# پیش‌بینی خانوارها

فیروز توفیق

در بسیاری از زمینه‌های مطالعاتی، خانوار واحدی مناسبتر است تا فرد. ازجمله واحد تقاضای مسکن فرد نیست بلکه خانوار است. میزان کمبود مسکن از مقایسه شمار خانوارها و واحدهای مسکونی به‌دست می آید. در بررسی توزیع درآمد و هزینه نیز خانوار واحد بهتری است. زیرا اعضای خانوار معمولاً همخرجند. مثالها از این دست کم نیستند. اما همینها برای نمایاندن فایده پیش‌بینی خانوارها، علاوه‌بر پیش‌بینی جمعیت، کافی است.

روشهای پیش‌بینی خانوارها بسیارند. ما در این مقاله به شرح روشهای سنتی یعنی روش نسبت خانوار به جمعیت[۱] و روش نرخ سرپرستی[۲] می پردازیم. به‌روشهای معروف به جدول عمر[۳] و آمار حیاتی[۴] نیزاشاره گذرا خواهیم کرد. جا دارد روشهای پیچیده‌تر ازجمله روش ماتریس ترکیب خانوار[۵]، الگوی سوئدی[۶]، الگوی دانشگاه دلفت هلند، الگوهای شبیه‌سازی[۷] و جمعیت‌شناسی چندوضعیتی[۸] جداگانه معرفی شوند[۱، صفحه ۵۹-۴۱]. زود بگوییم که بیشتر روشهای اخیر از نوع "داده‌خوار" بوده، لازمه کاربرد عملی آنها دراختیار داشتن اطلاعاتی است که درایران به‌سادگی دردسترس نیستند.

## ۱. خانوار و خانواده:

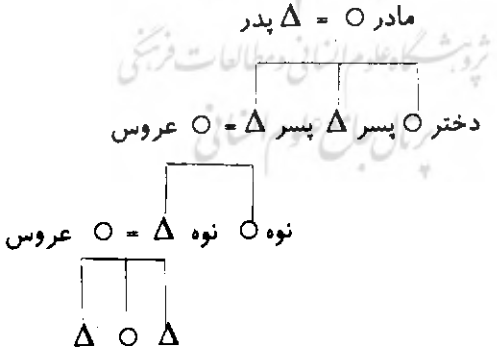
از همان ابتدا ضروری است مفاهیم خانوار و خانواده از یکدیگر جدا شوند. مراد از خانوار گروهی از افراد است که باهم زندگی می کنند و لزوماً خویشاوند نیستند. در تعریف نشریات سازمان ملل خانوار یک "واحد اجتماعی - اقتصادی است که از افرادی که با هم زندگی می‌کنند تشکیل شده است"

---

1. *Household-to-population ratio method.*
2. *Headship rate method.*
3. *Lifetable method.*
4. *Vital statistics method.*
5. *Household composition matrix.*
6. *Primds.*
7. *Microsimulation models.*
8. *Multistate demography.*

[۲، صفحه ۴]. همین تعریف عیناً در نشریه مرکز جمعیت کارولین [۳، صفحه ۴۲] نیز تکرار شده است. حال آنکه طبق همین نشریات خانواده واحد خویشاوندی است که دست‌کم از زن و شوهر و فرزندان آنان تشکیل می‌شود. در سرشماریها معمولاً عنوان خانواده به دو یا چند نفری که با هم زندگی می‌کنند و خویشاوند نسبی یا سببی هستند، اطلاق می‌گردد. با این تعریف گروهی متشکل از مثلاً زن و شوهر و سه فرزند یا دو نفر خواهر یا سرانجام یک زن بیوه با دو فرزند که با هم زندگی می‌کنند، خانواده به‌حساب می‌آیند. خانواده‌ها انواع گوناگون دارند. در نشریات سازمان ملل خانواده یک گروه اجتماعی مرتبط با یا ناشی از فرایند تولید مثل تعریف شده است. پیوندهای خویشاوندی توسط قانون یا عرف سازمان می یابد [۲، صفحه ۵]. خانواده هسته‌ای[۱] یا زن و شوهری[۲] معمولاً متشکل از زن و شوهر و فرزندان بلافصل (و معمولاً ازدواج نکرده) است. خانواده گسترده[۳] سه نسل و بیشتر را دربر دارد. در این حالت، دست‌کم در ایران چون غالباً نسب صلبی (در خط مردان) است وضع معمولی بدین‌قرار است: پدر با همسر و فرزندان مجرد و پسران و نوادگان ذکور مجرد و ازدواج کرده و عروسهای خود، با هم زندگی می‌کنند (نمودار ۱).

نمودار شماره ۱. خانوادهٔ گسترده




بنابراین خانواده‌ای که از ترکیب چند خانواده هسته‌ای متعلق به یک نسل که مثلاً از طریق چندزنی به

1. *Nuclear family.*
2. *Conjugal family.*
3. *Extended family.*

هم پیوند یافته باشند[۱] یا خانواده‌ای که با الحاق خویشان نزدیک، مانند پدر، مادر، برادر و خواهرزن به خانواده هسته‌ای، بسط یافته باشد[۲] خانواده گسترده نیست. به‌هرحال در امر پیش‌بینی خانوارها این گونه تقسیم‌بندیها درصورتی حایز اهمیت است که همه اعضای خانواده گسترده، پیوسته یا بسط‌یافته در یک واحد مسکونی بسر برند.

در تعریف سرشماریهای ایران، خانوار معمولی از چند نفر تشکیل می‌شود که با هم در یک اقامتگاه زندگی می‌کنند و با یکدیگر هم‌خرج بوده معمولاً با هم غذا می‌خورند [۴، صفحات و ۵ ص ۶، ۱]. پس لازم نیست که اعضای یک خانوار حتماً با یکدیگر رابطه خویشاوندی داشته باشند. به‌عبارت دیگر خانوار لزوماً با خانواده یکی نیست. هر چند در این سرشماریها خانواده جداگانه تعریف نشده، اما توضیحی که در قسمت اخیر تعریف درباره خانوار داده شده، نشان‌می‌دهدکه همان تمایز سازمان ملل پذیرفته شده است.

خانوارها معمولاً تمام یا بخشی از یک واحد مسکونی را در تصرف دارند. اما گاهی در اردوگاهها، خوابگاهها، هتلها یا در نهادها هم بسر می‌برند و یا بی‌خانمان هستند. پس بایستی دو مفهوم خانه (واحد مسکونی) و خانوار، علی‌رغم شباهت بسیار، از یکدیگر جدا شوند. با این حال در سرشماریهای برخی از کشورها ازجمله فرانسه که خانوار تنها به‌اعتبار واحد سکونت[۳] تعریف شده، این تمیز میسر نیست . در این‌گونه موارد خانوار به مجموعهٔ افرادی که در یک واحد مسکونی سکونت دارند، یعنی زیر یک سقف بسر می‌برند، اطلاق می‌شود. اما معمولاً در تعریف خانوار شرط دومی نیز هست و آن همکاری افراد برای تهیهٔ لوازم اصلی زندگی بویژه غذا است. به این اعتبار خانوار یک واحد خانه‌داری[۴] است. چنانکه گفتیم توصیه سازمان ملل تعریف اخیراست. تعریف همین سازمان که در سرشماریهای ایران نیز پذیرفته شده، از سرپرست یا رییس خانوار[۵] بدین‌قراراست: «سرپرست خانوار یکی از اعضای خانوار است که در خانوار به این عنوان شناخته می‌شود.» [۴، ص ۳۸].

## ۲. پیش‌بینی خانوارها:

دیدیم که روشهای پیش‌بینی خانوارها بسیارند. از آن میان چهار روش و بویژه دو روش اول و آخر

---

1. *Joint family.*
2. *Expended family.*
3. *Household-housing unit approach.*
4. *Housekeeping unit approach.*
5. *Head of household.*

بیشتر به کار رفته‌اند. اینها عبارتند از:

۱. روش نسبت خانوار به جمعیت.

۲. روش جدول عمر.

۳. روش آمارهای حیاتی.

۴. روش نرخهای سرپرستی.

کاربرد روشهای جدول عمر و آمارهای حیاتی در ایران، به‌دلیل نیاز به اطلاعات آماری زیاد، عجالتاً اگر نه غیرممکن به‌هرحال دشوار است. مضافاً که در این روشها ناگزیر مفروضات زیادی نیز پذیرفته می‌شوند. ازجمله در روش معروف به جدول عمر، ترکیب جمعیت الزاماً از الگوی نظری جمعیت ساکن[1] پیروی می‌کند. افزون‌براین، فرض بر این است که هر کسی که ازدواج کند یا به مثلاً ۲۵ سالگی برسد، حتماً خانوار را ترک می‌کند. برای کاربرد این روش بایستی آمارهای جاری مرگ و میر، باروری، زناشویی، طلاق و تشکیل خانواده را در اختیار داشت.

در روش آمارهای حیاتی نخست شمار خانواده‌ها در پایان سال t به روش زیر محاسبه می‌شود:

$$F_t = F_0 + \Sigma_j (M_j - D_j - S_j + N_j)$$

در رابطهٔ بالا $F_t$ کل خانواده‌ها در سال مقصد، $F_0$ کل خانواده‌ها در سال پایه، $M_j$ کل ازدواجها، $D_j$ مرگ و میر افراد متاهل، $S_j$ طلاقها و $N_j$ خالص مهاجرت خانواده‌ها در سالهای ۱ تا t است.

