بررسی اثرات شوک مسکن بر روی پویایی‌های درآمدی در ایران: کاربردی از داده‌های شبه‌پانل

سید عزیز آرمن[1]، بتول آذری بنی[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۲/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۰/۰۲

چکیده

نوسانات قیمت مسکن در سال‌های اخیر در ایران همواره یکی از موضوعات مهم اقتصادی بوده است که تغییرات آن بر روی رفاه اقتصادی خانوارها طی دوران زندگی اثر می‌گذارد. در این مطالعه اثرات شوک مسکن بر روی پویایی‌های درآمدی نسل‌های سنی مختلف مورد بررسی قرار می‌گیرد. جهت بررسی این پدیده نوعی الگوی داده‌سازی نسلی طراحی‌شده است. در الگوی طراحی شده، با ترکیب داده‌های مقطعی بودجه خانوار نسل‌هایی از خانوارها طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۴ مورد ردیابی قرار می‌گیرند. در این پژوهش سعی شده، تا جهت روشن شدن مطالب مورد بررسی نتایج در چهار مرحله بدون شوک و شوک ۵، ۱۰ و ۱۵ درصد گزارش شود. نتایج پژوهش نشان می‌دهد وقوع شوک کوچک در سال ۱۳۸۶ باعث شده است تا درآمد متوسط خانوارها در آن سال و سال‌های بعدی نسبت به حالت قبل از رخ دادن شوک کاهش یابد. در حالیکه وقوع یک شوک بزرگ (۱۵٪) باعث کاهش درآمد متوسط خانوارها به میزان زیادی شده است. این حالت می‌تواند به این معنا باشد که در صورت وقوع شوک بزرگ خانوارهای آسیب پذیر به سختی قادر به ترمیم درآمد کاهش یافته هستند در حالیکه در یک شوک کوچک امکان ترمیم بیشتر است.

واژه‌های کلیدی: شوک مسکن، پویایی درآمد، رویکرد شبه‌پانل.

طبقه‌بندی JEL: D31, I32.

---

۱ . استاد گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز Email:Saarman2@yahoo.com

۲ . دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز (نویسنده مسئول)، Email:bazari@rocketmail.com

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]

[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

۱. مقدمه

بخش مسکن به عنوان یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی هم در سبد هزینه‌ی خانوار و هم در تولید ناخالص داخلی و تغییرات شاخص‌های کلان اقتصادی همچون رشد اقتصادی و اشتغال و غیره از اهمیت غیرقابل‌انکاری برخوردار است.

در تمامی اقتصادهای دنیا اعم از اقتصادهای پیشرفته و در حال توسعه، مسکن بخش اعظمی از ثروت خانوار را تشکیل می‌دهد. در این صورت اثرات شوک مسکن دارای آثار معنی‌داری بر سطح مخارج مصرفی، درآمد و رفاه خانوار است (خسروی‌نژاد و فتحی، ۱۳۹۱).

در این راستا در ایران درصد بالایی از درآمد و مخارج مصرفی خانوارهای شهری به مسکن اختصاص داده می‌شود. به عنوان مثال در خلال سال‌های ۵۴-۱۳۴۸، حدود ۱۸ درصد و در سال ۱۳۵۶ و ۱۳۷۹، ۲۹ و ۳۱ درصد از هزینه‌های ماهانه یک خانوار شهری صرف مسکن شده است (بانک مرکزی، اداره آمار اقتصادی، دایره شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در سال‌های مختلف).

طی سال‌های اخیر، شوک و جهش قیمت مسکن در سال ۱۳۸۶ بسیار شدید بوده است (قلی‌زاده و بختیاری‌پور، ۱۳۹۱). آنچه به نظر می‌رسد این است که اثرات اقتصادی شوک و جهش قیمت مسکن بر روی رفاه خانوارها دارای ابعاد بسیار گسترده‌ای است، که در خور مطالعات ویژه‌ای است.

با توجه به اینکه در سال‌های اخیر، تغییر و جهش قیمت مسکن و تغییرات رفاه خانوارها به‌صورت مشترک و همزمان مشاهده‌شده است، این سؤال مطرح می‌شود که تا چه اندازه شوک مسکن بر روی رفاه و درآمد متوسط خانوارها اثر گذاشته است. به همین منظور، در این مطالعه سعی شده تا با ایجاد یک مدل فرضی اثرات شوک مسکن طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۴ بر روی درآمد متوسط مدل‌سازی شود.

برای اندازه‌گیری این پدیده به داده‌های پانلی بلندمدت نیاز است، اما در بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه، کمبود داده‌های پانلی که در آن، افراد به‌طور خاص در طول

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

زمان ردیابی شوند، وجود دارد. به همین علت، دیتون[1] در سال ۱۹۸۵ پیشنهاد کرد که در صورت عدم دسترسی به داده‌های پانلی می‌توان با استفاده از داده‌های مقطعی تکرار شده، داده‌های شبه‌پانل را ایجاد کرد. به همین منظور، در این مدل سعی شده است تا با استفاده از رویکرد شبه‌پانل و به کارگیری داده‌های مخارج خانوارهای شهری ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۶ اثرات شوک مسکن بر روی پویایی‌های مخارج خانوارهای شهری مورد بررسی قرار گیرد.

در این راستا این مقاله در پنج بخش سازمان‌دهی شده است. در بخش دوم و سوم مبانی نظری و پیشینه تحقیق بررسی می‌شود. در بخش چهارم داده‌های پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرند. بخش پنجم روش‌شناسی تحقیق را که یکی از مباحث جالب در حوزه اقتصادسنجی است، بررسی می‌کند. و در خاتمه نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پژوهش بیان می‌شود.

۲. مبانی نظری

۲-۱. بررسی مفهوم شوک (حباب) مسکن

تشخیص وجود شوک (حباب) قیمتی در بازارهای مختلف، یکی از مباحث جدید در حیطه اقتصاد شهری و مدیریت شهری به شمار می‌رود. در دهه‌های اخیر، شوک‌ها (حباب‌ه)ا پدیده‌های شناخته شده‌ای در بازار مسکن به شمار می‌روند که در مورد عملکرد و متغیرهای متاثر بر آن اتفاق نظر وجود ندارد. اقتصاددانان تعاریف مختلفی از شوک (حباب) قیمت ارائه داده‌اندکه رایج‌ترین تعریف این است که شوک (حباب) قیمت مسکن زمانی اتفاق می‌افتد که افزایش قیمت مسکن توسط مفاهیم بنیادین اقتصاد کلان و عوامل مهم بازار مسکن توجیه نمی‌شود. در کل شوک قیمت مسکن را می‌توان افزایش شدید و یکباره قیمت مسکن تعریف کرد که در اثر آن افزایش قیمت در آینده نیز انتظار می‌رود و بیشتر سبب ایجاد زیان‌های اقتصادی و مالی می‌شود. معمولاً در بررسی مبانی نظری و

1..Deaton

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

تعریف شوک بیشتر دانشمندان بر چند مفهوم مهم و کلیدی از جمله: افزایش سریع قیمت‌ها، انتظارات غیر واقعی از افزایش قیمت‌ها درآینده، انحراف قیمت از ارزش بنیادی بازار مسکن تمرکز می‌کنند (قلی‌زاده، ۱۳۸۹).

