بررسی اثر مسکن ملکی بر سطح رفاه اجتماعی در استان اصفهان

دکتر علی اکبر قلی زاده[1]، جواد فولادگر[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۳/۳۰

چکیده

در میان ویژگی‌های مسکن، انتخاب نوع تصرف مسکن، آن را از سایر کالاها متمایز می‌سازد؛ به گونه‌ای که خانوار می‌تواند مسکن را به شکل ملکی و یا استیجاری تأمین نماید. این ویژگی اثرات اجتماعی، فرهنگی، روانی و اقتصادی بر خانوارها به جای می‌گذارد که نتیجه آن اثرگذاری بر سطح رفاه خانوارها خواهد بود. در این تحقیق به منظور بررسی رابطه‌ی بین مسکن ملکی و سطح رفاه اجتماعی، از داده‌های آماری فایل خام هزینه- درآمد خانوارهای استان اصفهان در سال ۱۳۸۸ استفاده شده است. لذا از روش‌های اقتصاد سنجی نظیر OLS و GLS(روش حداقل مربعات معمولی و تعمیم یافته)، جهت تخمین داده‌های مقطعی استفاده می‌شود. با نتایج مدل نشان می‌دهد که مسکن ملکی باعث افزایش سطح رفاه اجتماعی می‌شود. به دلیل شرایط هرم سنی جمعیت کشور که اکثراً قشر جوان می‌باشد که به مرحله تشکیل خانواده رسیده است؛ تقاضای انفجاری برای مسکن مستقل را ایجاب می‌کند. از این رو دولت به منظور افزایش سطح رفاه اجتماعی باید سیاست‌هایی را به مرحله اجراء درآورد که موجب افزایش سهم مسکن ملکی و خانه‌دارشدن تعداد بیشتری از خانوارها به ویژه خانوارهای کم‌درآمد و جوانان شود.

طبقه بندی JEL: R2، D6، C21

واژه‌های کلیدی: مسکن ملکی، نوع تصرف مسکن، تابع رفاه اجتماعی، داده‌های مقطعی

---

[1] دانشیار اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا (z_aliak@yahoo.com)

[2] کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا (javadfouladgar@yahoo.com)

۱- مقدمه

مسکن به عنوان یکی از نیازهای اساسی بشر، نقش بسیار مهمی در کیفیت زندگی و شاخص‌های رفاهی جامعه دارد. تأمین مسکن مناسب، جزء اهداف و دغدغه‌های اصلی خانوارها بوده و همواره تلاش زیادی برای دستیابی به مسکن از سوی آن‌ها صورت می‌گیرد. مطالعات آماری انجام شده، بیانگر سهم بالای هزینه‌های مسکن در بودجه خانوار است و هر گونه تغییر در ویژگی‌های مسکن همانند تغییر در نوع تصرف مسکن از طریق اثر بر روی هزینه‌های مسکن در بودجه خانوار، رفاه خانوارها را دستخوش تغییر می‌کند. در مطالعه‌ای که چتی و زیدل[۱] (۲۰۰۴) انجام داده‌اند بیشترین سهم از درآمد خانوارهای آمریکایی (حدود ۲۰٪) به هزینه‌های مربوط به مسکن اختصاص یافته است. این رقم در سال ۱۳۸۶ برای خانوارهای شهری ایران حدود ۳۶٪ محاسبه شده است. در بعد اقتصاد کلان نیز، مسکن دارای اهمیت ویژه‌ای است. از این منظر، مسکن به عنوان کالایی است که با سایر بازارها و بخش‌های اقتصادی، حلقه‌های ارتباطی پسین و پیشین قوی دارد و همچنین به عنوان دارایی مهم، عامل ذخیره ثروت و منبع درآمد می‌باشد.

یکی از ویژگی‌های مسکن که آن را از سایر کالاها متمایز می‌کند، تفاوت در نحوه‌ی تصرف مسکن به صورت ملکی و غیر ملکی است. در تصمیم برای انتخاب نحوه‌ی تصرف مسکن، هر فرد علاوه بر مقایسه هزینه تأمین مسکن ملکی و اجاره‌ای، باید شرایط کلی حاکم بر بازار مسکن و جایگاه آن در بازار دارایی و ریسک، بازدهی و تنوع اجزاء سرمایه را مدنظر قرار دهد. تغییر در نوع مالکیت مسکن علاوه بر تغییر در ترکیب اجزای ثروت خانوار، می‌تواند سطح رفاه خانوارها را نیز دستخوش تغییر و تحول کند؛ بدین معنی که مسکن ملکی علاوه بر ذخیره ثروت، در جوامع پیشرفته، نیازهای پیچیده‌تر فرهنگی، اجتماعی و اقتصادی را که بر رفاه فردی تکیه دارد، تأمین می‌کند. در شرایط تورمی که اطمینان سرمایه‌گذاری در بخش‌های دیگر اقتصادی پایین است، خرید و احداث واحدهای مسکونی نوعی سرمایه‌گذاری مطمئن به حساب آمده و مسکن ملکی به عنوان یک کالای سرمایه‌ای، مفهوم اقتصادی می‌یابد. عدم اطمینان نسبت به آینده و نبود سیستم تأمین اجتماعی مناسب، مسکن ملکی را به محل درآمدی برای دوران از کارافتادگی و پیری تبدیل کرده‌است.

---

۱. Chetty and Szeidl

۲-مبانی نظری

۲-۱- انتخاب نوع تصرف مسکن[۱]

مصرف کننده ازمیان دو نوع تصرف ملکی و اجاره‌ای یک گزینه را انتخاب می کند.انتخاب نوع تصرف و میزان سرمایه‌گذاری در مسکن بر مبنای به حداکثر رساندن مطلوبیت صورت می‌گیرد و از این روش، شرط تعادل مصرف‌کننده بدست می‌آید (قلی‌زاده،۱۳۸۷).

۲-۱-۱- نقطه تعادل انتخاب نوع تصرف مسکن

انتخاب بین مسکن ملکی و اجاره‌ای و همچنین سرمایه‌گذاری در مسکن اجاره‌ای و سایر دارایی‌ها بر اساس هزینه‌ها و بازدهی صورت می‌گیرد. نقطه تعادل انتخاب نوع تصرف مسکن، از شرط زیر حاصل می‌شود:

$$\frac{rp}{1+r} = R - \frac{T(u) - \tau(u)}{1+r} \qquad (۱)$$

که در آن؛ p قیمت مسکن، r نرخ بهره‌ی وام مسکن،R نرخ اجاره، $T_{(u}$هزینه تعمیرات و نگهداری واحد مسکن (متر مربع) برای مالک و $\tau_{(u)}$ هزینه تعمیرات و نگهداری واحد مسکن (متر مربع) برای مستأجر می‌باشد. تحت شرایط برقراری رابطه‌ی (۱) مصرف‌کننده بین اجاره مسکن یا خرید و مالکی بودن آن بی‌تفاوت خواهد بود. چون منفعت نهایی استفاده از واحدهای مسکونی مشابه است، پس در شرایط تعادل، هزینه‌ی فرصت اجاره و تملک واحد مسکونی تعیین‌کننده خواهد بود که در این مورد یکسان هستند. البته باید افزود این مدل تنها انگیزه‌ی مصرفی واحد مسکونی را توضیح می‌دهد. زیرا منفعت سرمایه ناشی از افزایش ارزش واحد مسکونی مد نظر قرار نمی‌گیرد. اگر فرد اقدام به خرید واحد مسکونی نماید، هزینه‌ای معادل هزینه فرصت سرمایه یعنی $\frac{rp}{1+r}$ متحمل می‌شود. اگر مسکن استیجاری را برگزیند، هزینه‌ای معادل $R - \frac{T(u) - \tau(u)}{1+r}$ می‌پردازد. R همان نرخ اجاره است، اما مسکن استیجاری به میزان $\frac{T(u) - \tau(u)}{1+r}$ نیز منفعت عاید می‌کند و این همان بخش از هزینه‌های تعمیرات و نگهداری است که مستأجر پرداخت نمی‌کند. مبنای انتخاب مسکن ملکی و اجاره‌ای هزینه هر یک بوده و لذا