بدین ترتیب اگر کل خانواده‌ها در پایان سال مثلاً ۱۳۶۵، ۹۶۷۲ هزار باشد و در سال ۱۳۶۶، ۴۸۴ هزار ازدواج رخ دهد، خالص مهاجرت زوجهای متاهل ۲- هزار نفر باشد، ۱۵۰ هزار نفر از افراد متاهل فوت کنند و ۲۰ هزار مورد طلاق وقوع یابد، خالص تشکیل خانواده خواهد بود:

۴۸۴ - ۲ -۱۵۰- ۲۰ = ۳۱۲

و کل خانواده‌ها در پایان سال ۱۳۶۷: هزارخانواده ۹۹۸۴= ۳۱۲+۹۶۷۲

سپس با دردست داشتن عدد خانواده‌ها و با توجه به شماره خانواده‌هایی که تشکیل خانوار نمی‌دهند و خانوارهایی که خانواده نیستند، عدد خانوارها برآورد می‌شود.

پیداست که برخی از این آمارها در ایران دردسترس نیستند. ازاین‌رو برای ما عجالتاً تنها روشهای نسبت خانوارها و نرخ سرپرستی کاربرد عملی دارند. در زیر تنها به‌شرح این دو روش می‌پردازیم.

---

*1. Stationary population.*

**۱-۲. روش نسبت خانوار به جمعیت:**

این روش کمترین نیاز را به اطلاعات آماری دارد. فرض تلویحی در این روش این است که رشد خانوارها به موازات رشد جمعیت است که البته همیشه فرض درستی نیست. یعنی در این فرض به تجزیه خانواده‌های گسترده، پیوسته و بسط‌یافته به خانواده‌های هسته‌ای بر اثر امر توسعه و شهرنشینی، بهایی داده نمی‌شود. حال آنکه مثلاً در ژاپن در دهۀ ۱۹۵۵ تا ۱۹۶۵ به‌دلیلی که گذشت رشد جمعیت از ۱ درصد بیشتر نبود و رشد خانوارها به ۳ درصد می‌رسید. در بیشتر کشورهای صنعتی نیز در بلندمدت با کاهش وسعت خانوارها، رشد آنها سریعتر از رشد جمعیت بوده است.

با این حال این روش در عین سادگی، دست‌کم در میان‌مدت، نتایج قابل قبولی به‌دست می‌دهد. ترتیب محاسبات بدین‌قرار است:

(یکم) محاسبۀ جمعیت بالغ مثلاً ۲۰ - ۶۴ ساله در سالهای گوناگون.

(دوم) محاسبۀ نسبت خانوارها به جمعیت بالغ در این سالها.

(سوم) پیش‌بینی نسبت مذکور براساس مفروضات گوناگون (ثبات نسبتهای کنونی، تحول براساس روند گذشته...).

(چهارم) پیش‌بینی جمعیت بالغ و محاسبۀ حاصل‌ضرب نسبتها و جمعیت پیش‌بینی شده.

اگر جمعیت بالغ درسال پایه $P_0$ و در سال $t$، $P_t$ باشد و نسبت خانوار به جمعیت در سال پایه $h_0=H_0/p_0$ (عدد خانوارها در سال پایه)، با فرض ثبات نسبت، عدد خانوارها در سال $t$ خواهد بود:

$$h_0 \times p_t = H_t$$

حسن روش اخیر اینکه از مفروضاتی که در بارۀ باروری و مرگ و میر که به‌منظور پیش‌بینی جمعیت پذیرفته می‌شوند، کمتر متأثر است. البته در این روش نیز بهتر است نسبت $h_t$ با استفاده از توابعی چون نمایی تغییریافته[1]، لژیستیک[2] و گمپرتز[3] برآورد شده در طول زمان متغیر انگاشته شود. زیرا تجربۀ کشورهای صنعتی نشان می‌دهد که در بلندمدت نسبت خانوار به جمعیت بالغ معمولاً فزاینده است. تحول این نسبت‌ها در ایران در جدول شماره ۱ نشان داده شده است. در مقایسه ارقام ستون آخر این جدول بایستی توجه شود که تعریف خانوار در سرشماری سال ۱۳۳۵ با تعریف آن در سرشماریهای بعدی اندکی تفاوت دارد. در سرشماری سال ۱۳۳۵ خانوار چنان تعریف شده که امکان دارد اعضای

---

1. *Modified exponential.*
2. *Logistic.*
3. *Gompertz.*

غایب موقت آن از قلم افتاده باشند. حال آنکه در سرشماریهای بعدی این افراد صریحاً جزو خانوار به‌حساب آمده‌اند. شاید این امر یکی از دلایلی است که میانگین وسعت خانوار در سرشماری سال ۱۳۳۵ کمتر از میانگین مذکور در سرشماری سال ۱۳۴۵ است. در سرشماری سال ۱۳۶۵ به‌خلاف سرشماریهای پیشین، اعضای خانوارهای دسته‌جمعی، مگر گروه معدودی، جداگانه بررسی نشده‌اند، بلکه شمارش آنان در همان خانوار معمولی مبدأ انجام گرفته است. از این‌رو رقم قابل مقایسه در این سرشماری با سرشماریهای پیشین، کل جمعیت، شامل اعضای خانوارهای معمولی و دسته‌جمعی است. به‌همین دلیل در ستون دوم جدول، هم اعضای خانوارهای معمولی و هم اعضای خانوارهای دسته‌جمعی جزو جمعیت بالغ به‌حساب آمده‌اند. با این‌حال باز به‌دلیل آنکه در سرشماری اخیر شمول افراد غایب موقت بیشتر از سرشماریهای پیشین است، ارقام کاملاً قابل مقایسه نیستند. در سرشماری سال ۱۳۵۵ آن عده از اعضای خانوار که در زمان سرشماری به‌منظور کسب و کار در خارج کشور بسر می‌برند، درصورتی جزو خانوار به حساب آمده‌اند که حداقل سالی یک‌بار نزد خانوار خود بازگردند (۴، ص ۳۵). درسرشماری سال ۱۳۶۵ شرط اخیر برداشته شده است و همه شاغلین به کار در خارج از کشور جزو خانوار معمولی مبدأ منظور شده‌اند (۵، ص ۴۵) و چون شاغلین به کار در خارج از کشور معمولاً در سنین ۲۰ تا ۶۴ سالگی هستند، این تغییر در تعریف می‌تواند در سال مذکور کاهش نسبت خانوار به جمعیت بالغ را توجیه کند. خاطرنشان می‌گردد اگر اثر این تغییر تعریف معادل ۲۲۸۵۷۸ نفر ۲۰ تا ۶۴ ساله باشد، ضریب مورد بحث به حد سال ۱۳۵۵ ارتقا می‌یابد. با توضیحاتی که گذشت آشکار است که ارقام واقعاً قابل مقایسه تنها ارقام سالهای ۱۳۴۵ و ۱۳۵۵ است.

جدول شماره ۱. تحول نسبت خانوار به جمعیت بالغ در ایران

| سال | خانوارهای معمولی* (۱) | جمعیت‌بالغ ** ۲۰-۶۴ (۲) | نسبت‌خانوار‌به جمعیت‌بالغ (۳) |
|---|---|---|---|
| ۱۳۳۵ | ۳۹۸۵۶۸۰ | ۸۷۸۲۳۵۴ | ۰/۴۵۳۸۳ |
| ۱۳۴۵ | ۵۱۶۵۵۷۷ | ۱۰۷۲۷۷۸۰ | ۰/۴۸۱۵۱ |
| ۱۳۵۵ | ۶۷۰۹۰۷۴ | ۱۳۹۱۲۶۴۶ | ۰/۴۸۲۲۲ |
| ۱۳۶۵ | ۹۶۷۲۴۷۷ | ۲۰۲۸۶۸۰۲ | ۰/۴۷۶۷۹ |

* بدون خانوارهای معروف به دسته‌جمعی.

** شامل جمعیت خانوارهای دسته‌جمعی.

**۱-۱-۲. تابع نمایی تغییریافته:**

بـرپایهٔ رقـمهای سـالهای ۱۳۴۵ و ۱۳۵۵ و بـا استفاده از تـابع نـمایی تـغییریافته ($y=k+ab^x$) شمارخانوارهای سال ۱۳۶۵ را پیش‌بینی کنیم.

یادآوری کنیم که در تابع نمایی تغییریافته از مقدار افزایش متغیر تابع همه ساله بـه نسبت ثـابتی کاسته می‌شود و تابع حد زبرینی دارد که مجانب آن خوانده می‌شود. منحنی به‌سوی مجانب میل کرده اما هرگز بدان نمی‌رسد.

این تابع سه عدد ثابت دارد: K یا مجانب، a فاصله y تا مجانب در نقطه $x = 0$ و b نسبت میان اولین تفاضل‌های پی‌درپی. پس بایستی سه معادله دردست باشد تا مقادیر مذکور به‌دست آیند. اگر دست کم سه کمیّت $y_1$، $y_2$، $y_3$، مثلاً سه نسبت حاصل از سرشماریهای دهساله (جدول شماره ۱) دردست باشد، امکان محاسبهٔ a، k و b وجود دارد. اگر سال پایه را صفر (۰) قرار دهیم، سالهای بعدی به‌ترتیب ۱۰ و ۲۰ خواهند بود، پس:

(الف) $۰/۴۵۳۸۳=k+ab^{۰}= k+ a$

(ب) $۰/۴۸۱۵۱=k+ab^{۱۰}$

(ج) $۰/۴۸۲۲۲=k+ab^{۲۰}$

با کاستن (الف) از (ب) خواهیم داشت:

$$۰/۴۸۱۵۱-۰/ ۴۵۳۸۳= ab^{۱۰}- a= a(b^{۱۰}-۱)$$

با کاستن (ب) از (ج) خواهیم داشت:

$$۰/۴۸۲۲۲-۰/۴۸۱۵۱=ab^{۲۰} -ab^{۱۰}=ab^{۱۰}(b^{۱۰}-۱)$$

با تقسیم رابطه اخیر به رابطه پیشین:

$$\frac{۰/۴۸۲۲۲-۰/۴۸۱۵۱}{۰/۴۸۱۵۱ - ۰/۴۵۳۸۳} = \frac{ab^{۱۰}(b^{۱۰}-1)}{a(b^{۱۰}-1)}$$

$$b = \frac{۰/۴۸۲۲۲ - ۰/۴۸۱۵۱}{۰/۴۸۱۵۱ - ۰/۴۵۳۸۳} = \sqrt[۱۰]{۰/۰۲۵۶۵} = ۰/۶۹۳۲۸$$

