



بررسی تأثیر هدفمند کردن یارانه‌ها بر قیمت تمام شده مسکن (مطالعه موردی: شهر تهران)

بهروز اسکندرپور

ژیلا مهرروز حسن باروق

میرناصر میرباقری هیر*

استادیار، گروه مدیریت بازرگانی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

مدرس مدعو، گروه مدیریت دولتی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اردبیل، شهر اردبیل، ایران

استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

چکیده:

هدف از این مقاله، بررسی تأثیر اجرای هدفمندکردن یارانه‌ها بر قیمت تمام شده مسکن در شهر تهران می باشد. در این راستا، از مدل اقتصاد کلانی استفاده می شود که دارای پایه های اقتصاد خرد است. برآورد مدل با استفاده از داده های فصلی طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۷۴ و با بکارگیری مدل خود توضیح برداری با وقفه های گسترده انجام می شود. نتایج حاصل از این مقاله نشان می دهد که ضریب متغیر مجازی هدفمند کردن یارانه ها در طی دوره ۱۳۹۵Q4-۱۳۷۴Q1 در کوتاه مدت و بلند مدت برابر است با مقادیر ۰/۰۰۴۶۹۲۱- و ۰/۰۱۶۰۷۷- که بیانگر حداقل تأثیر منفی بر قیمت تمام شده مسکن در شهر تهران می باشد، این مقادیر بیانگر آن است که در هر دوره قیمت تمام شده مسکن با اجرای هدفمند کردن یارانه ها به اندازه ۰/۰۰۴۶۹۲۱ درصد در کوتاه مدت و به اندازه ۰/۰۱۶۰۷۷ درصد در بلندمدت کاهش می یابد و همچنین ضریب تصحیح خطا در هر دوره مقدار ۰/۲۹۱۸۴- است که براساس این مقدار، در هر دوره حدود ۰/۲۹۱۸۴ درصد از عدم تعادل در قیمت تمام شده مسکن، تعدیل می شود.

واژگان کلیدی: هدفمند کردن یارانه ها، قیمت تمام شده مسکن، مدل خود توضیح برداری با وقفه های گسترده،

الگوی تصحیح خطا.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

طبقه بندی JEL: R20, R21, R31, R32

۱. مقدمه

ایران از جمله کشورهایی است که از غنی ترین منابع انرژی و سایر ظرفیت های طبیعی و انسانی برخوردار است. تردیدی نیست که بکارگیری درست این منابع می تواند کشور را هرچه سریعتر در جهت بهبود وضعیت اقتصادی رهنمون کند. بر اساس آمارهای جهانی، شدت مصرف انرژی کشور در سال های اخیر بیش از سه برابر متوسط شدت مصرف نهایی انرژی جهانی بوده است. (تراز نامه انرژی، ۱۳۸۶)

اصلاح ساختارهای اقتصادی در جهت افزایش بهره‌وری، کاهش اتلاف منابع و استفاده بهینه از ظرفیت های بالقوه کشور، همواره از اهداف اصلی و مدیریت کلان اقتصادی کشور بوده است. از سال های گذشته بویژه بعد از پایان جنگ تحمیلی در این راستا تلاش های زیادی صورت گرفته که می توان طرح تحول اقتصادی را نام برد و در هفت محور^۱، جهت اصلاح ساختارهای اقتصادی کشور ارائه شده است. آنچه که هم اکنون از هفت محور طرح مزبور بیشتر بررسی و ارائه شده، اصلاح در بخش یارانه ها تحت عنوان هدفمند کردن یارانه ها می باشد (امیری، ماجد، میرزائی و سلطانی، ۱۳۸۹).

سیاست هدفمند کردن یارانه ها با هدف کاهش و جلوگیری از هدر رفتن منابع در اواخر سال ۱۳۸۹ به مرحله اجرا در آمد و تاکنون، نزدیک به چهار سال از اجرای آن می گذرد (سایت وزارت اقتصاد و امور دارایی^۲). اجرای قانون هدفمند کردن یارانه ها و اصلاح قیمت حامل های انرژی، با توجه به اثرگذاری بر متغیرهای کلان اقتصادی، مصرف بخش خصوصی و تولید زیر بخش های صنعت از حساسیت بالایی در اقتصاد کشور برخوردار است (صادقی، لواسانی و باعجری، ۱۳۸۹: ۱).

این سیاست، تاثیرات عمیقی بر بخش های مختلف اقتصاد کشور مخصوصا بخش ساختمان و مسکن دارد. در سال های گذشته، ایران دومین کشور جهان از نظر پرداخت یارانه انرژی با رقم ۳۷ میلیارد دلار بوده و مصرف سرانه در ایران به ازای هر نفر بیش از ۵ برابر مصرف سرانه کشوری مانند اندونزی با ۲۲۵ میلیون جمعیت، ۲ برابر چین با یک میلیارد و ۳۰۰ میلیون نفر جمعیت، ۴ برابر هند با یک میلیارد و ۱۲۲ میلیون نفر جمعیت بوده است. با آزاد

سازی و واقعی شدن تدریجی قیمت ها، بحث شناسایی جامعه هدف و افراد و بخش های مختلف اقتصادی نظیر بخش ساختمان و مسکن که به طور مستقیم یا غیر مستقیم در اثر اجرای این سیاست، تحت تاثیر یا در معرض آسیب قرار می گیرند، مورد توجه دولت می باشند (علیزاده، ۱۳۸۹).

جلوگیری از ایجاد سونامی قیمت در بازار مسکن، نیاز به تشخیص اهمیت هریک از متغیرهای اقتصادی موثر بر آن و همچنین تاثیر سیاست های کلان اقتصادی هم چون هدفمند کردن یارانه ها و تاخیر زمانی اثر آنها بر عرضه و تقاضا و در نهایت قیمت تمام شده مسکن در آینده دارد. لذا با توجه به اینکه اجرای قانون هدفمند کردن یارانه ها، همزمان با قانون برنامه پنج ساله توسعه جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۴-۱۳۹۰) می باشد و همچنین با توجه به اینکه زمان کمی از اجرای این قانون می گذرد و در حوزه پژوهش و مطالعات مرتبط در رابطه با تاثیر این سیاست بر قیمت تمام شده مسکن اقدامات خاصی صورت نگرفته است لذا بررسی تاثیر قانون هدفمند کردن یارانه ها بر قیمت تمام شده مسکن در شهر تهران، ضروری به نظر می رسد.

