مقالهٔ پژوهشی

# اثر متغیّرهای جمعیت‌شناختی بر پویایی درآمد خالص خانوارهای شهری و روستایی

**حمید ابریشمی**
**سجاد برخورداری**
**علی جدیدزاده**
**مائده عبدی**

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۷/۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۲/۰۶

## چکیده

هدف مطالعهٔ حاضر، بررسی اثر متغیّرهای جمعیت‌شناختی، نظیر سن، جنسیت، تحصیلات سرپرست خانوار و تعداد اعضای خانوار، بر پویایی درآمد خالص خانوار شهری و روستایی کشور، در بازهٔ زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۰، با داده‌های شبه پانل و ساخت ۲۵ نسل سنی، از متولدین ۱۳۸۳-۱۳۰۹، با استفاده از روش پانل است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که جنسیت مرد و تحصیلات بالای سرپرست خانوار و تعداد اعضای خانوار، تأثیر مثبت بر پویایی درآمد خانوار دارد و متغیّر سن تأثیر منفی می‌گذارد. بالا بودن درآمد در دورهٔ قبل، تغییرات درآمد در دوره‌های آتی را کاهش خواهد داد. بر اساس یافته‌ها، تمامی عوامل مؤثر بر پویایی درآمد خانوار، منجر به افزایش نابرابری در تغییرات درآمدی خواهد شد که بیشترین تأثیرگذاری آن متعلق به متغیّرهای تحصیلات، درآمد دورهٔ قبل و سنّ سرپرست خانوار بوده است.

**واژه‌های کلیدی**: پویایی درآمد، نابرابری پویایی درآمد، ویژگی جمعیت‌شناختی خانوار و شبه پانل

**طبقه‌بندی JEL**: D31, D63, J11, C23

---

* استاد اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
** دانشیار اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: barkhordari@ut.ac.ir
*** استادیار اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
**** دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

## ۱. مقدمه

پویایی درآمد، مربوط به تغییرات اقتصادی خانوارها، در طی دورهٔ زمانی یا از یک نسل به نسل دیگر است (راغفر و همکاران ۱۳۹۴). تغییرات درآمدی در هر خانوار می‌تواند، فرصت‌های زندگی را برای آنها متفاوت سازد؛ بدین‌معنی‌که جابه‌جایی خانوار در دهک‌های درآمدی فرصت‌هایی نظیر بهداشت، آموزش، تغذیه، اینترنت و سایر خدمات پیش‌روی آنها را دستخوش تغییر قرار می‌دهد و از این مسیر، سطح رفاه خانوار را مشخص می‌سازد. ازطرف‌دیگر، افزایش پویایی درآمد خانوار در کشور، این انگیزه را برای آنها ایجاد می‌کند تا برای ارتقای سطح درآمد خود، بیشتر تلاش کنند. پویایی درآمد در بین خانوارها نیز قابل‌بحث است؛ چراکه هرچه پویایی درآمد در خانوارهای جامعه پایین باشد، اختلاف طبقاتی با سرعت کمتری کاهش می‌یابد و بالطبع، فرصت‌های در دسترس خانوار و رفاه ایشان، نابرابرتر خواهد بود (راغفر و همکاران ۱۳۹۳).

بر اساس گزارش خرداد ماه ۱۳۹۹ مرکز پژوهش‌های مجلس، متوسط درآمد سرانهٔ خانوارها در ایران، از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸، کاهش ۳۴ درصدی داشته است؛ درواقع، علی‌رغم افزایش درآمد اسمی خانوارها، قدرت خرید هر فرد ایرانی، نسبت به سال ۱۳۹۰، حدود یک‌سوم کاهش داشته است. بررسی روند پویایی درآمد خالص حقیقی خانوار شهری نشان می‌دهد که در اغلب سال‌های موردِمطالعه (۱۳۸۰-۱۳۹۸)، پویایی درآمد خانوار، روند صعودی با شیب کم داشته است؛ این سال‌ها شامل سال‌های ۱۳۸۱، ۱۳۸۲، ۱۳۸۳، ۱۳۸۴، ۱۳۸۶، ۱۳۸۹، ۱۳۹۰، ۱۳۹۱، ۱۳۹۳، ۱۳۹۴، ۱۳۹۵، ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ بوده‌اند و در مابقی سال‌های موردِمطالعه، روند نسبتاً ثابت و نزولی حاکم بوده است؛ این موضوع برای خانوارهای روستایی نیز، بدین‌گونه بوده است که سال‌های ۱۳۸۲، ۱۳۸۴، ۱۳۸۵، ۱۳۸۷، ۱۳۸۹، ۱۳۹۱، ۱۳۹۲، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۸ روند صعودی و سال‌های ۱۳۸۱، ۱۳۸۳، ۱۳۸۶، ۱۳۸۸، ۱۳۹۰، ۱۳۹۳، ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶روند نزولی داشته‌اند.

مطالعات اقتصادی نشان می‌دهد که عواملی چون وضعیت جمعیتی خانوار (شامل سن و جنسیت سرپرست خانوار و بُعد خانوار)، سرمایهٔ انسانی (شامل تحصیلات سرپرست خانوار) و وضعیت محل سکونت (شهری و روستایی بودن)، در

میزان تغییر درآمد خانوار مؤثر هستند. عمده مطالعاتی که دراین‌خصوص انجام گرفته است، شامل آتکینسون[1] و دیگران (۱۹۹۲)، ماسومی[2] (۱۹۹۸)، فیلدز[3] و اوک[4] (۱۹۹۹)، بورخاسر[5] و کوچ[6] (۲۰۰۹)، جنکینز[7] و ونکرم[8] (۲۰۰۹)، جنکیئز (۲۰۱۱) و جاناتی[9] و جنکینز (۲۰۱۵) است.

دلایل زیادی برای اهمیت بررسی پویایی درآمد وجود دارد؛ اول، فهم پویایی درآمد خانوار، بنیان فهم پویایی آسایش اقتصادی خانوار است (فیلد و همکاران ۲۰۰۳، ص۳۳) یا به‌بیان‌دیگر، مرتبط با پویایی فقر خانوار است. بدین معنی که پویایی درآمد خانوار، به معنای جابه‌جایی ایشان در طبقات درآمدی است. کاهش رفاه اقتصادی یا افزایش فقر خانوار، شاخص‌های مهم اجتماعی هستند که باید، در کنار اطلاعات مربوط به تغییر درآمد، موردِبررسی قرار گیرند. دوم، زمانی که بحث پویایی درآمد مطرح می‌شود، باید توجه داشت که برای مطالعهٔ پویایی درآمد، از جنبه‌های جمعیت‌شناختی، همچون جمعیت خانوار، جنسیت، تحصیلات، بُعد خانوار و موقعیت جغرافیایی آنها استفاده شود. سوم، باتوجه‌به مشکلات اقتصادی تورم و بیکاری در ایران، بالطبع، مسئلهٔ افزایش فقر خانوار از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ زیرا پیامدهای اجتماعی فقر شامل مسائلی چون کاهش امنیت، کاهش تقاضای مؤثر، کاهش بهداشت، آموزش و افزایش احتمال دام فقر خواهد بود که هرکدام، آثار بلندمدت بر عملکرد اقتصادی جامعه خواهد داشت.

باتوجه‌به اهمیت پویایی درآمد خانوار در سنجش رفاه خانوار و بررسی سهم اثر این عوامل در ایجاد تفاوت پویایی درآمد خانوارهای شهری و روستایی، با در نظرگیری مشاغل گوناگون، اهداف این مطالعه بدین شکل است که ابتدا الگوهای تغییر درآمد خانوارها در ایران مورد تجزیه‌و تحلیل قرار می‌گیرد و نقش عوامل

1. Atkinson et al.
2. Maasoumi
3. Feilds
4. OK
5. Burkhauser
6. couch
7. jenkins
8. Van kerm
9. Jantti

جمعیت‌شناختی، همچون جنسیت، اندازهٔ خانوار (تعداد فرزند)، سن و تحصیلات سرپرست خانوار، بر تغییرات درآمد سرانهٔ خانوار شهری و روستایی در ایران، با استفاده از مدل رگرسیون چندمتغیرهٔ شبه پنل، بررسی می‌شود و درنهایت، نتایج حاصل‌شده تحت راهکارهای سیاستی عنوان گردد. همچنین، در وهلهٔ دوم سهم اثر عوامل جمعیت‌شناختی بر این تفاوت اندازه‌گیری خواهد شد و اهمیت کمّی عوامل جمعیت‌شناختی، بر نابرابری پویایی درآمد خانوارها، نشان داده خواهد شد.

اهداف مذکور، در پاسخ به این دو سؤال، مدنظر قرار گرفته است: ۱. ویژگی‌های جمعیت‌شناختی خانوار در پویایی درآمد ایشان، چه میزان مؤثر است؟ برای این منظور، اثر هریک از ویژگی‌های خانوار، شامل سن سرپرست خانوار، جنسیت، تعداد فرزند خانوار (بُعد خانوار)، تحصیلات و تعداد افراد شاغل تحت رگسیون چندگانه، بر پویایی درآمد سرانهٔ خانوار بررسی می‌شود. ۲. وزن عوامل جمعیت‌شناختی، در توضیح تفاوت الگوی پویایی درآمد خانوار شهری و روستایی، چه میزان خواهد بود؟ به نظر می‌رسد که عوامل جمعیت‌شناختیِ سن، جنسیت و تحصیلات سرپرست خانوار، اندازهٔ خانوار و تعداد افراد شاغل در خانوار، بر پویایی درآمدی خانوار تأثیر دارند.

در مطالعات انجام شده در باب پویایی درآمد خانوار، اثر عوامل اقتصادی- اجتماعی بر پویایی درآمد خانوار را درنظر گرفته‌اند (مدل دانکن ۱۹۸۳). همچنین، متغیّرهای اثرگذار، بسته به آمارهای موجود در هر مطالعه، شامل مواردی چون: سن، جنسیت، تعداد فرزند، تعداد شاغلان خانوار و موقعیت جغرافیایی بوده است (فیلد و همکاران ۲۰۰۳، وولارد و کلاسن ۲۰۰۴ و پروگینی ۲۰۲۰). وجه تمایز مطالعهٔ حاضر، با دیگر مطالعات انجام‌شده، آن است که تجمیعی از متغیّرهای اثرگذار جمعیت‌شناختی و اقتصادی، که تاکنون موردِمطالعه قرار گرفته‌اند، مدنظر قرار گرفته است و با تهیهٔ یک منبع تجزیه و تحلیل کامل، از منابعِ اثرگذار، به مطالعهٔ پویایی درآمد خانوارها، براساس تغییرات نسل سنی، پرداخته شده است. همچنین، با به دست آوردن سهم اثر این عوامل در پویایی درآمد، وزن آنها در نابرابری پویایی درآمد خانوار شهری و روستایی کشور محاسبه می‌شود، که از این حیث می‌تواند، دید سیاستی جامعی در اختیار مخاطب قرار دهد.

ادامهٔ این مطالعه، شامل چهار بخش است؛ در بخش اول، مطالعات نظری و تجربی مرتبط با موضوع مطرح شده است؛ در بخش دوم، به روش‌شناسی و تصریح

مدل پرداخته شده است؛ در بخش سوم، برآورد مدل پویایی درآمد خالص خانوار شهری و روستایی، برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۰، و رویکرد شبه پانل (ساخت نسل سنی) با استفاده از نرم افزار استاتا ارائه می‌شود؛ همچنین، در این قسمت، پس از احصای ضرایب مربوط، محاسبهٔ سهم عوامل مؤثر بر نابرابری پویایی درآمد خالص خانوار شهری و روستایی انجام شده است و در نهایت، در بخش نتیجه‌گیری، راهکارهای مرتبط ارائه می‌شود.