۱. Occupation

تحت شرایط خاص، مسکن ملکی مرجح است و تحت شرایط دیگری ممکن است مسکن استیجاری مرجح باشد. بر اساس رابطهٔ (۱) شرایط تعادل توضیح داده می‌شود.

$$\frac{rp}{1+r} > R - \frac{T(u)-\tau(u)}{1+r} \quad (۲)$$

$$\frac{rp}{1+r} < R - \frac{T(u)-\tau(u)}{1+r} \quad (۳)$$

خرید واحد مسکونی شامل دو نوع هزینه می‌باشد: نخستین جزء، هزینه فرصت است؛ یعنی اگر فرد اقدام به خرید مسکن نماید، هزینه فرصت معادل نرخ بازدهی در سرمایه‌گذاری جانشین، از دست می‌دهد و برابر $\frac{rp}{1+r}$ می‌باشد. جزء دوم هزینه بهره‌برداری است که از سوی مستأجر پرداخت نمی‌شود و برابر $\frac{T(u)-\tau(u)}{1+r}$ می‌باشد. اجاره تعیین شده در بازار باید در سطحی قرار گیرد که بتواند مجموع این دو بخش هزینه‌ها را پوشش دهد. در نامعادله (۲)، اجاره در سطحی نیست که دو جزء هزینه را پوشش دهد و به عبارت دیگر کمتر از مجموع دو بخش هزینه‌هاست. لذا هزینهٔ سکونت در منزل ملکی بیشتر از مسکن استیجاری است. لذا بهتر است از طریق اجاره، نیاز سرپناه خانوار تأمین شود. اما چنانچه رابطهٔ (۳) برقرار باشد، مسکن ملکی هزینه‌های کمتری را به دنبال خواهد داشت. لذا خرید مسکن اقتصادی است زیرا بازدهی مسکن ملکی مثبت است (قلی‌زاده،۱۳۸۷).

۲-۲- تابع رفاه اجتماعی

یکی از اهداف مهم هر نوع سیاست‌گذاری اقتصادی، بهبود رفاه عمومی و مشخصاً افزایش رفاه اقشار کمتر بهره‌مند جامعه می‌باشد. از آنجا که میزان رفاه اجتماعی خانواده‌ها به میزان درآمد آن‌ها و توزیع مناسب درآمد بستگی دارد، لذا افزایش در هر یک از این دو متغیر، باعث افزایش سطح رفاه اجتماعی- اقتصادی در کل جامه خواهد شد.

رفاه اجتماعی را می‌توان از ابعاد متفاوتی مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. در مبانی مطالعات اجتماعی، آن را مجموعه‌ای متشکل از خدمات، مؤسسات و نهادها برای تأمین زندگی مطلوب و برخورداری از موهبت‌های طبیعی و منابع اجتماعی تعریف می‌کنند و به عبارت دیگر، طرفداران رفاه اجتماعی، تأکید می‌کنند که جنبه‌های خاصی از زندگی اجتماعی نباید به مکانیسم بازار سپرده

شود. اهداف رفاهی شامل تولید امکانات رفاهی معمول مانند بیمه بیکاری، بهداشت،آموزش و پرورش، بازنشستگی و فقرزدایی امری ضروری است (صادقی،عصاری و مسائلی،۱۳۸۹: ۳).

۲-۲-۱- تابع رفاه اجتماعی سن[۱]

آنچه که باعث اهمیت دوچندان تابع رفاه اجتماعی سن شد، توجه به بحث توزیع درآمد می‌باشد؛ یعنی سن تنها معیار پارتو را هدف قرار نداد بلکه در کنار شرط پارتو به بحث توزیع درآمد نیز توجه کرد. هدف در این قسمت، ایجاد و بسط شکل تبعی از ارتباط بین نابرابری و رفاه اجتماعی کل است. شرط اصلی برای معناداری ارتباط بین نابرابری درآمد و رفاه کل این است که تابع مطلوبیت نسبت به درآمد اکیداً مقعر باشد. سن معتقد است که نه تنها به وضعیت درآمد بلکه به وضعیت توزیع درآمد نیز باید توجه کرد؛ لذا تابع ضمنی که سن معرفی می‌کند به صورت زیر است:

$$W = W(X,S)$$

در این رابطه X بردار درآمد و S بردار توزیع درآمد می‌باشد:

$$\frac{\partial W}{\partial S} \prec o \quad \frac{\partial W}{\partial X} \succ o \quad ,$$

رابطه فوق نشان می‌دهد که هر چه توزیع درآمد بدتر شود آنگاه رفاه کمتر و هرچه درآمد افزایش یابد، رفاه بیشتر می‌شود.

سن برای استخراج تابع رفاه اجتماعی خود از منحنی لورنز کمک می‌گیرد که ضریب جینی از آن به دست می‌آید. سن در ادامه با وارد کردن میانگین درآمد ($\bar{y}$) به منحنی لورنز، فرم کلی آن را به صورت $L(P)\,\bar{y}$ در نظر گرفته و با ادامه روش ذکر شده، تابع رفاه اجتماعی خود را به صورت زیر می‌نویسد:

$$W=2\int_{0}^{1} \bar{y}L(p)\,dp = \bar{y}(1-G) \Rightarrow W=\bar{y}(1-G) \qquad (۴)$$

رابطه بالا رابطه‌ای است که سن آن را به عنوان تابع رفاه اجتماعی خود در نظر گرفته است که G بیانگر ضریب جینی می‌باشد. در این رابطه داریم:

$$\frac{dG}{d\bar{y}}|\overline{w} = \frac{1-G}{\bar{y}} \qquad (۵)$$

---

۱. Sen

این رابطه حکایت از آن دارد که همواره یک رابطه ثابت در مبادله G با $\bar{y}$ برقرار است (چون $\frac{1-G}{\bar{y}}$ همواره ثابت می باشد)، که این مطلب در دنیای واقعی همواره برقرار نیست. سن برای برطرف کردن این مشکل، شکل عمومی تابع خود را به صورت زیر بیان می‌کند:

$$0 \le \beta \le 1 \qquad W = \bar{y}^{\beta}(1-G) \qquad (۶)$$

پارامتر β حساسیت جامعه را نسبت به $\bar{y}$ و G نشان می‌دهد. باید توجه داشت که مقدار β به مکتب (نظام ارزشی) و فرهنگ مردم، ترجیحات جامعه، اولویت‌ها و سلیقه افراد بستگی دارد. β علاوه بر تأثیرپذیری از قضاوت‌های ارزشی، براساس سیاست‌های اعمال شده توسط برنامه‌ریزان و تصمیم‌گیران تغییر پیدا می‌کند؛ یعنی هر چه در جامعه مقدار تأثیرگذاری درآمد سرانه نسبت به توزیع درآمد بیشتر باشد، β نیز افزایش خواهد یافت.