۲. مبانی نظری

۲-۱. یارانه

یارانه^۳ یکی از ابزارهای مهم حمایتی دولت است که برای حمایت از مصرف کنندگان و تولید کنندگان پرداخت می شود. در حالت کلی یارانه به عنوان کمک های دولت اطلاق می گردد که اولاً؛ به مصرف کنندگان اجازه می دهد کالا و خدمات را در قیمت های پایین تر از قیمت بازار خریداری نمایند و ثانیاً؛ درآمدهای تولید کنندگان را در مقایسه با حالت بدون مداخله، افزایش دهد یا هزینه های تولید را کاهش دهد (کلمنت و شوارتز^۴، ۱۹۹۹). یارانه از ابزارهای اقتصادی است که دولت از طریق آن، برای دستیابی به اهداف مشخصی در بازار، استفاده می کند و از مهمترین پیامدهای پرداخت یارانه ها (از جهت اقتصاد خرد)، کاهش قیمت های نسبی در اقتصاد، تحریف قیمت ها و در نهایت عدم تخصیص بهینه منابع است. یارانه ها با ایجاد کسری بودجه و افزایش هزینه های اجتماعی، آثار

^۳. Subsidy

^۴. Clements and Schwartz

^۱. یارانه، مالیات، بانک، نظام ارزی، گمرک، بهره وری و نظام توزیع

^۲. <http://www.mefa.gov.ir>

کلانی بر اقتصاد ملی دارند (تشکیینی، عریانی و صبوری دیلمی، ۱۳۸۸: ۴).

۲-۲. یارانه حامل های انرژی

به طوری که مشخص است، یارانه به کالاهای عمومی و کالا های دارای آثار خارجی مثبت، تعلق می گیرد. بر این اساس کالاهایی نظیر انرژی به دلیل آثار خارجی منفی نه تنها مشمول یارانه نیستند، بلکه در بسیاری از کشورها مشمول اخذ مالیات نیز هستند. بررسی ها نشان می دهد که در سال ۱۳۸۶ معادل ۴۶۹۷۰۵ میلیارد ریال یارانه انرژی به بخش های مختلف پرداخت شده است که سهم بخش های مختلف از یارانه انرژی در سال ۱۳۸۶، به این صورت است که بخش حمل و نقل که تاثیر زیادی در بهای خدمات ساختمانی دارد ۴۲ درصد از کل یارانه انرژی را به خود اختصاص داده پس از آن، بخش خانگی با ۲۵ درصد قرار دارد و در میان بخش های تولیدی، بخش صنعت حدود ۱۷ درصد از یارانه حامل های انرژی را به خود اختصاص داده است. سهم حامل های انرژی در تولید کالاهای مختلف متفاوت است بطوری که بررسی ها نشان می دهد در تولید محصولات کانی غیر فلزی و تولید فلزات اساسی، حامل های انرژی بیشترین سهم را در قیمت تمام شده کالا دارند (تراز نامه انرژی، ۱۳۸۶).

۲-۳. مسکن

بخش مسکن از جمله بخش های مهم اقتصادی است که رابطه تنگاتنگ و گسترده ای با دیگر بخش های اقتصادی دارد. این بخش هم به لحاظ سهم در بودجه خانوار و هم به لحاظ سهم در تولید ناخالص داخلی و ارتباط گسترده با سایر بخش های اقتصادی و نیز نقشی که در تغییرات شاخص های کلان اقتصادی مانند رشد اقتصادی و اشتغال عوامل تولید ایفا می نماید از اهمیت بسزایی برخوردار است (صبوری دیلمی، شفیعی، ۱۳۸۹: ۱). بخش مسکن به لحاظ برخورداری از سهم قابل توجه در عرصه های گوناگون اقتصادی، موضوعی است که توجه به آن در تصمیم گیری سیاستگذاران نقش بسزایی دارد که از دیدگاه اقتصاد کلان، بخش مسکن ۲۱ تا ۲۴ درصد تولید ناخالص داخلی کشور را به خود اختصاص داده است (وزارت مسکن و شهرسازی، ۱۳۸۷). همچنین بخش مسکن حدود ۴۰-۲۰ درصد از تشکیل سرمایه ثابت کشور، ۳۰ درصد از کل هزینه خانوارها، ۱۲/۸ درصد از اشتغال، ۳۰-۲۰ درصد از کل نقدینگی و ۲۴-۲۱ درصد از کل

تسهیلات بانکی کشور را به خود اختصاص داده است (باستانی و نجفیان، ۱۳۸۷). مسکن نوعی دارایی غیر منقول و محدود به مکان خاص می باشد و سرمایه گذاری در مسکن یکی از بزرگترین بخش های دارایی خانوار محسوب می شود (قلی زاده و احمدزاده، ۱۳۸۶). به همین جهت قیمت تمام شده مسکن نقش مهمی در تصمیم گیری های دولت و خانوار دارد. نوسانات قیمت مسکن از متغیرهای کلان موثر بر شالوده اقتصادی کشورها است که در کشورهای در حال توسعه چون ایران، تحت تاثیر تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی است که خود نتیجه سیاست های راهبردی کشور در دراز مدت است. با توجه به اینکه در دهه گذشته به طور متوسط بین ۹۵ تا ۹۸ درصد سرمایه گذاری در این بخش، توسط بخش خصوصی صورت گرفته است (عسگری و چگنی، ۱۳۸۷: ۲۵). لزوم بررسی عوامل کلان تاثیر گذار و سیاست های اقتصادی همچون هدفمند کردن یارانه ها بر قیمت تمام شده مسکن، با توجه به آمار فعالیت این بخش و اتخاذ تصمیمات راهبردی مناسب جهت جلوگیری از ایجاد بحران و خارج شدن از رکود در بازار مسکن، نمود بیشتری پیدا می کند (عسگری و الماسی، ۱۳۸۸). عوامل متعددی در تعیین نوسانات قیمت مسکن اثرگذار می باشند که می توان این عوامل را در سه دسته کلی عوامل ناشی از تقاضای مسکن (شامل تعداد خانوار و سطح درآمد افراد جامعه)، عرضه مسکن (قیمت نهاده ها از جمله دستمزد نیروی انسانی، قیمت زمین، قیمت انواع مصالح ساختمانی، نرخ بازده و سایر اشکال دارایی ها) و متغیرهای کلان اقتصادی (نظیر تورم)، طبقه بندی کرد. (عسگری و الماسی، ۱۳۸۸).