## ۲. مطالعات نظری و تجربی

سن سرپرست خانوار، به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر جمعیت‌شناختی در موقعیت آنان، به‌عنوان کسب‌کنندگان درآمد، از دو طریق، اثرگذار است: نخست آنکه بر طبق «فرضیهٔ دوران زندگی» افراد در سنین جوانی و میان‌سالی، از بازدهی و کارایی بالاتری برخوردارند؛ دوم آنکه در سنین میان‌سالی افراد، با افزایش مهارت و تخصص، می‌توانند به مشاغل و پست‌های بالاتری دست پیدا کنند (عرب مازار و حسینی‌نژاد، ۱۳۸۳).

تأثیر سن بر بهره‌وری دوسویه است به این معنا که از یک طرف، هرچه سن بالاتر برود، به‌علت کاهش توانایی جسمی، بهره‌وری فرد کاهش می‌یابد که این موضوع در انجام مشاغل کاربر پُررنگ خواهد بود؛ ازطرف‌دیگر، هرچه سن بالاتر برود، تجربهٔ فرد و انباشت دانش در وی بالاتر می‌رود که این موضوع، منجر به افزایش بهره‌وری خواهد شد (ون‌اورز و استولدراجر (۲۰۱۰))[1].

لیزر[2] (۱۹۷۹) فرض می‌کند که افزایش درآمد، به‌طور کامل، منعکس‌کنندهٔ افزایش بهره‌وری نیست؛ زیرا کارگران و بنگاه‌ها در روابط بلندمدت قرار می‌گیرند که درابتدا، کارگر دستمزد اندکی[3] می‌گیرد؛ اما بعدها کارگر اضافه‌دستمزد می‌گیرد. چنین قراردادهای جبرانی تأخیری[4]، کارگران را از در رفتن از زیر کار منصرف می‌سازد؛ اما، درعین‌حال، بنگاه‌ها مستلزم ایجاد بازنشستگی اجباری[5] هستند تا برای

1. Van ours and stoeldraijer (2010)

2. Lazear (1979)

۳. دستمزد کمتر از ارزش تولید نهایی

4. Delayed compensation contracts

5. Mandatory retirement

Research Article

# The Effect of Demographic Variables on Dynamic Net Income in Urban and Rural Households

Hamid Abrishami*
Sajjad Barkhordari**
Ali Jadidzadeh***
Maede Abdi****

Received: 23 September 2022 Accepted: 26 April 2023

## Abstract

This paper aims to investigate the effect of demographic variables such as age, gender, education of the head of household, and the number of family members on the dynamics of net income in urban and rural households for the period 2000-2019. To this end, pseudo panel data constructing 25 age generations of people born in 1930-2004 has been used. The results show that males, the education of the family head, and the number of family members have a positive effect on the dynamics of the net income of households, while age has a negative effect. High level of income in the previous period will decrease the income change in future periods. In addition, the results show that all of the effective factors on dynamics of household income will increase the inequality in income changes, of which education, previous income, and age of head have the most determinant effect.

**Keywords**: Dynamics of Income, Inequality in Dynamics of Income, Demographic Property, Pseudo-Panel
**JEL Classification:** D31, D63, J11, C23

* Professor of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.
** Associate Professor of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran (Corresponding Author).
Email: barkhordari@ut.ac.ir
*** Assistant Professor of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.
*** PhD candidate of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.

جلـوگیری از افـزایش هزینـه‌هـای شـرکت، بـیش از ارزش تولیـد نهـایی محصـول، جلوگیری به عمل آورند.

وانوارن و دهک (۲۰۰۹)[1] وجود شکاف پرداخت بهره‌ورانهٔ بالقوه[2] در سنین بـالاتر را مطرح کردند؛ چنین شکافی ممکن است، ناشی از چانه‌زنی اتحادیـه‌هـا باشـد. اگـر اتحادیه‌ها بیشتر بـه کـارگران ارشـد و ترجیحـات آنهـا اهمیـت دهنـد، دسـتمزدها، باتوجه‌به سابقهٔ کار، افزایش می‌یابند. علاوه‌براین، اگـر قـانون حمایـت از اشـتغال، از کارگران مسن بیشتر از کارگران جوان محافظت کند، بنگاه‌ها نمی‌توانند بـه‌سـادگی، کارگران مسن با دستمزد بالا را با کارگران جوان با دستمزد کم جایگزین کنند.

گاریبالدی و همکاران[3] (۲۰۱۰) معتقدند، تعیین اینکه چگونه سـن بـر بهـره‌وری نیروی کار مؤثر است، دشوار است؛ نه تنها به این دلیل که بهره‌وری به‌شدت فردی و خاصِ بخش[4] است؛ بلکه به دلیل پیچیدگی سـن، گـروه و اثـرات انتخـاب. بهـره‌وری فردی امری پیچیده و چندبُعدی است.

جنسیت عامل دیگر مؤثر بر پویایی درآمـد خـانوار اسـت؛ سیرناواسـان[5] (۱۹۹۷) نشان داده است، خانوارهایی که سرپرست آنها زن است، نسبت بـه خـانواده‌هـایی بـا سرپرست مرد، تحرک اقتصادی کمتری دارنـد و سـطح زنـدگی در خانوارهـایی کـه سرپرست آنها زن بوده است، بـه‌طـرز معنـاداری، کمتـر از بقیـه اسـت. نارکیسـو[6] و هنریک[7] (۲۰۱۰) معتقدند که زنان در جامعه، به‌علت دسترسی محدود آنهـا بـه ارث خانوادگی و دارایی‌های تولیدی، مشکلات اقتصادی بیشتری را خواهند داشت.

به‌طورکلی، نظریات پیرامون اشتغال زنان و نابرابری جنسیتی در بازار کـار شـامل نظریات نئوکلاسیک، نظریات تفکیک بازار کار، نظریه‌های رفاه، نظریـهٔ توانمندسـازی و نظریه‌های جنسیتی است (گودگردچیان و همکاران (۱۳۹۳)).

1. Van Vuuren and De Hek (2009)
2. Potential pay productivity gap
3. Garibaldi et al (2010)
4. Sector-Specific
5. Sirnavasan
6. Narciso
7. Henriques

**الف) نظریات نئوکلاسیک در باب اشتغال زنان**

بر مبنای این نظریه، درآمد پایین‌تر زنان به علت بهره‌وری کمتر آنها است. ازجمله علت‌هایی که درخصوص بهره‌وری کمتر زنان گفته می‌شود، برخوداری کمتر آنها از آموزش، ترک شغل به سبب تشکیل خانواده و سرپرستی ازکودکان است که همگی، موجب کاهش انگیزهٔ کارفرمایان در استخدام این افراد شده است.

**ب) نظریه‌های تفکیک بازار کار در باب اشتغال زنان**

از مهمترین نظریات در این حوزه «دوگانگی بازار کار»[1] است که عبارت است از عدم تعادل در ساختار ملی یا بخشی از کشور، بدین معنی که مشاغل بخش اول (مردان) که از لحاظ دستمزد و فرصتِ پیشرفت وضعیت بهتری دارند و مشاغل بخش دوم (زنان) که عکس حالت قبل هستند. بنابراین، این دو نوع بخش ناهمگن هستند و مسیر حرکت آنها در راستای رشد و توسعه، متفاوت خواهد بود (فیض‌پور و همکاران (۱۳۹۳)).

**ج) نظریهٔ رفاه در باب اشتغال زنان**

این نظریه بر خانواده تمرکز دارد و نقش مادرانه که مهم‌ترین نقش اجتماعی زنان به حساب می‌آید را در نظر می‌گیرد؛ در کنار آن، فرض دیگری وجود دارد مبنی بر اینکه زنان عوامل دریافت‌کننده، بدون شرکت فعالانه در فرایند توسعه، و فقط گیرندهٔ کمک‌ها به حساب می‌آیند (گوگردچیان و همکاران (۱۳۹۳)).

**د) نظریهٔ توانمندسازی در باب اشتغال زنان**

محور اصلی این نظریه بر پایهٔ ساختار نابرابر در جامعه است و دارای پیش‌فرض‌های زیر است:

ارتقای توان زنان برای اتکا به خود، موجب افزایش قدرت آنان می‌شود.

قدرت، نشانهٔ برتری فرد به فرد نیست؛ بلکه کنترل موانع مادی و غیرمادی می‌تواند به توزیع عادلانه‌تر و برابری کمک کند.

این نظریه معتقد است که زنان باید، با خودباوری و قبول مسئولیت در جامعه، نقش تولیدکننده و مشارکت‌کننده را در کنار نقش باروری برعهده گیرند.

1. Dual labour market theory

**ه) نظریه‌های جنسیتی**

فرض اصلی این نظریات آن است که موقعیت زنـان در بـازار کـار، خانـه و خـانواده بـه یکدیگر مرتبط و جزئی از نظام کلی اجتماعی است که در آن، زنان تابع مردان هسـتند. درواقع، نظریه‌های جنسیتی بیان می‌دارند که ارزش مشاغل زنـان، تـابعی از ارزش کـار آنها در خانواده است. بنابراین، مشاغل زنـان کـم‌ارزش و بـدون نیـاز بـه مهـارت تلقـی می‌شود. (فیضی‌پور و همکاران (۱۳۹۳)). کوانکر و بست (۱۹۷۸)[1] دو پدیدهٔ رایـج را در بازار کار، شامل کف چسبناک[2] و سقف شیشه‌ای[3]، مورد بررسی قرار دادند.

تعداد اعضای خانوار، از دیگر ویژگی‌های جمعیت‌شناختی مؤثر بر پویـایی درآمـد است؛ بکر (۱۹۹۲) نشـان داده اسـت کـه هزینـهٔ نگهـداری فرزنـدان، در کشـورهای کمترتوسعه‌یافته، به‌واسطهٔ وجود عواملی چون درآمـد انتظـاری حاصـل از مشـارکت فرزندان در کسب درآمد خانوار و انتظار حمایت فرزندان از والدین در دوران کهولـت و کسالت، به‌طور قابل‌توجهی، نسـبت بـه کشـورهای توسـعه‌یافتـه، پـایین‌تـر اسـت. به‌این‌ترتیب، می‌توان انتظار داشت که بُعد خانوارها در این کشورها افزایش یابـد و بـا ورود فرزندان اول به بازار کـار، وضـعیت رفـاهی خـانوار بهبـود یابـد (عـرب مـازار و حسینی‌نژاد (۱۳۸۳)).

به‌طورکلی، درخصوص بُعد خانوار، دو نوع دیـدگاه مثبـت و منفـی وجـود دارد؛ دیدگاه منفی متعلق به اندیشه‌های مالتوس[4] و نئومالتوس[5] هست کـه براسـاس‌آن، هرچه تعداد فرزندان خانوار افزایش یابد، درآمد و منابع خـانوار، بـین تعـداد افـراد

---

1.Koenker and Bassett (1978)

2. Sticky floor

«کف چسبناک» زمانی رخ می‌دهد که شکاف جنسیتی دستمزد، در بخش پایینی توزیـع دسـتمزد، بالا باشد. این پدیده زمانی روی می‌دهد که ارتقای شغلی زنان تازه‌وارد به بازار کار، نسبت به مردان، با دشواری بیشتری همراه باشد. این نوع شکاف دستمزدی، مربوط به تبعیض بر علیه زنان تـازه‌وارد به بازار کار است (حداد و قوانینی (۱۳۹۱)).

3. Glass ceiling

سقف شیشه‌ای، که پدیده رایجی در بازار کار است، زمانی رخ می‌دهد که شکاف جنسیتی دستمزد، در بخش بالایی توزیع درآمد زنان و مردان بیشتر است؛ این پدیده نشان می‌دهد که زنان در مشاغل با درآمد بالاتر، برای ارتقای شغلی، نسبت به مردان، با دشواری بیشتری مواجه هستند.

4.Malthus

5.Neomalthus

بیشتری تقسیم می‌شود و درنتیجه، سهم هر نفر از درآمد، کم شده و فقر او بیشتر خواهد شد. در کنار آن، دیدگاه کول[1] و هوور[2] (۱۹۵۸) این موضوع را مطرح می‌کند که پس‌انداز بیشتر خانواده، نیازمند زادووَلد کمتر خواهد بود. دیدگاه مثبت درخصوص افزایش بُعد خانوار، آن است که با افزایش تعداد اعضای خانوار، فقر اعضا کمتر شده و یا تغییر نمی‌کند؛ این نظریه‌ها، با طرح مفهوم مقیاس هم‌ارز[3]، نگاهی متفاوت به این موضوع داشته‌اند (عالمی نیسی (۱۳۹۴)).