حال در رابطه مذکور داریم:

$$\frac{dG}{d\bar{y}}|\overline{w} = \frac{1-G}{\bar{y}}\beta \qquad (۷)$$

۲-۲-۲- تابع رفاه اجتماعی اتکینسون[۱]

تابع رفاه اجتماعی اتکینسون تابعی فزاینده از درآمد اشخاص است. این تابع یکی از توابع رفاه می‌باشد که قابلیت اندازه‌گیری دارد. اگر مطلوبیت U_i برای هر خانوار به صورت تابعی از مصرف خانوار، مرکب از کالای مصرف‌کننده به صورت زیر تعریف شود:

$$U_i = f(c_i) \qquad (۸)$$

آن‌گاه با جمع مطلوبیت فردی به رفاه کل برای جامعه دست می‌یابیم:

$$\varphi = \sum_{i=1}^{n} U_i$$

فرض می‌کنیم که تابع f به صورت:

$$f(c_i) = \begin{cases} \frac{(c_i)^{1-\theta}}{1-\theta} & if \quad \theta \neq 1 \\ Lnc_i & if \quad \theta = 1 \end{cases} \qquad (۹)$$

۱. Atkinson

اگر فرض کنیم $\theta \neq 1$ و $\theta > 0$ باشد، آن‌گاه با یک تبدیل خطی ساده قادر هستیم که یک شاخص رفاه اجتماعی برای مقادیر سرانه تعریف کنیم.

$$W_A = \frac{(1-\theta)}{n}\sum_{i=1}^{n} f(c_i) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(C_i)^{1-\theta} \quad (10)$$

با ساده سازی عبارت فوق، رفاه اجتماعی به صورت تابعی از درآمد سرانه ($\bar{y}$) و برابری درآمد(E_A) به دست می‌آید.

$$W_A = (\bar{y})^{1-\theta}E_A \quad (11)$$

با ساده‌سازی بیشتر، معیار برابری درآمد می‌تواند به شاخص نابرابری درآمد اتکینسون تبدیل شود. با توجه به تعریف شاخص اتکینسون، رابطه بین I_A و E_A و رفاه اجتماعی به صورت زیر به دست می‌آید:

$$I_A = 1 - \left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{y_i}{\bar{y}}\right)^{1-\theta}\right]^{\frac{1}{1-\theta}} = 1 - (E_A)^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (12)$$

$$W_A = [\bar{Y}(1 - I_A)]^{1-\theta} \quad (13)$$

۳- پیشینه مطالعه

۳-۱- مطالعات داخلی

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۸) در مقاله‌ای با عنوان "تاثیر شوک‌های بازار مسکن بر توزیع درآمد در ایران" به تجزیه و تحلیل شوک‌های بازار مسکن و سایر متغیرها بر توزیع درآمد در ایران طی دوره ۱۳۷۱:۱-۱۳۸۶:۴ می‌پردازند. در این مقاله با استناد به آمار و اطلاعات موجود، برای انجام محاسبات با استفاده از روش اقتصاد سنجی و الگوی خودرگرسیون برداری؛ ارتباط بین بازار مسکن و توزیع درآمد تبیین می‌شود و از مدل VAR برای داده‌های فصلی استفاده می‌کنند. شاخص مربوط به توزیع درآمد، ضریب جینی است. نتایج تحقیق بیان می‌کندکه هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت قیمت واقعی مسکن عامل موثری در نابرابری درآمدی در ایران بوده است. هم‌چنین متغیرهای قیمت و حباب مسکن در میان سایر متغیرها از سهم بالایی در تغییرات ضریب جینی هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت برخوردارند و هر چه قیمت مسکن به روند با ثبات بلند مدت خود نزدیک می‌شود؛ توزیع اقتصادی متعادل‌تر می‌شود. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد که افزایش رشد اقتصادی منجر به کاهش نابرابری درآمدی در ایران می‌شود.

ترابی، کاوند و باقری (۱۳۸۸) در مقاله‌ای با عنوان"ساختار نابرابری در اقتصاد ایران"به شناسایی ساختار نابرابری در اقتصاد ایران در دوره ۸۴ -۱۳۷۶ می‌پردازند. در این پژوهش با استفاده از داده‌های خام طرح هزینه و درآمد خانوار مرکز آمار ایران برای سال‌های مورد نظر، ضمن محاسبه شاخص‌های نابرابری ضریب جینی و اتکینسون، سعی شده است با توسل به قابلیت تفکیک‌پذیری شاخص‌های نابرابری طبقه آنتروپی، نابرابری در سطوح دهک‌ها و نیز بر اساس تفکیک مخارج خانوارها محاسبه شود. هم‌چنین علاوه بر این با استفاده از رگرسیون چندکی، نحوه تأثیرگذاری ویژگی خانوارها بر افزایش نابرابری در سال ۱۳۸۴ نسبت به سال ۱۳۸۳ در کنار نتایج حاصله از تفکیک شاخص‌های طبقه آنتروپی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج حاصله دلالت بر آن دارد که:

۱- در طی دوره مورد بررسی هزینه‌های مصرفی دهک‌های بالا نسبت به دهک‌های پایین، از رشد بیشتری برخوردار بوده و این موضوع، در کاهش نابرابری تأثیر منفی داشته است.

۲- با استفاده از قابلیت تفکیک‌پذیری شاخص نابرابری تایل در طول سال‌های مورد بررسی، ساختار نابرابری اقتصاد ایران علی‌رغم تغییرات کوچک در روند آن، از ثبات نسبی برخوردار بوده است و به طور متوسط ۸۷ درصد از نابرابری کل، ناشی از نابرابری در بین دهک‌ها بوده است و لذا برای رفع اساسی نابرابری‌ها، اقدامات ساختاری و بلند مدت لازم است و با سیاست‌های کوتاه مدت نمی‌توان نابرابری را کاهش داد.

۳- در مناطق شهری و روستایی در کنار سهم بالای دهک‌های بالای درآمدی در کل مخارج، درجه‌ی نابرابری اندازه‌گیری شده بر اساس شاخص تایل برای این دهک‌ها نیز بالا می‌باشد. این مطلب نشان‌دهنده آن است که سیاست‌های اقتصادی ناظر بر افزایش تولید و درآمد که منجر به تغییر در سهم این دهک‌ها در دراز مدت می‌شود، می‌تواند کاهش‌های معنی‌داری در نابرابری بین دهک‌ها و مقدار محاسباتی شاخص‌های نابرابری ایجاد کند.

۴- افزایش بعد خانوار اثر منفی برمخارج سرانه خانوارها دارد که عمدتاً شامل مخارج غیرخوراکی می‌باشد.

۵- نتایج رگرسیون چندکی نشان می‌دهد که حمایت از خانوارهای با سرپرست زن و دارای تحصیلات دیپلم و پایین‌تر که مستأجر می‌باشند در کاهش نابرابری درون دهک‌ها بسیار تأثیرگذار خواهد بود. علاوه بر این، غفلت از کنترل هزینه‌های مسکن خانوارها و عدم حمایت از هزینه‌های

تحصیلی دهک‌های پایین درآمدی، می‌تواند منجر به افزایش شدت نابرابری در بین خانوارهای شهری و آثار سوء آن در سال‌های آتی شود.