۲-۴. ارتباط عوامل موثر در قیمت تمام شده مسکن

از دیدگاه نظری

از دیدگاه نظری، رشد عرضه پول و حجم نقدینگی ضمن افزایش شاخص قیمت ها، باعث افزایش قیمت مسکن به عنوان بخشی از سبد مصرف کننده می شود. در شرایط تورمی، هزینه ساخت یک واحد مسکن برای سازندگان افزایش می یابد. این افزایش می تواند به دو علت باشد: یکی، افزایش هزینه مصالح ساختمانی است و دیگری در شرایط تورمی، کارگران ساختمانی نیز با در نظر گرفتن تورم واقعی و انتظارات تورمی خود، تقاضای دستمزد واقعی بالاتری خواهند کرد. این مسئله نیز به افزایش هزینه

فتینی و بکن^۱ (۱۹۹۹)، در مطالعه ای با استفاده از جدول داده-ستاده اثر تعدیل قیمت انرژی تا سطح قیمت های جهانی را در ایران بر قیمت سایر کالاها و سطح زندگی با فرض ثبات دستمزد و قیمت سایر عوامل تولید بررسی کرده اند که نتایج نشان می دهند به جز بخش های انرژی، تنها هشت بخش از ۴۳ بخش دارای افزایش قیمتی بیش از ۲۰ درصد بوده اند که چهار بخش از این مجموعه، مواد و مصالح ساختمانی هستند و به طور مستقیم توسط خانوارها مصرف نمی شوند، اما جز بخش های مهم تولیدی هستند.

فروند والیچ (۱۹۹۵)^۲، در مطالعه ای تحت عنوان «بررسی منافع و زیان های افزایش قیمت انرژی برای خانوارهای لهستان» نشان داده اند که در مجموع، خانوارهای پردرآمد رفاه بیشتری از دست می دهند و با فرض اینکه کشش تقاضا صفر باشد، رفاه خانوارهای فقیر ۵/۹ درصد کاهش می یابد در صورتی که ثروتمند ترین خانوارها با ۸/۲ درصد کاهش مواجه هستند و بر حسب نوع انرژی، میزان رفاه از دست رفته خانوارها در اثر افزایش قیمت برق، بیشتر از سایر حامل ها می باشد.

۴. مدل تحقیق و روش برآورد

۴-۱. روش تحقیق

این تحقیق بر حسب روش، یک تحقیق توصیفی است که از روش تحلیل محتوا و اقتصادسنجی استفاده می شود، همچنین بر مبنای هدف، یک تحقیق کاربردی است. جامعه آماری در این تحقیق مربوط به محدوده جغرافیایی شهر تهران، با توجه به داده های موجود می باشد. برای گردآوری اطلاعات در این مقاله از ابزار مشاهده (روش کتابخانه ای) استفاده می شود. با این حال ابزار اندازه گیری در این مقاله، روش گردآوری داده ها را با استفاده از اسناد موجود (جدول آمارها) به صورت داده های سری زمانی فصلی طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۷۴ از آمار حساب های ملی، مرکز آمار ایران^۳، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران^۴ و نیز اطلاعات مربوط به بعضی از متغیرهای مسکن از وزارت راه و شهرسازی معاونت مسکن و ساختمان^۵ اخذ و استخراج شده است. متغیرهای مورد استفاده در این مقاله عبارتند از: متوسط شاخص قیمت تمام شده یک متر

های تولید منجر خواهد شد. از دیدگاه نظری و ضمن ثبات سایر شرایط، با افزایش درآمد سرانه خانوار به دلیل نرمال بودن کالای مسکن، تقاضا برای آن افزایش خواهد یافت مجموع اثرات افزایش درآمد سرانه به افزایش تقاضا برای مسکن و به تبع آن، افزایش قیمت این کالا منجر خواهد شد. بهای خدمات ساختمانی به عنوان یکی از اجزای هزینه ایی در ساخت مسکن دخیل است و هرگونه افزایشی در قیمت این خدمات به افزایش هزینه تمام شده مسکن و افزایش قیمت نهایی آن در بازار منجر خواهد شد. زمین جزئی از نهاده های تولید مسکن است اگر هزینه زمین افزایش یابد، موجب کاهش عرضه مسکن و در نهایت سبب افزایش قیمت مسکن می شود. (صمیمی، علمی و هادی زاده، ۱۳۸۶).

از جمله نهاده های تولید مسکن که تحت تاثیر آثار حذف یارانه حامل های انرژی قرار می گیرد می توان به مصالح ساختمانی اشاره کرد. با توجه به میزان انرژی بری بالای تولید مصالح ساختمانی که در کشور به صورت سنتی تولید می شود با حذف یارانه حامل های انرژی از جمله برق، گاز، مازوت و نفت، افزایش قیمت تولید مصالح ساختمانی اتفاق خواهد افتاد (صدری، ۱۳۸۸: ۲).

۳. پیشینه تحقیق

۳-۱. مطالعات داخلی

صدری (۱۳۸۸) در مطالعه ای با عنوان «پیامدهای اجرای طرح تحول اقتصادی در بازار مسکن» پیش بینی کرده است که با هدفمند کردن یارانه ها، قیمت مسکن در کوتاه مدت افزایش و دسترسی مردم به مسکن، کاهش می یابد. اما در بلند مدت شاهد تعدیل قیمت ها در بازار مسکن خواهیم بود و همچنین بیان می کند تقاضای سوداگران مسکن در دوره های رکود و رونق به ترتیب به ۳۰ و ۶۰ درصد بالغ می گردد و چنانچه حذف یارانه های حامل های انرژی به افزایش سطح عمومی قیمت ها منجر گردد، بخش قابل توجهی از نقدینگی در بازار، جذب سطح عمومی قیمت ها می شود و از این طریق فشار بر تقاضای سرمایه ای فروکش خواهد کرد.

۳-۲. مطالعات خارجی

۴. www.cbi.ir

۵. www.mrud.ir

۱. Fetini & Bacon

۲. frond & Wallach

۳. www.amar.org.ir

و برای سال های قبل از آن عدد صفر می باشد. برای تخمین مدل از نرم افزار Microfit4.1 استفاده می شود.

۲-۴. روش آماری

۲-۴-۱. معرفی الگو

در این مقاله به بررسی تأثیر هدفمند کردن یارانه ها بر قیمت تمام شده مسکن در شهر تهران می پردازیم که در این راستا، مدل قیمت مسکنی که بکار گرفته ایم از چارچوب خرد به کلان در بازار مسکن برخاسته و مدل اولیه آن به شکل رابطه (۱) است.