تحصیلات به‌عنوان عامل سرمایهٔ انسانی مؤثر بر درآمد، به‌وسیلهٔ نظریهٔ سرمایهٔ انسانی مینسر ۱۹۵۸ و بیگر ۱۹۶۴ مطرح شده است که نشان می‌دهد افزایش در مهارت و دانش، موجب بالا رفتن میزان دریافتی افراد می‌شود. امروزه، تحصیلات به‌عنوان عامل بهبوددهندهٔ وضعیت اقتصادی افراد (ازطریق افزایش درآمد فرد) و جامعه (ازطریق افزایش رشد تولید ناخالص داخلی) در نظر گرفته می‌شود (فلاحتی و همکاران (۱۳۹۶)).

مطالعات تجربی انجام‌شده به دو گروه قابل‌تقسیم است؛ گروهی اثر متغیّرهای جمعیت‌شناختی را بر پویایی درآمد خانوار بررسی کرده‌اند و گروه دیگر، اثر آن را بر پویایی فقر خانوار.

در دستهٔ اول، مطالعاتی همچون وولارد و کلاسن (۲۰۰۴) وجود دارد که با مطالعهٔ ۱۰۰۳ خانوار در آفریقای جنوبی، طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۳ تا ۱۹۹۸ میلادی، به بررسی پویایی درآمد خانوار، با روش پانل پرداختند و نتایج آنها نشان داده است که تغییرات جمعیت‌شناختی و تغییرات شغلی، مهم‌ترین عوامل تحرک درآمد خانوار هستند. فیلد و یوو (۲۰۰۰)، با استفاده از دادهٔ OWS، برای دورهٔ زمانی ۱۹۷۱-۱۹۹۳، نشان دادند که جنسیت، تحصیلات و شغل مهم‌ترین عوامل نابرابری درآمد در کرهٔ جنوبی بوده است. فیلدز (۲۰۰۲) در محاسبهٔ نابرابری درآمد در ایالات متحده، در بازهٔ زمانی ۱۹۷۹-۱۹۹۹، نشان می‌دهد که تحصیلات، نسبت به جنسیت و موقعیت جغرافیایی، تأثیر بیشتری می‌گذارد. لوپینگ لی[4] (۲۰۰۹)، با هدف مطالعهٔ

1. Coale
2. Hoover
3. Equivalence scale.

مفهوم مقیاس هم‌ارز آن است که یک خانوار سه نفره، نسبت به خانوار دو نفره، نیازمند منابع بیشتری است تا به سطح رفاه مشابه دست یابد.

4. Luping Li

پویایی درآمد خانوار، از طریق نظرسنجی، در چهار روستا در چین طی یک دهه، به این نتیجه دست یافته است که تحصیلات عامل اصلی رشدِ درآمد خانوار است و افزایش سال‌های تحصیل در مشاغل، منجر به بهبود درآمد خانوار خواهد شد. فیلد و همکاران (۲۰۱۰)، با مطالعهٔ پویایی درآمد خانوار در چهار کشور آفریقای جنوبی، اسپانیا، اندونزی و ونزوئلا، طی دورهٔ زمانی اواسط دههٔ ۱۹۹۰، با مدل پنل، نشان دادند که تغییر در درآمد نیروی کار، مرکزیت تحلیل بازار نیروی کار را در تحلیل پویایی درآمدی نمایان می‌سازد و درآمد اولیه، به‌طورعمومی، با تغییر پویایی درآمد رابطهٔ عکس دارد؛ تحصیلات سرپرست خانوار تأثیر چندانی ندارد. پروگینی[1] (۲۰۲۰) عوامل خُرد اقتصادی در پویایی درآمد میان‌مدت و کوتاه‌مدت در روسیه را طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۶-۲۰۱۶، با استفاده از روش نظرسنجی طولی (RLMS)[2] بررسی کردند. نتایج آنها نشان می‌دهد که عوامل جمعیتی، اقتصادی و شغلی بر پویایی درآمد خانوار مؤثر است. گیاردا[3] و کاسابیانسا[4] (۲۰۲۰) به مطالعهٔ پویایی درآمد در کوتاه‌مدت پرداختند و بررسی کردند که آیا پویایی درآمد، قبل و بعد از بحران ۲۰۰۸، تغییر یافته است یا نه؟ مطالعهٔ آنها روی چهار کشور فرانسه، ایتالیا، اسپانیا و انگلیس، در بازهٔ زمانی ۲۰۰۸-۲۰۰۵ و ۲۰۱۵-۲۰۱۲ بوده است. آنها متوجه شدند که پویایی درآمد، بعد از بحران کاهش یافته است و ناشی از سه عامل است: ۱. روند هم‌گرایی درآمد، در مقایسه با سال‌های قبل، از رکود آهسته‌تر است. ۲. احتمال بیشتر در عدم تحرک درآمد ۳. وابستگی بیشتر به دولت، به همراه دشواری بیشتر برای خانوارهایی که در سطح پایین توزیع درآمد هستند تا بتوانند به سمت بالا حرکت کنند.

دستهٔ دوم، شامل مطالعاتی همچون گیروانی (۲۰۱۸) که به تحلیل پویایی فقر خانوار در روستاهای ایران، در بازهٔ زمانی ۱۳۹۴-۱۳۹۱، با استفاده از روش شبه‌پانل پرداخته‌است و نتایج وی نشان می‌دهد که در فقر، وابستگی اولیه وجود دارد؛ بدین‌معنی‌که ۸۶ درصد از خانوارهایی که در سال ۱۳۹۵ فقیر بودند، در بازهٔ زمانی ۱۳۹۴-۱۳۹۱ نیز فقیر بوده‌اند. راغفر، موسوی و دهقی (۱۳۹۶) به مطالعهٔ پویایی فقر در خانوار ایرانی پرداخته‌اند. آنها، با استفاده از داده‌های مقطعی بودجهٔ خانوار و

1. Perugini
2. Russian Longitudinal Monitoring survey
3. Giarda & Casabianca
4. Casabianca

ساخت گروه‌های سنی سرپرست خانوار، اقدام به ایجاد داده‌های شبه‌تابلویی کردند و تأثیر ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی خانوار همانند جنسیت، بُعد و سواد سرپرست خانوار را بر میزان مخارج مصرفی خانوار بررسی کردند. نتایج آنها نشان می‌دهد که خانوار با سن بالا، سواد اندکِ سرپرست و جمعیت بالا نیازمند حمایت درآمدی خواهند بود. گیدا و هکاران[1] (۲۰۰۵)، در مقالهٔ « عوامل تعیین‌کنندهٔ فقر در کنیا، تحلیل در سطح خانوار»، با استفاده از داده‌های خانوار در سال ۱۹۹۴، به بررسی عوامل تعیین‌کنندهٔ فقر با استفاده از مدل لاجیت پرداختند. این مطالعه نشان می‌دهد که درمناطق شهری، وضعیت فقر با سطح آموزش و بُعد خانوار در ارتباط است؛ درحالی‌که در مناطق روستایی، اشتغال در بخش کشاورزی را می‌توان به این عوامل افزود. جنکینز و ریگ (۲۰۰۱) به مطالعهٔ پویایی فقر در انگلیس، در دههٔ ۱۹۹۰، با استفاده از روش پانل پرداختند و نتایج آنها نشان می‌دهد که اشتغال و درآمد سرپرست خانوار، در خروج از فقر، اهمیت بالایی دارد.

## ۳. روش‌شناسی و تصریح مدل

متغیّرهای مورد نیازِ مطالعهٔ حاضر، از داده‌های خام هزینه- درآمد خانوارهای مرکز آمار جمع‌آوری شده است، در این داده‌ها شناسنامه‌ای به‌عنوان آدرس خانوار وجود دارد که این آدرس‌ها، در سال‌های مختلف، متشکل از اعداد نه، ده و یازده رقمی بوده است. این آدرس‌ها شامل اطلاعاتی نظیر شهری یا روستایی بودن، کد استان، کدشهرستان، شمارهٔ واحد نمونه‌گیری اولیه، ماه مراجعه و شمارهٔ ردیف خانوار در واحد نمونه‌گیری اولیه است.

در مرحلهٔ بعد از به دست آوردن آدرس خانوارها، ساخت نسلی سنی انجام شده است. در این مرحله گروه‌های سنی، براساس تاریخ تولد سرپرستان خانوار، ایجاد شده است؛ اولین تاریخ متعلق به متولدان ۱۳۰۹ و آخرین آن متعلق به متولدان ۱۳۸۳ بوده است؛ همچنین، بازه‌های سه‌ساله تعیین گشته است؛ زیرا تجزیه‌وتحلیل تحرک درآمدی، به داده‌های پانل بستگی دارد که در دو نوع نمونه، با طول‌های مختلف، ساختار یافته‌اند: سه‌ساله و هفت‌ساله (پروگینی ۲۰۲۰)[2]؛ باتوجه‌به داده‌های مطالعهٔ حاضر، ۱۰ نمونهٔ هفت‌ساله و ۲۵ نمونهٔ سه‌ساله امکان‌پذیر بوده است که به

1. Geda et al
2. Perugini

جهت کاهش حجم نمونه در هر نسل سنی، دورهٔ سه‌ساله انتخاب شده است؛ برای‌مثال، متولدان ۱۳۱۱-۱۳۰۹ گروه سنی اول را تشکیل می‌دهند. درمجموع، مطالعه حاضر دارای ۲۵ نسل سنی، در بازهٔ زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۰ بوده است. بنابراین، جوان‌ترین سرپرست خانوار در سال ۱۳۹۸، دارای ۱۵ سال سن و مسن‌ترین آن در سال ۱۳۹۸، ۸۹ سال سن دارد؛ اگرچه، هرچه به‌سمت سال ۱۳۹۸ حرکت کنیم، نسل‌های سنی اول دارای آمار نیستند و هرچه به‌سمت سال ۱۳۸۰ حرکت کنیم، نسل‌های سنی آخر، دارای آمار نخواهند بود؛ به این معنی که متولدان ۱۳۱۱-۱۳۰۹ در سال ۱۳۹۸ و متولدان ۱۳۸۳-۱۳۸۱ در سال ۱۳۸۰ دارای آمار نخواهند بود.

مطالعاتی که درخصوص پویایی درآمد خانوار انجام گرفته است، شامل آتکینسونو دیگران (۱۹۹۲)، ماسومی (۱۹۹۸)، فیلدز و اوک (۱۹۹۹)، بورخاسر و کوچ (۲۰۰۹)، جنکینز و ونکرم (۲۰۰۹)، جنکینز (۲۰۱۱) و جاناتی و جنکینز (۲۰۱۵)، به فراخور دسترسی به آمار، متغیّرهایی نظیر جنسیت، سن، تحصیلات، تعداد اعضای خانوار، تعداد افراد با درآمد خانوار ، اتومبیل شخصی، موتور سیکلت، هزینهٔ خوراک و درآمد خالص پولی (پولی به این معنی است که در ازای انجام خدمات، دستمزد پولی دریافت کرده است) را مورد بررسی قرار داده‌اند که در مطالعهٔ حاضر، ملاک نظر قرار داده شده است. باتوجه‌به اینکه داده‌های تحصیلات، در سال‌های مختلف، همگن نبودند، با استفاده از استانداردهای موردِتأیید مرکز آمار، یکسان‌سازی اعداد تحصیلات انجام شده است. بدین‌شکل‌که سرپرست بی‌سواد عدد صفر، با سواد ابتدایی عدد ۱، با سواد راهنمایی عدد ۲، با سواد دبیرستان عدد ۳، با سواد دیپلم عدد ۴، با سواد پیش‌دانشگاهی عدد ۵، با سواد فوق‌دیپلم عدد ۶، با سواد لیسانس عدد ۷، با سواد فوق‌لیسانس عدد ۸ و با سواد دکتری عدد ۹ درنظر گرفته شد و مجدد، ستون مربوط به تحصیلات، برای تمامی داده‌ها، بازنویسی شد.