صیادزاده و احمدی (۱۳۸۵) در مقاله‌ای با عنوان " بررسی تابع رفاه اجتماعی آمارتیاسن در ایران " پس از معرفی توابع رفاه اجتماعی مختلف، به بررسی و محاسبه‌ی تابع رفاه اجتماعی تعمیم یافته سن در طی دوره ۱۳۸۳- ۱۳۷۰ می‌پردازند.

در این راه هر چند که اهمیت متغیرهایی همچون درآمد سرانه و ضریب جینی بر اساس سیاست‌ها و ارزش‌های جوامع تعیین می‌شود، اما در این نوشتار با در نظر گرفتن سه سناریوی مختلف درباره وزن و اهمیت درآمد سرانه و ضریب جینی(مقدار β) به منظور بررسی شرایط موجود جامعه، ابتدا شرایط پارتو بررسی شده و آن‌گاه مقدار رفاه اجتماعی بر اساس درآمد سرانه به قیمت‌های ثابت و جاری محاسبه شده است.

۳-۲- مطالعات خارجی

کونلی و جیفورد[۱] (۲۰۰۶)در مقاله‌ای با عنوان "مسکن ملکی، بیمه اجتماعی و سطح رفاه" به بررسی رابطه‌ی بین مسکن ملکی و سطح رفاه در بین کشورها می‌پردازند. داده‌های این مقاله شامل داده‌های ۲۰ کشور می‌باشد. در این تحقیق متغیر وابسته، سهم مسکن ملکی است. همچنین عدم تساوی درآمد را با ضریب جینی اندازه‌گیری می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که سهم مسکن ملکی به طور قطع تحت تاثیر سیاست‌های رفاهی دولت است. همچنین سیاست‌های بازتوزیع درآمد می‌تواند تعداد مالکین مسکن را افزایش دهد. داده‌های سری زمانی در بین کشورها نشان می‌دهد که هزینه اجتماعی با تعداد مالکین مسکن رابطه معکوس دارد. این مطلب بیان می‌کند که مسکن ملکی همانند بیمه اجتماعی در طول عمر افراد عمل می‌کند و بر سطح رفاه اجتماعی مؤثر است.

برناردی و پوگیو[۲] (۲۰۰۲) در مقاله‌ای با عنوان "مسکن ملکی و نابرابری اجتماعی در ایتالیا" به بررسی ارتباط بین مسکن ملکی و طبقات اجتماعی در ایتالیا می‌پردازند. داده‌های این مقاله از بررسی درآمد و ثروت خانوار بدست آمده است که در سال ۱۹۹۸ انجام گرفته است. آن‌ها

۱. Dalton Conley and Brian Gifford

۲. Fabrizio Bernardi and Teresio Poggio

به منظور نشان دادن ویژگی‌های بنیادی نظام مسکن در ایتالیا از دیدگاه مقایسه‌ای و نسبی از تحلیل سه‌بخشی کلاسیک استفاده می‌کنند که تفاوت میان دولت، بازار و خانواده را نشان می‌دهد. آن‌ها بیان می‌کنند که در ایتالیا مشوق‌های مسکن ملکی عمدتاً شکست نظام بازار آزاد در مسکن اجاره‌ای و ناکارآمدی مسکن اجتماعی می‌باشد. در این زمینه، پس‌اندازها در طول عمر، پیشرفت مالی فرد و حمایت خانوادگی اساسی‌ترین نقش را در ایجاد توانایی افراد برای خرید مسکن ایفاء می‌کنند. در این تحقیق از تحلیل پویا برای گذار به مسکن ملکی استفاده شده است. بررسی‌های تاریخی رویدادها برای دستیابی به مسکن ملکی، نشان می‌دهد که در واقع اختلاف طبقاتی در فرصت صاحب مسکن شدن وجود دارد. سهم مسکن ملکی در میان گروه‌های اجتماعی کارگرهای کشاورزی و کارگرهای معمولی کمتر از سایر طبقات اجتماعی است.نابرابری اجتماعی در دستیابی به مسکن ملکی در سنین بالاتر شدت کم‌تری دارد.

کاستلس[۱] (۱۹۹۸) دریافت که استفاده از مزایای مسکن ملکی به عنوان بخشی از مفهوم درآمد آشکار، شکاف بین میانگین درآمد افراد سالمند و میانگین درآمد کل جمعیت را کاهش می‌دهد. بنابراین مسکن ملکی می‌تواند فرآیندی کاهنده در عدم تساوی اقتصادی و نابرابری درآمدی باشد. او هم‌چنین دریافت که در میان کشورهای عضو OECD، سهم مسکن ملکی رابطه معکوس با درآمدها و هزینه‌های دولت در میان طبقات مختلف دارد و نشان می‌دهد که مسکن ملکی می‌تواند مانند بیمه خصوصی عمل کند و سطح رفاه خانوارها را در دوره کاهش درآمد ناشی از کار، افزایش دهد.

۱. Francis Castles

۴- معرفی مدل

در این مطالعه ابتدا هزینه کل خانوار (جمع هزینه خوراکی و غیرخوراکی)، سرانه شد و سپس با استفاده از مخارج سرانه خانوارها به عنوان جانشین درآمد سرانه آنها، توابع رفاه اجتماعی سن و اتکینسون، محاسبه می‌گردد. لازم به توضیح است برای اندازه‌گیری شاخص‌های نابرابری و همچنین در مباحث مربوط به نظریه رفتار مصرف کننده جهت پرهیز از تورش داده‌های درآمد، معمولاً از داده‌های مخارج کل استفاده می‌شود. در این مطالعه، از مدل کاربردی راپاپورت[۱] بهره گرفته شده است. در این مدل، مطلوبیت افراد تابعی از بردار ویژگی‌های خانوار (جنس سرپرست خانوار، سن سرپرست خانوار و ...)، قیمت کالاهای مرکب، بردار ویژگی کالاهای عمومی، نرخ قانونی مالیات بر دارایی (برای مالکین)، متغیر نحوه‌ی تصرف مسکن، قیمت خدمات واحد مسکن و درآمد خانوار می‌باشد.

مدل کاربردی این مطالعه به عوامل مؤثر بر سطح رفاه اجتماعی اختصاص دارد. بر اساس مبانی نظری و مطالعات پیشین، متغیر نحوه‌ی تصرف مسکن روی سطح رفاه اجتماعی اثرگذار است. از این رو مدل کابردی به صورت ذیل نوشته می‌شود:

$$(۱۴)\ LnW_i = \alpha_0 + \alpha_1 Sc_i + \alpha_2 Sex_i + \alpha_3 HO_i + \alpha_4 Age_i + \alpha_5 Edu_i + \alpha_6 PIn_i + \alpha_7 LnIn_i$$

که در آن LnW_i: لگاریتم درمبنای طبیعی تابع رفاه اجتماعی سن و اتکینسون، Sc_i: تعداد افراد خانوار(بعدخانوار)، Sex_i: جنس سرپرست خانوار، HO_i: نحوه‌ی تصرف مسکن، Age_i: سن سرپرست خانوار، Edu_i: تعداد سال‌های تحصیل سرپرست خانوار، PIn_i: درآمد خصوصی و $LnIn_i$: لگاریتم درمبنای طبیعی درآمد خانوار می‌باشد.