مربع واحد مسکونی آپارتمانی در شهر تهران (HP)^۱، متوسط شاخص قیمت یک متر مربع زمین یا ساختمان کلنگی در شهر تهران (LP)^۲، متوسط شاخص بهای عمده فروشی مصالح ساختمانی (SP)^۳، متوسط شاخص دستمزد کارگران ساختمانی در مناطق شهری (LW)^۴، متوسط درآمد ناخالص یک خانوار در شهر تهران (Y)^۵ و شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی در شهر تهران (CPI)^۶ می باشند. همچنین از یک متغیر مجازی تحت عنوان هدفمند کردن یارانه ها (DU₈₉) استفاده شده که کمیت آن برای سال های بیشتر از سال ۱۳۸۹ عدد یک

$HP = f(LP, SP, LW, Y, CPI)$	رابطه ۱
------------------------------	---------

اصلی و همچنین متغیر مجازی هدفمند کردن یارانه ها استفاده می گردد که الگوی مورد استفاده در این تحقیق را می توان به صورت رابطه (۲) ارائه کرد.

برای به دست آوردن تأثیر هدفمند کردن یارانه ها(اصلاح قیمت حامل های انرژی) بر قیمت تمام شده مسکن در شهر تهران از مدل اقتصاد سنجی خود توضیح برداری با وقفه های گسترده (ARDL)^۷ با استفاده از متغیرهای

$HPL = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i HPL_{1,t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{1i} LPL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{2i} SPL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{3i} LWL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \beta_{4i} YL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \beta_{5i} CPIL_{t-i} + U_t$	رابطه ۲
--	---------

۲-۴-۲. روش تجزیه و تحلیل داده ها

روش تجزیه و تحلیل داده ها در این مقاله، روش اقتصاد سنجی می باشد که برآورد مدل و تجزیه و تحلیل داده ها با استفاده از داده های فصلی طی دوره ۱۳۷۴-۱۳۹۵ در شهر تهران با بکارگیری مدل خود توضیح برداری با وقفه های گسترده (ARDL)^۸ انجام می شود. مراحل بکارگیری روش ARDL در نرم افزار Microfit به این شرح است که ابتدا رابطه پویایی کوتاه مدت را با استفاده از ضابطه شوارز-بیزین (SBC) بدست می آوریم سپس از روی نتایج تخمین رابطه پویایی کوتاه مدت، باید وجود یا عدم وجود رابطه بلند مدت آزمون شود یعنی اگر چنانچه مجموع ضرایب متغیرها با وقفه مربوط به متغیر وابسته، کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلند مدت گرایش خواهد داشت. برای آزمون همجمعی

HPL: لگاریتم متوسط شاخص قیمت تمام شده مسکن
 LPL: لگاریتم متوسط شاخص قیمت زمین
 SPL: لگاریتم متوسط شاخص بهای عمده فروشی مصالح ساختمانی
 LWL: لگاریتم متوسط شاخص دستمزد کارگران ساختمانی
 YL: لگاریتم متوسط درآمد ناخالص خانوار
 CPI: لگاریتم متوسط شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی(متوسط شاخص تورم)

5. Yield or Income

6. Consumer Price Index

7. Autoregressive Distributed Lag

8. Autoregressive Distributed Lag

1. Housing Price

2. Land Price

3. Studding Price

4. Labour Wage

لازم است آزمون فرضیه رابطه (۳) صورت گیرد که فرضیه صفر و فرضیه مقابل این آزمون به صورت رابطه (۳) است.

$H_0 = \sum_{i=1}^p \beta_{i-1} \geq 0$ $H_1 = \sum_{i=1}^p \beta_{i-1} < 0$	رابطه ۳
--	---------

نظر باید تفاضل عدد یک از مجموع ضرایب باوقفه متغیر وابسته بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود بنابراین کمیت اماره τ مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت رابطه (۴) محاسبه می شود.

فرضیه صفر، عدم وجود رابطه بلند مدت (هم انباشتگی) را بیان می کند و فرضیه مقابل، بیانگر وجود رابطه بلند مدت می باشد. چون شرط آنکه رابطه پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد

$\frac{\sum_{i=1}^p \hat{\beta}_{i-1}}{\sum_{i=1}^p \delta \hat{\beta}_i}$	رابطه ۴
--	---------

۵. داده ها و نتایج تجربی

۵-۱. نتایج کلی آزمون پایائی متغیرها

در این مقاله برای آزمون پایائی متغیرها از روش آزمون پایائی بر اساس آزمون ریشه واحد دیکی-فولر^۵ (با در نظر گرفتن ثابت و بدون لحاظ کردن روند زمانی) با استفاده از نرم افزار Microfit استفاده می شود و از کمیت اماره آزمون دیکی-فولر بر اساس ظابطه شوارتز-بیزین (SBC) استفاده می شود.

نتیجه حاصل یک آماره آزمون τ می باشد که می توان آن را با کمیت های بحرانی ارائه شده توسط بنرجی^۱، دولادو^۲ و مستر^۳ برای انجام آزمون مورد نظر در سطح اطمینان ۹۵ درصد مقایسه کرد. بعد از آنکه از وجود رابطه بلند مدت اطمینان حاصل کردیم، رابطه بلند مدت را تخمین می زنیم. در این معادله ضرایب بدست آمده دارای تفسیر بلند مدت می باشند. سرانجام به منظور بررسی سرعت تعدیل مدل پویا به مدل بلند مدت، الگوی تصحیح خطا (ECM)^۴ نیز برآورد می گردد.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

متغیر	روند و عرض از مبدا	آماره آزمون محاسبه شده	مقدار بحرانی	نتیجه
HPL	عرض از مبدا و بدون روند	-۱/۵۹۱۰	-۲/۸۹۵۹	ناپایا

^۴. Error Correction Model

^۵. Dickey-Fuller Test

1. Banerjee

2. Dolado

3. Mestre

LPL	عرض از مبدا و بدون روند	-۰/۸۴۴۶	-۲/۸۹۵۹	ناپایا
SPL	عرض از مبدا و بدون روند	-۱/۸۰۱۱	-۲/۸۹۵۹	ناپایا
LWL	عرض از مبدا و بدون روند	-۰/۹۵۷۱	-۲/۸۹۵۹	ناپایا
YL	عرض از مبدا و بدون روند	-۳/۹۹۴۸	-۲/۸۹۵۹	پایا
CPIL	عرض از مبدا و بدون روند	-۲/۱۵۹۷	-۲/۸۹۵۹	ناپایا
D1HPL	عرض از مبدا و بدون روند	-۳/۰۷۷۰	-۲/۸۹۵۹	پایا
D1LPL	عرض از مبدا و بدون روند	-۴/۳۱۹۰	-۲/۸۹۵۹	پایا
D1SPL	عرض از مبدا و بدون روند	-۳/۳۰۱۹	-۲/۸۹۵۹	پایا
D1LWL	عرض از مبدا و بدون روند	-۲/۵۶۳۸	-۲/۸۹۵۹	ناپایا
D2LWL	عرض از مبدا و بدون روند	-۷/۲۷۰۲	-۲/۸۹۵۹	پایا
D1CPIL	عرض از مبدا و بدون روند	-۴/۰۳۲۶	-۲/۸۹۵۹	پایا