با جایگزین کردن مقدار b در (ب) و کاستن (الف) از (ب):

$$۰/۴۸۱۵۱ - ۰/۴۵۳۸۳= k + a(۰/۶۹۳۲۸)^{۱۰} - k -a = a(۰/۶۹۳۲۸^{۱۰}-۱)$$

$$a = \frac{۰/۴۸۱۵۱ - ۰/۴۵۳۸۳}{(۰/۶۹۳۲۸^{۱۰}-۱)} = -۰/۲۸۴۰۸۷$$

مقدار k با جایگزین کردن مقادیر a و b در یکی از معادله‌های (الف) تا (ج) قابل محاسبه است. ازجمله:

۰/ ۴۵۳۸۳= k -۰/۲۸۴۱

k = ۰/۴۸۲۲۴

بنابراین تابع مورد نظر خواهد بود:

$$y_t = ۰/۴۸۲۲۴ - ۰/۰۲۸۴۱ \ (۰/۶۹۳۲۸)^t \qquad (۱)$$

که به‌ازای t مساوی ۰، ۱۰ و ۲۰ نسبت یاد شده به‌ترتیب مساوی است با ۰/۴۵۳۸۳، ۰/۴۸۱۵۱ و ۰/۴۸۲۲۲. با استفاده از معادله (۱) می‌توان نسبت سال ۱۳۶۵ (و سالهای بعد) را به‌شرح زیر حساب کرد:

$$y_{۱۳۶۵} = ۰/۴۸۲۲۴ - ۰/۰۲۸۴۱ \ (۰/۶۹۳۲۸)^{۳۰} = ۰/۴۸۲۲۳۹۵$$

با ضرب‌کردن نسبت بالا در جمعیت بالغ سال مذکور عدد خانوارهای سال ۱۳۶۵ به‌دست می‌آید:

۰/۴۸۲۲۳۹۵ × ۲۰۲۸۶۸۰۲ = ۹۷۸۳۰۹۷

که ۱/۱ درصد بیشتر از رقم سرشماری (۹۶۷۲۴۷۷ خانوار) است.

در مواردی که تنها دو مشاهده (مثلاً نسبت سالهای ۱۳۴۵ و ۱۳۵۵) دردست است، فرمول نشریات سازمان ملل برای پیش‌بینی نسبت خانوار به جمعیت بالغ بشرح زیر است:

$$h_t = ۱ - (۱-h_{۱۳۴۵}) \left(\frac{۱-h_{۱۳۵۵}}{۱-h_{۱۳۴۵}}\right)^{\frac{t-۱۳۴۵}{۱۳۵۵-۱۳۴۵}} \qquad (۲)$$

مثلاً برای t =۱۳۶۵، خواهیم داشت:

$$h_{۱۳۶۵} = ۱ - (۱-۰/۴۸۱۵۱) \times \left(\frac{۱-۰/۴۸۲۲۲}{۱-۰/۴۸۱۵۱}\right)^{\frac{۱۳۶۵-۱۳۴۵}{۱۳۵۵-۱۳۴۵}}$$

$$= ۱ - (۰/۵۱۸۴۹) \times \left(\frac{۰/۵۱۷۷۸}{۰/۵۱۸۴۹}\right)^{۲} = ۰/۴۸۲۹۲۹$$

در جدول شماره ۲ تحول نسبت خانوار به جمعیت بالغ مناطق شهری کشور نمایش داده شده است.

اگر فرمول (۲) را با استفاده از نسبتهای سالهای ۱۳۴۵ و ۱۳۵۵، برای پیش‌بینی عدد خانوارهای شهری سال ۱۳۶۵ بکار بریم نتیجه خواهد بود:

$$h_{۱۳۶۵} = ۱ - (۱-۰/۴۶۸۵۶) \times \left(\frac{۱-۰/۴۷۲۱۹}{۱-۰/۴۶۸۵۶}\right)^{۲} = ۰/۴۷۵۸۰$$

جدول شماره ۲. تحول نسبت خانوار - به - جمعیت بالغ مناطق شهری ایران

| سال | خانوارهای معمولی (۱) | جمعیت‌بالغ ۲۰-۶۴ ساله (۲) | نسبت‌خانوار‌به جمعیت‌بالغ (۳) |
|---|---|---|---|
| ۱۳۳۵ | ۱،۲۶۱،۳۷۲ | ۲،۸۲۴،۳۸۳ | ۰/۴۴۶۶۰ |
| ۱۳۴۵ | ۱،۹۶۰،۷۰۱ | ۴،۱۸۴،۵۶۴ | ۰/۴۶۸۵۶ |
| ۱۳۵۵ | ۳،۲۶۴،۱۹۹ | ۶،۹۱۲،۹۳۴ | ۰/۴۷۲۱۹ |
| ۱۳۶۵ | ۵،۵۷۲،۴۷۵ | ۱۱،۷۶۷،۲۱۰ | ۰/۴۶۹۷۴ |

* نگاه شود به توضیحات جدول شماره یک.

با نسبت بالا، شمار خانوارهای شهری سال ۱۳۶۵ به‌جای ۵،۵۲۷ هزار نزدیک ۵،۵۹۹ هزار برآورد می‌شود که ۱/۳ درصد بیشتر از رقم سرشماری است. بی‌تردید تغییر در تعریف اعضای غایب موقت خانوار در پیدایش این تفاوت بی‌تاثیر نبوده است.

### ۲-۱-۲. منحنی گمپرتز:

اشباع نسبت خانوار - به - جمعیت بالغ را می‌توان با منحنی گمپرتز نیز نشان داد:

$$y=k\ a^{b^x}$$

این منحنی در شکل لگاریتمی معادل تابع نمایی تغییر یافته است:

$$\log y = \log k + (\log a)\ b^x$$

پس با حداقل سه مشاهده پارامترهای تابع بالا محاسبه می‌شوند. اگر تنها دو مشاهده دردست باشد، می‌توان با پذیرفتن کمیّتی برای مجانب (حداکثر ضریب) پارامترهای a و b را حساب کرد. ازجمله اگر k را معادل حداکثر کشورهای صنعتی یعنی چیزی معادل ۰/۶ بدانیم، با مشاهدات سالهای ۱۳۴۵ و ۱۳۵۵، برای شهرهای ایران ضرایب تابع یاد شده به‌شرح زیر قابل محاسبه است:

(الف) $\log (۰/۴۶۸۵۶) = \log(۰/۶) + (\log a)\ b^{۰}$

(ب) $\log (۰/۴۷۲۱۹) = \log(۰/۶) + (\log a)\ b^{۱۰}$

از (الف) پیداست که مقدار $\log a$ مساوی است با:

$\log a = \log(۰/۴۶۸۵۶) - \log(۰/۶) = -۰/۱۰۷۳۸۶$

و از آنجا برای مقدار a خواهیم داشت:

$a = \text{anti}\log(-۰/۱۰۷۳۸۶) = ۰/۷۸۰۹۳$

از (ب)

$$b^{۱۰} = \frac{\log(۰/۴۷۲۱۹) - \log(۰/۶)}{-۰/۱۰۷۳۸۶} = ۰/۹۶۸۷۸۹۸$$

$b = ۰/۹۹۶۸۳۴۳$

سرانجام

$$y = ۰/۶\ (۰/۷۸۰۹۳)^{۰/۹۹۶۸۳^{x}} \qquad (۳)$$

براساس (۳) مقادیر y (یعنی نسبت خانوار - به - جمعیت بالغ) به‌ازای مقادیر t(۱۳۴۵)=۰، ۱۰ (=۱۳۵۵) t و ۲۰(=پیش‌بینی t سال ۱۳۶۵) به‌ترتیب عبارتند: از ۰/۴۶۸۵۶، ۰/۴۷۲۱۹ و ۰/۴۷۵۷۴ که رقم اخیر عدد خانوارها را ۵،۵۹۸،۱۴۴ یعنی ۱/۳ درصد بیشتر از ارقام مشاهداتی سال ۱۳۶۵ به‌دست می‌دهد.

**۳-۱-۲. منحنی لژیستیک:**

این منحنی نیز برای نمایش پدیده‌های اشباع‌شونده کاربرد فراوان دارد. شکل عمومی آن عبارتست از:

$$Y = \frac{K}{۱ + e^{a+bx}}$$

که درآن e عدد ثابت اولر (=۲/۷۱۸۲۸) است. با سه مشاهده هم فاصله $y_۰$، $y_۱$ و $y_۲$ مقادیر k، a و b به‌شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$k = \frac{۲y_۰ y_۱ y_۲ - y_۱^{۲}(y_۰ + y_۲)}{y_۰ y_۱ - y_۱^{۲}}$$

$$a = \text{Ln}\ \frac{k - y_۰}{y_۰}$$

$$b = \frac{۱}{n}\left[\ \text{Ln}\ \frac{y_۰(k - y_۱)}{y_۱(k - y_۰)}\ \right]$$

با فرض اینکه مقدار ۰/۶ =k است مقادیر a و b خواهند بود:

$$a = \text{Ln}\ \frac{۰/۶-۰/۴۶۸۵۶}{۰/۴۶۸۵۶} = -۱/۲۷۱۱۱۳۷$$

$$b= \frac{۱}{۱۰}\ [\ \text{Ln}\ \frac{۰/۴۶۸۵۶(۰/۶-۰/۴۷۲۱۹)}{۰/۴۷۲۱۹(۰/۶-۰/۴۶۸۵۶)}\ ] = \frac{۱}{۱۰}\ (-۰/۰۳۵۷۲۳) = -۰/۰۰۳۵۷۲۳$$

$$y = \frac{۰/۶}{۱+e^{-۱/۲۷۱۱۱۳۷-۰/۰۰۳۵۷۲۳\ x}} \qquad (۴)$$

طبق (۴) به‌ازای مقادیر ۰، ۱۰، و ۲۰ برای x مقادیر y به‌ترتیب مساوی است با ۰/۴۶۸۵۶، ۰/۴۷۲۱۹ و ۰/۴۷۵۷۵ که رقم اخیر تقریباً مشابه رقم حاصل از کاربرد منحنی گمپرتز است.