در مرحلهٔ بعد از ساخت نسل سنی، میانگین وزنی داده‌ها محاسبه شده است. باتوجه‌به اینکه هر داده، دارای وزن بوده است ($w_i$)، که مجموع این وزن‌ها برابر با یک می‌شود، بعد از ساخت نسل سنی، نیاز هست که برای هر نسل سنی، مجدداً وزن تعریف شود که شیوهٔ آن بدین طریق است که ابتدا، وزن‌های هر نسل را جمع می‌کنند ($\sum w_i$)؛ سپس، ازطریق زیر، وزن جدید داده در نسل سنی محاسبه می‌شود.

$$w_x = \frac{w_i}{\sum w_i}$$

جدول ۱ آمار توصیفی متغیّرهای مطالعه را نمایش می‌دهد. برای‌مثال، میانگین جنسیت ۱.۱۱ هست که نشان می‌دهد سهم مردان سرپرست خانوار، بسیار بیشتر از زنان بوده است؛ باتوجه‌به اینکه عدد ۱ متعلق به مردان و عدد ۲ متعلق به زنان بوده است و هرچه میانگین وزنی به دست آمده به ۱ نزدیک‌تر باشد، نشان‌دهندهٔ سهم بیشتر مردان است. کمترین سن، در بین سرپرستان خانوار شهری، ۱۵سال و بیشترین سن، ۷۰ سال بوده است؛ همچنین، میانگین سنی این گروه از سرپرستان خانوار، ۳۲ سال بوده است. به‌همین‌ترتیب، تمامی اطلاعات مربوط به میانگین، حداقل، حداکثر، انحراف معیار و تعداد مشاهدات (درواقع، مجموع میانگین وزنی نسل‌ها است) را می‌توان در جدول ۱ مشاهده کرد.

**جدول۱.** آمار توصیفی داده‌های مدل

| روستایی | Obs | Mean | Std. Dev. | Min | Max | شهری | Obs | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| جنسیت gen | ۳۵۴ | ۱ ۱۱ | ۰ ۰۸ | ۱ | ۱ ۷۱ | جنسیت gen | ۳۵۵ | ۱ ۱۱ | ۰ ۱۱ | ۱ | ۲ |
| سن age | ۳۵۴ | ۴۲ ۸۵ | ۱۶ ۰۶ | ۱۵ | ۷۰ ۸۵ | سن age | ۳۵۵ | ۴۲ ۷۶ | ۱۶ ۰۷ | ۱۵ | ۷۰ ۷۶ |
| بُعد size | ۳۵۴ | ۴ ۰۸ | ۱ ۰۳ | ۱ | ۶ ۶۰ | بعُد size | ۳۵۵ | ۳ ۵۴ | ۰ ۸۷ | ۱ | ۵ ۵۴ |
| تعد۷ با درآمد numy | ۳۵۴ | ۱ ۴۹ | ۰ ۲۲ | ۱ | ۲ ۱۰ | تعداد با درآمد numy | ۳۵۵ | ۱ ۴۴ | ۰ ۲۳ | ۰ | ۲ ۰۶ |
| تحصیلات edu | ۳۵۴ | ۱ ۸۵ | ۰ ۹۷ | ۰ | ۵ | تحصیلات edu | ۳۵۵ | ۳ ۳۲ | ۰ ۸۸ | ۰ ۹۸ | ۵ ۰۶ |
| هزینهٔ خوراکی (هزار ریال) vkhorak1 | ۳۲۹ | ۶۶۸ | ۲۲۲ | ۱۷۷ | ۱۱۷۶ | هزینهٔ خوراکی (هزار ریال) vkhorak1 | ۳۳۰ | ۶۲۰ | ۵۷ | ۱۷۷ | ۱۰۶۰ ۰ |
| دارا یی بادوام asset | ۳۵۴ | ۰ ۴۵ | ۰ ۱۸ | ۰ | ۰ ۷۷ | دارا یی بادوام asset | ۳۵۵ | ۰ ۵ | ۰ ۲۱ | ۰ | ۱ ۶ |
| درآمد خالص (هزار ریال) ny | ۳۵۴ | ۱۹۵۲ | ۵۷۱ | ۵۵۸ | ۴۱۷۹ | درآمد خالص (هزار ریال) ny | ۳۵۵ | ۲۸۷۴ | ۸۴۵ | ۷۱ | ۴۶۶ |

| مردان روستایی | Obs | Mean | Std. Dev. | Min | Max | مردان شهری | Obs | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| جنسیت gen | ۳۵۴ | ۱ | ۰ | ۱ | ۱ | جنسیت gen | ۳۵۴ | ۱ | ۰ | ۱ | ۱ |
| سن age | ۳۵۴ | ۴۲ ۸ | ۱۶ ۰۶ | ۱۵ | ۷۰ ۸۷ | سن age | ۳۵۴ | ۴۲ ۸۵ | ۱۶ ۰۶ | ۱۵ | ۷۰ ۸۶ |
| بُعد size | ۳۵۴ | ۴ ۲۵ | ۱ ۰۷ | ۱ | ۶ ۸۲ | بُعد size | ۳۵۴ | ۴ ۲۵ | ۱ ۰۷ | ۱ | ۶ ۸۲ |
| تعداد با درآمد numy | ۳۵۴ | ۱ ۵۱ | ۰ ۲۳ | ۱ | ۲ ۴۱ | تعداد با درآمد numy | ۳۵۴ | ۱ ۵۱ | ۰ ۲۳ | ۱ | ۲ ۴ |
| تحصیلات edu | ۳۵۴ | ۱ ۹۵ | ۰ ۹۴ | ۰ | ۵ | تحصیلات edu | ۳۵۴ | ۱ ۹۵ | ۰ ۹۴ | ۰ | ۵ |
| هزینهٔ خوراکی (هزار ریال) vkhorak1 | ۳۲۹ | ۰۰۰ | ۲۳۶ | ۶۰۶ | ۱۲۳۶ | هزینهٔ خوراکی (هزار ریال) vkhorak1 | ۳۲۷ | ۱۱۵ | ۹۷۹ | ۱۷۷ | ۱۴۲۸ |
| دارا یی بادوام asset | ۳۵۴ | ۰ ۵ | ۰ ۲ | ۰ | ۰ ۸۴ | دارا یی بادوام asset | ۳۵۲ | ۰ ۵۳ | ۰ ۲۳ | ۰ | ۱ ۶۵ |
| درآمد خالص (هزار ریال) ny | ۳۵۴ | ۲۰۶۰ | ۳۴۹ | ۳۱۸ | ۵۵۷۱ | درآمد خالص (هزار ریال) ny | ۳۵۱ | ۳۰۱۱ | ۸۷۱ | ۶۲۵ | ۵۱۱۳ |
| **زن روستایی** | **Obs** | **Mean** | **Std. Dev.** | **Min** | **Max** | **زنان شهری** | **Obs** | **Mean** | **Std. Dev.** | **Min** | **Max** |
| جنسیت gen | ۳۴۶ | ۲ | ۰ ۱۱ | ۲ | ۲ | جنسیت gen | ۳۴۶ | ۲ | ۰ | ۲ | ۲ |
| سن age | ۳۴۵ | ۴۳ ۵۴ | ۱۵ ۷ | ۱۵ | ۷۰ ۵۴ | سن age | ۳۴۶ | ۴۳ ۴۵ | ۱۵ ۷۳ | ۶۶ | ۷۰ ۷۸ |
| بُعد size | ۳۴۵ | ۲ ۹۴ | ۰ ۸۳ | ۱ | ۵ ۷۲ | بُعد size | ۳۴۶ | ۲ ۶۶ | ۰ ۶۸ | ۱ | ۵ |
| تعداد با درآمد numy | ۳۴۵ | ۱ ۴۲ | ۰ ۲۷ | ۰ ۸۶ | ۲ ۱۱ | تعداد با درآمد numy | ۳۴۶ | ۱ ۴۹ | ۰ ۳۲ | ۰ | ۳ ۳۶ |
| تحصیلات edu | ۳۴۵ | ۱ ۰۷ | ۰ ۹۸ | ۰ | ۵ | تحصیلات edu | ۳۴۶ | ۲ ۷۹ | ۱ ۶۱ | ۰۰۰ ۸ | ۷ ۱۹ |
| هزینهٔ خوراکی (هزار ریال) vkhorak1 | ۳۲۰ | ۴۳۷ | ۱۵۰ | ۱۱ | ۱۲۹۰ | هزینهٔ خوراکی (هزار ریال) vkhorak1 | ۳۲۰ | ۴۳۷ | ۱۵۰ | ۱۱ | ۱۲۹۰ |
| دارا یی بادوام asset | ۳۴۵ | ۰ ۱۴ | ۰ ۱۱ | ۰ | ۰ ۷۳ | دارا یی بادوام asset | ۳۴۶ | ۱ ۷ | ۰ ۷ | ۱ | ۲ |
| درآمد خالص (هزار ریال) ny | ۳۴۵ | ۱۱۶۵ | ۴۱۸ | ۰ ۰۰۴ | ۳۰۴۱ | درآمد خالص (هزار ریال) ny | ۳۴۶ | ۲۰۸۱ | ۹۹۹ | ۷۱ | ۴۱۸۱ |

از نماد d در مدل به‌عنوان تغییرات استفاده شده است؛ برای مثال dedu به معنی تغییرات تحصیلات است و از نماد ۱_ به‌عنوان وقفهٔ زمانی یک دوره قبل استفاده شده است؛ برای مثال edu_1 به‌عنوان تحصیلات دورهٔ قبل است.

### ۱.۳ مدل تجربی مطالعه

پویایی درآمد معیاری برای بیان رابطه بین درآمد گذشته و حاضر است که اولین بار، به‌وسیلهٔ لیارد[1] و ویلیز[2] (۱۹۷۸) مطرح شد؛ این رابطه به شکل زیر قابل‌تعریف است:

$$Y_{it} = \beta Y_{i.t-1} + \varphi_{it} \qquad (۱)$$

$\varphi_{it}$ مولفهٔ خطای مرکب است و $\beta$ معیار هم‌گرایی غیرشرطی درآمد است (اگر $\beta$ صفر باشد، نشان‌دهندهٔ تحرک کامل درآمدی و اگر $\beta$ برابر با یک باشد، هم‌گرایی کامل و نبود تحرک درآمدی است) (فیلدز (۲۰۰۵)). برای تخمین $\beta$ از رویکرد شبه‌پانل استفاده می‌شود و مشاهدات مصنوعی، به وسیلهٔ مقادیر متوسط مشاهدات خانوار در هر گروه (در این مطالعه نسل‌های سنی است) ساخته می‌شوند(کاستا[3] و همکاران (۲۰۱۱)).

متغیر وابسته، لگاریتم درآمد خانوار برای هر نسل سنی (گروه) و دورهٔ زمانی مورد مطالعه است. پارامتر β معیار اندازه‌گیری کشش درآمد گذشته و حال است. بنابراین، مدل گروهی بدین شکل به‌دست می‌آید (راغفر و همکاران ۱۳۹۵):

$$\ln(\overline{y}_{c.t}) = \beta_1 \ln(\overline{y}_{c.t-1}) + \overline{\varphi}_{c.t} \qquad (۲)$$

مدلی که در پژوهش حاضر دنبال می‌شود، مدل دانکن ۱۹۸۳ است که مدل لگاریتمی درآمد خانوار است. این مدل، با در نظر گیری $\overline{y}$ (میانگین وزنی درآمد حقیقی)، به شکل زیر خواهد بود:

$$\ln(y_{it}) = X_{it}\beta_t + Z_i\gamma_\epsilon + \delta_i + \varepsilon_{it} \qquad (۳)$$

$$\varepsilon_{it} = \rho\varepsilon_{i.t-1} + \eta_{it} \quad , \quad E[\eta_{it}] = 0 \quad , \quad var[\eta_{it}] = \sigma_\eta^2 \qquad (۴)$$

1. Lillard
2. Willis
3. Cuesta

$$\delta_i = \lambda Z_i + \upsilon_i \quad , \quad E[\upsilon_i] = 0 \quad , \; var[\upsilon_i] = \sigma_\upsilon^2 \qquad (۵)$$

در مدل فوق $X_{it}$ شامل ویژگی‌های متغیر خانوار، $Z_i$ ویژگی ثابت خانوار، $\delta_i$ ویژگی ثابت غیرقابل‌مشاهدهٔ خانوار و $\varepsilon_{it}$ میزان خطا است؛ اگر از معادلهٔ ۳، $\rho Y_{i.t-1}$ را کم کنیم، معادلهٔ ۶ به‌دست می‌آید:

(۶)

$$\ln(y_{it}) - \rho \ln(y_{i.t-1}) = X_{it}\beta_t - X_{i.t-1}\rho\beta_{t-1} + Z_i\big(\gamma_t - \rho\gamma_{t-1} + \lambda(1-\rho)\big) + \omega_{it}$$

با اضافه کردن $\rho y_{t-1}$ و کم کردن $y_{t-1}$ در دوطرف معادلهٔ بالا داریم:

(۷)

$$\ln(y_{i.t}) - \ln(y_{i.t-1}) = \Delta X_i\beta_t + X_{i.t-1}\widetilde{\beta_t} + Z_i\widetilde{\gamma_t} + (\rho-1)\ln(y_{i.t-1}) + \omega_{it}$$

$$\Delta X_i = (X_{i.t} - X_{i.t-1}) \qquad (۸)$$

$$\tilde{\beta}_t = \beta_t - \rho\beta_{t-1} \qquad (۹)$$

$$\tilde{\gamma}_t = \gamma_t - \rho\gamma_{t-1} + \lambda(1-\rho) \qquad (۱۰)$$

$$\omega_{it} = (1-\rho)\upsilon_i + \eta_{it} \qquad (۱۱)$$

$$\Delta Y = f(X_1.\Delta X.Z.Y_1) \qquad (۱۲)$$

در معادلهٔ ۱۲ پویایی درآمد، تابعی از ویژگی‌های اولیهٔ متغیّر خانوار و درآمد اولیهٔ خانوار است (فیلدز و همکاران ۲۰۰۳)، باتوجه‌به اینکه در ایران داده‌های طولی خانوار موجود نیست و نسل‌های سنی را خانوارهای مختلفی تشکیل می‌دهند که در طی زمان ثابت نیستند؛ بنابراین، در این پژوهش، از درآمد دورهٔ قبل هر نسل سنی، به‌عنوان درآمد اولیه، استفاده شده است؛ همچنین، باتوجه‌به اینکه نسل‌های سنی در بازهٔ زمانی سه‌ساله تشکیل شده‌اند، از ویژگی‌های متغیر خانوار در همان دوره از نسل سنی، به‌عنوان ویژگی اولیهٔ خانوار استفاده شده است.

باتوجه‌به موارد گفته‌شده، معادلهٔ اصلی پژوهش حاضر، بدین صورت خواهد بود:

$$\mathrm{dln}\, y_c = lny_{c.t} - lny_{c.t-1} = \Delta X_c \beta_t + X_{c.t}\tilde{\beta}_t + \widetilde{Z_c}\gamma_t + \omega_{ct} \qquad (۱۳)$$

بنابراین، معادلهٔ پویایی درآمد خانوار، تابعی از ویژگی ثابت و متغیّر خانوار، تغییرات ویژگی متغیّر خانوار و درآمد اولیه خواهد بود. برای به‌دست‌آوردن درآمد اولیهٔ خانوار، با توجه به مدل تجربی فیلدز و همکاران (۲۰۰۳)، می‌توان مدل زیر را در نظر گرفت:

$$lny_{c.t-1} = X_{c.t-1}\beta_{t-1} + Z_c\gamma_{t-1} + W_{c.t-1}\kappa_{t-1} + \zeta_{ct} \qquad (۱۴)$$

در اینجا متغیر $W_{c.t-1}$ مخارج مصرفی و دارایی‌های خانوار (دارایی‌های با دوام) خواهد بود (فیلدز و همکاران ۲۰۰۳):

$$W_{c.t-1} = vkhorak_{c.t-1} + asset_{c.t-1} \qquad (۱۵)$$

با جای‌گذاری متغیّرهای مدل، معادلات زیر به‌دست می‌آید:

$$\begin{aligned}\mathrm{dln}\, y_c = {} & \beta_{1.t} lny_{c.t-1} + \beta_{2.t} gen_c + \beta_{3.t} age_{c.t} + \beta_{4.t} dage_{c.t} \\ & + \beta_{5.t} edu_{c.t} + \beta_{6.t} dedu_{c.t} + \beta_{7.t} edu2_{c.t} \\ & + \beta_{8.t} size_{c.t} + \beta_{9.t} dsize_{c.t} + \omega_{ct}\end{aligned} \qquad (۱۶)$$

در گام بعدی پژوهش، به‌منظور دستیابی به هدف ثانویهٔ پژوهش، به محاسبهٔ سهم اثر عوامل جمعیت‌شناختی، در تفاوت الگوی پویایی درآمد خانوار پرداخته می‌شود:

$\mathrm{dln}\, y_c$= لگاریتم پویایی درآمد خانوار نسل c

بردارa ، بردار ضرایب به‌دست‌آمده در مرحلهٔ اول:

$$\mathrm{a} = [\alpha\ \beta1\ \beta2\ \ldots \beta j\ 1] \qquad (۱۷)$$

بردار P بردار عوامل توضیحی مؤثر بر پویایی درآمد خانوار:

$$\mathrm{P} = [1\ \mathrm{p1}\ \mathrm{p2}\ \ldots\ \mathrm{pj}\ \epsilon] \qquad (۱۸)$$

از رگرسیون مرحلهٔ اول، معادلهٔ زیر به‌دست می‌آید:

$$\mathrm{dln}\, y_c = \sum_j a_j p_{cj} = a' p_c \qquad (۱۹)$$

y بردار درآمد حقیقی نسل‌های سنی خانوار، در هر موقعیت ۱۲ گانه:

$$y = y\,(y_1, y_2, \ldots, y_C) \qquad (۲۰)$$

شاخص نابرابری:

$$I(y) = y.\, s_j(y) \qquad (۲۱)$$

$s_j(y)$ سهم عامل توضیحی j در نابرابری یا تفاوت y که وزن نابرابری عامل نامیده می‌شود:

$$s_j(y) = \frac{cov[a_j p_j . y]}{\sigma^2(y)} = \frac{a_j * cov[p_j . y]}{\sigma^2(y)} \qquad (۲۲)$$

$R^2(y)$ سهمی از نابرابری که به‌وسیلهٔ تمامp ها توضیح داده می‌شود (جزء خطا حساب نمی‌شود):

$$\sum_{j=1}^{j+1} s_j\,(y) = R^2(y) \qquad (۲۳)$$

مجموع سهم نابرابری تمام متغیرهای توضیحی:

$$\sum_{j=1}^{j+2} s_j\,(y) = 100\% \qquad (۲۴)$$

در صورت مثبت بودن وزن نابرابری عامل j یعنی $s_j(y)$ ، هرچه مقدار آن بزرگتر باشد، بدین معنی است که عامل j در نابرابری متغیّر توضیحی، که در اینجا تغییر لگاریتمی درآمد یا پویایی درآمد است، بیشتر اثر می‌گذارد. اگر منفی باشد، یعنی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

عامل توضیحی j در نابرابری یا تفاوت پویایی درآمد اثر منفی گذاشته است و آن را کمتر می‌کند. این محاسبه، برای ۱۲ موقعیت مفروض پژوهش انجام شده و وزن عوامل توضیحی در نابرابری پویایی درآمد هر موقعیت محاسبه گردید تا بالاترین سهم اثر مشخص شود که از آنِ کدام عامل جمعیت‌شناختی است.

### ۴. برآورد مدل و یافته‌های مطالعه

به‌منظور تعیین روش رگرسیون مناسب برای مدل مطالعه در این قسمت، آزمون‌های رایج در اقتصاد سنجی مورد استفاده قرار گرفته است. در ابتدا، آزمون‌های ریشهٔ واحد داده‌های شهری و روستایی، به تفکیک جنسیت محاسبه شده است؛ سپس، آزمون‌های اف لیمر، هاسمن، بروش پاگان و والد تعدیل‌شده انجام گرفته است و در نهایت، آزمون‌های خودهم‌بستگی و واریانس ناهمسانی جملات اخلال محاسبه و بررسی می‌شود.

### ۱.۴ آزمون‌های ریشه واحد

جدول ۱.۴ آزمون ریشهٔ واحد انجام‌شده برای متغیّرهای اصلی مدل خانوار روستایی و به‌تفکیک زن و مرد را نشان می‌دهد؛ باتوجه‌به اینکه درمورد داده‌های پانلی و شبه‌پانل نمی‌توان برای آزمون مانایی، از روش دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته استفاده کرد، به‌همین‌دلیل، از روش‌های دیگر استفاده شده است که نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهند تمامی متغیّرهای مدل، فاقد ریشهٔ واحد و مانا هستند. جدول۲ نتایج آزمون مانایی، برای داده‌های خانوار روستایی و شهری را نشان می‌دهد.

**جدول۲.** آزمون ریشهٔ واحد داده‌های روستایی و شهری

| روستایی | dlny | gen | age | size | numy | edu | asset | vkhorak |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| LLC | ۰ | ۰ (۲) | ۰ (۳) | ۰ ۰ (۲) | ۰ (۳) | ۰ | ۰ | ۰ (۲) |
| IPS | ۰ | ۰ (۲) | ۰ (۲) | ۰ (۳) | ۰ (۳) | ۰ ۰ | ۰ | ۰ (۲) |
| PP-F | ۰ | ۰ | ۰ (۲) | ۰ (۲) | ۰ (۳) | ۰ | ۰ | ۰ |
| مرد روستایی | dlny | gen | age | size | numy | edu | asset | vkhorak |
| LLC | ۰ | - | ۰ (۳) | ۰ ۰ | ۰ (۳) | ۰ | ۰ | ۱ ۰ |
| IPS | ۰ | - | ۰ (۲) | ۰ (۳) | ۰ (۳) | ۰ | ۰ | ۰۹۹ ۰ |
| PP-F | ۰ | - | ۰ (۲) | | ۰ (۳) | ۰ | ۰ | ۰۱۰۱ |
| زن روستایی | dlny | gen | age | size | numy | edu | asset | vkhorak |
| LLC | ۰ | - | ۰ (۳) | ۰ | ۰ | ۰ | ۰۹۰۹ | ۰ |
| IPS | ۰ | - | ۰ (۲) | ۰ (۲) | ۷ ۷ | ۰ ۰ ۰ | ۰۵۰ | ۰ |
| PP-F | ۰ | - | ۱ ۰ | ۰۱۱ ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ |

| شهری | dlny | gen | age | size | numy | edu | asset | Vkhorak |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| LLC | ۰ | ۰ (۵) | ۰ (۳) | ۰ (۳) | ۰ (۵) | ۰ | ۰ | ۰ (۳) |
| IPS | ۰ | ۰ (۳) | ۱ ۰ | ۰ (۳) | ۰ (۳) | ۰ | ۰ | ۰ (۲) |
| PP-F | ۰ | ۰ | ۰ (۲) | ۰۱۰۱ | ۰ (۲) | ۰ | ۰ | ۰ |
| مرد شهری | dlny | gen | age | size | numy | edu | asset | vkhorak |
| LLC | ۰ | - | ۰ (۳) | ۰ (۳) | ۰ (۳) | ۰ | ۰ | ۰ (۲) |
| IPS | ۰ | - | ۰ (۲) | ۰ (۳) | ۰ (۳) | ۰ | ۰ (۲) | ۷ ۷ ۰ |
| PP-F | ۰ | - | ۰ (۲) | ۰ | ۰ (۲) | ۰ | ۰ | ۰ |
| زن شهری | dlny | gen | age | size | numy | edu | asset | vkhorak |
| LLC | ۰ | - | ۰ (۲) | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ (۳) | ۰ ۰۲ |
| IPS | ۰ | - | ۰ (۲) | ۰ (۲) | ۰ ۰ | ۰ | ۰ (۳) | ۰ |
| PP-F | ۰ | - | ۱ ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ |

## ۲.۴ آزمون های تعیین مدل

در مورد داده‌های ترکیبی، ابتدا آزمون F لیمر، به‌منظور انتخاب شیوهٔ تخمین مدل، از بین دو راهکار Pooling وPanel ، انجام شده است، سپس، با استفاده از آزمون هاسمن، به انتخاب بین الگوی اثرات ثابت و اثرات تصادفی پرداخته شده است. نتایج آزمون‌های مذکور در جدول ۳ و ۴ آورده شده است؛ به‌طورکلی، محاسبات انجام گرفته نشان می‌دهد که تخمین‌ها باید از روش اثرات ثابت صورت گیرد.

**جدول ۳.** آزمون‌های داده های روستایی

| والد تعدیل‌شده | روش | بروش پاگان | هاسمن | Fلیمر | آزمون روستایی |
|---|---|---|---|---|---|
| ۷۴ ۳۷ ۰ | Fe | - | ۰ | ۰ | Dlny |
| **والد تعدیل‌شده** | **روش** | **بروش پاگان** | **هاسمن** | **Fلیمر** | **آزمون مرد روستایی** |
| ۸ ۸ ۰ | Fe | - | ۱۱۱۱ ۰ | ۰ | Dlny |

**جدول ۴.** آزمون های داده های شهری

| والد تعدیل‌شده | روش | بروش پاگان | هاسمن | Fلیمر | آزمون شهری |
|---|---|---|---|---|---|
| – | Xtiv | – | ۷۸ ۴۵ ۰ | ۰ | Dlny |
| **والد تعدیل‌شده** | **روش** | **بروش پاگان** | **هاسمن** | **Fلیمر** | **آزمون مرد شهری** |
| ۵۳۹۶۶ ۰ | Fe | – | ۵۶۶۶ ۰ | ۰ | Dlny |
| **والد تعدیل‌شده** | **روش** | **بروش پاگان** | **هاسمن** | **Fلیمر** | **آزمون زن شهری** |
| – | Ivreg | – | ۲۲ ۲۴ ۰ | ۷ ۷ | Dlny |

### ۳.۴ آزمون‌های توانمندی مدل

روش‌های کشف واریانس ناهمسانی، شامل آزمون ترسیمی، آزمون ناهمسانی عمومی وایت، آزمون بروش پاگان، آزمون پارک، آزمون گلدفلد کوانت، آزمون همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن و ... است که در این پژوهش، از روش LR[1] و درصورت تأیید اثرات تصادفی، از روش بروش پاگان استفاده شده است. مشکل خودهم‌بستگی را نیز

1. Likelihood ratio

می‌توان از روش‌های نمودار، دوربین واتسون، وولدریج، بروش گادفری و ... تشخیص داد، که در این تحقیق، از روش وولدریج استفاده شده است.

آزمون ناهمسانی واریانس، بین جملات اخلال دو مدل رگرسیون مقید و نامقید تخمین زده شد و نتایج حاکی از واریانس ناهمسانی و خودهم‌بستگی نیز، در جدول ۵ نمایش داده شده است. براساس نتایج به‌دست‌آمده، اکثر جملات اخلال، دارای واریانس ناهمسانی و خودهم‌بستگی هستند؛ ازاین‌رو ،جهت رفع مشکل خودهم‌بستگی و واریانس ناهمسانی، از روش robust کردن استفاده شده است که در این روش، انحراف معیار ضرایب با لحاظ نمودن مشکل ناهمسانی واریانس محاسبه می‌شود.

**جدول ۵.** نتایج آزمون‌های توانمندی مدل

| آزمون جملات اخلال | روستایی | مرد روستایی | شهری | مرد شهری | زن شهری |
|---|---|---|---|---|---|
| واریانس ناهمسانی | ۷۲ ۵<br>۰ | ۱۷۱۱۱<br>۰ | ۱۷۱۱۱<br>۰ | ۱۴۲<br>۰ | ۵۵ ۲<br>۰ |
| خودهم‌بستگی وولدریج | ۳۵۶۶۴<br>۰ | ۴ ۸<br>۰ | ۲ ۲<br>۰۱۱۵ | ۲۸ ۲<br>۰ | ۴۵ ۵<br>۰ |

### ۴.۴ نتایج حاصل از برآورد

در این قسمت، نتایج حاصل از برآوردهای انجام‌شده در جدول‌ها و تفسیرهای آن آورده شده است. انتخاب مدل‌ها براساس آزمون‌های قسمت قبلی و میزان معناداری بیشتر ضرایب است. بنابراین، قالب مدل‌ها اثرات ثابت بوده است و در برخی موارد نیز، از روش متغیّر ابزاری استفاده شده است که علت آن، معناداری بیشتر این ضرایب نسبت به روش اثرات ثابت است. در مواردی که متغیّر بُعد خانوار معناداری نداشته است، از متغیّر تعداد اعضای با درآمد خانوار استفاده شده است که معناداری بیشتری، در ضرایب حاصل گردد.

**الف. پویایی درآمد خالص خانوار شهری و روستایی (سرپرست مرد و زن)**

جدول ۶ برآوردهای مربوط به پویایی درآمد را نشان می‌دهد؛ براساس نتایج به‌دست‌آمده، جنسیت بر درآمد خالص خانوار روستایی، تأثیری نداشته است. متغیّر سن سرپرست خانوار اثرگذار بوده است و با افزایش سن، درآمد سرپرست خانوار کاهش می‌یابد. این موضوع، باتوجه‌به اینکه بازنشسته‌ها عموماً، در جامعه درآمد کمتری از افراد مشغول به کار دریافت می‌کنند، قرابت معنایی دارد. همچنین، افزایش سن می‌تواند بهره‌وری و انگیزهٔ ارتقای شغلی در افراد را کاهش دهد؛ هرچند درخصوص برخی افراد، افزایش سن، ازطریق تجربه، منجر به افزایش بهره‌وری می‌شود؛ اما نتایج نشان می‌دهد که سهم این افراد، درمجموع، اثرگذار نخواهد بود.

متغیّر تحصیلات بر درآمد اثر مثبت داشته است و با افزایش تحصیلات، بهبود درآمد رخ داده است و این میزان برای مشاغل دولتی، تأثیر بیشتری داشته است. تغییرات تحصیلات و توان دوم تحصیلات اثر منفی داشته است؛ به این معنی که تغییرات تحصیلات، با شیب یکسان، منجر به تغییر درآمد نمی‌شود و افزایش آن، به‌مرور زمان، تأثیر کمتری بر درآمد خواهد گذاشت؛ برای‌مثال، ممکن است افرادِ دارای مدرک لیسانس و دیپلم، تفاوت درآمدی بیشتری از افراد دارای مدرک لیسانس و فوق‌لیسانس داشته باشند. اثرگذاری تعداد اعضای دارای درآمد در خانوار تأیید شده است که اثر آن نیز، مثبت است؛ بنابراین، در خانوارهایی که همسران و فرزندان صاحب درآمد هستند، وضعیت درآمدی سرپرست خانوار، به‌واسطهٔ سهیم بودن و به اصطلاح یک کاسه کردن درآمدها، بهتر خواهد بود.

مطالعهٔ زنان سرپرست خانوار روستایی، به‌علت پایین بودن تعداد داده و معنادار نبودن متغیّرهای مورد پژوهش، حذف شده است؛ اما بررسی نتایج مربوط به مردان سرپرست خانوار روستایی نشان می‌هد که نتایج، شباهت بالایی با خانوار روستایی دارد که این بدین خاطر است که سهم عمدهٔ خانوار روستایی را مردان تشکیل داده‌اند و وضعیت پویایی درآمد آنها، مشخص‌کنندهٔ وضعیت کل روستائیان خواهد بود.

**جدول ۶.** نتایج حاصل از برآورد مدل

| Dlny | روستایی | مردان روستایی | شهری | مردان شهری | زنان شهری |
|---|---|---|---|---|---|
| مدل رگرسیون | Fe | Fe | Fe_IV | Fe | Ols |
| لگاریتم درآمد دورهٔ قبل | ۰ ۴ -<br>(۰) | ۰ ۴۵ -<br>(۰) | ۰ ۴<br>(۰) | ۰ ۴۲ -<br>(۰) | ۰ ۳<br>(۰ ۰)۲ |
| جنسیت Gen | ۰۱۱۳ -<br>(۷ )۷ | | ۳ -<br>(۰) | | |
| سن Age | ۰۱۰۱ -<br>(۰) | ۰۱۰۱ -<br>(۰)۰ | ۰۱۰۱<br>(۰ ۰)۴ | ۰۰۳ -<br>(۷ ۷)۷ | ۰ ۰۳<br>(۰) |
| تغییرات سن Dage | ۰ ۰۴ -<br>(۰ )۲ | ۰ ۰۴ -<br>(۰ )۴ | ۰<br>(۰۹۹) | ۰۱۰۱<br>(۰ )۲ | ۰ ۰۳ -<br>(۰۱۱) |
| تحصیلات Edu | ۰ ۵<br>(۰) | ۰ ۲<br>(۰) | ۰ ۴ -<br>(۷ ۷)۷ | ۰ ۰۸<br>(۰۱۰۱) | ۰۱۲۱<br>(۰) |
| تغییرات تحصیلات Dedu | ۰۱۱ -<br>(۷ ۷)۷ | ۰ ۰۲ -<br>(۰ )۸ | ۰ ۰۸ -<br>(۰ ۰)۲ | ۰۱۱ -<br>(۰۱۱) | ۰۱۰۱ -<br>(۷ )۷ |
| توان دو تحصیلات ۲Edu | ۷ ۷۷ -<br>(۰) | | ۰ ۰۵<br>(۰ ۰)۳ | | |
| بُعد خانوار Size | | | | | ۰ ۲<br>(۰) |
| تغییرات بُعد خانوار Dsize | | | | | ۰ ۲ -<br>(۰) |
| تعداد افرادِ بادرآمد خانوار Numy | ۰۱۱۵<br>(۰ ۰)۵ | ۰ ۲<br>(۰ ۰)۴ | ۰ ۲<br>(۰) | ۰۶۰۶ -<br>(۰ )۴ | |
| تغییرات تعداد افراد بادرآمد خانوار Dnumy | ۰ ۲<br>(۷ ۷)۷ | ۰۱۱<br>(۰ )۲ | ۰ ۲<br>(۰۱۱) | ۰ ۳<br>(۰) | |
| متغیّر ثابت constant | ۶<br>(۰) | ۳<br>(۰) | ۰ ۵<br>(۰) | ۱۱۱<br>(۰) | ۸۱۱<br>(۰) |

نتایج به‌دست آمده از مطالعهٔ سرپرست خانوار شهری نشان می‌دهد که متغیّر جنسیت بر درآمد اثر منفی داشته است؛ بدین معنی که وضعیت مردان، نسبت به زنان، در کسب درآمد بالاتر، بهتر بوده است. این موضوع می‌تواند به این دلیل باشد

که عموماً مردان دارای رتبه‌های شغلی بالاتری نسبت به زنان بوده‌اند. همچنین، بازار تقاضای کار و اشتغال وضعیت بهتری را برای مردان بـه نسـبت زنـان داشـته اسـت. متغیّر سن تأثیر مثبت داشته است؛ این می‌تواند حاصل از مناصب مدیریتی باشد که عموماً افراد با تجربه و سابقهٔ کار بالا درآن مناصب قرار دارنـد. عامـل تحصـیلات بـر درآمد اثر منفی را نشان می‌دهد که مبیّن آن است هرچه تحصیلات سرپرست خانوار بالاتر باشد، درآمد بالاتری کسب نمی‌کند. به‌طورکلی، تعداد اعضـای خـانوار و تعـداد افراد با درآمد، بر پویایی درآمد اثر مثبت داشته اسـت کـه علـت آن مـی‌توانـد حـق عائله‌مندی و یا اشتغال اعضای خانوار در شغل سرپرست خانوار باشد.

نتایج بررسی پویایی درآمد مردان شهری سرپرست خانوار نشان می‌دهد که عامل سن تأثیر منفی داشته است. عامل تحصیلات تأثیر مثبت داشته اسـت کـه مـی‌تـوان علت آن را در مناصب مدیریتی بررسی کرد؛ عموماً، مناصب مدیریتی به افـراد دارای تحصیلات عالی و مردان جامعه تعلق دارد؛ همچنین، شغل‌های خاص و پُردرآمد نیـز عموماًدر اختیار مردان است. برای مثال استادان دانشگاه، پزشـکان، خلبانـان و ... یـا منحصراً مردان هستند و یا تعداد مردان، بسیار بیشتر از زنان است. این‌گونه مشـاغل، عموماً نیازمند تحصیلات عالی و قابلیت‌هایی هستند که یا بازار، تقاضـای نیـروی‌کـار بیشتری را پیش‌روی مردان ایجاد کرده است و یا سهم اشتغال مردان از زنان، در این حوزه بیشتر است که این موضوع می‌تواند ناشی از فضای فرهنگی جامعـه باشـد؛ بـه این معنی که زنان، عموماً خانه‌دار بوده‌اند و فرصت بهره‌وری از توانایی و علم خـود را نداشته‌اند.

عامل تغییرات تحصیلات اثر منفی معناداری بر درآمـد دارد؛ بـه ایـن معنـی کـه تغییرات تحصیلات، منجر به افزایش درآمد بالاتر نخواهد شد؛ این موضوع را می‌توان این‌گونه تفسیر کرد که اگر تحصیلات یک نسل طی سال، تغییر مثبت داشـته باشـد (سرپرست خانوار تمایل به ارتقای مدرک تحصیلی خود داشته باشد) این موضوع اثـر منفی بر پویایی درآمد داشته است و موجب کاهش درآمـد شـده اسـت. درخصـوص تعداد اعضای خانوار و یا تعداد افراد صاحب درآمد، اثر معناداری وجود ندارد.

در بررسی درآمد زنان سرپرستِ خانوارِ شهری، نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهـد که عامل سن تأثیر مثبت داشته است که این موضوع می‌تواند به این دلیل باشد کـه تعداد بازنشستگان زن، کمتر از شاغلان زن بوده اسـت و همـین‌طـور، زنـان بـا سـن

بالاتر، درحال‌حاضر، مشغول در رتبه‌های شغلی بالاترند که افزایش درآمد حاصل از آن، بیشتر از کاهش درآمد ناشی از بازنشستگی بوده است.

عامل تحصیلات تأثیر مثبت بر درآمد داشته‌است که این موضوع نشان می‌دهد زنان سرپرست خانوار، به‌علت تحصیلات بالاتر، توانسته‌اند که جایگاه شغلی بالاتری را تصاحب کنند و ازاین‌طریق، درآمد بالاتری کسب کنند؛ همچنین، ارتقای تحصیلات منجر به کاریابی بیشتر زنان شده است و آنها را صاحب درآمد کرده است. اثر تعداد اعضای خانوار نیز بر پویایی درآمد، مثبت بوده است که به‌علت کفالت زنان سرپرست خانوار، مزایایی چون حق عائله‌مندی و یارانه به آنها تعلق می‌گیرد.

**ب. محاسبهٔ سهم نابرابری**

هدف دیگر پژوهش حاضر، محاسبهٔ میزان سهم عوامل توضیحی (که بر پویایی درآمد سرپرست خانوار مؤثر بوده است)، در نابرابری پویایی درآمد سرپرست خانوار است؛ به‌گونه‌ای‌که مثبت بودن اعداد به‌دست‌آمده، نشان از تأثیر مثبت این عوامل، بر افزایش نابرابری در تغییرات درآمد دارد و منفی بودن آن به معنی تأثیر منفی بر نابرابری تغییرات درآمد است. برای رسیدن به این منظور، از معیار $S_j$ استفاده شده است. اگر این معیار، عددی مثبت باشد، به معنی اثر مثبت متغیّر بر افزایش نابرابری پویایی درآمد است و اگر عدد منفی باشد، بر کاهش نابرابری مذکور مؤثر است و میزان آن نیز بستگی به بزرگی مقدارِ قدرمطلقِ عددِ به‌دست‌آمده دارد. در ادامه، به تفکیک خانوارهای شهری و روستایی و جنسیت، نتایج محاسبات سهم نابرابری درآمدی ارائه می‌شود.

نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که در پویایی درآمدِ خالصِ روستایی، اگر درآمد دورهٔ قبل، سن، تحصیلات و تغییرات تعداد افراد با درآمد خانوار زیاد شوند، تغییرات درآمد خالص سرپرست خانوار روستایی نیز بیشتر می‌شود. دراین‌میان، بیشترین اثر متعلق به تحصیلات است؛ اما تغییرات تحصیلات، توان دوم تحصیلات و تعداد افراد با درآمد خانوار، عامل منفی در نابرابری پویایی درآمدی هستند؛ یعنی هرچه این عوامل بالاتر بروند، نابرابری در تغییرات درآمد خالص سرپرستان روستایی کمتر خواهد شد. عواملی چون درآمد دورهٔ قبل، سن و تحصیلات، تاثیر مثبتی بر افزایش نابرابریِ پویاییِ درآمدی داشته‌اند و تعداد اعضای با درآمد خانوار، تأثیر منفی داشته است.

نابرابری در پویاییِ درآمدِ خالصِ سرپرست خانوار شهری، از عواملی چون تحصیلات، درآمد دورهٔ قبل، سن و تغییرات تحصیلات تأثیر مثبت می‌پذیرد و از عواملی چون تحصیلات توان دوم و جنسیت تأثیر منفی می‌پذیرد. در گروه پویاییِ درآمدِ خالصِ مردان سرپرستِ خانوارِ شهری، عواملی چون درآمد دورهٔ قبل، سن، تحصیلات و تغییرات تعداد اعضای با درآمد خانوار، منجر به افزایش نابرابری پویایی درآمدی شده‌اند؛ در نابرابریِ پویاییِ درآمد سرپرستِ زن خانوار، تأثیر مثبت از عواملی چون درآمد دورهٔ قبل، سن و تعداد اعضای خانوار و تأثیر منفی از عوامل تحصیلات و تغییرات در تعداد اعضای خانوار نشان داده شده است (جدول۷).

**جدول۷.** نابرابری پوییِ درآمدِ روستایی و شهری

| Sj | روستایی | مرد روستایی | شهری | مرد شهری | زن شهری |
|---|---|---|---|---|---|
| درآمد قبل | ۰ ۲ | ۰ ۳۲ | ۰ ۴۸ | ۰۶۶ | ۰۱۱۸ |
| جنسیت | | ۰ ۳۴ | -۰۹۹۹ | ۰ ۲ | ۰۶۶۵ |
| سن | ۰ ۳۳ | | ۰ ۴۵ | | |
| تغییرات سن | | ۰ ۴ | | ۰ ۲ | -۰ ۲۸ |
| تحصیلات | ۱ | | ۷۱۷۱ | | |
| تغییرات تحصیلات | -۰۱۰۱ | | ۰ ۰۲ | | |
| تحصیلات توان دو | -۰ ۵ | | -۰ ۵۵ | | ۰ ۰۰۲ |
| بُعد | | | | | -۰ ۰ |
| تغییرات بُعد | | -۰۱۰۱ | | | |
| تعداد اعضای بادرآمد خانوار | -۰ ۰۴ | | ۰ ۰۸ | ۰ ۰۳ | |
| تغییرات تعداد اعضای بادرآمد خانوار | ۰۱۰۱ | | | | |

## خلاصه و نتیجه‌گیری

در این مطالعه، تأثیر عوامل جمعیت‌شناختیِ ثابت، نظیر جنسیت، و عوامل جمعیت‌شناختیِ متغیّر، نظیر سن، تغییرات سن، تحصیلات، تغییرات تحصیلات، توان دوم تحصیلات، تعداد اعضای خانوار، تغییرات تعداد اعضای خانوار، تعداد اعضای با درآمد خانوار و تغییرات تعداد اعضای با درآمد خانوار، بر پویایی درآمد محاسبه

گردید. همچنین، این محاسبات به تفکیک مناطق شهری و روستایی و زنان و مردان سرپرست خانوار انجام گرفت. با استفاده از آزمون‌های رایج در اقتصاد سنجی و رگرسیون‌های انجام شده، نتایج نشان می‌دهد که به‌طورکلی، درآمد دورهٔ قبل نسل‌ها، تأثیر منفی بر پویایی درآمد ایشان می‌گذارد؛ درواقع هرچه درآمد دورهٔ قبل بالاتر باشد، پویایی درآمد کمتر می‌شود؛ این بدان معناست که خانوارهایی که درحال‌حاضر درآمد بالاتری دارند، انتظار افزایش درآمد کمتری خواهند داشت و در مقابل، خانوارهایی که درآمد پایین‌تری دارند، انتظار افزایش درآمد بیشتری دارند. بنابراین، این موضوع می‌تواند در کاهش اختلاف طبقاتی، تأثیر مثبت داشته باشد.

متغیّر بعدی جنسیت است که اثر منفی را بر پویایی درآمد نشان داده است؛ بدین‌معنی‌که هرچه جنسیت به‌سمت زنان سرپرست خانوار تغییر کند، پویایی درآمد در آنها کمتر خواهد بود و این مبیّن نابرابری جنسیتی، در بحث تغییرات درآمدی خانوار است؛ در واقع، اگر سرپرست خانوار زن باشد، انتظار تغییراتِ درآمدیِ کمتری می‌تواند داشته باشد. متغیّر بعدی سن سرپرست خانوار است که تأثیر منفی را بر درآمد نشان می‌دهد یعنی هرچه سن بالاتر باشد، انتظار تغییرات درآمدی را کاهش می‌دهد. این موضوع می‌تواند مبیّن این امر باشد که به‌طورکلی، سن بالاتر در کشور، نمودی از مهارت و دانش بالاتر، که موجبات افزایش درآمد را فراهم آورد، نیست.

تحصیلات، به‌طورکلی، تأثیر مثبت داشته است؛ بدین‌معنی‌که هرچه تحصیلات افراد بالاتر باشد، می‌توانند انتظار بهبود درآمدی بیشتری داشته باشند. اثر تعداد اعضای خانوار، اغلب معنادار نبوده است. نتایج به‌دست‌آمده برای نابرابری پویایی درآمد نشان می‌دهد که به‌طورکلی، متغیّرهای درآمد دورهٔ قبل، جنسیت، سن، تحصیلات و بُعد خانوار، در افزایش نابرابریِ پویاییِ درآمد، تأثیر مثبت دارند؛ بدین‌معنی‌که اگر درآمد دورهٔ قبل بالاتر برود، اگر سرپرست خانوار زن باشد، اگر تحصیلات سرپرست خانوار بالاتر برود و اگر تعداد فرزندان خانوار بیشتر شود، تغییرات درآمد خانوارها، نابرابرتر خواهد بود؛ بدین معنی که برای مثال، اگر تحصیلات عده‌ای از سرپرستان خانوار بالا باشد، انتظار نابرابری در تغییراتِ درآمدِ آنها بیشتر است و ممکن است برخی از آنها، بهبود بسیار بالایی در درآمد را تجربه کنند و برخی بهبود کمتری را تجربه کنند؛ اما این موضوع در تحصیلات پایین‌تر، کمتر است؛ یعنی تغییرات درآمدی این گروه، یکسان‌تر خواهد بود.

باتوجه‌به اینکه بالا بودن پویایی درآمدی خانوار و کاهش نابرابری در پویایی درآمد، موجب خواهد شد که احتمال خروج از فقر و رفاه افراد در جامعه بالاتر برود، از این‌رو، پیشنهادهای سیاستی این مطالعه چنین خواهد بود که عوامل جمعیت‌شناختی بر پویایی درآمد مؤثر هستند و برای مثال، افزایش تحصیلات سرپرست خانوار می‌تواند، احتمال تغییرات مثبت درآمدی را برای خانوار ایجاد کند که این موضوع، تأیید می‌کند که فراهم‌سازی امکانات آموزشی برای افراد جامعه به‌وسیلهٔ دولت، می‌تواند رفاه خانوار را بالابرد. درخصوص متغیر سن، باتوجه‌به اینکه افراد با افزایش سن، احتمال تغییر درآمد منفی دارند، بنابراین به نظر می‌رسد که افراد با سن بالاتر در کشور، با کاهش بهره‌وری مواجه می‌شوند؛ بنابراین سیاست‌های ارتقای سطوح بهره‌وری این گروه از افراد، موردِتوجه خواهد بود. متغیّر جنسیت، که نشان‌دهندهٔ تبعیض جنسیتی به نفع مردان است، سیاست‌های حمایتی از زنان، در مسیر شغلی ایشان را مطرح می‌سازد. درخصوص اینکه تعداد اعضای خانوار، اغلب معنادار نبوده است و از متغیّر تعداد اعضای با درآمد خانوار استفاده شده است، نمی‌توان به‌طورقطعی نظر داد که افزایش تعداد فرزندان می‌تواند، موجب تغییر مثبت در درآمد خانوار شود؛ زیرا، حتی اگر درآمد خانوار افزایش یافته باشد (پویایی درآمد مثبت)، با توجه به اینکه هزینهٔ خانوار نیز بالا می‌رود، نمی‌توان دربارهٔ خروج خانوار از فقر و رفاه آن نظر داد.

## منابع


دژپسند، فرهاد؛ عرب مازار، عباس و سیفی، شاپور. (۱۳۹۵). «بررسی تحصیلات و تجربه بر درآمد افراد»، *فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی*، سال هفتم، شمارهٔ ۲۵: ص ۷۶-۱۰۰

راغفر، حسین؛ موسوی، میرحسین؛ آذری بنی، بتول و باباپور، میترا. (۱۳۹۳). «اندازه‌گیری غیرخطی تحرک شرطی درآمدی در ایران «کاربردی از داده‌های شبکه ترکیبی»»، *فصلنامهٔ تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شمارهٔ ۱۵: ص ۱۱۷-۱۴۵.

راغفر، حسین؛ موسوی، میرحسین و آذری بنی، بتول. (۱۳۹۵). «بررسی تحرک مطلق غیرخطی در توزیع درآمدی ایران»، *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعهٔ پایدار)*، سال ۱۶ شمارهٔ ۴: ص ۱۹-۳۶.

راغفر، حسین؛ موسوی، میرحسین و قاسمی دهقی، مرضیه. (۱۳۹۶). «بررسی تحرک فقر در خانوارهای شهری به روش ناپارمتریک: رویکرد داده‌های شبه‌تابلویی بررسی تحرک

فقر با استفاده از داده‌های مقطعی»، *تحقیقات اقتصادی*، دورهٔ ۲، شمارهٔ ۴: ص۸۵۹-۸۷۸.

کشاورز حداد، غلامرضا و علویان قوانین، آرش. (۱۳۹۲). «شکاف جنسیتی دستمزد در مناطق شهری ایران». *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هفدهم: ص ۱۰۱-۱۳۳.

فطرس، محمدحسن و شهبازی، فاطمه. (۱۳۹۳). «بررسی تحرک درآمدی در ایران طی سال‌های پیش و پس از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌های نقدی ۱۳۶۳-۱۳۹۲»، *فصلنامهٔ علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، سال سوم، شمارهٔ ۱۲: ص ۱۸۳-۲۰۱.

فلاحتی، علی؛ فتاحی، شهرام؛ گلی، یونس و گلی، سمیه. (۱۳۹۶). «تقاضای تحصیلات و برآورد سهم تحصیلات در نابرابری درآمد»، *فصلنامهٔ مدل‌سازی اقتصادی*، سال یازدهم: ص ۲۳-۴۴

فیض‌پور، محمدعلی؛ صالحی فیروزآبادی، گلسا و ده‌موبد، بابک. (۱۳۹۳)، «بررسی سطح توسعهٔ بازار کار به تفکیک جنسیت در ایران»، *پژوهش‌نامهٔ زنان*، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی، سال پنجم: ص۸۹-۱۰۹.

گوگردچیان، احمد؛ طیبی، سید کمیل و قضاوی، عفت. (۱۳۹۳). «اثر اشتغال زنان بر شکاف درآمدی جنسیتی در ایران (۱۳۷۰-۱۳۹۰)»، *فصلنامهٔ تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شمارهٔ ۱۷: ص ۱۴۵-۱۶۹.

علمی، زهرا؛ کریمی پتانلر، سعید و کسرایی، کامران. (۱۳۸۵). «اثر آموزش بر درآمد افراد شهری در ایران با استفاده از روش مدل‌های چندسطحی»، *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، شمارهٔ ۷۳: ص ۲۴۱-۲۷۲.

عالمی نیسی، مسعود. (۱۳۹۴). «بررسی تطبیقی تأثیر تعداد فرزندان بر فقر اعضای نهاد خانواده در کشورهای مختلف»، *فصلنامهٔ جامعه‌شناسی نهادهای اجتماعی* ۲ (۶): ص ۳۹-۷۸.

عرب‌مازار، عباس و حسینی‌نژاد، سید مرتضی (۱۳۸۳). «عوامل مؤثر بر فقر خانوارهای شاغل روستایی در ایران». *جستارهای اقتصادی*، ۱(۱): ص ۶۷-۹۴.

موسوی، میرحسین و آذری بنی، بتول. (۱۳۹۵). «اندازه‌گیری بین‌نسلی تلهٔ فقر در میان نسل سنی سرپرست خانوار»، *فصلنامه علمی پژوهشی زن و جامعه*، فصل هفتم، شمارهٔ ۲: ص ۱۳۵-۱۵۴.

Blinder, A. S. (1973), "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *Journal of human Resourses*: 436-455.

Becker, Gary S. (1991): *A Treatise on the Family*. Enlarged Edition. Cambridge: Harvard University Press.

Becker, G.S. (1975). Human capital: A theoretical and empirical analyses with special reference to education, *New York: National Bureau of Economic Research*.

Chiswick, B. R. (2003). Jacob Mincer, Experience and the Distribution of Earnings. *IZA Discussion Paper*. No. 847.

Cuesta, J. Nope, H. And Pizzolitto, G. (2011). Using Pseudo panels to measure income mobility in Latin America, *IZA Discussion Papers*, No. 5449. pp1-38.

Coale, A.J. and Hoover, E. M. (1959). Population Growth and Economic Development in Low-Income Countries, *The American Economic Review*, Vol. 49, No.3, pp. 436-438

Casabianca, E. And Giarda, E. (2020). Household Income Dynamics in Europe before and after the Great Recession: A four country Analysis. *Economics Bulletin*, Volume 40, Issue 3. pp. 1-15.

Fields, G. Cichello, P. Freije, S. Menendez, M. And Newhouse, D. (2003). Household income dynamics: a four-country story, *the Journal of Development Studies*, 40:2, pp. 30-54.

Fields, Gary S. and Gyeongjoon Yoo, 2000, Falling Labor Income Inequality in Korea's Economic Growth. *Reviews of Economic and Wealth*, vol 146. No 2.

Duncan, G. J. (1983). The implications of changing family composition for the dynamic analysis of family economic well-being .*Panel Data on Incomes. Occasional Paper* ,(2) ,203-39.

Gardes, F., & Canelas, C. (2010). Poverty, Inequality, and Income Mobility: The Case of Ecuador. *A Pseudo-Panel Approach. Master Models and Methods for Quantitative Economics. Paris: School of Economics*.

Garibaldi, P., J. Oliveial Martins and J.C. van Ours (2010) Health, *Lingevity and Productivity*, Oxford University Press, forthcoming.

Girvani, F. Shadmehri, M. Fallahi, M.A. And Raghfar, H. (2019). Dynamic Poverty Analysis in Rural Areas of Iran, *Journal of Research and Rural Planning*, V8, No. 3, pp. 13-23.

Jenkins, S. (2000). Modelling household income dynamics, *Journal of Population Economics*. 13: pp. 529-567.

Jenkins, S. and Rigg.J. (2001). The Dynamics of Poverty in Britain. Department for Work and Pensions Research Report No. 157.

Koenker, R. and Bassett, G. (1978). Regression Quantiles, *Econometrica*, Vol. 46, No. 1. pp.33-50

Launov, Andrey (2004). An Alternative Appriach to Testing Dual Labour Market Theory. *IZA Discussion Paper*, No. 1289. PP 89-109.

Lazear, E. (1979) Why is there mandatory retirement, *Journal of Political Economy 87*, pp. 1261-1284.

Lillard, L.A. and R.J. Willis, (1978), Dynamic Aspects of Earnings Mobility, *Econometrica* Vol.46, No.5.

Li, Luping, (2009). Household Income Dynamics in Rural China, 2009 Conference, August 16-22, 2009, Beijing, China 51561, International Association of Agricultural Economists.

Marotta, D. And Yemtsov, R. (2010). Determinants of households' income mobility and poverty dynamics in Egypt. Paper presented at the 5thIZA-World Bank conference on Employment and Development, Cape Town.

Mincer, J. (1958). Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *Journal of Political Economy* 66, no. 4:281-302.

Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*, New York: Colombia university press.

Navarro, A. I. (2006). Estimating Income Mobility in Argentina with pseudo-panel data. *Preliminary Version Department of Economics, Universidad de San Andres and Universidad Austral*. PhD thesis.

Narciso, V. and Henriques, P. (2010), Women and Land in Timor-LesteIssues inGender and Development, *Indian Journal of Gender Studies*, 17(1). pp 49-72.

Perugini, C. (2020). Patterns and drivers of household income dynamics in Russia: The role of access to credit. *BOFIT Discussion Papers* 11/2020. pp. 4-41.

Srinivasan, S. and Griffiths, D. (1997), Crucible steel in South India: Prelimanary investigations on crucibles from some newly identified sites. In: Vandivar, P., Druzik, J., Markel, J. and Stewart, J., Materials Issues in Art and Archaeology V, MRS Symposium Proceedings Vol. 462. Warrendale: *Materials Research Society*. Pp. 111-27

Van Ours, J. And Stoeldtraijer, L. (2010). Age, Wage and Productivity, *IZA Discussion Paper* No. 4765, pp.1-48.

Van Vuuren, D. and P. de Hek (2009) Firms, workers, and life-cycle wage profiles, in Euwals, R., R. de Mooij and D. van Vuuren (2009). *Rethinking*

*Retirement*, CPB Netherland Bureau for Economic Policy Analysis. The Hangue.

Woolard, I. And Klasen, S. (2004). Determinants of Income Mobility and Household Poverty Dynamics in South Africa, *IZA Discussion Paper* No. 1030. pp. 1-39.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Research Article

# The Effect of Demographic Variables on Dynamic Net Income in Urban and Rural Households

Hamid Abrishami*
Sajjad Barkhordari**
Ali Jadidzadeh***
Maede Abdi****

Received: 23 September 2022 Accepted: 26 April 2023

## Abstract

This paper aims to investigate the effect of demographic variables such as age, gender, education of the head of household, and the number of family members on the dynamics of net income in urban and rural households for the period 2000-2019. To this end, pseudo panel data constructing 25 age generations of people born in 1930-2004 has been used. The results show that males, the education of the family head, and the number of family members have a positive effect on the dynamics of the net income of households, while age has a negative effect. High level of income in the previous period will decrease the income change in future periods. In addition, the results show that all of the effective factors on dynamics of household income will increase the inequality in income changes, of which education, previous income, and age of head have the most determinant effect.

**Keywords**: Dynamics of Income, Inequality in Dynamics of Income, Demographic Property, Pseudo-Panel
**JEL Classification:** D31, D63, J11, C23

* Professor of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.
** Associate Professor of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran (Corresponding Author).
Email: barkhordari@ut.ac.ir
*** Assistant Professor of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.
*** PhD candidate of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.