016/j.exis.2016.01.003.

Piazzesi, M., & Schneider, M. (2016). *Housing and macroeconomics*. In Handbook of macroeconomics, 2: 1547- 1640, Elsevier.

Roshan, R. (2015), The Effect of Exchange Rate Volatility on Imports of Capital Goods in the Industry Sector of Iran During Sanctions, *Journal of Resistive Economics (OAJRE),* 3(4):54-70.

Shaikley, L. K. (2007), Iraq's housing crisis: Upgrading settlements for IDPS (internally displaced persons) MSc.