**۲-۲. روش نرخ سرپرستی:**

درحال حاضر عملی‌ترین روش پیش‌بینی خانوارها روش نرخ سرپرستی است. در این روش با ضرب‌کردن "نرخهای ویژه سرپرستی" حساب شده، در جمعیت متناظر، عدد خانوارها پیش‌بینی می‌شود. بنابراین لازمه کاربرد این روش، طبقه‌بندی رؤسای خانوار و جمعیت برحسب سن، جنس و درصورت امکان برحسب وضع زناشویی است. اگر $H(i\ j\ t)$ و $p\ (i\ j\ t)$ به‌ترتیب جمعیت و رؤسای خانوار از جنس i (زن و مرد) و سن j (۱۰-۱۴ ساله)، (۱۵-۱۹ ساله....) در زمان t (مثلاً سال ۱۳۶۵) باشند، نرخ سرپرستی ویژه جنس و سن در سال t عبارتست از:

$$h(i,j,t)= H(i,j,t)/P(i,j,t) \qquad (۵)$$

در جدول شماره ۳ براساس آخرین سرشماری عمومی کشور نرخهای ویژه سرپرستی برای سال ۱۳۶۵ حساب شده‌اند.

اگر برای سال t+x پیش‌بینی جمعیت به‌تفکیک برحسب جنس و سن انجام شده و نرخهای ویژه سرپرستی هم برآورد شده باشند، عدد خانوارها در این سال خواهد بود:

$$t+x \text{ کل خانوارها درسال } = \Sigma_i\ \Sigma_j\ H(i,j,t+x) \qquad (۶)$$

$$= \Sigma_i\ \Sigma_j\ h(i,j,t+x).P(i,j,t+x)$$

جدول شماره ۳. نرخهای ویژه سرپرستی برای کل کشور در سال ۱۳۶۵

| گروه سنی | سرپرستان مرد* | جمعیت مردان** | نرخ سرپرستی مردان(درصد) | سرپرستان زن** | جمعیت زنان* | نرخ سرپرستی زنان(درصد) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱۰-۱۹ | ۲۴۷۳۲۷ | ۵۷۱۳۹۹۷ | ۴/۳۲۸ | ۱۰۸۷۳ | ۵۳۸۱۵۰۵ | ۰/۲۰۲ |
| ۲۰-۲۹ | ۲۰۰۴۰۳۴ | ۳۹۴۳۲۵۴ | ۵۰/۸۲۲ | ۴۴۶۷۴ | ۳۹۰۲۷۶۷ | ۱/۱۴۵ |
| ۳۰-۳۹ | ۲۳۱۷۸۵ | ۲۵۲۵۲۸۸ | ۹۱/۷۴۳ | ۷۹۳۴۵ | ۲۵۱۹۹۰۶ | ۳/۱۴۹ |
| ۴۰-۴۹ | ۱۶۰۱۵۶۲ | ۱۶۵۲۹۲۸ | ۹۶/۸۹۲ | ۱۰۱۶۰۱ | ۱۵۸۷۸۲۱ | ۶/۳۹۹ |
| ۵۰-۵۹ | ۱۵۲۹۰۸۵ | ۱۵۷۲۱۶۸ | ۹۷/۲۶۰ | ۱۶۹۴۰۳ | ۱۳۶۴۵۹۶ | ۱۲/۴۱۴ |
| ۶۰وبیشتر | ۱۲۸۳۷۱۳ | ۱۴۱۹۷۸۰ | ۹۰/۴۱۶ | ۲۷۸/۸۶۷ | ۱۲۶۶۵۷۰ | ۲۲/۰۱۷ |
| نامشخص | ۴۴۷۰ | ۱۴۰۰۳ | ۳۱/۹۲۲ | ۷۳۷ | ۹۷۱۰ | ۷/۵۹۰ |
| جمع | ۸۹۸۶۹۷۶ | ۱۶۸۴۱۴۱۸ | ۵۳/۳۶۳ | ۶۸۵۵۰۱ | ۱۶۰۳۲۸۷۵ | ۴/۲۷۶ |

* سرپرستان خانوارهای معمولی.

** شامل اعضای خانوارهای دستجمعی.

ماخذ. سرشماری عمومی نفوس و مسکن (مرکز آمار ایران، ۱۳۶۷).

پیش‌بینی جمعیت به‌تفکیک سن و جنس از عملیات متواتر تحلیل‌های جمعیتی است. پس تنها مشکل، به‌دست آوردن نرخهای ویژه سرپرستی برحسب سن و جنس است. برای این منظور بایستی روشی را در پیش گرفت، ازجمله:

(یکم) نرخهای ویژه سال پایه را ثابت انگاشت، یا

(دوم) نرخهای آینده را براساس روند گذشته برآورد کرد، یا

(سوم) با استفاده از تحلیل رگرسیونی (احیاناً با استفاده از داده‌های مقطعی[1]) نرخهای ویژه سرپرستی را به متغیرهای اقتصادی و اجتماعی (مانند درآمد، فعالیت، شهرنشینی و ...) مرتبط ساخت و با پیش‌بینی متغیرهای اخیر، نرخهای مذکور را به‌دست آورد و یا سرانجام،

(چهارم) نرخهای مطلوب را از سیاست مسکن در چارچوب برنامه‌های عمرانی کشور، استخراج کرد.

ثابت انگاشتن نرخها نیاز به واحدهای مسکونی مستقل را معمولاً کمتراز واقع برآورد می‌کند، برای استفاده از تحلیل رگرسیون در پیش‌بینی نرخها لازم است، پیشاپیش متغیرهای «پیش‌بینی کننده[2]»

1. *Gross-section.* 2. *Predictor.*

پیش‌بینی شوند که خود آسانتر از پیش‌بینی مستقیم نرخها نیست. با این حال اگر کاربرد این روش همزمان با تهیه برنامه‌های فراگیر اقتصادی و اجتماعی باشد، موجه است. کاربرد روش دستوری به‌صورت تعدیل تحول ارتجالی، معقولتر می‌نماید.

بنابر آنچه گذشت، در زیر عمدتاً براساس روش دوم بالا عمل شد و امکانات کاربرد روش سوم نیز مرور خواهد شد. شیوهٔ پیش‌بینی به‌روش دوم در جدول شماره ۴ آمده است. در نشریات سازمان ملل فرمول پیش‌بینی برای هر یک از گروههای سنی بدین‌قرار است:

$$h(i,j,t+x)= 1-[1-h(i,j,t-n)]\times\left[\frac{1-h(i,j,t)}{1-h(i,j,t-n)}\right]^{\frac{(t+x)-(t-n)}{n}} \qquad (۷)$$

به‌عنوان مثال نرخ سرپرستی مردان (جنس ۱) در گروه سنی ۲۹-۲۵ ساله (گروه سنی ۳) که در سال ۱۳۴۵ و ۱۳۵۵ به‌ترتیب ۰/۶۴۴۶۶ و ۰/۶۶۶۶۳ بود. با استفاده از y برای سال ۱۳۶۵ بدین شرح حساب شده است:

$$h(۱و۳و۱۳۵۵+۱۰)=۱-[۱-h(۱و۳و۱۳۵۵-۱۰)]\times\left[\frac{۱-h(۱و۳و۱۳۵۵)}{۱-h(۱و۳و۱۳۵۵-۱۰)}\right]^{\frac{(۱۳۵۵+۱۰)-(۱۳۵۵-۱۰)}{۱۰}}$$

$$=۱-(۱-۰/۶۴۴۶۶)\times\left[\frac{۱-۰/۶۶۶۶۳}{۱-۰/۶۴۴۶۶}\right]^{\frac{۱۳۶۵-۱۳۴۵}{۱۰}}$$

$$\Rightarrow ۰/۶۸۷۵$$

همین فرمول را می‌توان برای نرخهای کاهنده مانند نرخ سرپرستی برای مردان ۶۵ ساله و بیشتر و زنان ۳۰ - ۳۴ ساله، ۳۵ - ۳۹ ساله و ۴۰ - ۴۴ ساله نیز به‌کار برد. امابرای پرهیز از کاهش سریع نرخها فرمول (۸) مرجح شناخته شده است:

$$h(i,j,t+x)=h(i,j,t-n)\left[\frac{h(i,j,t)}{h(i,j,(t-n)}\right]^{\frac{(t+x)-(t-n)}{n}} \qquad (۸)$$

طبق فرمول (۸) نرخ سرپرستی میان زنان (جنس ۲) ۳۰ - ۳۴ ساله (گروه سنی ۴) عبارتست از:

$$h(۲و۴و۱۳۶۵)=h(۲و۴و۱۳۴۵)\times\left[\frac{h(۲و۴و۱۳۵۵)}{h(۲و۴و۱۳۴۵)}\right]^{\frac{۱۳۶۵-۱۳۴۵}{۱۰}}$$

$$=۰/۰۳۳۶۲\times\left(\frac{۰/۰۲۹۳۶}{۰/۰۳۳۶۲}\right)^{۲}=۰/۰۲۵۶$$

بافرمول (۷) این نرخ ۰/۰۲۵۱ حساب می‌شد.