Microfit منبع: یافته‌های حاصل از نرم افزار

هستند، همچنین متغیر متوسط شاخص دستمزد کارگران ساختمانی در حالت تفاضل مرتبه دوم پایا است. نتایج آزمون پایایی به شرح (جدول ۱) می باشد. سرانجام با استفاده از نرم افزار Microfit، وقفه‌های بهینه مربوط به تمامی متغیرها تعیین شده و شکل درست مدل

نتایج حاصل از آزمون پایایی، گویای آن است که متغیر لگاریتم متوسط درآمد ناخالص خانوار در حالت سطح پایا است و متغیرهای متوسط شاخص قیمت تمام شده مسکن، متوسط شاخص قیمت زمین، متوسط شاخص قیمت مصالح ساختمانی و متوسط شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی در حالت تفاضل مرتبه اول پایا

از لحاظ اقتصادسنجی، به صورت رابطه (۵) تصریح می شود.

$HPL = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta HPL_{1,t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{1i} \Delta LPL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{2i} \Delta SPL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{3i} \Delta^2 LWL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \beta_{4i} YL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \beta_{5i} \Delta CPIL_{t-i} + U_t$	رابطه ۵
---	---------

۵-۲. برآورد الگو و تحلیل نتایج

هدفمند کردن یارانه ها (DU_{89}) تخمین می زنیم. با وارد کردن متغیر مجازی، شکل کلی مدل از لحاظ اقتصادسنجی، به صورت رابطه (۶) می باشد.

در این بخش، مدل را در دوره زمانی قبل و بعد از اجرای هدفمند کردن یارانه ها یعنی فصل اول سال ۱۳۷۴ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۵ با وارد کردن متغیر مجازی

$HPL = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta HPL_{1,t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{1i} \Delta LPL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{2i} \Delta SPL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{3i} \Delta^2 LWL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \beta_{4i} YL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \beta_{5i} \Delta CPIL_{t-i} + DU_{89} + U_t$	رابطه ۶
---	---------

۵-۲-۱. تخمین رابطه پویایی کوتاه مدت

نرم افزار میکروفیت از میان ۱۶۳۸۴ معادله رگرسیون برآوردی، مدل $ARDL(1,1,1,0,0,0)$ را با توجه به معیار شوارتز-بیزین، شکل بهینه برای برآورد مدل پویایی کوتاه مدت تشخیص داد که اعداد داخل پرانتز به ترتیب نشان دهنده تعداد وقفه های بهینه متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی است. بر اساس معادله پویایی کوتاه مدت تعیین قیمت تمام شده مسکن، بیشتر ضریب متغیرها در سطح بالائی معنی دار هستند و هرکدام از متغیرهای توضیحی معادله، از توان نسبی قابل توجهی در تعیین رفتار قیمت تمام شده مسکن برخوردار می باشند. نتایج حاصل از برآورد الگوی کوتاه مدت توسط نرم افزار میکروفیت به شرح (جدول ۲) می باشد.

برای برآورد چنین الگویی، ابتدا باید رابطه (۶) را با استفاده از روش OLS برای تمام ترکیب های ممکن بر اساس وقفه های متفاوت متغیرها برآورد کرد. چون از داده های فصلی استفاده می کنیم، حداکثر تعداد وقفه متغیرها در نرم افزار، سه وقفه تعیین می شود. سپس در مرحله بعد، با استفاده از یکی از چهار معیار $\bar{R}^2$ آکائیک، شوارتز-بیزین و حنان-کوپین یکی از $(m+1)^{k+1}$ الگوی تخمین زده شده انتخاب می گردد. تعداد معادله تخمین زده شده توسط میکروفیت برای این مدل، ۱۶۳۸۴ معادله است. زیرا حداکثر تعداد وقفه $m=3$ در نظر گرفته شده و شش متغیر $k=6$ نیز در مدل وجود دارد.

جدول ۲- برآورد ضرایب کوتاه مدت مدل قیمت تمام شده مسکن

طی سال های ۱۳۷۴-۱۳۹۵، با استفاده از الگوی ARDL

Regressor	Coefficient	Standard Error	T.Ratio
D1HPL(-1)	۰/۷۰۸۱۶	۰/۰۷۹۴۳۰	۸/۹۱۵۴
D1LPL	۰/۴۷۲۴۴	۰/۰۴۴۱۵۵	۱۰/۶۹۹۵

D1LPL(-1)	-۰/۲۹۸۵۱	۰/۰۵۸۴۲۲	-۵/۱۰۹۵
D1SPL	۰/۷۴۱۳۵	۰/۱۲۰۹۹	۶/۱۲۷۳
D1SPL(-1)	-۰/۴۹۵۵۴	۰/۱۴۰۹۳	-۳/۵۱۶۱
D2LWL	-۰/۰۸۶۰۵۹	۰/۱۵۲۳۹	-۰/۵۶۴۷۱
YL	-۰/۱۲۷۶E-۳	۰/۰۰۲۳۰۶۹	-۰/۰۵۵۲۹۲
D1CPIL	-۰/۰۵۹۰۹۱	۰/۰۳۹۲۶۳	-۱/۵۰۵۰
C	-۰/۴۴۸۵E-۳	۰/۰۳۶۸۰۰	-۰/۰۱۲۱۸۶
DU89	-۰/۰۰۴۶۹۲۱	۰/۰۰۸۱۳۸۸	-۰/۵۷۶۵۱

منبع: یافته‌های حاصل از نرم افزار Microfit

متغیرهای کلان اقتصادی است عددی منفی (۰/۰۵۹۰۹۱-) بدست آمده که بیانگر اثرپذیری منفی شاخص قیمت تمام شده مسکن از شاخص تورم در کوتاه مدت است. ضریب متغیر متغیر مجازی هدفمند کردن یارانه ها (DU₈₉) در کوتاه مدت عددی منفی (۰/۰۰۴۶۹۲۱-) بدست آمده که بیانگر رابطه منفی قیمت تمام شده مسکن با اجرای هدفمند کردن یارانه ها است، این عدد نشان می دهد که با گذشت هر دوره از اجرای هدفمند کردن یارانه ها در کوتاه مدت قیمت تمام شده مسکن به اندازه ۰/۰۰۴۶۹۲۱ درصد کاهش دارد.