۴-۱- توضیح داده‌های آماری

در این تحقیق به منظور بررسی رابطه‌ی بین مسکن ملکی و سطح رفاه اجتماعی از داده‌های آماری فایل خام هزینه-درآمد خانوارهای استان اصفهان در سال ۱۳۸۸ استفاده شده است. منابع داده‌های مربوط به تمامی متغیرها، مرکز آمار ایران، معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی و استانداری اصفهان می‌باشد. نمونه مورد نظر شامل ۷۱۰ خانوار است که پس از دسته‌بندی بر اساس سن و سپس نحوه‌ی تصرف مسکن و محاسبه‌ی میانگین سایر متغیرها، ۸۷ گروه برای تخمین‌های

۱. Carol Rapaport(1996)

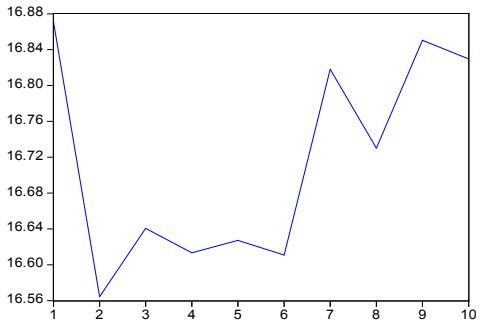
مورد نظر بدست آمد.

متغیر مسکن، متغیری مجازی است که مقدار عددی مسکن ملکی برابر یک و مسکن غیر ملکی برابر صفر در نظر گرفته شده است. متغیر دیگر این تحقیق که نیاز به توضیح دارد، متغیر درآمدخصوصی است که به دو گروه سرپرست‌های با درآمدخصوصی و غیرخصوصی تقسیم می‌شود که برای سرپرست‌های با درآمدخصوصی عدد یک و سرپرست‌های با درآمد غیرخصوصی عدد صفر در نظر گرفته شده است. این متغیر برونزا همانند سایر متغیرهای برونزای مدل (به جزء متغیر نحوه‌ی تصرف مسکن)، پس از محاسبه‌ی میانگین متغیر، در مدل به کار رفته است. همچنین متغیر جنس سرپرست خانوار برای جنس مرد عدد یک و برای جنس زن عدد دو را به خود اختصاص داده است.

برای بیان روند سطح رفاه، داده‌های موجود به ده گروه سنی (سن سرپرست خانوار) با بازه‌های [۲۵,۲۰]، [۳۰,۲۶]، [۳۵,۳۱]، [۴۰,۳۶]، [۴۵,۴۱]، [۵۰,۴۶]، [۵۵,۵۱]، [۶۰,۵۶]، [۶۵,۶۱] و [۸۶,۶۶] تقسیم شده است. برای سطح رفاه سن و اتکینسون از مقادیر مختلف پارامترهای این دو تابع رفاه استفاده می‌شود که مقدار پارامتر تابع سن (β) به ترتیب ۱و ۰/۷۵و مقدار پارامتر تابع اتکینسون (θ) برابر ۰/۲ و ۰/۱ تعریف شده است.

نمودار (۱) کمیت تابع رفاه اجتماعی سن برای مقدار $\beta = ۱$ را نشان می‌دهد. گرچند نمودار موجود در میان گروه‌های سنی نوسانی است اما در مجموع از سنین پایین به سمت سنین بالا، مقدار عددی رفاه روندی فزاینده دارد. بیشترین سطح رفاه، مربوط به رده سنی ۲۵-۲۰ و برابر ۱۶/۸۷ و کمترین سطح، مربوط به رده سنی ۳۰-۲۶ و برابر ۱۶/۵۶ می‌باشد. همچنین میانگین کل رفاه برابر با ۱۶/۶۹ است.

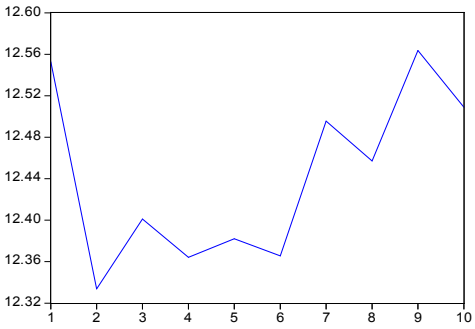
نمودار (۱):تابع رفاه اجتماعی سن(β=۱)



مأخذ: محاسبات تحقیق، خروجی نرم‌افزار Eviews

نمودار (۲) کمیت تابع رفاه اجتماعی سن برای مقدار β = ۰/۷۵ را نشان می‌دهد. گرچه کمیت رفاه نوسانی است اما در مجموع از سنین پایین به سمت سنین بالا، سطح رفاه روندی فزاینده دارد. بیشترین سطح رفاه، مربوط به رده سنی ۶۵-۶۱ و برابر ۱۲/۵۶ و کمترین مقدار، مربوط به رده سنی ۳۰-۲۶ و برابر ۱۲/۳۳ می باشد. همچنین میانگین کل رفاه برابر با ۱۲/۴۲است.

نمودار (۲): تابع رفاه اجتماعی سن(β=۰/۷۵)

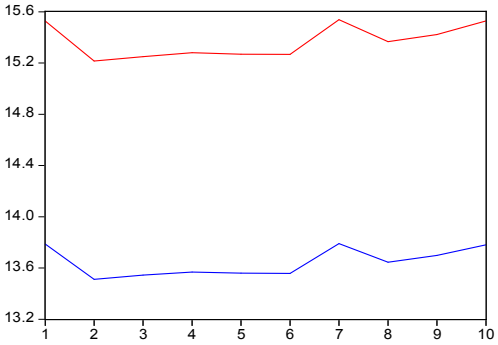


مأخذ: محاسبات تحقیق، خروجی نرم‌افزار Eviews

نمودار (۳) تابع رفاه اتکینسون برای مقادیر۰/۱و۰/۲ =θ را نشان می‌دهد. منحنی فوقانی مربوط به مقدار کمتر و منحنی پایینی مربوط به مقدار بیشتر θ است. بنابراین هرچه θ کمتر باشد، سطح رفاه بیشتر است. همچنین به جزء رده های سنی ۳۰-۲۶ و ۶۰-۵۶ که سطح رفاه کاهش یافته

است، اما در مجموع از سنین پایین به سمت سنین بالا، سطح رفاه شکلی فزاینده دارد. بیشترین سطح رفاه برای هر دو مقدار θ، مربوط به رده سنی ۵۵-۵۱ و به ترتیب برابر ۱۳/۷۹ و ۱۵/۵۴ و کمترین سطح، مربوط به رده سنی ۳۰-۲۶ و به ترتیب برابر ۱۳/۵۱ و ۱۵/۲۲ می‌باشد. همچنین میانگین کل رفاه به ترتیب برابر با ۱۳/۶۳ و ۱۵/۳۵ است.

نمودار (۳): تابع رفاه اجتماعی اتکینسون



مأخذ: محاسبات تحقیق، خروجی نرم افزار Eviews

۵- روش تخمین

پس از تعیین و تصریح مدل اقتصاد سنجی، قدم بعدی در فرآیند تحقیق اقتصادسنجی، بدست‌آوردن تخمین (مقادیر عددی) پارامترهای مدل است. در واقع تخمین‌ها به تئوری اقتصادی اعتبار و محتوای تجربی می‌بخشند (بیدرام،۱۳۸۱: ۵۰).