جدول شماره ۴. پیش‌بینی خانوارهای معمولی مناطق شهری ایران برای سال ۱۳۶۵ با فرض تمدید روند گذشته نرخها با تابع نمایی تغییریافته

| گروه سنی | نرخ سرپرستی | | (برآورد) | جمعیت سال ۱۳۶۵ | | برآورد |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | ۱۳۴۵ | ۱۳۵۵ | ۱۳۶۵ | سرشماری | اصلاح‌شده | سرپرستان |
| **مردان** | | | | | | |
| ۱۵-۱۹ | ۶/۲۶۵ | ۶/۷۶۹ | ۷/۲۷۰ | ۱۴۳۸۳۷۱ | ۱۴۳۱۴۱۰ | ۱۰۴۶۴۴ |
| ۲۰-۲۴ | ۱۳/۰۱۰ | ۲۹/۱۴۹ | ۳۷/۰۰۰ | ۱۲۳۰۵۱۶ | ۱۲۳۱۴۰۵ | ۴۲۸۵۱۰ |
| ۲۵-۲۹ | ۶۴/۲۶۶ | ۶۶/۶۶۳ | ۶۸/۹۳۷ | ۱۱۴۲۰۱۸ | ۱۲۴۲۸۴۳ | ۷۸۵۴۱۶ |
| ۳۰-۳۴ | ۸۳/۰۸۹ | ۸۵/۱۷۹ | ۸۷/۳۲۲ | ۹۳۸۲۳۲ | ۹۳۸۹۱۰ | ۸۱۶۹۴۹ |
| ۳۵-۳۹ | ۹۰/۳۹۵ | ۹۲/۹۰۱ | ۹۵/۴۷۷ | ۶۵۳۲۹۷ | ۶۵۳۷۶۹ | ۶۱۹۴۶۵ |
| ۴۰-۴۴ | ۹۳/۸۲۷ | ۹۵/۵۶۷ | ۹۷/۳۴۰ | ۵۰۳۰۷۳ | ۵۰۳۴۳۷ | ۴۸۷۴۱۱ |
| ۴۵-۴۹ | ۱۵/۰۴۴ | ۹۶/۵۸۲ | ۹۸/۱۴۶ | ۴۶۲۹۲۰ | ۴۶۳۲۵۵ | ۴۵۲۳۳۶ |
| ۵۰-۵۴ | ۹۴/۲۴۰ | ۹۶/۳۷۹ | ۹۸/۵۶۷ | ۴۵۰۲۳۵ | ۴۵۰۵۶۰ | ۱۴۴۰۳۰۵ |
| ۵۵-۵۹ | ۱۴/۰۵۴ | ۹۵/۶۷۶ | ۹۷/۳۲۵ | ۳۶۳۵۱۸ | ۳۶۳۷۸۱ | ۳۵۲۳۴۰ |
| ۶۰-۶۴ | ۹۱/۲۹۴ | ۹۲/۳۷۶ | ۹۳/۴۷۵ | ۳۲۰۵۲۴ | ۳۲۰۷۵۶ | ۲۹۹۳۳۹ |
| ۶۵ و بیشتر | ۸۴۳۱۹ | ۸۳۴۲۳ | ۸۲/۵۳۶ | ۳۸۳۵۲۱ | ۳۸۳۷۹۸ | ۳۱۶۵۳۹ |
| سن نامشخص | - | - | - | ۶۷۹۶ | - | - |
| جمع | ۶۳/۲۴۰ | ۶۱/۲۵۳ | ۵۹/۱۵۹ | ۷۸۹۳۰۲۲۱ | ۷۸۹۱۹۲۴ | ۵۱۰۳۲۵۲ |
| **زنان** | | | | | | |
| ۱۵-۱۹ | ۰/۴۰۳ | ۱/۶۳۹ | ۰/۸۷۴ | ۱۳۵۳۸۳۶ | ۱۳۵۴۵۵۳ | ۱۱۸۳۳ |
| ۲۰-۲۴ | ۱/۰۸۵ | ۱/۳۴۵ | ۱/۶۰۵ | ۱۲۴۱۸۱۴ | ۱۲۴۲۴۷۲ | ۱۹۹۴۷ |
| ۲۵-۲۹ | ۱/۸۱۷ | ۱/۸۶۳ | ۱/۹۰۸ | ۱۰۹۸۶۶۴ | ۱۰۹۹۲۴۶ | ۲۰۹۷۳ |
| ۳۰-۳۴ | ۳/۳۶۲ | ۲/۹۳۶ | ۲/۵۶۵ | ۸۵۹۹۵۷ | ۸۶۰۴۱۲ | ۲۲۰۶۹ |
| ۳۵-۳۹ | ۵/۴۲۳ | ۴/۷۱۷ | ۴/۱۰۳ | ۶۱۷۳۷۴ | ۶۱۷۷۰۱ | ۲۵۳۴۳ |
| ۴۰-۴۴ | ۸/۱۴۵ | ۷/۴۱۲ | ۶/۷۴۴ | ۴۵۹۴۶۲ | ۴۵۹۷۰۵ | ۳۱۰۰۴ |
| ۴۵-۴۹ | ۸/۱۴۵ | ۷/۴۱۲ | ۶/۷۴۴ | ۴۵۹۴۶۲ | ۴۵۹۷۰۵ | ۳۱۰۰۴ |
| ۵۰-۵۴ | ۱۳/۰۷۸ | ۱۴/۲۵۳ | ۱۵/۴۱۱ | ۳۹۰۰۵۱ | ۳۹۰۲۵۸ | ۶۰۱۴۴ |
| ۵۵-۵۹ | ۱۲/۸۷۲ | ۱۶/۸۳۴ | ۲۰/۶۱۵ | ۳۳۳۳۰۹ | ۳۳۳۴۸۵ | ۶۸۷۴۹ |
| ۶۰-۶۴ | ۱۵/۳۲۵ | ۱۹/۱۱۲ | ۲۲/۷۳۰ | ۲۷۴۳۸۶ | ۲۷۴۵۳۱ | ۶۲۴۰۱ |
| ۶۵و بیشتر | ۱۵/۸۱۱ | ۱۸/۹۸۹ | ۲۲/۰۴۷ | ۴۰۹۹۳۰ | ۴۱۰۱۶۷ | ۹۰۴۲۳ |
| سن نامشخص | - | - | - | ۴۶۹۴ | - | - |
| جمع | ۵/۵۴۸ | ۵/۶۵۰ | ۶/۰۹۴ | ۷۴۵۴۸۱۰ | ۷۴۵۴۰۶۱ | ۴۵۵۶۶۳ |
| جمع‌کل | - | - | - | ۱۵۳۴۷۸۳۱ | ۱۵۳۴۵۹۸۵ | ۵۵۵۸۹۱۵ |

با محاسباتی که گذشت، عدد خانوارهای شهری سال ۱۳۶۵ بالغ بر ۵,۵۵۸,۹۱۵ خانوار بـه دست می‌آید، که ۰/۶ درصد بیشتر از رقم سرشماری سال مذکور است. نکتهٔ شایان توجه در جدول شمارهٔ ۴ تأثیر ترکیب سنی در این زمینه‌هاست. طبق جدول ۴ در سالهای ۱۳۴۵ تا ۱۳۵۵ در همـه گـروههای سنی، مگر گروه کم اهمیت ۶۵ ساله و بیشتر، نرخ سرپرستی مردان افزایش داشته است. این افزایش در گروههای سنی ۲۵ ساله تا ۶۴ ساله میان ۱/۲ تا ۳/۴ درصد نوسان داشته، در گـروه سـنی ۱۹-۱۵ و ۲۴-۲۰ ساله به‌ترتیب به ۸/۰ و ۲۶/۷ درصد رسیده است. تنها در گروه سنی ۶۵ ساله و بیشتر کاهشی معادل ۱/۱ درصد مشاهده شده است. با این‌حال علی‌رغم افزایش‌های انفرادی نرخها، به‌دلیل تغییر در ترکیب سنی جمعیت در فاصله دو سرشماری، در مجموع نرخ سرپرستی مردان ۱۵ ساله و بیشتراز ۶۳ درصد در سال ۱۳۴۵ به ۶۱ درصد در سال ۱۳۵۵ تـنزل کـرده است. در ایـن دوره نسـبت جـمعیت ۲۵-۱۵ ساله یعنی گروههایی که در آنهانرخ سرپرستی کم است، از ۳۰ به ۳۸ درصد ارتقا یافته است. تغییر در ترکیب جنسی نیز می‌توانست اثر مشابهی در کل نرخ سرپرستی داشته باشد. اما در دورهٔ مورد بررسی این نسبت تقریباً ثابت مانده است.