۲-۲. پویایی‌های درآمدی در حالت ایستا و پویا

اولین جرقه‌های استفاده از داده‌های نسلی برای اولین بار توسط دیتون[1] در سال ۱۹۸۵ مطرح شد. او معتقد بود که در بیشتر کشورها داده‌های پانلی وجود ندارد یا بسیار کم است، اما مجموعه‌ای از داده‌های مقطعی موجود می‌باشند. به همین خاطر او بیان کرد که می‌توان با استفاده از بررسی‌های مقطعی تکرار شده داده‌های نسلی را ایجاد کرد. بر اساس دیدگاه دیتون داده‌های نسلی، نسل‌هایی را بر اساس بررسی‌های مقطعی تکرار شده فراهم می‌کنند. بر اساس پیشنهاد دیتون در سال ۱۹۸۵ در رابطه با ایجاد رویکرد نسلی ابتدا مدل خطی ساده‌ی زیر را که به صورت ایستا است در نظر بگیرید:

$$y_{it} = \acute{x}_{it}\beta + \mu_i + v_{it} \qquad (۱)$$

در تابع بالا اندیس i افراد مشاهده شده در طول زمان را نشان می‌دهد، $\acute{x}_{it}$ نشان‌دهنده‌ی متغیرهای توضیحی است، μ_i نشان دهنده‌ی اثرات ثابت فردی بوده و v_{it} جزء خطا و y_{it} متغیر درآمد می‌باشد. اگر بر اساس رویکرد شبه ترکیبی، نسل c به عنوان مجموعه‌ای از افراد که درون هر نسل طبقه‌بندی شده‌اند تعریف شوند و سپس از افراد مشاهده شده در طول زمان متوسط گیری شود معادله‌ی بالا به صورت زیر درمی‌آید:

$$\bar{y}_{ct} = \bar{\acute{x}}_{ct}\beta + \bar{\mu}_{ct} + \bar{v}_{ct} \qquad (۲)$$

معادله‌ی اصلی حاوی اثرات ثابت است که در معادله‌ی بعدی این اثرات در سطح نسل مطرح می‌شود. البته اثرات ثابت در طول زمان متغیر بوده و ثابت نیستند، این حالت به این دلیل رخ می‌دهد که از تعداد متفاوتی از افراد که درون نسل c در زمان t قرار دارند میانگین‌گیری می‌شود. این امر منجر به ایجاد همبستگی بین پارامتر اثرات ثابت و متغیر توضیحی می‌شود که نتیجه‌ی آن تخمین‌های غیر ثابت خواهد بود. برای رفع این مشکل

1. Angus Deaton

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

دیتون فرضیه‌ای را مطرح می‌کند که اگر تعداد مشاهدات در هر نسل افزایش یابد در این صورت می‌توان نوشت که $\bar{\mu}_c$ تقریب خوبی از $\bar{\mu}_{ct}$ است در این صورت معادله به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\bar{y}_{ct} = \acute{\bar{x}}_{ct}\beta + \bar{\mu}_c + \bar{v}_{ct} \qquad (۳)$$

مدل بالا رویکرد نسلی را به صورت ایستا مورد بررسی قرار می‌دهد.

اما اخیراً محققین به دنبال بررسی مدل‌های پویا با لحاظ متغیرهای تاخیری با استفاده از رویکرد نسلی بودند. در سال ۱۹۹۳ موفیت[1] با گسترش کار دیتون مدلی پویا ارائه داد که به صورت زیر بود:

$$y_{i(t),t} = \beta y_{i(t),t-1} + \acute{x}_{i(t),t}\gamma + \acute{z}_{i(t),t}\delta + u_{i(t),t} \qquad (۴)$$

در تابع بالا $y_{i(t),t}$ مقادیر مشاهده شده از متغیرهای درون‌زا برای افراد i در زمان t را نشان می‌دهد، متغیر $y_{i(t),t-1}$ مقادیر تاخیری از متغیرهای درون‌زا می‌باشد. $\acute{x}_{i(t),t}$ متغیر اکیداً برون‌زایی است که در طی زمان تغییر می‌کند، $u_{i(t),t}$ جزء خطا بوده و $\acute{z}_{i(t),t}$ مجموعه‌ای از متغیرهایی را نشان می‌دهد که در طول زمان ثابتند. پارامتر t نشان دهنده‌ی زمان بوده که دامنه‌ی آن $t = 1,...,T$ است و $i(t) = 1,..., N$ تعداد افراد بررسی شده در طی زمان را نشان می‌دهد. موفیت سعی کرد که با استفاده از روش 2SLS یک تخمین زننده‌ی سازگار برای پارامترها ارائه دهد. از طرفی او مقدار متغیر $y_{i(t),t-1}$ را با مقدار مشاهده شده‌ی آن در زمان t-1 جایگزین کرد:

$$y_{i(t-1),t-1} = \acute{w}_{i(t-1),t-1}\theta_1 + \acute{z}_{i(t-1),t-1}\theta_2 + w_{i(t-1),t-1} \qquad (۵)$$

تابع بالا نشان‌دهنده‌ی یک مدل پویا با لحاظ متغیرهای تاخیری است.

کلادو[2] در سال ۱۹۹۸ با گسترش کار دیتون و الگو برداری از مدل پویای مفیت که در سال ۱۹۹۳ ارائه شده بود رویکرد نسلی را مورد بررسی قرار داد. او در مدل خود اثرات فردی را نیز اضافه کرد:

1. Moffitt
2. Collado

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

$$y_{i(t),t} = \beta y_{i(t),t-1} + \acute{x}_{i(t),t}\gamma + \delta_i + u_{i(t),t} \qquad (۶)$$
$$u_{i(t),t} \sim iid(o, \sigma^2) \qquad \delta_i \sim iid(o, \sigma_\delta^2)$$

در تابع بالا $y_{i(t),t}$ متغیری وابسته برای افراد i در زمان t است و $\acute{x}_{i(t),t}$ مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی را نشان می‌دهد، δ_i نشان دهنده‌ی اثرات ثابت فردی بوده و $u_{i(t),t}$ جزء خطا است. کلادو فرض کرد که در تمامی دوره‌ها $E(x_{it}\, v_{is}) = 0$ است و s اثرات فردی را نشان می‌دهد که به طور بالقوه با همه‌ی متغیرهای توضیحی در مدل مرتبط‌اند. چنانچه بر اساس رویکرد نسلی، نسل c به عنوان مجموعه‌ای از افراد که درون هر نسل طبقه بندی شده‌اند تعریف شود و اگر فرض شود که خطای اندازه‌گیری در متغیرها وجود ندارد در این صورت مدل به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$y^*_{c(t),t} = \beta y^*_{c(t),t-1} + \acute{x}^*_{c(t),t}\gamma + \delta^*_c + u^*_{c(t),t} \qquad (۷)$$
$$u^*_{c(t),t} \sim iid(o, \sigma^2) \qquad \delta^*_c \sim iid\left(o, \sigma^2_{\delta^*}\right)$$

در تابع بالا $c = 1, \ldots, C$ و $t = 2, \ldots, T$ است. اگر در تابع بالا خطای اندازه‌گیری در متغیرها لحاظ شود در این صورت متغیرها به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$y_{c(t),t} = y^*_{c(t),t} + \zeta_{c(t),t} \qquad (۸)$$
$$x_{c(t),t} = x^*_{c(t),t} + \eta_{c(t),t}$$

در تابع بالا متغیر $y^*_{c(t),t-1}$ در زمان t قابلیت مشاهده شدن را از دست می‌دهد به همین خاطر در صورتی که دوره‌ی زمانی به یک دوره عقب‌تر برگردانده شود تابع به صورت زیر درمی‌آید:

$$\bar{y}_{c(t),t} = \beta \bar{y}_{c(t-1),t-1} + \acute{\bar{x}}^*_{c(t),t}\gamma + \delta^*_c + \varepsilon_{c(t),t} \qquad (۹)$$
$$\varepsilon_{c(t),t} = u^*_{c(t),t} + \zeta_{c(t),t} - \beta\zeta_{c(t-1),t} - \acute{\eta}_{c(t),t}\beta$$

تابع بالا مدل نسلی پویا[1] را نشان می‌دهد. کلادو برای تخمین پارامترها از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده کرد. از طرفی کلادو در این مدل تمامی پارامترهای درون نسلی را به صورت همگن فرض کرد.