۵-۱- تخمین از طریق *GLS* [۱]

در اقتصاد سنجی کاربردی، محقق با در اختیار داشتن اطلاعات آماری درباره‌ی متغیرهای مستقل و وابسته، پارامترها را برآورد می‌کند. هنگامی‌که هیچ خطایی وجود نداشته باشد (مقدار پسماند صفر است)، پیدا کردن مقادیر پارامترها ساده است.

یکی از فروض کلاسیک، یکسان بودن واریانس جملات اخلال در دوره‌های مختلف است. نقض این فرض، مشکلی به نام ناهمسانی‌واریانس [۲] ایجاد می‌کند. در روش *GLS* با وزن دادن به

۱. General Least Square

۲. Heteroskedasticity

متغیرها و انتخاب متغیر مناسب جهت وزن‌دهی به متغیرهای رگرسیون و جزء اخلال، واریانس ناهمسانی برطرف می‌گردد. در این مطالعه برای تشخیص واریانس ناهمسانی از آزمون وایت استفاده شده است. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که در همه‌ی مدل‌ها، ناهمسانی واریانس وجود دارد که با وزن متغیر بعدخانوار، مشکل مذکور برطرف گردید.

۶- برآورد مدل و تفسیر نتایج

این بخش، به برآورد تأثیر نحوه‌ی تصرف مسکن و سایر متغیرها بر سطح رفاه اجتماعی مطابق معادله (۱۴) اختصاص دارد. نتایج تخمین مدل‌های رفاه سن و اتکینسون در جدول های (۱)، (۲) و (۳) ارائه شده است.

۶-۱- تابع رفاه سن

جدول(۱) نتایج تخمین مدل کاربردی ۱ = β را نشان می‌دهد. ضریب تعیین R^2 برابر ۰/۶۳ می‌باشد و همچنین آماره دوربین واتسون و دیگر آماره‌ها، همگی نشانگر اعتبار مدل برازش شده می‌باشند. نتایج تخمین نشان می‌دهد متغیر نوع تصرف مسکن در سطح ۹۵ درصد، اثر مثبت و غیرمعناداری بر سطح رفاه دارد. همچنین متغیرهای سن سرپرست خانوار، سال‌های تحصیل سرپرست خانوار و لگاریتم درآمد خانوار در سطح ۹۵ درصد، اثر مثبت و معنادار و متغیر بعد خانوار در سطح ۹۵درصد، اثر منفی و معنادار بر سطح رفاه دارند.

جدول (۱): برآورد الگوی تابع رفاه سن(۱ = β)

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
Sc	-۰/۱۶۷	-۵/۷۷	۰
Sex	۰/۴۳	۱/۸۱	۰/۰۷
HO	۰/۰۹۷	۱/۶۸	۰/۰۹۷
Age	۰/۰۰۹۵	۳/۲	۰/۰۰۲
Edu	۰/۰۵	۴/۲	۰/۰۰۰۱
Pin	۰/۲	۱/۸۸	۰/۰۶۴
LNIn	۰/۳۶	۵/۴	۰
C	۹/۴۴	۸/۴۵	۰
R^2	۰/۶۳	-	-
r-bar-squared	۰/۶	-	-
D-W	۲/۳۹	-	-

مأخذ: محاسبات تحقیق، خروجی نرمافزار Eviews

۶-۲- تابع رفاه اتکینسون

جدول(۲) نتایج تخمین مدل کاربردی θ= ۰/۲ را نشان می‌دهد. ضریب تعیین R^2 برابر ۰/۶۱ می‌باشد و همچنین آماره دوربین واتسون و دیگر آماره‌ها، همگی نشانگر اعتبار مدل برازش شده می‌باشند. نتایج تخمین نشان می‌دهد که متغیرهای نوع تصرف مسکن، جنس سرپرست خانوار، سال‌های تحصیل سرپرست خانوار و لگاریتم درآمد خانوار در سطح ۹۵ درصد اثر مثبت و معناداری بر سطح رفاه دارند. همچنین متغیر بُعد خانوار در سطح ۹۵ درصد، اثر منفی و معنادار بر سطح رفاه دارد.

جدول (۲): برآورد الگوی تابع رفاه اتکینسون(θ = ۰/۲)

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
Sc	-۰/۱۵	-۵/۴۱	۰
Sex	۰/۵۵	۲/۴۳	۰/۰۱۸
HO	۰/۱۳	۲/۳۳	۰/۰۲۲
Age	۰/۰۰۴	۱/۴۵	۰/۱۵۲
Edu	۰/۰۳۹	۳/۳۶	۰/۰۰۱۲
Pin	۰/۰۶۹۴	۰/۶۷	۰/۵۱
LNIn	۰/۳۷	۵/۸۲	۰
C	۶/۳۷	۵/۹۸	۰
R^2	۰/۶۱	-	-
r-bar-squared	۰/۵۷	-	-
D-W	۲/۳	-	-

مأخذ: محاسبات تحقیق، خروجی نرم افزار Eviews

جدول(۳) نتایج تخمین مدل کاربردی θ= ۰/۱ را نشان می‌دهد. ضریب تعیین R^2 برابر ۰/۶ می‌باشد و همچنین آماره دوربین واتسون و دیگر آماره‌ها، همگی نشانگر اعتبار مدل برازش شده می‌باشند. نتایج تخمین نشان می‌دهد که متغیرهای نوع تصرف مسکن، جنس سرپرست خانوار، سال‌های تحصیل سرپرست خانوار و لگاریتم درآمد خانوار در سطح ۹۵ درصد اثر مثبت و معناداری بر سطح رفاه دارند. همچنین متغیر بعد خانوار در سطح ۹۵ درصد، اثر منفی و معنادار بر سطح رفاه دارد.

نتایج برآورد این دو مدل نشان می‌دهد که معنی‌داری متغیرهای دو مدل یکسان است و در هر دو مدل متغیر نوع تصرف مسکن، اثر مثبت و معناداری بر سطح رفاه دارد. همچنین با کاهش مقدار پارامتر θ به جزء ضریب متغیر درآمدخصوصی، سایر ضرایب مدل افزایش یافته است.

جدول (۳): برآورد الگوی تابع رفاه اتکینسون(۰/۱ = θ)

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
Sc	-۰/۱۷	-۵/۳۳	۰
Sex	۰/۶۵	۲/۴۵	۰/۰۱۶۵
HO	۰/۱۵	۲/۳۱	۰/۰۲۳
Age	۰/۰۰۴۳	۱/۳۱	۰/۱۹۲
Edu	۰/۰۴۴	۳/۲۵	۰/۰۰۱۷
Pin	۰/۰۶۸۷	۰/۵۷	۰/۵۷
LNIn	۰/۴۲	۵/۷۸	۰
C	۷/۰۲	۵/۷۱	۰
R^2	۰/۶	-	-
r-bar-squared	۰/۵۶	-	-
D-W	۲/۲۹	-	-

مأخذ: محاسبات تحقیق، خروجی نرم‌افزار Eviews

۶-۳-آزمون رمزی

در اغلب مواقع محققان مواجه با مسأله انتخاب یک مدل از مدل‌های رقیبی هستند که دارای متغیرهای وابسته‌ی مشابه اما متغیرهای توضیحی متفاوت هستند. این محققان معمولاً مدلی که بالاترین R^2 تعدیل شده را ارائه نماید، انتخاب می‌کنند. بدین ترتیب این پرسش مطرح می‌شود که چه وقت R^2 تعدیل شده افزایش می‌یابد. رمزی بیان می کند که $\bar{R}^2$ با افزودن متغیری اضافی افزایش خواهد یافت تنها اگر مقدار آماره ($F=t^2$) متغیر مورد نظر بیش از یک باشد. در این تحقیق برای بررسی این موضوع که اضافه کردن متغیر نوع تصرف مسکن در مدل کاربردی چه تأثیری روی $\bar{R}^2$ می‌گذارد، از این آزمون بهره گرفته شده است.

نتایج این آزمون برای مدل‌های این تحقیق نشان می‌دهد که در هر سه مدل (مدل تابع رفاه سن به ازای β برابر یک و هر دو مدل تابع رفاه اتکینسون)، آمارهFبیشتر از یک است و بنابراین متغیر نوع تصرف مسکن، موجب افزایش معنی دار $\bar{R}^2$ می‌شود و باید در مدل لحاظ شود.

۶-۴- کشش‌ها و اثرات نهایی

پس از تخمین مدل، در این بخش کشش و اثرات نهایی هر یک از متغیرهای توضیحی آورده شده است. مقدار کشش برای متغیر نوع تصرف مسکن نشان می‌دهد که یک در صد تغییر در متغیر نوع تصرف مسکن (یک درصد تغییر نوع مالکیت از مسکن استیجاری به مسکن ملکی)، سطح رفاه سن را ۰/۰۷ درصد و سطح رفاه اتکینسون را به ازای θ برابر ۰/۲ و ۰/۱ به ترتیب ۰/۰۹ و ۰/۱ درصد افزایش می‌دهد. همچنین در هر سه مدل، اثر نهایی متغیر نوع تصرف مسکن برای هر

دو نوع مسکن استیجاری و ملکی جداگانه محاسبه شده است که نشان می‌دهد مسکن ملکی نسبت به مسکن استیجاری به ازای تغییر یک واحد متغیر مستقل (متغیر نوع تصرف مسکن) منجر به تغییرات بیشتری در سطح رفاه خانوار می‌شود.

نتایج کشش برای متغیر بعد خانوار نشان می‌دهد که مقدار این کشش منفی است و یک درصد افزایش در متغیر بعد خانوار، سطح رفاه سن را ۰/۶۱ درصد و سطح رفاه اتکینسون را به ازای θ برابر ۰/۲ و ۰/۱ به ترتیب ۰/۵۵ و ۰/۶۲ درصد کاهش می‌دهد. اثر نهایی این متغیر نشان دهنده‌ی این است که یک واحد تغییر در این متغیر (افزوده شدن یک نفر به تعداد اعضای خانوار)، سطح رفاه سن را به میزان ۳۰۹۲۸۹۶ واحد و سطح رفاه اتکینسون را به ازای θ برابر ۰/۲ و ۰/۱ به ترتیب ۱۲۹۲۸۰ و ۸۲۹۰۳۹ واحد کاهش می‌دهد.

کشش متغیر درآمد خانوار برای سه مدل به ترتیب برابر است با ۰/۳۶، ۰/۳۷ و ۰/۴۲ که نشان می‌دهد یک درصد افزایش در متغیر درآمد خانوار، سطح رفاه را به ترتیب به اندازه ۰/۳۶، ۰/۳۷ و ۰/۴۲ درصد افزایش می‌دهد. همچنین اثر نهایی این متغیر نشان می‌دهد که یک واحد (یک ریال) افزایش در مقدار درآمد خانوار، سطح رفاه را به ترتیب به اندازه ۰/۰۹، ۰/۰۰۴ و ۰/۰۳ واحد افزایش می‌دهد.

کشش متغیر تعداد سال‌های تحصیل سرپرست خانوار برای سه مدل به ترتیب برابر است با ۰/۳۵، ۰/۲۷ و ۰/۳۱ که نشان می‌دهد یک درصد افزایش در این متغیر، سطح رفاه را به اندازه ۰/۳۵، ۰/۲۷ و ۰/۳۱ درصد افزایش می‌دهد. همچنین اثر نهایی این متغیر نشان می‌دهد که یک واحد (یک سال تحصیلی) افزایش در تعداد سال‌های تحصیل سرپرست خانوار، سطح رفاه را به اندازه ۹۴۴۵۳۷، ۳۳۶۱۳ و ۲۱۲۶۲۴ واحد افزایش می‌دهد.

کشش متغیر سن سرپرست خانوار برای سه مدل به ترتیب برابر است با ۰/۴۵، ۰/۱۹ و ۰/۲ است که نشان می‌دهد یک درصد افزایش در این متغیر، سطح رفاه را به اندازه ۰/۴۵، ۰/۱۹ و ۰/۲ درصد افزایش می‌دهد. همچنین اثر نهایی این متغیر نشان می‌دهد که یک واحد (یک سال) افزایش سن سرپرست خانوار، سطح رفاه را به اندازه ۱۷۵۹۴۳، ۳۴۴۷ و ۲۰۹۷۰ واحد افزایش می‌دهد.

۷-نتیجه‌گیری

در این تحقیق اثر نوع تصرف مسکن بر سطح رفاه خانوارها در استان اصفهان برای سال ۱۳۸۸ مورد بررسی قرار گرفته است. در این راستا پس از مرور مبانی نظری مرتبط با موضوع، مطالعات قبلی انجام شده در این زمینه بیان گردید. سپس با استفاده از مدل راپاپورت، رابطه‌ی بین سطح رفاه و سایر متغیرها نظیر بعد خانوار، جنس سرپرست خانوار، نوع تصرف مسکن، سن سرپرست خانوار، تعداد سال‌های تحصیل سرپرست خانوار، درآمد خصوصی و درآمد خانوار، بررسی شد. فرضیه‌ی تحقیق، "وجود رابطه‌ی مثبت بین افزایش سهم مسکن ملکی و افزایش سطح رفاه در استان اصفهان" است. برای تخمین مدل، روش حداقل مربعات تعمیم یافته مورد استفاده قرار گرفت.

نتایج تخمین تابع رفاه سن برای مقدار β=۱ حاکی از این است که متغیر بعد خانوار اثر منفی و معنادار و متغیرهای سن سرپرست خانوار، تعداد سال‌های تحصیل سرپرست خانوار و لگاریتم درآمد خانوار اثر مثبت و معناداری بر سطح رفاه دارند. متغیر های مسکن، درآمدخصوصی و جنس سرپرست خانوار اثر مثبت و غیرمعناداری بر سطح رفاه دارند.