شکل عمومی منحنی نرخهای سرپرستی بویژه منحنی‌های مربوط به مردان در سراسر جهان یکسان است. در نمودار شمارهٔ ۲ منحنی‌های سال ۱۳۵۵ مناطق شهری ایران و برآورد منحنی‌های سال ۱۳۶۵ ترسیم شده‌اند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

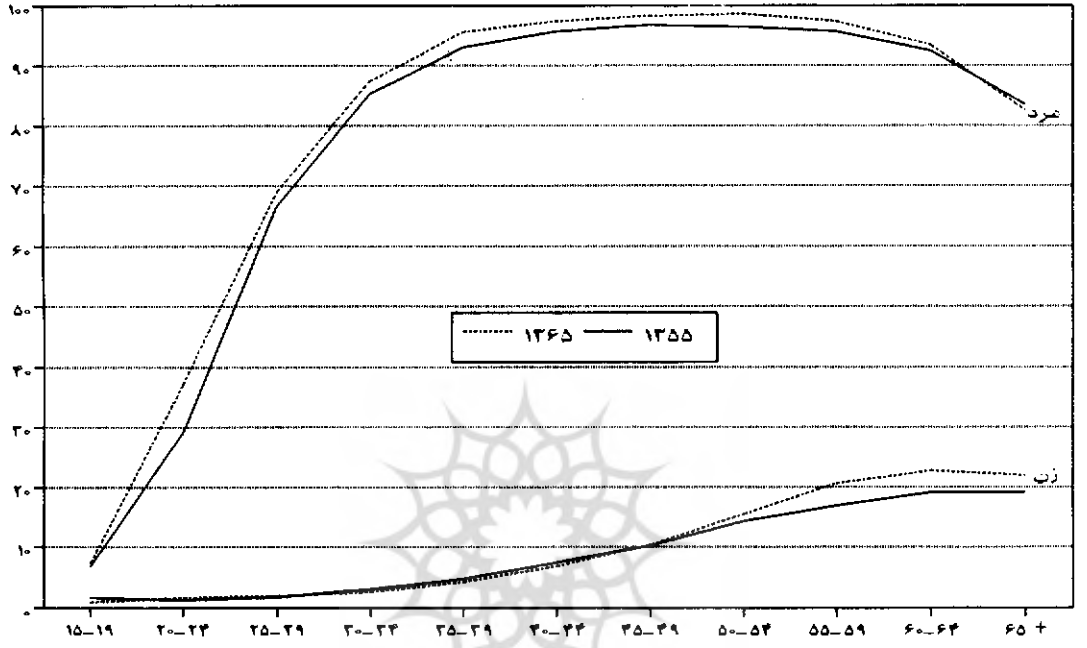
**۱-۲-۲. روش رگرسیون:**

در این روش کوشش بر این است که به‌جای روند زمانی، نرخهای سرپرستی به‌صورت تابعی از عوامل اقتصادی و اجتماعی گوناگون برآورد شوند. مثلاً اگر h(i و j) نرخ سرپرستی در جنس i و سن j باشد، فرض شود که عواملی چون میزان تأهل M(i,j)، بیوگی W(i,j)، سواد E(i,j)، فعالیت A(i,j) در سن و جنس مشابه، نسبت کارکنان بخش کشاورزی (AG)، شاخص نفر/اتاق (R)، مصالح بادوام (M)، نسبت شهرنشینی (U) و درآمد یا شاخصی از آن مانند متوسط هزینه‌های خانوار(C) در تغییر آن مؤثر است یعنی:

$$h(i,j)=F[M(i,j),W(i,j),E(i,j),A(i,j),AG,R,CM,U,C]$$

حال اگر این تابع از نوع خطی انگاشته شود برآورد پارامترهای آن به‌روش رگرسیون با استفاده از سری‌های زمانی و درصورت فقدان این‌گونه سری‌ها با استفاده از آمارهای مقطعی امکانپذیر است. در ایران امکان این‌گونه محاسبه‌ها با تکیه بر آمارهای مقطعی وجود دارد. در جدول شماره ۱ پیوست

نمودار شماره ۲: نرخهای سرپرستی برحسب گروههای سنی




براساس سرشماری سال ۱۳۵۵ نرخهای سرپرستی، تاهل، بیوگی، سواد و فعالیت به‌تفکیک استانها برای پسران ۱۵-۱۹ ساله و در جدول شماره ۲ پیوست متغیرهای مستقلی که فارغ از سن مطرحند، حساب شده‌اند. تحلیل رگرسیون به‌روش معمولی کمترین مجذورها (OLS) نشان می‌دهد که با منظورکردن همه متغیرهای مستقل، ۷۴ درصد از تغییرات نرخ سرپرستی میان پسران ۱۵-۱۹ ساله در استانهای گوناگون قابل تبیین است. این نسبت پس از تصحیح به ۵۶ درصد کاهش می‌یابد. شاخص دوربین واتسن، ۱/۸۳، حاکی از فقدان همبستگی سری[1] یا خودبستگی[2] است. بااین‌حال هیچ‌یک از متغیرهای پیش‌بینی کننده در حد احتمال ۹۵ درصد معنادار نیستند. شاخص t برای همه آنها ازمقدار تصادفی t با ۱۴ درجه آزادی (۱۴=۹-۲۳=k)، یعنی ۲/۱۵۴، کمتر است. حتی در حد احتمال ۹۰ درصد، مقدار تصادفی t (با ۱۴ درجه آزادی) از ۱/۷۶۱ کمتر نیست. با این حال بررسی جدول شماره ۵ نشان می‌دهد که اهمیت متغیرهایی چون داشتن همسر، شهرنشینی و سطح زندگی (هزینه خانوار) به‌طور محسوس بیشتر از دیگر متغیرهاست.

1. *Serial correlation.*
2. *Auto-correlation.*

جدول شمارهٔ ۵. تحلیل رگرسیون متغیر تابع نرخ سرپرستی پسران ۱۹-۱۵ ساله

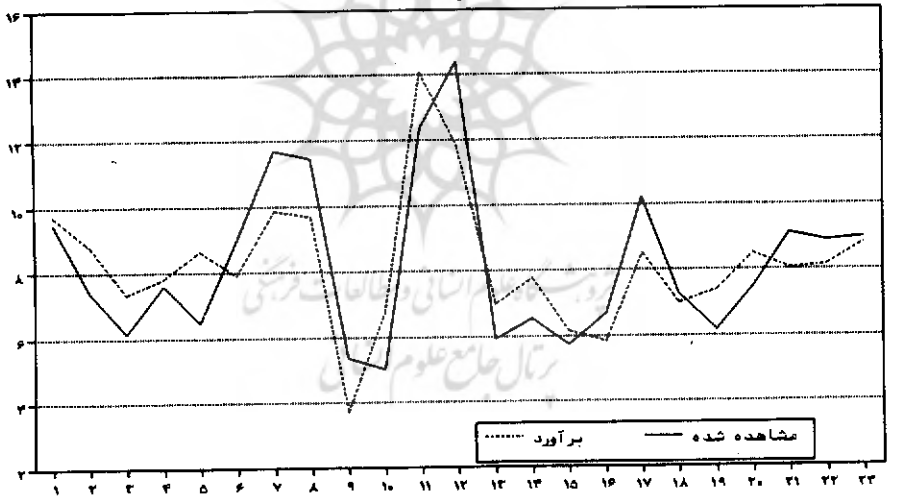
| متغیر | ضریب رگرسیون | خطای معیار | آزمون t | معنادار درسطح احتمال (درصد) |
|---|---|---|---|---|
| عدد ثابت | ۱۶/۸۵۷۱۷۸ | ۱۴/۶۱۷۶۳۹ | ۱/۱۵۳ | ۷۳/۰ |
| دارای همسر | ۰/۵۰۴۹۰۰ | ۰/۲۸۲۰۵۶ | ۱/۷۹۰ | ۹۰/۳ |
| بیوگی | -۶/۲۴۶۶۹۶ | ۲۸/۸۶۴۲۸۰ | -۰/۲۱۶ | ۱۶/۸ |
| سواد | ۰/۰۵۳۱۴۲ | ۰/۰۷۸۹۸۰ | ۰/۶۷۳ | ۴۸/۷ |
| فعالیت | -۰/۰۱۱۳۵۲ | ۰/۰۶۱۳۱۶ | -۰/۱۸۵ | ۱۴/۴ |
| کشاورزان | -۰/۰۴۴۱۳۵ | ۰/۰۷۴۴۲۰ | -۰/۵۹۳ | ۴۳/۷ |
| اتاق | -۲/۵۶۶۸۹۳ | ۲/۶۵۰۱۱۰ | -۰/۹۶۹ | ۶۵/۰ |
| مصالح ساختمانی | ۰/۰۲۶۰۲۸ | ۰/۰۴۱۶۵۵۵ | ۰/۶۲۵ | ۴۵/۷ |
| شهرنشینی | -۰/۰۸۵۴۷۷ | ۰/۰۵۸۶۱۰ | -۱/۴۵۸ | ۸۳/۲ |
| سطح‌زندگی | -۰/۰۰۰۱۵۶ | ۰/۰۰۰۰۹۳ | -۱/۶۷۴ | ۸۸/۲ |
| مجذور R | ۰/۷۳۹ | دوربین - واتسن | ۱/۸۶۶ | |
| مجذور $\bar{R}$ اصلاح شده | ۰/۵۵۸ | آزمون F | ۴/۰۹۲ | |

در جدول شماره ۶ رگرسیون نرخ سرپرستی به‌صورت تابعی تنها از متغیرهای زناشویی، شهرنشینی و سطح زندگی حساب شده است. این جدول نشان می‌دهد که متغیر وضع تأهل اثر مثبت برروی نرخ سرپرستی داشته و در سطح احتمال ۹۹/۹ درصد معنادار است. اثر شهرنشینی و سطح زندگی منفی است. یعنی باگسترش شهرنشینی و ارتقای سطح زندگی از نرخ سرپرستی مردان در سنین ۱۵-۱۹ سالگی کاسته می‌شود. این متغیرها به‌ترتیب تنها در سطوح ۸۵ و ۸۸ درصد معنادار هستند.یعنی امکان وقوع تصادفی t معادل ۱/۴۸۲- و ۱/۶۲۴- به‌ترتیب در ۱۵ و ۱۲ نمونه از هر ۱۰۰ نمونه وجود دارد. با حذف ۶ متغیر، مجذور R از ۰/۷۴ به ۰/۶۹ کاهش، اما مقدار اصلاح شده آن از ۰/۵۶ به ۰/۶۴ افزایش می‌یابد. کمّیت F نیز از ۴/۱ به ۱۴/۱ ارتقا یافته است. به سخن دیگر، با اطمینان نسبتاً زیاد می‌توان مدعی بود که با سه متغیر وضع زناشویی، شهرنشینی و سطح زندگی حدود دو سوم از تغییرات نرخ سرپرستی مردان ۱۵-۱۹ ساله، تبیین شده است. یک سوم ماندهٔ تغییرات ناشی از عوامل دیگر ازجمله ویژگی‌های فرهنگی است. در نمودار شمارهٔ ۳ فاصله میان مشاهدات (خط ممتد) و برآوردها (نقطه‌چین) نمایندهٔ اثر این‌گونه عوامل است.