1. Dynamic pseudo-panel

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

مکنزی[1] در سال ۲۰۰۴ مدل نسلی پویا را با لحاظ نمودن ناهمگنی پارامترهای درون نسلی گسترش داد. روند ایجاد داده‌ها برای افراد i در نسل c به صورت زیر است:

$$y_{i(t),t} = \alpha_{i(t)} + \beta_c y_{i(t),t-1} + \acute{x}_{i(t),t}\gamma_c + u_{i(t),t} \qquad (۱۰)$$

$$\alpha_{i(t)} = \alpha_c + \omega_{i(t)}$$

$\acute{x}_{i(t),t}$ مجموعه‌ای از متغیرهای تصادفی است، $\alpha_{i(t)}$ اثرات مخصوص فردی می‌باشد که فرض شده است در طول توزیع تصادفی است. اگر از افراد nc در نسل c میانگین‌گیری کنیم در این صورت تابع به صورت زیر درمی‌آید:

$$\bar{y}_{c(t),t} = \alpha_c + \beta_c \bar{y}_{c(t),t-1} + \bar{\omega}_{c(t)} + \bar{u}_{c(t),t}\ \alpha_{i(t)} = \alpha_c + \omega_{i(t)} \qquad (۱۱)$$

با توجه به اینکه متغیر $\bar{y}_{c(t),t-1}$ قابلیت مشاهده شدن ندارد در این صورت، متغیر $\bar{y}_{c(t-1),t-1}$ جایگزین می‌شود و تابع رگرسیونی به صورت زیر درمی‌آید:

$$\bar{y}_{c(t),t} = \alpha_c + \beta_c \bar{y}_{c(t-1),t-1} + \varepsilon_{c(t),t} \qquad (۱۲)$$

$$\varepsilon_{c(t),t} = \beta_c\left[\bar{y}_{c(t),t-1} - \bar{y}_{c(t-1),t-1}\right] + \bar{\omega}_{c(t)} + \bar{u}_{c(t),t}$$

رابطه‌ی بالا مدل نسلی پویا را در حالتی که ناهمگنی بین پارامترها در یک نسل لحاظ شده است، را نشان می‌دهد. مکنزی همچنین بیان کرد که می‌توان از روش حداقل مربعات معمولی و روش تخمین زننده‌های ابزاری نیز برای تخمین تابع استفاده کرد.

وربک و ولا[2] (۲۰۰۵) شرایط لازم برای تخمین مدل‌های خطی پویا و هم چنین شرایط اصلی شناسایی برآوردگرها را با استفاده از داده‌های مقطعی متوالی مورد بررسی قرار داده‌اند. به اعتقاد آنها از آنجائیکه گروه‌بندی داده‌ها به منظور تولید داده‌های نسلی یکی از موارد کاربرد متغیرهای ابزاری است، شناسایی مستلزم تامین شرط‌های استاندارد متغیرهای ابزاری است. آنها همچنین نشان داده‌اند که برآوردگرهای مورد استفاده از موفیت[3] (۱۹۹۳) ناسازگار است. مگر اینکه شرایط قوی بر متغیرهای برون‌زا تحمیل شود زیرا سازگاری برآوردگرهای حداقل مربعات ایجاب می‌کند که خطای مدل، $\varepsilon_{i(t),t}$، با درآمدهای

1. Mckenzie
2. Verbeek and Vella
3. Moffitt

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

وقفه‌ای پیش‌بینی شده، $\hat{y}_{i(t),t-1}$ همبسته نباشد و ضمناً خطای پیش‌بینی، $y_{i(t),t-1} - \hat{y}_{i(t),t-1}$، نیز با رگرسورهای برون‌زا همبستگی نداشته باشد.. در حالیکه فرض اول تحت فروض معمول متغیرهای ابزاری ممکن است دفاع شود. این امر امکان وجود اثرات نسلی در متغیرهای غیرقابل مشاهده را منتفی می‌کند که برای تحلیل‌های تجربی کاملاً واقعی و محدود کننده است. همچنین آنها فرض دوم را نیز در صورت حضور رگرسورهای برون‌زا که در طول زمان تغییر می‌کنند را نامناسب می‌دانند. لذا برای سازگاری باید شرایط قوی بر متغیرهای برون‌زا تحمیل شود. از جمله اینکه متغیرهای برون‌زا یا در طول زمان ثابت باشند یا اینکه خود همبستگی وجود نداشته باشد.

۲-۳. اثرات شوک مسکن بر پویایی‌های درآمدی سرپرست خانوار

طی دهه‌های اخیر بخش مسکن در ایران از نوسانات زیادی برخوردار بوده که به تبع زیان‌های گسترده‌ای بر بنگاه‌های تولید کننده مسکن، عملکرد سایر بخش‌های اقتصادی، نظام بانکی و رفاه خانوار به جا گذاشته است. نوسانات قیمت مسکن یکی از چالش‌های اساسی اقتصاد کشور بوده است (قلی‌زاده و بختیاری‌پور، ۱۳۹۱).

مسکن به عنوان کالای ناهمگن، بادوام و غیر منقول سهم اعظمی از بودجه خانوارها را به خود اختصاص داده است. خرید یک واحد مسکونی از آرزوهای هر سرپرست خانوار است و سهم بالایی از ثروت خانوار را تشکیل می‌دهد. به همین سبب به نظر می‌رسد افزایش قیمت مسکن باعث کاهش تروث واقعی یک خانوار می‌شود؛ به این صورت که هر خانوار جهت خرید یک واحد مسکونی نیاز به درآمد و پس انداز بیشتری دارد، در حالی که در شرایط نرمال که افزایش اندکی در قیمت مسکن ملاحظه می‌شود نیاز به پس‌انداز و درآمد کمتر است. بنابراین می‌توان گفت که افزایش قیمت مسکن سبب کاهش قدرت خرید واقعی خانوارها می‌شود و بر روی عملکرد آنها تاثیر منفی دارد.

همچنین به نظر می‌رسد تغییرات قیمت ساختمان موجب تغییر درآمد اجاره در بازار مسکن اجاره‌ای می‌شود. تدوین مقررات در بازار مسکن اجاره‌ای موجب افزایش اجاره‌ها می‌شود. افزایش درآمد اجاره‌ای برای موجران اثر منفی کاهش درآمد از سوی مستاجران

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

را خنثی می‌سازد. البته ناگفته نماند که با فرض بالاتر بودن میل‌نهایی مصرف درآمد اجاره از سوی موجران، انتظار بر آن است که اثر کلی درآمد منفی باشد (قلی‌زاده و کمیاب، ۱۳).

۳. پیشینه تحقیق

در ابتدا، موضوع حباب قیمت توسط شیلر در سال ۱۹۸۱ در مورد بورس ارواق‌بهادار صورت گرفت. و پس از آن دامنه‌ی مطالعات به نظریه‌ی شکل‌گیری حباب قیمت در سایر دارایی‌ها گسترش پیدا کرد. در این راستا سعی شده است تا در این زمینه مطالعات انجام شده مورد بررسی قرار گیرد.

گالین (۲۰۰۳) با استفاده از روش بوت استرپ به بررسی رابطه بلندمدت بین قیمت مسکن و درآمد پرداخته است. گزاره‌ای که قیمت‌های مسکن نمیتواند ادامه یابد تا منجر به فراتر شدن رشد درآمد خانوارها شود، در میان بسیاری از ناظران بازار مسکن عقلایی است. بسیاری از مطالعات در این زمینه استدلال می‌کند که قیمت مسکن و درآمد خانوارها با یکدیگر هم‌پوشانی دارند. در این مقاله گالین نشان داده است که داده‌های مورد مطالعه از این دیدگاه پیروی نمی‌کنند.

ژی وانگ و گینگ هوا ژنگ[1] (۲۰۱۴) در چین در سال‌های ۲۰۰۲ و ۲۰۰۸ رابطه‌ی بین افزایش قیمت مسکن و درآمد دستمزد، جمعیت و هزینه ساخت و ساز را مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان می‌داد که بین قیمت مسکن و درآمد دستمزد و هزینه ساخت و ساز رابطه‌ی معناداری وجود دارد.

بیلسما و موکینگ (۲۰۱۷) به بررسی اثرات شوک قیمت مسکن بر پس‌انداز در طی دوره ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۳ پرداختند. (MPS) از دارایی‌های مسکن در کوتاه مدت بین ۰ و۰/۰۵ است، در حالی که در طولانی آن از ۰/۱۳رسیده است. نتایج نشان می‌دهد اثر شوک مسکن در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت تاثیر بیشتری بر پس‌انداز دارد.

1. Zhi Wang , Qinghua Zhang

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

برگر و گوریر (۲۰۱۷) به بررسی ارتباط بین مخارج مصرفی و قیمت مسکن پرداختند. کارهای تجربی اخیر نشان می‌دهد که پاسخ‌های مصرف به حرکات قیمت خانه زیاد است. فرضیه درآمد، استدلال می‌کند که پاسخ مصرف باید کوچک باشد. در این مقاله نشان داده شد که بر خلاف این دیدگاه، مدل‌های مصرف با واقعا پاسخ‌های زیادی را پیش بینی می‌کند. از طرفی آنها نشان دادند که پاسخ مصرف به خانه دائمی است.

۴. بررسی داده‌های پژوهش

۴-۱. رویکرد نسلی

به منظور تخمین اثرات شوک مسکن بر روی پویایی درآمدی از رویکرد شبه‌پانل پویا استفاده شده است. تجزیه و تحلیل بر اساس رویکرد شبه‌پانل پویا یکی از موضوعات جدید و کاربردی در اقتصاد سنجی است. بر اساس این دیدگاه برای تخمین روابط اقتصادی می‌توان از مقادیر میانگین متغیر نسل‌ها استفاده کرد. در این حالت داده‌های شبه‌پانل، پانلی از افراد یا خانوارهای مختلف را درون یک نسل مورد بررسی قرار می‌دهند. در واقع هر نسل یک سری زمانی از میانگین متغیر مشاهدات (خانوارها یا افراد) را در طی زمان دنبال می‌کند. هر نسل می‌تواند بر اساس یک پانل از چند ویژگی از خانوار ساخته شود به طور مثال ویژگی سن، تحصیل، شغل و از این قبیل. استفاده از داده‌های شبه‌پانل در بسیاری از کشورها خصوصاً در کشورهای در حال توسعه که داده‌های پانلی موجود نیست، مرسوم است. در این مقاله جهت تخمین اثرات شوک مسکن بر روی پویایی درآمدی نسل‌هایی بر اساس ویژگی سنی سرپرست خانوار ساخته شده است. با مطالعه‌ی مشاهدات مقطعی متوالی، داده‌های شبه‌پانل به منظور مطالعه‌ی پویایی تغییرات درآمدی مناسب‌تر می‌باشند. به طور کلی باید گفت داده‌های شبه‌پانل در صورت عدم دسترسی به داده‌های پانلی تحلیل‌های تجربی عمیق‌تری را فراهم می‌سازند. در این مقاله جهت تخمین اثرات شوک مسکن بر روی پویایی درآمدی نسل‌هایی بر اساس ویژگی سنی سرپرست خانوار ساخته شده است. به دلیل محدودیت‌های موجود، نمونه‌ی مورد نظر محدود به خانوارهایی

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

می‌باشد که سن متوسط سرپرست خانوار ۲۱ تا ۳۹ سال است. علت اینکه بازه‌ی سنی بین ۲۱ تا ۳۹ سال انتخاب شده، این است که در بین بازه‌ی سنی ۱۵ تا ۲۰ سال تعداد مشاهدات کافی نبوده است. به همین سبب بازه‌ی سنی بین ۲۱ تا ۳۹ سال اتنخاب شده است. برای ایجاد نسل‌های مورد نظر به صورت پیش فرض فاصله‌ی سنی، سه سال در نظر گرفته شده است. در مرحله‌ی دوم، بر اساس سن متوسط (ویژگی سن که در قسمت بالا بیان شد)، سرپرست خانوارها گروه‌بندی شدند. بر این اساس تعداد هفت نسل ساخته شد. البته ذکر این نکته ضروری است که طی دوره ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۴ روند تغییر قیمت‌ها همسان نیست و استفاده از ارقام به قیمت اسمی گمراه کننده است. برای رفع این مشکل، اطلاعات آماری مورد بحث به قیمت ثابت تبدیل شده است. شاخص‌های قیمت برای مناطق شهری از بانک مرکزی استخراج شده است. اولین نسل مربوط به خانوارهایی است که سال تولد سرپرست خانوار بین ۱۳۵۲-۱۳۵۰ می‌باشد و آخرین نسل مربوط به خانوارهایی است که سال تولد سرپرست خانوار بین ۱۳۶۷-۱۳۶۵ می‌باشد. بر اساس رویکرد شبه‌پانل نسل‌های ساخته شده طی زمان ردیابی می‌شوند. به عنوان مثال در نسل اول سن سرپرست‌های خانوار در سال ۱۳۸۶، بین ۳۴ تا ۳۶ سال است. در رویکرد شبه‌پانل همواره در فاصله‌ی سنی بیان شده سن متوسط سرپرست خانوار در نظر گرفته می‌شود. بر اساس رابطه‌ی (۱۳) به خانوارهای درون این نسل در سال ۱۳۸۶ به طور متوسط سن ۳۵ سال نسبت داده می‌شود. این نسل در سال ۱۳۹۰ دارای متوسط سنی ۳۹ سال است.

$$age= year-cohort-۱ \qquad (۱۳)$$

اگر این نسل درطی زمان ردیابی شود در هر سال یک واحد به متوسط سنی سرپرست خانوار اضافه می‌شود که نشان‌دهنده‌ی پویایی این روند است. آخرین نسل متولدین ۱۳۶۵ تا ۱۳۶۷ هستند. این نسل از سال ۱۳۸۷ شروع شده و در سال ۱۳۹۴ خاتمه می‌یابد. بر اساس رویکرد شبه‌پانل خانه‌های قبل از سال ۱۳۸۷ خالی می‌ماند. علت خالی ماندن این خانه‌ها به این دلیل است که سن متوسط سرپرست خانوار در سال‌های قبل از سال ۱۳۸۷ کمتر از ۲۱

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

سال است که جزء طیف محاسباتی ما نمی‌باشد. به عنوان مثال در سال ۱۳۸۶ سن متوسط سرپرست خانوار ۲۰ سال است (به جدول (۱) مراجعه شود).

جهت اندازه‌گیری اثرات شوک مسکن بر پویایی‌های درآمد از داده‌های هزینه- درآمد خانوارهای شهری طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۶ استفاده شده است. بر این اساس با توجه به جدول (۲) تعداد ۴۷۳۶۷ خانوار مورد بررسی قرار گرفتند که از میان بیشترین و کمترین حجم خانوارهای شهری مربوط به سال ۱۳۹۱ با ۴۱۰۹ مشاهده و سال ۱۳۹۲ با ۶۲۳۲ مشاهده است.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]

[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

جدول ۱. نسل‌های سنی سرپرست خانوار ۲۱ تا ۳۹ سال در طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰

نسل / سال	۱۳۵۰-۱۳۵۲	۱۳۵۳-۱۳۵۵	۱۳۵۶-۱۳۵۸	۱۳۵۹-۱۳۶۱	۱۳۶۲-۱۳۶۴	۱۳۶۵-۱۳۶۷
۱۳۸۶	۳۴-۳۶ (mean=35)	۳۱-۳۳ (mean=32)	۲۸-۳۰ (mean=29)	۲۵-۲۷ (mean=26)	۲۲-۲۴ (mean=23)	
۱۳۸۷	۳۵-۳۷ (mean=36)	۳۲-۳۴ (mean=33)	۲۹-۳۱ (mean=30)	۲۶-۲۸ (mean=27)	۲۳-۲۵ (mean=24)	۲۰-۲۲ (mean=21)
۱۳۸۸	۳۶-۳۸ (mean=37)	۳۳-۳۵ (mean=34)	۳۰-۳۲ (mean=31)	۲۷-۲۹ (mean=28)	۲۴-۲۶ (mean=25)	۲۱-۲۳ (mean=22)
۱۳۸۹	۳۷-۳۹ (mean=38)	۳۴-۳۶ (mean=35)	۳۱-۳۳ (mean=32)	۲۸-۳۰ (mean=29)	۲۵-۲۷ (mean=26)	۲۲-۲۴ (mean=23)
۱۳۹۰	۳۸-۴۰ (mean=39)	۳۵-۳۷ (mean=36)	۳۲-۳۴ (mean=33)	۲۹-۳۱ (mean=30)	۲۶-۲۸ (mean=27)	۲۳-۲۵ (mean=24)
۱۳۹۱		۳۶-۳۸ (mean=37)	۳۳-۳۵ (mean=34)	۳۰-۳۲ (mean=31)	۲۷-۲۹ (mean=28)	۲۴-۲۶ (mean=25)
۱۳۹۲		۳۷-۳۹ (mean=38)	۳۴-۳۶ (mean=35)	۳۱-۳۳ (mean=32)	۲۸-۳۰ (mean=29)	۲۵-۲۷ (mean=26)
۱۳۹۳		۳۸-۴۰ (mean=39)	۳۵-۳۷ (mean=36)	۳۲-۳۴ (mean=33)	۲۹-۳۱ (mean=30)	۲۶-۲۸ (mean=27)
۱۳۹۵			۳۶-۳۹ (mean=37)	۳۳-۳۵ (mean=34)	۳۰-۳۲ (mean=31)	۲۷-۲۹ (mean=28)

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. تعداد مشاهدات در نسل‌های سنی سرپرست خانوار ۲۱ تا ۳۹ سال در طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۴

نسل / سال	۱۳۵۰-۱۳۵۲	۱۳۵۳-۱۳۵۵	۱۳۵۶-۱۳۵۸	۱۳۵۹-۱۳۶۱	۱۳۶۲-۱۳۶۴	۱۳۶۵-۱۳۶۷	مجموع تعداد مشاهدات
۱۳۸۶	۱۱۲۸	۱۰۳۳	۹۳۲	۷۵۵	۲۸۸		۴۱۳۶
۱۳۸۷	۱۵۵۴	۱۳۰۴	۱۲۸۹	۹۵۲	۴۵۲	۱۴۳	۵۶۹۴
۱۳۸۸	۱۴۲۸	۱۳۷۷	۱۲۹۴	۹۲۸	۵۴۵	۱۷۱	۵۷۴۳
۱۳۸۹	۱۴۰۴	۱۲۴۷	۱۱۱۸	۱۰۳۹	۶۰۵	۲۳۷	۵۶۵۰
۱۳۹۰	۱۳۴۶	۱۱۴۰	۹۵۰	۹۰۴	۵۹۷	۲۶۱	۵۱۹۸
۱۳۹۱		۱۱۷۵	۱۰۲۸	۹۶۶	۶۰۶	۳۳۴	۴۱۰۹
۱۳۹۲		۱۳۴۵	۱۴۵۳	۱۴۴۹	۱۲۸۲	۷۰۳	۶۲۳۲
۱۳۹۳		۱۳۳۱	۱۳۸۳	۱۴۲۷	۱۱۳۷	۷۰۹	۵۹۸۷
۱۳۹۴			۱۳۳۴	۱۳۸۱	۱۱۵۴	۷۴۹	۴۶۱۸

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

۴-۲. تردید در اعتبار اطلاعات

در بررسی اثرات شوک مسکن بر پویایی‌های درآمدی با استفاده از اطلاعات هزینه–درآمد معمولاً درآمد خانوار نماگر بهتری است؛ اما در این تحقیق از داده‌های هزینه به‌جای داده‌های درآمدی استفاده شده است. ازآنجایی‌که همکاری خانوارها با مرکز آمار جهت ارائه‌ی اطلاعات مربوط به درآمد اجباری نیست، برخی از خانوارها با درآمد بالا از ارائه پاسخ کامل به پرسش‌های مطرح‌شده خودداری کرده و یا اینکه خانوارهای کم‌سواد ممکن است به‌طور دقیق نتوانند به سؤال‌ها پاسخ دهند. بنابراین متغیر درآمد دچار تورش به سمت پایین می‌شود. همچنین خانوارهایی که در محل‌های دسته‌جمعی زندگی می‌کنند، یا فاقد محل مسکونی مشخصی هستند و یا به‌صورت مهاجران غیرقانونی در جامعه زندگی می‌کنند شامل این بررسی نمی‌گردند. از طرف دیگر منابع تأمین مالی خانوارها ممکن است فقط وابسته به درآمد آن‌ها نبوده بلکه وابسته به سود سهام و یا متغیر دیگری باشد که باید مورد توجه قرار گیرد. درنتیجه "ثروت" متغیر دیگری است که باید موردتوجه قرار گیرد. متأسفانه بیشتر بررسی‌های مربوط به بودجه خانوار، در مورد ثروت خانوارها اطلاعات کافی را ارائه نمی‌دهند.

عدم پاسخگویی صحیح خانوارها در این زمینه باعث اختلاف درآمد و هزینه‌ی خانوار با یکدیگر می‌گردد. به همین سبب به دلیل کیفیت بهتر داده‌های هزینه نسبت به داده‌های درآمد و برای واقعی کردن تحلیل‌ها از داده‌های هزینه به‌جای داده‌های درآمد استفاده‌شده است. البته در مقایسه با درآمد، هزینه متغیری باثبات‌تر است و به‌طورکلی می‌تواند به‌عنوان تابعی از یک الگوی درآمدی، موردتوجه قرار گیرد.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

۵. روش‌شناسی پژوهش

۵-۱. معرفی مدل

اثرات طولانی‌مدت از شوک مسکن وابسته به ویژگی‌های درآمدی خانوارها است. اگر مدل ارائه شده برای پویایی درآمدی خانوارها به صورت یک مدل اتو رگرسیو خطی باشد، در این صورت وقتی که شوک ناپایداری به درآمد خانوارها وارد شود، درآمد آن‌ها کاهش خواهد یافت. این حالت به این معنا خواهد بود که خانوارها در طی دوره شوک در مدت زمان طولانی‌تری در آن باقی خواهند ماند. در واقع با توجه به حجم شوک وارد شده خانوارها به مدت زمانی جهت رفع کاهش درآمدی و رسیدن به درآمد اولیه نیاز دارند. البته هر چه شوک وارد شده قوی‌تر باشد میزان درآمدی که کاهش می‌یابد بسیار بیشتر خواهد بود. از طرفی خانوارهایی که دارای رفاه بیشتری نسبت به خانوراهای فقیر هستند، سریع‌تر این کاهش درآمدی را جبران می‌کنند ولی خانوارهای فقیر به مدت زمان طولانی‌تری جهت ترمیم نیاز دارند. به همین منظور در این مدل سعی شده است تا با استفاده از یک مدل فرضی (در این مدل اثرات شوک مسکن ۵، ۱۰ و ۱۵ درصد فرض شده است) اثرات رخ دادن شوک مسکن در سال ۱۳۸۶ بر روی متوسط درآمد سرپرست‌های خانوار بررسی شود.

موفیت[1] (۱۹۹۳)، کلادو[2] (۱۹۹۷)، مکنزی[3] (۲۰۰۴) و وربک و ولا[4] با استفاده از رویکرد شبه‌پانل، مدل‌های پویای خطی را مورد تخمین قرار دادند. این مدل، با استفاده از داده‌های آماری شبه‌پانل، پویایی‌های درآمد را با لحاظ متغیرهای تاخیری که قبلاً توسط جالان و راوالیون[5] (۲۰۰۴) و لوکشین و راوالیون[6] (۲۰۰۴) استفاده شده است، مورد برآورد قرار می‌دهد.

1. Moffitt
2. Collado
3. Mckenzie
4. Verbeek & Vella
5. Jalan & Ravallion
6. Lokshin & Ravallion

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

$$y^*_{i(t)} = \alpha + \beta y_{i(t-1)} + u_{i(t)} \quad (۱۴)$$

در تابع بالا $y_{i(t)}$ درآمد دوره‌ی t فرد است و $y_{i(t-1)}$ نیز درآمد دوره‌ی *t-1* فرد را نشان می‌دهد، β ضریب شیب در رگرسیون درآمدی بر مقدار تاخیری‌اش است. با توجه به اینکه مشخصه‌های هر مقطع یک متغیر توضیحی می‌باشد و در بین این مشخصه‌ها خطای اندازه‌گیری وجود دارد، بنابراین معادله به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$y_{i,t} = y^*_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۱۵)$$

در صورتی که معادله (۲) در معادله‌ی (۱) جایگذاری شود در این صورت:

$$y_{i(t)} = \alpha + \beta y_{i(t-1)} + \varphi_{i(t)} \quad (۱۶)$$

$$\varphi_{i(t)} = u_{i(t)} + \varepsilon_{i(t)} - \beta \varepsilon_{i(t-1)} \quad (۱۷)$$

برای تخمین مدل‌های پویای بالا می‌توان از داده‌های پانلی استفاده کرد. اما بدلیل فقدان داده‌های پانلی در اکثر کشورها، بسیاری از محققین معتقدند می‌توان برای رفع این مشکل از داده‌های مقطعی استفاده کرد. در نتیجه برخلاف داده‌های پانلی که امکان بررسی وضعیت خانوار و یا افراد یکسان در طی زمان وجود ندارد، این مشکل در داده‌های مقطعی تکرار شده برطرف می‌گردد. به همین سبب دیتون (۱۹۸۵) در طی مطالعات خود روشی را برای تحلیل داده‌های مقطعی تکرار شده مطرح کرد. در این روش نسل‌هایی از خانوارها بر اساس بررسی‌های مقطعی تکرار شده فراهم می‌شود. در این رویکرد افراد بر اساس ویژگی‌های مشخص‌شده در نسل‌ها گروه‌بندی شده و سپس از متوسط مشاهدات در هر نسل استفاده می‌شود. بر اساس رویکرد شبه‌پانل، اگر نسل C به عنوان مجموعه‌ای از افراد که بر اساس ویژگی‌های مشخص شده درون هر نسل طبقه بندی شده‌اند، تعریف شود و سپس از افراد و یا خانوارهای مشاهده شده در طول زمان متوسط‌گیری شود، معادله‌ی بالا به صورت زیر درمی‌آید:

$$\bar{y}_{c(t),t} = \beta_1 \bar{y}_{c(t),t-1} + \alpha_{c(t)} + \bar{u}_{c(t),t} + \bar{\varepsilon}_{c(t),t} - \beta_1 \bar{\varepsilon}_{c(t),t-1} \quad (۱۸)$$

در رابطه‌ی بالا $\bar{y}_{c(t),t} = \frac{1}{n_c}\sum_{i=1}^{n_c} y_{i(t),t}$ نشان‌دهنده‌ی متوسط درآمد افراد در نسل c در دوره‌ی t است. متغیر $\bar{y}_{c(t),t-1}$ متوسط درآمد خانوار در نسل c در زمان t می‌باشد

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

که داده‌ها در دوره‌ی t-1 باید قابلیت مشاهده شدن را داشته باشند، اما بدلیل اینکه دوره‌ی t و t-1 با یکدیگر متفاوت هستند این داده‌ها قابلیت مشاهده شدن را از دست می‌دهند. به همین خاطر برای اینکه متغیر قابلیت مشاهده شدن پیدا کند دوره‌ی زمانی t به یک دوره عقب‌تر یعنی t-1 انتقال داده شد. بنابراین معادله‌ی بالا به شکل زیر تغییر یافت:

$$\bar{y}_{c(t),t} = \beta_1 \bar{y}_{c(t-1),t-1} + \alpha_{c(t)} + \bar{u}_{c(t),t} + \bar{\varepsilon}_{c(t),t} - \beta_1 \bar{\varepsilon}_{c(t-1),t-1} \quad (۱۹)$$

در رابطه‌ی بالا اثرات فرضی مقدار شوک مسکن بر روی درآمد متوسط وارد می‌شوند و در نهایت با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و تخمین نتایج مقدار درآمد متوسط خانوار در سال‌های بعد از رخ دادن شوک است (در این مدل بدلیل وجود وقفه‌ی زمانی درآمد خانوار در سال‌ها مختلف به یکدیگر مرتبط است. به عنوان مثال اگر درآمد خانوار در سال ۱۳۸۶ در اثر رخ دادن دادن شوک مسکن کاهش یابد این اثر بر روی درآمد سال‌های بعدی نیز تأثیر خواهد گذاشت).

۵-۲. نتایج برآورد

مدل رگرسیونی ارائه شده در رابطه (۶) از طریق روش حداقل مربعات معمولی و با بکارگیری داده‌های شبه‌پانل برآورد شده است. در این مدل از نرم افزار STATA جهت تخمین نتایج استفاده شده است.

در جدول (۳) میزان اثرات شوک مسکن در حالت‌های مختلف در بین سرپرست‌های خانواری که دارای متوسط سنی ۲۱ تا ۳۹ سال هستند، مورد بررسی قرارگرفته است (مقادیر شوک منفی مسکن به صورت فرضی در سه حالت ۵، ۱۰ و ۱۵ درصد فرض شده است). در این پژوهش سعی شده، تا جهت روشن شدن مطالب مورد بررسی نتایج در چهار مرحله گزارش شود. در مرحله‌ی اول درآمد متوسط سرپرست خانوار در حالت بدون شوک ارائه شده است. نتایج حاصل از ارزیابی نمایانگر این واقعیت است که درآمد متوسط خانوارها از سال ۸۶ تا سال ۸۹ کاهش و سپس از سال ۸۹ تا ۹۰ با سرعت کمی

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

افزایش یافته است؛ هرچند که میزان افزایش درآمد در سال ۹۰ کمتر از سال ۸۶ است و سپس تا سال ۱۳۹۴ کاهش درآمد متوسط خانوار مشاهده می‌شود.

وقوع یک شوک کوچک (شوک ۵ درصد) در سال ۱۳۸۶ باعث شده است تا درآمد متوسط خانوارها در آن سال و سال‌های بعدی نسبت به حالت قبل از رخ دادن شوک کاهش یابد. در حالت شوک کوچک درآمد متوسط خانوار در سال ۱۳۸۶، ۱۷/۵۲۵۱۸ بوده است که در سال ۱۳۹۴به ۱۷/۲۹۳۴ رسیده است؛ که نشان‌دهنده‌ی کاهش چشمگیر در مقدار درآمد متوسط خانوار می‌باشد.

وقوع شوک بزرگ (۱۵٪) باعث کاهش درآمد متوسط خانوارها به میزان زیادی شده است. این حالت می‌تواند به این معنا باشد که در صورتی که شوک منفی رخ داده بزرگ باشد خانوارهای آسیب پذیر به سختی قادر به ترمیم درآمد کاهش یافته هستند در حالی که در یک شوک کوچک امکان ترمیم بیشتر است. بنابراین در یک شوک بزرگ زمان بیشتری نسبت به شوک کوچک برای ترمیم نیاز است. زیرا کاهش درآمد در حالت شوک کوچک به نسبت کمتر از شوک بزرگ است و خانوارها می‌توانند این کاهش را تا حدودی جبران نمایند. از طرفی همان طور که مشاهده می‌شود وقوع شوک مسکن در سال ۱۳۸۶ بر روی درآمد متوسط خانوراها در سال‌های بعد نیز اثر گذاشته است و درآمد آن سال‌ها نیز کاهش یافته است.

جدول ۳. درآمد متوسط سرپرست‌های خانوار در حالت با و بدون اعمال شوک مسکن

سال	درآمد متوسط در حالت بدون شوک	درآمد متوسط در حالت شوک کوچک (۵٪)	درآمد متوسط در حالت شوک متوسط (۱۰٪)	درآمد متوسط در حالت شوک بزرگ (۱۵٪)
۱۳۸۶	۱۸/۴۴۷۵۵	۱۷/۵۲۵۱۸	۱۶/۶۰۲۸	۱۵/۶۸۰۴۲
۱۳۸۷	۱۸/۳۶۱۴۱	۱۷/۴۴۳۳	۱۶/۵۲۵۲	۱۵/۶۰۷۱
۱۳۸۸	۱۸/۲۹۹۶۵	۱۷/۳۸۴۶۶	۱۶/۴۶۹۶	۱۵/۵۵۴۷۰
۱۳۸۹	۱۸/۳۸۶۱۸	۱۷/۴۴۶۸	۱۶/۵۴۷۵۶	۱۵/۶۰۸۲
۱۳۹۰	۱۸/۴۲۸۱۸	۱۷/۵۲۶۷۷	۱۶/۵۸۵۳	۱۵/۶۶۳۹
۱۳۹۱	۱۸/۲۸۱۷۱	۱۷/۳۶۷۶	۱۶/۴۵۳۵۳	۱۵/۵۳۹۴۵
۱۳۹۲	۱۸/۲۶۷۴۷	۱۷/۳۵۴۰۹	۱۶/۴۴۰۷۲	۱۵/۵۲۷۳۴
۱۳۹۳	۱۸/۲۷۶۳۹	۱۷/۳۶۲۵۷	۱۶/۴۴۸۷	۱۵/۵۳۴۹۳
۱۳۹۴	۱۸/۲۰۳۶۲	۱۷/۲۹۳۴	۱۶/۳۸۳۲	۱۵/۴۷۳۰

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

در جدول (۴) سعی شده است تا درصد تغییر درآمد متوسط خانوارها در سال‌های مختلف نسبت به درآمد متوسط سال ۸۶ در حالت بدون شوک اندازه‌گیری شود تا مشخص گردد درآمد متوسط خانوراها چقدر کاهش یافته است. در حالت بدون شوک بیشترین کاهش درآمدی نسبت به سال ۱۳۸۶ در سال ۱۳۹۴ رخ داده است. همچنین همان طور که مشاهده می‌شود بیشترین درصد کاهش مربوط به حالتی است که شوک بزرگ رخ داده است.

جدول ۴. درصد تغییر درآمد متوسط خانوارها در سال‌های مختلف نسبت به درآمد متوسط سال ۸۶ در حالت بدون شوک

شوک بزرگ	شوک متوسط	شوک کوچک	بدون شوک	سال
۱۴/۹۹	۹/۹۹	۴/۹۹	–	۱۳۸۶
۱۵/۳۹	۱۰/۴۲	۵/۴۴	۰/۴۶	۱۳۸۷
۱۵/۶۸	۱۰/۷۲	۵/۷۶	۰/۸۰	۱۳۸۸
۱۵/۳۹	۱۰/۲۹	۵/۴۲	۰/۳۳	۱۳۸۹
۱۵/۰۸	۱۰/۰۹	۴/۹۹	۰/۱۰	۱۳۹۰
۱۵/۷۶	۱۰/۸۰	۵/۸۵	۰/۸۹	۱۳۹۱
۱۵/۸۲	۱۰/۸۷	۵/۹۲	۰/۹۷	۱۳۹۲
۱۵/۷۸	۱۰/۸۳	۵/۸۸	۰/۹۲	۱۳۹۳
۱۹/۲۲	۱۱/۱۹	۶/۲۵	۱/۳۲	۱۳۹۴

منبع: یافته‌های پژوهش

مقادیر آماره‌ی t در جدول (۵) نشان می‌دهند که تمامی مقادیر β در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشند.. آماره ضریب تعیین حاکی از آن است که متغیرهای بکار گرفته‌شده الگوی برآورد شده، بیش از ۹۰ درصد از واقعیت را نشان می‌دهند. این مقدار همچنین نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی مدل می‌توانند به‌خوبی متغیر وابسته را توضیح دهند که مبین آن است که مدل از قدرت توضیح دهندگی بالایی برخوردار است.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

جدول ۵. نتایج تخمین درآمد متوسط خانوارها در سال‌های مختلف

سال	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴
$t_{\tau 1}$	۴/۰۴	۲/۸۲	۸/۸۰	۳/۶۴	۱۰/۳۰	۳/۹۱	۱۱/۶۰	۵/۶۹	۱۹/۶۷
$R-sq$	۰/۸۹	۰/۷۲	۰/۹۶	۰/۶۹	۰/۹۷	۰/۸۸	۰/۹۸	۰/۹۴	۰/۹۹
$AdjR-sq$	۰/۸۳	۰/۶۳	۰/۹۵	۰/۵۹	۰/۹۶	۰/۸۲	۰/۹۷	۰/۹۱	۰/۹۹
$prob$	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۶. نتیجه‌گیری

مقاله حاضر با استفاده از داده‌های شبه‌پانل پویای مخارج خانوارهای شهری کل کشور در طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۸۶ با استفاده از یک تابع اتو رگرسیو خطی اثرات شوک مسکن را بر روی پویایی درآمدی تخمین می‌زند.

جهت بررسی اثرات شوک مسکن بر روی پویایی‌های مخارج خانوارهای شهری، سرپرست‌های خانواری که دارای متوسط سنی ۲۱ تا ۳۹ سال هستند، مورد بررسی قرارگرفتند. در این راستا از طریق یک مدلسازی فرضی اثرات شوک مسکن در سه حالت ۵، ۱۰ و ۱۵ درصد مورد بررسی قرار گرفت. به همین منظور جهت روشن شدن نتایج پژوهش سعی شده است، تا علاوه بر بررسی نتایج سه مرحله‌ی فوق، در ابتدا نتایج درآمد متوسط سرپرست خانوار در حالت بدون شوک ارائه شود و سپس سایر نتایج با این مرحله قیاس شوند.

در این راستا نتایج مقاله نشان می‌دهند در مرحله‌ی اول که درآمد متوسط بدون تاثیر شوک گزارش شده است درآمد متوسط خانوارها از سال ۸۶ تا سال ۸۹ کاهش و سپس از سال ۸۹ با سرعت کمی افزایش یافته است؛ هرچند که میزان افزایش درآمد در سال ۹۰ کمتر از سال ۸۶ است.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]
[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

وقوع یک شوک کوچک در سال ۱۳۸۶ باعث شده است تا درآمد متوسط خانوارها در آن سال و سال‌های بعدی نسبت به حالت قبل از رخ دادن شوک کاهش یابد. از طرفی وقوع شوک بزرگ باعث شده است تا درآمد متوسط خانوارها نسبت به حالت قبلی به میزان بیشتری کاهش یابد. این حالت می‌تواند به این معنا باشد که در صورتی که مقدار شوک بزرگ باشد خانوارهای آسیب پذیر به سختی قادر به ترمیم درآمد کاهش یافته هستند در حالی که در یک شوک کوچک امکان ترمیم بیشتر است.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]

[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

منابع و مآخذ

- Central Bank of the Islamic Republic of Iran, Economic profiles to different years.
- Collado, M. D. (1998). Estimating Dynamic Models From Time Series of Independent Cross-Sections. *Journal of Econometrics* 82, pp. 37-62.
- Chen Ming-Chi and Patel Kanak. (1998). House Price Dynamics and Granger Causality: An Analysis of Taipei New Dwelling Market. journal of the asian real estate society 1998 vol.1 no 1: pp. 101 –126.
- Deaton, A. (1985). Panel Data from time series of cross-sections. Journal of Econometrics, *30*, pp. 109-126.
- Gholizadeh, Ali Akbar. (2010). Price Bubble and Mechanism of Effect of Monetary Policy on Housing Prices in Urban Urban Areas. Research project of the Ministry of Housing and Urban Development (ex).
- Gholizadeh, Ali Akbar. (2010). The theory of housing prices in Iran. Hamadan: Noor Alam Publications.
- Gholizadeh, Ali Akbar and Bakhtiyarpour, Samira. (2010). The effect of credits on housing prices in Iran. Quarterly Journal of Applied Economic Studies in Iran. first year. No. 3, pages 179-159.
- Hu, Jianying & su Liangjun & Jin , sainan &. Jiang , Wanjun. (2006). The Rise in House Prices in China: Bubbles or Fundamentals? Economics Bulletin 37 1-9
- Iranian Statistics Center, Information on Cost and Income of Urban Households (2007-2015), Tehran: Statistics Center of Iran.
- Gimeno, R. and Martinez-Carrascal, C. (2010). The Relationship between Housing Prices and House Purchase Loans: The Spanish case. Journal of Banking and Finance, No *34* , pp. *1849-1855.*
- Khosrowinezhad, Ali Akbar and Fathi, Farzaneh. (2012). Check the bubble in the housing market using panel data. Quarterly Journal of Applied Economics. third year. No. eighth Pages 169-142.
- Lokshin, M. , & Ravallion, M. (2004). Household income dynamics in two transition economies. studies in nonlinear dynamics and econometrics, 8(3).
- Wang,zhi & Zhang, Qinghua.(2014). Fundamental factors in the housing market of chaina – journal of Housing Economics (2014) 53-61.
- McKenzie, D. (2004). Asymptotic Theory for Heterogeneous Dynamic Pseudo-panels. Journal of Econometrics, 120(2), pp. 235–262.
- Moffitt, R. (1993). Identification and Estimation of Dynamic Models with. Journal of Econometrics 59, pp.99-124.
- Neukirchen, M. and Lang, H. (2005). Chareacteristics and Macroeconomic Drivers of Housing PriceChanges in Australia. www.u21 global.edu.sg/PartnerAdmin/.
- Nazari, Azimand Syri, Davod. (2009). Precious Bubble Study in Iran's Housing Market. Quarterly Journal of Housing Economics. Office of Planning and Housing Economics, 43 and 44, 91-63.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]

[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

- Rezaei Ghahroudi, Zahra. Mostafavi, Neda and Samaneh Honorary. (2013). Consumer Pattern Analysis in Urban Life Cycle. Social Welfare, 49 (13): 234-213.
- Verbeek, M. Vella, F. (2002) Estimating Dynamic Models from Repeated Cross-Section. Journal of Econometrics.
- Jalan, Jyotsna and Martin Ravallion (۲۰۰۱). Household Income Dynamics in Rural China. Journal of Comparative Economics, 26: ۱-۲۸.
- Shiller، R. (1981). Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?. American Economic Review، vol 71، pp 421-36.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]

[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1397.9.34.2.8]

[DOI: 10.29252/jemr.9.34.7]

The Effects of the Housing Shock on Income Dynamics in Iran: an Application of Data Pseudo-Panel

Seyed Aziz Arman[1], Batoul Azari Beni[2]

Received: 2017/05/02, Accepted: 2018/12/2

Abstract

Fluctuations in housing prices in recent years in Iran has always been one of the most important economic issues on the economic welfare changes affect lifetime. In this paper, the effects of housing on the dynamics of income generations age is examined. This phenomenon type of model is designed to assess the generation of data building. The model is designed household budget generations by combining cross-sectional data from households in the years 2007 to 2015 are tracking. In this research, in order to clarify the contents of the review results in four steps without shock and shock 5, 10 and 15 percent reported. The results show that the average income of households without shock reduced from 86 years to 89 and then 89 years with little speed has increased, although the increase in revenue in less than 86 years is 90 years. As well as small shock in 1386 has led to middle income households in that year and the following years than before the occurrence of shocks is reduced. While the occurrence of a great shock (15%) reduces the average household income has been greatly. This could mean that in the event of a large shock of vulnerable households are barely able to restore income dropped while repairing a small shock is possible.

Keywords: Housing Shock, Dynamic Pseudo Panel Data, Income Dynamic.
JEL Classification: D31, I32.

1. Professor of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz. Email:Saarman2@yahoo.com
2. Ph.D. student of Shahid Chamran University of Ahvaz. Email: bazari@rocketmail.com