۲-۲-۵. تخمین رابطه بلند مدت

برای محاسبه ضرایب بلند مدت مدل، از مدل پویای کوتاه مدت استفاده می شود. اما مطابق تئوری، پیش از برآورد رابطه تعادلی بلند مدت باید از صحت فرض وجود هم انباشتگی (رابطه بلند مدت) بین متغیرهای مدل اطمینان حاصل کرد. برای انجام آزمون مورد نظر، باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود:

از آنجائیکه متغیرهای به کار رفته در مدل به صورت لگاریتمی هستند، بنابراین می توان از ضرایب به عنوان کشش تفسیر کرد. طبق نتایج بدست آمده در (جدول ۲)، ضریب متغیر لگاریتم شاخص قیمت زمین (D1LPL)، عددی مثبت (۰/۴۷۲۴۴) است، این مقدار نشان دهنده تأثیر پذیری مثبت قیمت تمام شده مسکن از سمت عرضه و هزینه های ساخت و ساز در کوتاه مدت است. ضریب متغیر لگاریتم شاخص بهای عمده فروشی مصالح ساختمانی (D1SPL) نیز عددی مثبت (۰/۷۴۱۳۵) است. ضریب متغیر لگاریتم شاخص دستمزد کارگران ساختمانی (D2LWL) عددی منفی (۰/۰۸۶۰۵۹-) بدست آمده است که نشان دهنده تأثیر پذیری منفی قیمت تمام شده مسکن از سمت عرضه و هزینه های ساخت و ساز در کوتاه مدت است. ضریب متغیر لگاریتم درآمد ناخالص خانوار (YL) که از سمت تقاضای مسکن می باشد عددی منفی (۰/۰۰۰۱۲-) بدست آمده و این نشان دهنده تأثیر پذیری منفی این متغیر در قیمت تمام شده مسکن در کوتاه مدت است. ضریب متغیر لگاریتم شاخص تورم (D1CPIL) که از عوامل ناشی از

رابطه ۷

$$\frac{\sum_{i=1}^p \hat{\beta}_{i-1} \frac{0/70816-1}{\sum_{i=1}^p \delta \hat{\beta}_i \frac{0/079430}}{0/079430}} = -۳/۶۷$$

بنرجی، دولادو و مستر در سطح ۵ درصد برابر با مقدار ۳/۲۸- است. با مقایسه این دو عدد معلوم می شود که به دلیل بزرگتر بودن آماره محاسباتی از مقدار بحرانی در

مقدار بدست آمده توزیع τ دارد و قدر مطلق آن باید با قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر مقایسه شود. مقدار بحرانی ارائه شده توسط

سطح ۵ درصد، فرضیه وجود رابطه تعادلی بلند مدت پذیرفته می شود. نتایج حاصل از برآورد الگوی بلند مدت توسط نرم افزار میکروفیت به شرح (جدول ۳) می باشد. با توجه به نتایج بدست آمده در (جدول ۳)، ضرایب برآورد شده تقریباً معنی دارند نکته قابل توجه، حساسیت متفاوت قیمت تمام شده مسکن به اغلب متغیرها در بلند مدت است، به طوری که کشش بلند مدت شاخص قیمت تمام شده مسکن نسبت به شاخص قیمت زمین عدد مثبت (۰/۵۹۵۹۷) است، به این معنا که یک درصد افزایش در قیمت زمین باعث افزایش شاخص قیمت تمام شده مسکن به اندازه ۰/۵۹۵۹۷ درصد در بلند مدت می شود. کشش بلند مدت شاخص قیمت تمام شده مسکن نسبت به

شاخص بهای عمده فروشی مصالح ساختمانی عدد مثبت (۰/۸۴۲۲۷)، نسبت به شاخص دستمزد کارگران ساختمانی عدد منفی (۰/۲۹۴۸۸)، نسبت به درآمد ناخالص خانوار عدد منفی (۰/۰۰۴۳۷۱) و نسبت به شاخص تورم عدد منفی (۰/۲۰۲۴۸) است. ضریب متغیر مجازی هدفمند کردن یارانه ها (DU_{89}) در بلند مدت عددی منفی (۰/۰۱۶۰۷۷) بدست آمده که بیانگر رابطه منفی قیمت تمام شده مسکن با اجرای هدفمند کردن یارانه ها می باشد، این عدد نشان می دهد که با گذشت هر دوره از اجرای هدفمند کردن یارانه ها در بلند مدت قیمت تمام شده مسکن به اندازه ۰/۰۱۶۰۷۷ درصد کاهش می یابد.

جدول ۳- برآورد ضرایب بلند مدت مدل قیمت تمام شده مسکن

طی سال های ۱۳۹۵-۱۳۷۴، با استفاده از الگوی ARDL

Regressor	Coefficient	Standard Error	T.Ratio
D1LPL	۰/۵۹۵۹۷	۰/۱۰۵۶۴	۵/۶۳۱۳
D1SPL	۰/۸۴۲۲۷	۰/۲۰۷۵۲	۴/۰۵۸۸
D2LWL	-۰/۲۹۴۸۸	۰/۵۳۶۳۷	-۰/۵۴۹۷۷
YL	-۰/۰۰۰۴۳۷۱	۰/۰۰۷۹۱۶۴	-۰/۰۵۵۲۱۰
D1CPIL	-۰/۲۰۲۴۸	۰/۱۴۰۰۸	-۱/۴۴۵۴
C	-۰/۰۰۱۵۳۶۶	۰/۱۲۶۰۵	-۰/۰۱۲۱۹۰
DU89	-۰/۰۱۶۰۷۷	۰/۰۲۷۳۱۷	-۰/۵۸۸۵۴

منبع: یافته های حاصل از نرم افزار Microfit

۵-۲-۳. تخمین مدل تصحیح خطا متناسب با رابطه بلند مدت

ضریب جمله تصحیح خطا (ECM)، سرعت تعدیل به سمت تعادل بلند مدت را نشان می دهد. با توجه به نتایج

بدست آمده در (جدول ۴)، یافته های مدل حاکی از آن است که معنی داری بیشتر ضرایب در سطوح بالایی تایید می شوند. این نتایج بر این دلالت دارد که رابطه علیت بلندمدت از سمت متغیرها به سمت متغیر قیمت تمام شده مسکن برقرار است.

جدول ۴- برآورد الگوی تصحیح خطای مدل قیمت تمام شده مسکن

طی سال های ۱۳۹۵-۱۳۷۴، با استفاده از الگوی ARDL

Regressor	Coefficient	Standard Error	T.Ratio
D1LPL	۰/۴۷۲۴۴	۰/۰۴۴۱۵۵	۱۰/۶۹۹۵
D1SPL	۰/۷۴۱۳۵	۰/۱۲۰۹۹	۶/۱۲۷۳

D2LWL	-۰/۰۸۶۰۵۹	۰/۱۵۲۳۹	-۰/۵۶۴۷۱
YL	-۰/۰۰۰۱۲۷۶	۰/۰۰۲۳۰۶۹	-۰/۰۵۵۲۹۲
D1CPIL	-۰/۰۵۹۰۹۱	۰/۰۳۹۲۶۳	-۱/۵۰۵۰
C	-۰/۰۰۰۴۴۸۵	۰/۰۳۶۸۰۰	-۰/۰۱۲۱۸۶
DU89	-۰/۰۰۴۶۹۲۱	۰/۰۰۸۱۳۸۸	-۰/۵۷۶۵۱
ecm(-1)	-۰/۲۹۱۸۴	۰/۰۷۹۴۳۰	-۳/۶۷۴۲

منبع: یافته‌های حاصل از نرم افزار Microfit

ساختمانی در کوتاه مدت نسبت به دوره قبل از اجرای قانون هدفمند کردن یارانه‌ها به نسبت کمتری باعث افزایش قیمت تمام شده مسکن در شهر تهران شده است و در بلند مدت نسبت به کوتاه مدت، بیشتر باعث افزایش قیمت تمام شده مسکن در شهر تهران می‌شود.

در رابطه با قیمت مصالح ساختمانی، با توجه به یافته‌های تحقیق پیشنهاد می‌شود با استفاده از اقدامات و سیاستهای تأثیر گذار دولت و همچنین جایگزین کردن برخی مصالح ساختمانی که که تولید آنها به انرژی کمتری نیاز دارد (مانند: شیشه‌های دو جداره، سقف سبک و استفاده از دیوارهای سبک) به جای مصالح ساختمانی انرژی بر (مانند: آهن، آجر، آلومینیوم و ... که بالای ده درصد انرژی بر هستند و همچنین مصالحی نظیر سیمان، آهک، گچ و ... که جز تولیدات انرژی بر تا ده درصد می‌باشند) مصالح ساختمانی انرژی بر از صحنه ساخت و ساز خارج تا این عوامل از افزایش قیمت تمام شده مسکن در شهر تهران با توجه به اصلاح قیمت حامل‌های انرژی جلوگیری کنند.

در رابطه با شاخص دستمزد کارگران ساختمانی، با توجه به یافته‌های تحقیق پیشنهاد می‌شود که با خارج کردن تدریجی تولید بخش ساختمان از حالت سنتی از افزایش دستمزد کارگران ساختمانی جلوگیری شود و با جایگزینی ساخت و ساز صنعتی به جای روش‌های سنتی و قدیمی و کنترل و برنامه‌ریزی مناسب با روش‌های ساخت که حاصل آن بکارگیری نیروی انسانی کمتر و کاهش زمان دوره ساخت که موجب کاهش خواب سرمایه می‌شود، می‌توان باعث کاهش قیمت تمام شده مسکن در شهر تهران شد. در رابطه با شاخص تورم، با توجه به یافته‌های پژوهش پیشنهاد می‌شود که حل مسائل مربوط به کنترل تورم

در نتیجه ی تخمین الگوی تصحیح خطا، ضریب جمله تصحیح خطا مقدار $-۰/۲۹۱۸۴$ بدست آمده که در سطح ۹۵ درصد معنی دار است. مقدار این ضریب، بیانگر سرعت نسبتاً بالای تعدیل به سمت تعادل بلند مدت است. براساس این عدد، در هر دوره حدود $۰/۲۹۱۴۸$ درصد از عدم تعادل در قیمت تمام شده مسکن، تعدیل می‌شود که این مقدار با مشاهدات مربوط به اقتصاد ایران، که دوره‌های رونق و رکود بخش مسکن در آن به طور متوسط بین دو تا پنج سال طول می‌کشد، سازگار است. نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا توسط نرم افزار میکروفیت به شرح (جدول ۴) می‌باشد.

۶- بحث و نتیجه گیری

نتایج حاصل از این مقاله نشان می‌دهد که در هر دوره قیمت تمام شده مسکن با اجرای هدفمند کردن یارانه‌ها به اندازه $۰/۰۴۶۹۲۱$ درصد در کوتاه مدت کاهش دارد و به اندازه $۰/۰۱۶۰۷۷۰$ درصد در بلندمدت کاهش می‌یابد و همچنین با توجه به ضریب تصحیح خطا بدست آمده، در هر دوره حدود $۰/۲۹۱۸۴$ درصد از عدم تعادل در قیمت تمام شده مسکن، تعدیل می‌شود. با توجه به اجرای قانون هدفمند کردن یارانه‌ها، متوسط درآمد خانوار، شاخص تورم و شاخص دستمزد کارگران ساختمانی باعث کاهش قیمت تمام شده مسکن در شهر تهران شده اند که این کاهش در بلندمدت نسبت به کوتاه مدت کمتر است که این نشان می‌دهد در صورت عدم اجرای صحیح اصلاح قیمت حامل‌های انرژی در بخش ساختمان و مسکن و جایگزین نکردن تولیدات سنتی انرژی بر با ساخت و ساز صنعتی می‌توان انتظار افزایش قیمت تمام شده مسکن در بلند مدت را داشت. و همچنین قیمت مصالح

سبک، استفاده از دیوارهای سبک و شیشه های دو جداره و ... که رعایت، به کارگیری موارد فوق در ساختمان طبق آمار های بدست آمده باعث خواهد شد ۳۰ تا ۴۰ درصد صرفه جویی در مصرف انرژی در زمان استفاده از ساختمان توسط ساکنان، بوجود آید.

۳- مدیریت جامع مسکن در افزایش یا کاهش قیمت مسکن تاثیر گذار است، و اگر دیدگاه مدیریت جامع کشور در خصوص تولید مسکن، استفاده از ظرفیت های کشور و سیستم های ساختمانی که با اقلیم های مختلف کشور ما تناسب دارند، می توانند نیازهای تولید مسکن کشور مار را مرتفع کنند.

فهرست منابع

امیری، میثم؛ ماجد، وحید؛ میرزائی، مجید؛ سلطانی، ابراهیم، (۱۳۸۹). اثرات اجرای قانون هدفمند کردن یارانه ها در استان تهران (با تمرکز بر اثرات آزاد سازی قیمت حامل های انرژی. مرکز مطالعات و برنامه ریزی شهر تهران دانش شهر (گروه پژوهش و اقتصاد، برنامه ریزی و توسعه پایدار شهری)، شماره ۱۰، اردیبهشت، صص ۸۴-۱.

تشکینی، احمد؛ عریانی، بهاره؛ صبوری دیلمی، محمد، (۱۳۸۸). نظام پرداخت یارانه های حامل های انرژی: مشکلات و ضروریات بازنگری آن. مجله اقتصادی ماهنامه بررسی مسائل و سیاست های اقتصادی (ویژه نامه هدفمند سازی یارانه ها)، شمار ۱۰۱، اسفند، صص ۱۶-۱۴۱.

ترازنامه انرژی، (۱۳۸۶). وزارت نیرو، دفتر برنامه ریزی کلان برق و انرژی. تهران، بهار.

جعفری صمیمی، احمد؛ علمی، زهرا (میلای)؛ هادی زاده، آرش، (۱۳۸۶). عوامل موثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران. فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، سال نهم، شماره ۳۲، پائیز، صص ۳۱-۵۳.

صادقی، حسین؛ شهاب لواسانی، کیوان؛ باغجری، محمود، (۱۳۸۹). اثرات تعدیل قیمت حامل های انرژی بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از یک مدل خود

باید در بخش برنامه ریزی های کلان اقتصادی مورد توجه قرار گیرد اما چنانچه بخش صنعت ساختمان دچار تحول اساسی شود و به طور کامل به صورت صنعتی درآید می توان انتظار داشت که بسیاری از مشکلات نیز مرتفع گردد.

در رابطه با متوسط درآمد خانوار، از بعد کلان، اصلاح قیمت حامل های انرژی و به تبع آن افزایش سطح عمومی قیمت ها، می تواند توزیع درآمد را تحت تاثیر قرار دهد بطوری که افزایش قیمت این حامل ها باعث کاهش بیشتر قدرت خرید خانوار خواهد شد که این خود باعث کاهش تقاضا برای مسکن و به تبع آن باعث کاهش قیمت مسکن می گردد. با توجه به یافته های پژوهش پیشنهاد می شود سهم بالایی از قیمت مسکن از محل وام مسکن (تسهیلات مسکن) تامین گردد و خرید و ساخت مسکن از محل درآمدهای آتی و نه پس انداز های گذشته خانوار و سرمایه گذار انجام شود.

در رابطه با قیمت زمین، در کل قیمت زمین بیشتر از آنکه از قیمت حامل های انرژی اثرپذیر باشد از چرخه تجاری کشور نقش می پذیرد. با توجه به یافته های پژوهش پیشنهاد می شود که دولت از طریق قرار دادن زمین در طرح های عمرانی، خود مستقیماً در کنترل زمین نقش داشته باشد و همچنین با بالا بردن ظرفیت تولید و عرضه مناسب زمین برای انواع کاربردهای مورد نیاز جامعه در کنترل تولید و عرضه زمین و تاثیر آن بر قیمت تمام شده مسکن نقش داشته باشد.

در خلاصه ی مطالب ذکر شده برای مقابله با تغییرات زیاد قیمت تمام شده مسکن و همچنین خارج شدن از رکود در بخش ساختمان و مسکن با توجه به اجرای قانون هدفمند کردن یارانه ها مواردی به شرح ذیل پیشنهاد می شود:

۱- بهتر است یارانه انرژی برای تولیدات بخش ساختمان به صورت تدریجی حذف شود و در مقابل، سال به سال سهمی که دولت به صورت پرداخت نقدی برای صنایع در نظر گرفته، برای کارخانه های تولید مصالح افزایش یابد.

۲- تشویق انبوه سازان به صرفه جویی انرژی در ساخت و ساز و همچنین هماهنگ کردن شیوه های معمول ساختمان سازی با قانون هدفمند کردن یارانه ها و اختصاص دادن تسهیلات بانکی جدیدی برای پرداخت به سازنده ها با رعایت شرط هایی (مثل: بکارگیری سقف

Fetini, Habib, .& Rabert, Bacon. (1999). Economics Aspects of Increasing Energy Price to Border Prices in Iran. Document of World Bank.

Fren , L,Caroline,. & Walich, I. Cheistine. (1995). Raising Household Energy Prices in Poland Who Gains? Who Loses? Policy Research Working Paper.

رگرسیون ساختار (SVAR). فصلنامه تحقیقات

مدل سازی اقتصاد سنجی، شماره ۱، پائیز.

صبوری دیلمی، محمد حسن؛ شفیعی، سعیده، (۱۳۹۱).

بررسی ساختارها و متغیرهای اثرگذار در بازار

مسکن. مجله اقتصادی ماهنامه بررسی مسائل و

سیاست های اقتصادی، شماره ۳، خرداد، صص ۴۶-

۴۱.

صدری، احمد، (۱۳۸۸). تحول در الگوی ساخت مسکن با

یارانه های هدفمند. ماهنامه بازار بین الملل، سال

اول، شماره دوم، آبان، صص ۱-۲.

عسگری، حشمت ا...؛ الماسی، اسحاق، (۱۳۸۸). بررسی

عوامل موثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری کشور

به روش داده های تابلویی. پژوهشنامه اقتصادی،

سال یازدهم، شماره دوم، تابستان، صص ۲۲۴-۲۰۱.

عسگری، حشمت ا...؛ چگنی، علی، (۱۳۸۶). تعیین عوامل

موثر بر سطح قیمت مسکن در مناطق شهری کشور

به روش داده های تابلویی طی سال های ۱۳۸۵-

۱۳۷۰. فصلنامه علمی اقتصاد مسکن، دفتر برنامه

ریزی و اقتصاد مسکن، شماره ۴۰، تابستان، ص ۱۹.

علیزاده، مهدی، (۱۳۸۹). درآمدی بر تاثیرات اقتصادی

هدفمند کردن یارانه ها. پژوهشگاه علوم انسانی و

مطالعات فرهنگی پرتال جامع علوم انسانی، شماره

هشتم، زمستان، صص ۱-۱۳.

عملکرد سی ساله بخش مسکن، (۱۳۸۷)، وزارت مسکن و

شهرداری، صص ۲-۸.

Bastani .A., & Rezaie, J., & Najafian, F.

(2009). The Investigation of Housing Market in Iran's Economy. Barnameh Weekly, No. 266, Department of Planning and Economice Iran Commerce ministry.

Clements, Benedict. , & Gerd, Schwartz.

(1999). Government Subsidies. Journal of Economic Survey , vo1.13, No.2, pp. 119-147.