جدول شماره ۶. تحلیل رگرسیون متغیر تابع نرخ سرپرستی پسران ۱۵-۱۹ ساله

| متغیر | ضریب رگرسیون | خطای معیار | آزمون t | معنادار درسطح احتمال (درصد) |
|---|---|---|---|---|
| عددثابت | ۹/۱۹۸۹۰۳ | ۲/۱۳۰۵۹۲ | ۴/۳۱۷ | بیشتراز ۹۹/۹ |
| دارای‌همسر | ۰/۴۴۳۶۷۳ | ۰/۱۱۸۹۰۵ | /۹۳/۷۳۱ | ۹۹ |
| شهرنشینی | -۰/۰۳۶۵۰۲ | ۰/۰۲۴۶۲۳ | -۱/۴۸۲ | ۸۴/۹ |
| سطح‌زندگی | -۰/۰۰۰۱۱۵ | ۰/۰۰۰۷۱ | -۱/۶۲۴ | ۸۷/۹ |
| مجذور R | ۰/۶۹۰ | دوربین - واتسن | ۱/۷۲۰ | |
| مجذور $\bar{R}$ اصلاح‌شده | ۰/۶۴۱ | آزمون F | ۱۴/۰۸۷ | |

نمودار شماره ۳. مقایسه مقادیر مشاهده شده و برآورد شده نرخهای سرپرستی پسران ۱۵-۱۹ ساله در استانهای ایران - سال ۱۳۵۵.




تابع نرخ سرپرستی بالا را می‌توان به‌شرح (۹) نیز نوشت:

$$h(15\text{-}19.1) = 9/1989 + 0/4437\,M(15\text{-}19.1) - 0/0365\,u - 0/000115\,c \qquad (9)$$

(۴/۳۱۷) (۳/۷۳۱) (-۱/۴۸۲) (-۱/۶۲۴)

$R^2 = 0/690$ $R^{-2} = 0/641$ DW = ۱/۷۲۰ F=۱۴/۰۸۷

مشکل به کار بردن این گونه توابع، حتی اگر دقت برآورد آن بیشتر هم باشد، لزوم پیش‌بینی جداگانهٔ متغیرهای مستقل است. در مثال بالا بایستی نخست جمعیت به تفکیک سن و جنس و وضع تأهل، میزان شهرنشینی و تغییرات سطح زندگی پیش‌بینی شود تابه‌تبع آنهاامکان پیش‌بینی نرخ سرپرستی وجود

داشته باشد.

حال اگر با استفاده از ارقام جداول شماره ۲ و ۳ پیوست، نرخ سرپرستی را برای زنان ۶۰ ساله و بیشتر برآورد کنیم، نتیجه به‌شرح جدول شماره ۷ خواهد بود. چنان که پیداست متغیرهای دهگانه تنها ۶۳ درصد تغییرات را تبیین می‌کنند. این نسبت پس از تصحیح (برای درجات آزادی) به ۳۷ درصد کاهش می‌یابد. مقایسه جدول اخیر با جدول شماره ۵ پیشین، خود، نکته شایان توجهی را نمایان می‌سازد.اثر همه متغیرها در گروههای سنی و جنسی متفاوت، یکسان نیست. ازجمله در حالی که عوامل بیوگی و فعالیت در نرخ سرپرستی پسران ۱۵-۱۹ ساله ناچیز و منفی است، در میان زنان ۶۰ ساله و بیشتر مثبت و موثراست.

جدول شماره ۷. تحلیل رگرسیون متغیرتابع نرخ سرپرستی زنان ۶۰ ساله و بیشتر

| متغیر | ضریب رگرسیون | خطای معیار | آزمون t | معنادار درسطح احتمال (درصد) |
|---|---|---|---|---|
| عدد ثابت | -۴۲۰/۶۳۳۴۴ | ۳۲۵/۶۵۵۲۴ | -۱/۲۹۲ | ۷۸/۱ |
| دارای همسر | ۴/۸۰۷۸۶ | ۳/۴۱۱۶۹ | ۱/۴۰۹ | ۸۱/۸ |
| بیوگی | ۴/۹۹۷۹۴ | ۳/۳۲۸۰۸ | ۱/۵۰۱ | ۸۴/۳ |
| سواد | -۰/۱۲۸۲۰ | ۱/۰۴۶۴۲ | -./۱۲۳ | ۹/۶ |
| فعالیت | ۱/۳۴۳۷۸ | ۰/۵۶۴۹۳ | ۲/۳۷۸ | ۹۶/۷ |
| کشاورزان | -۰/۶۰۳۲۲ | ۰/۳۵۵۴۹ | -۱/۶۹۷ | ۸۸/۶ |
| اتاق | -۳/۳۸۲۲۱ | ۹/۷۹۷۹۷ | -۰/۳۴۵ | ۲۶/۵ |
| مصالح | ۰/۰۶۳۶۹ | ۰/۱۹۴۳۳ | ۰/۳۲۸ | ۲۵/۲ |
| شهرنشینی | -۰/۲۱۳۹۱ | ۰/۲۵۱۵۶ | -۰/۸۵۰ | ۵۸/۹ |
| سطح‌زندگی | -۰/۰۰۰۶۰ | ۰/۰۰۰۳۳ | -۱/۸۱۰ | ۹۰/۶ |

| | | | |
|---|---|---|---|
| مجذور $R$ | ۰/۶۲۶ | دوربین - واتسن | ۱/۹۶۷ |
| مجذور $\bar{R}$ اصلاح شده | ۰/۳۶۷ | آزمون F | ۲/۴۱۸ |

متغیرهای مهم و نسبتاً مهم در تحلیل اخیر عبارتند از:

داشتن همسر(+)، بیوه بودن (+)، شاغل یا درجستجوی کار بودن (+)، زیستن در مناطق فزونی کشاورزان (-) و سطح زندگی (-).

در این مثال ضرایب متغیرهای فعالیت در سن مربوط و محیط کشاورزی در سطح ۹۹/۸ درصد، شاخص سطح زندگی (هزینه‌های مصرفی خانوارها) در سطح ۹۷ درصد و متغیرهای دارای همسربودن یا بیوه‌بودن در سطح ۹۱ درصد معنادارند.

جدول ۱ پیوست. تغییرات نرخ سرپرستی پسران ۱۵-۱۹ ساله و عوامل احتمالی آن (سال ۱۳۵۵)

(درصد)

| استان | نرخ سرپرستی | دارای همسر | بدون همسر براثرفوت یاطلاق | باسواد | فعال |
|---|---|---|---|---|---|
| لرستان | ۹/۴۷۹ | ۱۰/۱ | ۰/۱۳ | ۶۰/۱ | ۶۰/۳ |
| ایلام | ۷/۴۰۴ | ۶/۵ | ۰/۱۱ | ۴۴/۷ | ۷۳/۲ |
| کرمانشاه | ۶/۱۴۴ | ۴/۹ | ۰/۱۰ | ۶۹/۵ | ۵۲/۳ |
| کردستان | ۷/۵۹۵ | ۵/۹ | ۰/۰۹ | ۵۳/۸ | ۶۹/۳ |
| همدان | ۶/۴۵۱ | ۷/۴ | ۰/۱۰ | ۶۸/۵ | ۶۴/۶ |
| کرمان | ۸/۹۶۲ | ۴/۷ | ۰/۰۸ | ۶۴/۷ | ۵۶/۷ |
| سیستان و بلوچستان | ۱۱/۷۰۲ | ۹/۱ | ۰/۱۷ | ۵۵/۳ | ۵۷/۲ |
| خراسان | ۱۱/۴۶۱ | ۸/۴ | ۰/۱۰ | ۶۷/۲ | ۶۶/۰ |
| مرکزی | ۵/۳۷۲ | ۳/۸ | ۰/۰۹ | ۸۸/۵ | ۴۲/۷ |
| سمنان | ۵/۰۱۴ | ۴/۱ | ۰/۰۸ | ۸۳/۵ | ۴۸/۱ |
| زنجان | ۱۲/۳۶۲ | ۱۷/۳ | ۰/۱۹ | ۵۲/۹ | ۷۲/۸ |
| کهکیلویه‌وبویراحمد | ۱۴/۳۸۴ | ۱۲/۴ | ۰/۱۵ | ۵۳/۰ | ۵۹/۹ |
| خوزستان | ۵/۹۲۲ | ۷/۸ | ۰/۱۰ | ۷۳/۲ | ۴۹/۷ |
| چهارمحال و بختیاری | ۶/۵۳۲ | ۵/۴ | ۰/۰۹ | ۶۵/۶ | ۶۱/۰ |
| اصفهان | ۵/۷۲۹ | ۴/۷ | ۰/۰۶ | ۸۲/۶ | ۵۰/۵ |
| یزد | ۶/۶۶۲ | ۳/۵ | ۶/۰۶ | ۸۸/۹ | ۴۷/۷ |
| مازندران | ۱۰/۲۱۶ | ۷/۲ | ۰/۰۹ | ۷۷/۸ | ۴۵/۴ |
| گیلان | ۷/۲۵۸ | ۴/۴ | ۰/۰۶ | ۸۲/۷ | ۳۹/۶ |
| آذربایجان شرقی | ۶/۱۶۰ | ۷/۵ | ۰/۱۰ | ۶۲/۷ | ۶۴/۹ |
| آذربایجان غربی | ۷/۴۷۷ | ۷/۸ | ۰/۱۶ | ۶۱/۷ | ۲۷/۲ |
| فارس | ۹/۱۲۷ | ۶/۸ | ۰/۰۷ | ۷۶/۹ | ۵۲/۷ |
| هرمزگان | ۸/۸۷۸ | ۸/۹ | ۰/۱۵ | ۵۹/۴ | ۶۶/۳ |
| بوشهر | ۸/۹۷۹ | ۷/۰ | ۰/۰۹ | ۶۶/۷ | ۵۹/۰ |
| کل‌کشور | ۷/۵۱۷ | ۶/۴ | ۰/۱۰ | ۷۴/۱ | ۵۳/۳ |