نتایج تخمین تابع رفاه اتکینسون برای مقادیر θ برابر ۰/۱ و ۰/۲، حاکی از آن است که متغیر بعد خانوار اثر منفی و معنادار و متغیرهای جنس سرپرست خانوار، مسکن، تعداد سال‌های تحصیل سرپرست خانوار و لگاریتم درآمد خانوار اثر مثبت و معناداری بر سطح رفاه دارند. متغیرهای سن سرپرست خانوار و درآمد خصوصی اثر مثبت و غیر معناداری بر سطح رفاه دارند. نتایج برآورد این دو مدل نشان می‌دهد که معنی‌داری متغیرهای دو مدل یکسان است و در هر دو مدل متغیر نوع تصرف مسکن، اثر مثبت و معناداری بر سطح رفاه دارد. همچنین با کاهش مقدار پارامتر θ به جزء ضریب متغیر درآمدخصوصی، سایر ضرایب مدل افزایش یافته است.

برآورد مدل اتکینسون برای هر دو مقدار θ نشان می‌دهد که ضریب متغیر جنس‌سرپرست خانوار بیشترین و ضریب متغیر سن سرپرست خانوار کمترین مقدار در میان ضرایب مدل است. پس از متغیر جنس سرپرست خانوار، متغیرهای لگاریتم درآمد خانوار، بعد خانوار و نوع تصرف مسکن به ترتیب بیشترین اثر را بر سطح رفاه دارند.

نتایج مدل اتکینسون برای هر دو مقدار θ و تفاوت آن با مدل سن برای β برابر یک، نشان می‌دهد که متغیرهای جنس سرپرست خانوار و متغیر نوع تصرف مسکن برای تابع اتکینسون در

سطح ۹۵٪ معنادار و این متغیرها برای تابع سن، تنها در سطح ۹۰٪ معنادارند. همچنین متغیرهای بعد خانوار، تعداد سال‌های تحصیل سرپرست خانوار و لگاریتم درآمد خانوار در هر دو مدل سن و اتکینسون معنادارند.

۸-پیشنهادهای سیاستی

بر اساس نتایج ارائه شده در این بخش، شاید در ذهن این ایده شکل بگیرد که دولت‌ها باید بیشتر به افزایش درآمد سرانه اهمیت دهند؛ اما باید توجه داشت، همان طور که از فرمول تابع رفاه اجتماعی سن و اتکینسون مشخص است، بهبود همزمان درآمد سرانه و شاخص نابرابری درآمد، باعث افزایش سطح رفاه اجتماعی می‌شود. از این رو اجرای سیاست‌های اقتصادی از جمله سیاست‌های مالیاتی و یارانه‌ای که موجب کاهش نابرابری درآمدها شود نیز می‌تواند سطح رفاه را افزایش دهد.

با توجه به نتایج مدل و با عنایت به اینکه نوع تصرف مسکن اثر مهمی بر سطح رفاه خانوارها دارد و همچنین به دلیل شرایط هرم سنی جمعیت کشور که اکثراً قشر جوان می‌باشد و این‌که اثر انفجار جمعیت دهه ۶۰ در این سال‌ها به مرحله تشکیل خانواده رسیده است و تقاضای مسکن را به صورت فزاینده و مستقل افزایش می‌دهد؛ از این رو دولت به منظور افزایش سطح رفاه اجتماعی می‌بایست سیاست‌هایی را به مرحله اجرا در آورد که موجب افزایش سهم مسکن ملکی و خانه دار شدن تعداد بیشتری از خانوارها به ویژه خانوارهای کم درآمد و جوانان شود. این موضوع در قانون برنامه پنجم توسعه نیز تصویب شده است و جهت‌گیری سیاست‌ها را به سمت تشویق مسکن ملکی تغییر داده است؛ اما برای تحقق آن، سیاست‌های درون بخشی از جمله مدیریت عرضه و تقاضای مسکن، برقراری ثبات بلند مدت در بازار مسکن و جلوگیری از شکل‌گیری حباب‌ها و سیاست‌های برون بخشی نظیر جلوگیری از نقل و انتقال شدید منابع و سرمایه‌ها بین بخش مسکن و سایر بخش‌ها و تقویت بازار سرمایه و دارایی‌ها، ضرورتی اجتناب ناپذیر است.

با توجه به این که متغیر بعد خانوار اثر منفی بر سطح رفاه می‌گذارد، بنابراین دولت از طریق تداوم سیاست‌های کنترل جمعیت، می‌تواند سطح رفاه بالاتری را برای خانوارها ایجاد کند.

آن گونه که از نتایج بر می‌آید، متغیر تعداد سال‌های تحصیل سرپرست خانوار اثری مثبت بر سطح رفاه خانوارها می‌گذارد. این اثر می‌تواند بازگو کننده دو پیام مهم باشد: اول این که دولت نباید اهمیت حمایت‌های ویژه از گروه‌های کم درآمد برای دستیابی فرزندان آن‌ها (سرپرستان

آینده) به تحصیلات دانشگاهی را نادیده بگیرد و دوم این که افزایش سطح تحصیلات می‌تواند به عنوان اهرمی بسیار مفید در جهت افزایش سطح رفاه خانوارها عمل کند. این گونه به نظر می‌رسد که دولت باید ضمن تشویق و ترغیب علم آموزی در بین افراد جامعه به حمایت از قشرهای کمتر تحصیل کرده بپردازد تا آن‌ها نیز به سطح رفاه قابل قبولی دست یابند. از این رو تقویت سرمایه‌انسانی، دسترسی به سطح رفاه بالاتر را به ویژه برای فقرا میسر می‌سازد.

۹- منابع و ماخذ

۱. استانداری ناحیه دو اصفهان. هزینه درآمد خانوار؛ سال ۱۳۸۸.

۲. بیدرام، رسول. (۱۳۸۱). **Eviews** همگام با اقتصاد سنجی. تهران:انتشارات منشور بهره-وری.

۳. ترابی، تقی و حسین کاوند و فریده باقری. (۱۳۸۸). ساختار نابرابری در اقتصاد ایران. رفاه اجتماعی، ۹ (۳۳): ۲۶-۷.

۴. صادقی، حسین و عباس عصاری و ارشک مسائلی. (۱۳۸۹). رویکردی نو به برآورد شاخص رفاه در ایران با استفاده از منطق فازی طی سال های ۱۳۸۵-۱۳۵۳. پژوهشهای اقتصادی، ۱۰(۳): ۱۶۶-۱۴۳.

۵. صیاد زاده، علی و سید محمد مهدی احمدی. (۱۳۸۵). بررسی تابع رفاه اجتماعی آمارتیاسن در ایران: یک تحلیل نظری و تجربی. نامه‌ی اقتصادی، (۲): ۱۳۸-۱۲۳.

۶. قلی زاده، علی اکبر. (۱۳۸۷). نظریه قیمت مسکن در ایران: به زبان ساده. همدان: انتشارات نورعلم.

۷. قلی زاده، علی اکبر. (۱۳۸۸). اقتصاد مسکن: مبانی نظری و کاربردی. جزوه درسی کارشناسی ارشد دانشگاه بوعلی سینا همدان

۸. Bernardi, F. & T. Poggio. (2002). Home Ownership and Social Inequality in Italy. Paper prepared for the ISA RC 28 Meeting, Oxford

۹. Castles, F. & G.M. Ferrera. (1996).Home Ownership and the Welfare State: Is Southern Europe Different?. South European Society and Politics, 1(2): 163-185.

۱۰. Conley, D. & B. Gifford. (2006). Home Ownership, Social Insurance and the Welfare State. Sociological forum, 21(1): 55-82.

۱۱. Rapaport, C. (1997). Housing Demand and Community Choice: An Empirical Analysis. Journal of Urban Economics, 42: 243-260.