جدول شماره ۲ پیوست. ویژگی‌های اجتماعی و اقتصادی استانها (سال ۱۳۵۵)

(درصد)

| استان | نسبت کشاورزان (۳) | میانگین اتاق خانوار | مصالح‌ساختمانی خوب (۴) | شهرنشینی (۲) | هزینه خانوار (۱) (ریال) |
|---|---|---|---|---|---|
| لرستان | ۵۱/۸ | ۲/۲ | ۱۴/۰ | ۳۱/۵ | ۲۴۳۰۱/۷ |
| ایلام | ۶۸/۴ | ۱/۹ | ۴/۲ | ۱۹/۸ | ۲۲۱۲۵/۶ |
| کرمانشاه | ۳۸/۷ | ۲/۱ | ۱۱/۰ | ۴۲/۸ | ۲۱۶۱۸/۵ |
| کردستان | ۴۳/۰ | ۲/۳ | ۳/۳ | ۲۴/۳ | ۲۷۰۵۱/۳ |
| همدان | ۴۰/۹ | ۲/۴ | ۹/۷ | ۲۹/۹ | ۲۳۹۵۳/۶ |
| کرمان | ۳۸/۸ | ۲/۶ | ۶/۸ | ۳۲/۲ | ۱۹۲۰۷/۳ |
| سیستان و بلوچستان | ۵۶/۴ | ۱/۷ | ۴/۳ | ۲۴/۵ | ۲۱۷۷۲/۴ |
| خراسان | ۴۱/۶ | ۲/۵ | ۱۵/۹ | ۳۸/۱ | ۱۶۰۹۹/۹ |
| مرکزی | ۱۲/۳ | ۲/۶ | ۶۵/۹ | ۷۹/۹ | ۳۷۰۲۲/۷ |
| سمنان | ۳۵/۶ | ۲/۷ | ۲۳/۳ | ۳۸/۷ | ۲۴۹۶۲/۴ |
| زنجان | ۴۹/۶ | ۲/۳ | ۳/۶ | ۲۴/۹ | ۱۶۴۴۶/۱ |
| کهکیلویه و بویراحمد | ۷۰/۷ | ۱/۶ | ۱۰/۶ | ۱۲/۶ | ۲۰۸۴۵/۲ |
| خوزستان | ۲۶/۰ | ۲/۵ | ۴۵/۱ | ۵۸/۳ | ۳۰۸۵۳/۱ |
| چهارمحال و بختیاری | ۳۹/۳ | ۲/۶ | ۴/۶ | ۳۵/۵ | ۲۲۱۱۱/۶ |
| اصفهان | ۲۴/۱ | ۲/۷ | ۲۴/۷ | ۶۳/۰ | ۲۴۸۰۹/۴ |
| یزد | ۲۵/۵ | ۲/۹ | ۱۴/۴ | ۶۱/۲ | ۲۳۴۹۳/۰ |
| مازندران | ۵۱/۶ | ۲/۴ | ۷/۰ | ۳۲/۵ | ۲۳۳۷۰/۹ |
| گیلان | ۶۶/۰ | ۲/۱ | ۲/۴ | ۲۹/۲ | ۲۶۸۹۷/۴ |
| آذربایجان شرقی | ۳۷/۸ | ۲/۲ | ۷/۰ | ۵۴/۱ | ۲۷۶۵۵/۹ |
| آذربایجان غربی | ۵۳/۹ | ۲/۲ | ۶/۷ | ۳۱/۷ | ۲۶۲۱۷/۹ |
| فارس | ۳۵/۴ | ۲/۷ | ۲۲/۰ | ۴۲/۹ | ۲۲۸۸۷/۱ |
| هرمزگان | ۳۳/۵ | ۲/۴ | ۴/۵ | ۲۶/۷ | ۳۵۱۹۸/۶ |
| بوشهر | ۲۷/۸ | ۲/۶ | ۳/۷ | ۳۴/۳ | ۱۹۴۳۲/۸ |
| کل‌کشور | ۳۴/۰ | ۲/۵ | ۲۳/۹ | ۴۷/۰ | ۲۶۳۱۴/۵ |

۱. متوسط هزینهٔ ۳۰ روزه یک خانوار (شهری و روستایی) در سال ۱۳۶۵.

۲. نسبت شهرنشینان به کل جمعیت. ۳. نسبت کشاورزان به جمعیت شاغل.

۴. نسبت واحدهایی که با بتن مسلح، اسکلت فلزی و آجر (سنگ) و آهن ساخته شده‌اند.

جدول ۳ پیوست. تغییرات نرخ سرپرستی زنان ۶۰ ساله و بیشتر و عوامل احتمالی آن (سال ۱۳۵۵)
(درصد)

| استان | نرخ سرپرستی | دارای همسر | بدون همسر براثر فوت یا طلاق | باسواد | فعال |
|---|---|---|---|---|---|
| لرستان | ۱۱/۲۲۹ | ۳۸/۷ | ۶۰/۶ | ۰/۸ | ۱/۶ |
| ایلام | ۷/۲۱۷ | ۳۹/۶ | ۵۹/۷ | ۰/۲ | ۰/۵ |
| کرمانشاه | ۱۳/۰۵۸ | ۳۹/۳ | ۵۹/۶ | ۱/۴ | ۲/۲ |
| کردستان | ۱۲/۷۵۷ | ۴۴/۶ | ۵۴/۸ | ۰/۵ | ۳/۳ |
| همدان | ۱۷/۵۰۲ | ۳۸/۸ | ۶۰/۳ | ۱/۴ | ۳/۳ |
| کرمان | ۲۹/۹۱۳ | ۴۰/۵ | ۵۸/۲ | ۱/۸ | ۶/۵ |
| سیستان و بلوچستان | ۲۵/۱۳۸ | ۴۲/۶ | ۵۶/۷ | ۰/۶ | ۴/۲ |
| خراسان | ۲۷/۱۹۴ | ۴۲/۳ | ۵۷/۰ | ۱/۹ | ۸/۰ |
| مرکزی | ۱۸/۹۳۸ | ۳۶/۱ | ۶۲/۴ | ۱۲/۰ | ۴/۸ |
| سمنان | ۲۸/۷۸۷ | ۳۷/۹ | ۶۱/۷ | ۰/۹ | ۳/۴ |
| زنجان | ۸/۹۱۰ | ۳۹/۰ | ۶۰/۲ | ۲/۱ | ۳/۶ |
| کهکیلویه و بویراحمد | ۷/۷۵۳ | ۳۶/۸ | ۶۲/۵ | ۰/۴ | ۱/۰ |
| خوزستان | ۱۰/۱۷۵ | ۳۷/۳ | ۶۱/۸ | ۱/۳ | ۱/۶ |
| چهارمحال و بختیاری | ۱۷/۹۱۶ | ۳۸/۷ | ۶۰/۵ | ۰/۸ | ۴/۴ |
| اصفهان | ۲۴/۷۳۵ | ۳۶/۷ | ۶۲/۰ | ۳/۳ | ۴/۳ |
| یزد | ۳۲/۶۰۶ | ۳۸/۳ | ۶۰/۳ | ۲/۷ | ۱۲/۸ |
| مازندران | ۱۵/۶۶۰ | ۴۰/۰ | ۵۹/۱ | ۱/۸ | ۶/۱ |
| گیلان | ۱۸/۱۶۴ | ۴۲/۱ | ۵۷/۰ | ۲/۲ | ۱۸/۴ |
| آذربایجان شرقی | ۱۲/۶۰۶ | ۳۸/۵ | ۶۰/۸ | ۱/۴ | ۲/۹ |
| آذربایجان غربی | ۱۲/۲۹۲ | ۳۹/۸ | ۵۹/۵ | ۱/۱ | ۵/۶ |
| فارس | ۱۸/۸۲۴ | ۳۴/۸ | ۶۳/۸ | ۲/۷ | ۳/۷ |
| هرمزگان | ۱۶/۶۸۸ | ۴۲/۵ | ۵۶/۷ | ۰/۶ | ۲/۱ |
| بوشهر | ۱۲/۱۹۶ | ۴۲/۴ | ۵۴/۷ | ۱/۵ | ۱/۰ |
| کل کشور | ۱۸/۵۰۴ | ۳۸/۷ | ۶۰/۳ | ۳/۹ | ۵/۲ |

## فهرست منابع:

۱. برای مروری در روشهای جدید نگاه شود به مأخذ زیر که منابع دست اول را هم به‌دست می‌دهد:
L. J. G. Van wissen and A. Rima (1988), Modelling Urban Housing Market Dynamics, Amesterdam: Elsevier Science Publishers.

2. UN (1958), Multilingual Demographic Dictionary, New York: United Nations Publications Sales No. 58. X111.4.

3. E. Chanlet-ed. (1974) A Glossary of Selected Demographic Terms, The Carolina Population Center, The Univ. of North Carolina at Chapel Hill, Poplab Program.

۴. مرکز آمار ایران (۱۳۵۵)، راهنمای (دستورالعمل) مامور سرشماری، سرشماری عمومی نفوس و مسکن، تهران : مرکز آمارایران.

۵. مرکز آمارایران (۱۳۶۵)، راهنمای مأمور سرشماری، سرشماری عمومی نفوس و مسکن، تهران: مرکز آمار ایران.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی