

Research Article

Identification Strategies in Age-Period-Cohort Analysis: Application of the Intrinsic Estimator Model and the Hierarchical Model to Female-Headed Households in Iran (1986–2021)

Mohammad Salimi* *Ph.D. Candidate in Demography, Department of Demography, Faculty of Social Sciences, University of Tehran, Tehran, Iran.*

ARTICLE INFO

Received: 27 July 2026
 Revised: 12 October 2026
 Accepted: 14 October 2026
 Published: 18 October 2026

Keywords:

Age-period-cohort analysis,
 Intrinsic estimator,
 Hierarchical model,
 Identification problem,
 Female-headed households.

ABSTRACT

The perfect collinearity of age, period, and cohort makes it impossible to separate their effects without additional assumptions. This study compares two approaches, the Intrinsic Estimator (IE) and the hierarchical age-period-cohort model (HAPC), using data on female household headship in Iran. Data were drawn from eight waves of the Household Expenditure and Income Survey (1986–2021) and include 272979 women aged 15–89. For age, the two models converged: the probability of headship rose with age. For period, the HAPC showed a decline in headship probability from 11.4% (1986) to 7.0% (1996), followed by a mild increase to 9.8% (2021). In the IE, however, after a slight decline until 1996, the probability rose sharply from 3.5% to 12.3%. For cohort, the HAPC showed an inverted-U pattern peaking at 10.7% among women born in 1947–1956, whereas in the IE the probability declined steadily from the oldest to the youngest cohort, from 16.6% to 0.8%. Comparison tests showed that both models explain the data equally well, but when the data coding was changed, the HAPC results remained stable while the IE results changed. Therefore, for Iranian data, the HAPC is recommended as the more appropriate main model, with the IE used for sensitivity checks.

Introduction

Analyzing social and demographic change over time requires distinguishing three temporal processes: age effects, related to changes across the life course; period effects, reflecting historical conditions that affect all age groups at a given time; and cohort effects, capturing enduring differences between groups born under different historical circumstances. Since cohort equals period minus age, the three variables are perfectly collinear, and conventional regression models cannot estimate all three effects without an additional constraint. This “identification problem” has been debated since the 1970s. Among the many solutions proposed, the Intrinsic Estimator (IE) and the Hierarchical Age-Period-Cohort cross-classified random-effects model (HAPC) are the most widely applied. Although both aim to estimate the same three effects, they rest on different statistical assumptions, and the literature suggests they may yield different substantive conclusions even when applied to the same data. Studies that systematically compare these two approaches on a common empirical dataset are scarce, particularly in research on female-headed households in

Iran. Over the study period, the Iranian family experienced substantial structural change at both the period level (shifts in population policy, post-war conditions, rising divorce) and the cohort level (successive generations of women with different patterns of marriage, fertility, and education). Because period and cohort effects represent distinct causal mechanisms, separating them is essential for understanding the rise in female household headship. The aim of this study is not to identify the “correct” method, but to examine how far the results of an APC analysis depend on the assumptions each approach uses to resolve the identification problem and what results each method produces under these assumptions. The first solution to the identification problem, proposed by [Mason et al. \(1973\)](#), imposed an equality constraint on two or more adjacent categories of age, period, or cohort. Because the choice of constraint is arbitrary and untestable, this approach was widely criticized. The IE, introduced by [Fu \(2000\)](#) and developed by [Yang et al. \(2004\)](#), was presented as a constraint-free solution. It selects, among the infinite set of solutions, the one with the

*Corresponding author: Mohammad Salimi. Ph.D. Candidate in Demography, Department of Demography, Faculty of Social Sciences, University of Tehran, Tehran, Iran.

E-mail address: salimi.mohammad@ut.ac.ir

E-ISSN: 2717-3208 / © National Institute for Population Research, Iran. This is an open access article under the CC BY 4.0 License (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

Cite this article:

Salimi, M. (2026). Identification strategies in age-period-cohort analysis: application of the intrinsic estimator and the hierarchical model to female-headed households in Iran (1986–2021). *Iranian Population Studies Journal*, 10(2): 199-216.

<https://doi.org/10.22034/jips.2026.593941.1366>

minimum Euclidean norm, using the Moore-Penrose generalized inverse. Subsequent work showed, however, that the IE also imposes an implicit constraint that depends on the number of categories and the coding scheme (Luo, 2013; Luo et al., 2016). O'Brien (2014) argued that the identification problem is mathematically unsolvable rather than a matter of statistical innovation. With respect to the HAPC, Bell and Jones (2018) showed that its results depend strongly on the structure of the data, since the random-effects assumption tends to shift linear trends into the fixed age effect. Fosse and Winship (2019a) concluded that no current method is truly assumption-free. The methods differ in the nature and transparency of their assumptions, not in whether assumptions are made. Because the IE and HAPC each impose a different implicit constraint, comparing them on the same dataset provides direct empirical evidence of the size and direction of this sensitivity.

Methodology and Data

Data were drawn from eight waves of the Household Expenditure and Income Survey of the Statistical Centre of Iran (1986, 1991, 1996, 2001, 2006, 2011, 2016, and 2021). The study population comprised women aged 15–89. The dependent variable was a binary indicator of being the household head, based on the respondent's relationship to the household head. Age was grouped into 15 five-year categories and period into 8 five-year waves; birth cohort was computed as period minus the age-group midpoint, yielding 16 cohorts (born 1922–2001). Four cohorts born before 1921 (239 women) were excluded rather than merged, because merging cohorts acts as a hidden identifying constraint. One cohort observed in a single cell with no female heads was also excluded. The final sample of 272979 women was aggregated into 104 age-period-cohort cells, and both models were estimated on these cells using a binomial distribution and a logit link. The IE was estimated with sum-to-zero (effect) coding, so no category serves as a reference group. Because the available Stata commands (`ie_rate` and `apc_ie`) require a complete age-by-period table, the IE algorithm (projection of the coefficient vector orthogonal to the null vector) was implemented directly in Stata's Mata environment, and its accuracy was verified numerically. The HAPC was estimated with `meglm`, with age as a fixed effect (reference group 15–19) and period and cohort as independent, normally distributed, cross-classified random effects, using the Laplace approximation. Period and cohort effects were obtained as empirical Bayes predictions (posterior modes) with standard errors. The two models were compared on three sets of equivalent and testable criteria: (1) fit indices (AIC, BIC, and deviance); (2) predicted probabilities of headship for each period and cohort, evaluated at average age and average cohort or period, with 95% confidence intervals; and (3) formal tests of difference, namely a z-test for each period and cohort and the Vuong test for non-nested models. Sensitivity analyses re-estimated the full comparison after (a) excluding the two youngest incomplete cohorts, (b) excluding the oldest age group (85–89), and (c) merging the oldest cohorts as in conventional practice.

Findings

Age effect: The two models converged. In both, the probability of headship rose steadily with age and reached its highest level in old age, a pattern consistent with life-course mechanisms, especially widowhood. The increase was steeper in the HAPC. **Period effect:** The HAPC showed a decline in the probability of

headship from 11.4% in 1986 to 7.0% in 1996, followed by a mild increase to 9.8% in 2021, so the beginning and end of the period differed only slightly. In the IE, the probability fell slightly from 4.7% in 1986 to 3.5% in 1996 and then rose sharply to 12.3% in 2021, more than doubling over the study period. Both models placed the lowest point in 1996. **Cohort effect:** The HAPC showed an inverted-U pattern within a narrow range: the probability rose from 6.9% among women born in 1922–1926 to a peak of 10.7% among those born in 1947–1956, then declined mildly to 7.2% in the youngest cohort. In the IE, the probability declined steadily from 16.6% in the oldest cohort to 0.8% in the youngest. The curves of the two models cross in the middle of the observed range. Their differences were not significant only near the crossing points (2011–2016 for period; 1947–1956 for cohort). Comparison of the models: Both models reproduced the observed data equally well (Vuong test: $z = 1.05$, $p = 0.29$). AIC and BIC were slightly lower for the IE, but because the effective number of parameters in random-effects models is debatable, this difference should be interpreted with caution. In the sensitivity analyses, the data were coded in three alternative ways. The two models remained equally accurate in all three, but they differed in stability. The HAPC results stayed almost unchanged: the predicted probability for 2021 ranged between 8.3% and 10.3%. The IE results changed substantially. Excluding the youngest cohorts raised its 2021 prediction from 12.3% to 16.9%. Merging the oldest cohorts reversed its trends: the period probability declined from 16.4% in 1986 to about 8% and remained there, and the cohort trend became increasing.

Discussion and Conclusion

The two models explain the data equally well, but they describe period and cohort trends differently. This difference comes from the assumptions each model uses to resolve the identification problem, not from the data. Both models agree that female household headship in Iran is closely tied to the life course, especially widowhood in old age. Both also agree that headship declined until 1996 and increased thereafter. With population aging, the number of female-headed households is therefore likely to grow. Whether the recent increase is a period or a cohort effect, however, cannot be determined from these data alone. Iranian survey data typically have few periods, incomplete cohorts, and sparse older age groups. In such data, the HAPC proved more stable than the IE, whose trends changed or even reversed with small changes in coding. We therefore recommend the HAPC as the main model for APC analysis of Iranian data, with the IE used as a sensitivity check. Researchers should also avoid merging sparse cohorts. Stability, however, does not mean correctness, because the HAPC tends to shift linear trends to age. The main limitations are the identification problem itself, incomplete cohorts, the absence of explanatory variables, and unweighted estimation.

مقاله پژوهشی

راهبردهای شناسایی در تحلیل سن-دوره-کوهورت: کاربرد مدل برآوردگر ذاتی و مدل سلسله مراتبی در زنان سرپرست خانوار ایران (۱۳۶۵-۱۴۰۰)

محمد سلیمی* 

دانشجوی دوره دکتری جمعیت‌شناسی، گروه جمعیت‌شناسی، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

چکیده

اطلاعات مقاله

هم‌خطی کامل سن، دوره و کوهورت باعث می‌شود تفکیک اثرات آن‌ها بدون فرض‌های اضافی ممکن نباشد. این مطالعه دو رویکرد برآوردگر ذاتی و مدل سلسله مراتبی را بر داده سرپرستی خانوار زنان در ایران مقایسه می‌کند. داده‌ها از هشت دوره طرح هزینه و درآمد خانوار (۱۳۶۵ تا ۱۴۰۰) استخراج شده و شامل ۲۷۲۹۷۹ زن ۱۵ تا ۸۹ ساله است. یافته‌ها نشان می‌دهد در مؤلفه سن، دو مدل همگرا بودند و احتمال سرپرستی با افزایش سن بالا رفت. در مؤلفه دوره، مدل سلسله مراتبی کاهش احتمال سرپرستی از ۴/۱۱ درصد (۱۳۶۵) به ۷ درصد (۱۳۷۵) و سپس افزایش ملایم تا ۸/۹ درصد (۱۴۰۰) را نشان داد. در برآوردگر ذاتی اما احتمال سرپرستی پس از کاهش اندک تا ۱۳۷۵، به‌تندی از ۵/۳ به ۳/۱۲ درصد رسید. در مؤلفه کوهورت، مدل سلسله مراتبی الگویی قوسی با اوج حدود ۷/۱۰ درصد در متولدین ۱۳۲۶ تا ۱۳۳۵ نشان داد، اما در برآوردگر ذاتی احتمال سرپرستی از قدیمی‌ترین تا جوان‌ترین کوهورت پیوسته کاهش یافت و از ۶/۱۶ به ۸/۰ درصد رسید. آزمون‌های مقایسه‌ای نشان دادند که دو مدل داده‌ها را به یک اندازه خوب توضیح می‌دهند، اما با تغییر کدگذاری داده‌ها، نتایج مدل سلسله مراتبی ثابت ماند و نتایج برآوردگر ذاتی تغییر کرد. بنابراین برای داده‌های ایران، مدل سلسله مراتبی به‌عنوان مدل مناسب‌تر و اصلی و برآوردگر ذاتی برای بررسی حساسیت‌ها پیشنهاد می‌شود.

دریافت: ۱۴۰۵/۰۵/۰۵
اصلاح: ۱۴۰۵/۰۷/۲۰
پذیرش: ۱۴۰۵/۰۷/۲۲
انتشار: ۱۴۰۵/۰۷/۲۶

کلیدواژه‌ها:

تحلیل سن-دوره-کوهورت،
برآوردگر ذاتی،
مدل سلسله مراتبی،
مسئله شناسایی،
زنان سرپرست خانوار.

مقدمه

باعنوان مسئله شناسایی در مدل‌های سن-دوره-کوهورت^۱ شناخته می‌شود. از آنجاکه کوهورت به‌طور دقیق از تفاضل دوره و سن به دست می‌آید این سه متغیر وابستگی خطی کامل دارند و مدل‌های رگرسیونی متعارف نمی‌توانند اثر هر سه را به‌طور هم‌زمان و بدون اعمال محدودیت اضافی و قید برآورد کنند. این مسئله از دهه ۱۹۷۰ محل بحث‌های گسترده روش‌شناختی بوده و به شکل‌گیری چارچوب غالب

تحلیل روندهای اجتماعی و جمعیتی در طول زمان مستلزم تفکیک سه فرآیند زمانی متمایز است. اثر سن، تغییرات مرتبط با چرخه زندگی فرد، اثر دوره، تغییراتی که هم‌زمان بر همه گروه‌های سنی در یک مقطع تاریخی خاص اثر می‌گذارند و اثر کوهورت، تفاوت‌های پایدار میان گروه‌هایی که در شرایط تاریخی متفاوتی متولد شده‌اند. بااین‌حال برآورد هم‌زمان این سه اثر با یک مانع اساسی روبه‌روست که در ادبیات

¹ Age Period Cohort (APC)

*نویسنده مسئول: محمد سلیمی. دانشجوی دوره دکتری جمعیت‌شناسی، گروه جمعیت‌شناسی، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

نشانی ایمیل: salimi.mohammad@ut.ac.ir

استناد به این مقاله: سلیمی، محمد (۱۴۰۵). راهبردهای شناسایی در تحلیل سن-دوره-کوهورت: کاربرد مدل برآوردگر ذاتی و مدل سلسله مراتبی در زنان سرپرست خانوار ایران (۱۳۶۵-۱۴۰۰). دوفصلنامه مطالعات جمعیتی، ۱۰(۲): ۲۱۶-۱۹۹.

<https://doi.org/10.22034/jips.2026.593941.1366>

طی بازه‌ی زمانی موردبررسی در این پژوهش، خانواده‌ی ایرانی هم در سطح دوره و هم در سطح کوهورت دستخوش تحولات ساختاری قابل توجهی بوده که می‌تواند به‌طور نظری بر فراوانی سرپرستی خانوار زنان اثرگذار باشد. در سطح دوره، سیاست‌های جمعیتی کشور در این بازه نوسانات چشمگیری را تجربه کرده‌اند. از سیاست‌های کنترل باروری در دهه‌های ابتدایی پس از انقلاب تا تجدیدنظر در این سیاست‌ها و رویکردهای تشویقی ازدواج و فرزندآوری در سال‌های اخیر (مدیری و بگی، ۱۴۰۴). افزون‌براین نهاد خانواده در ایران در همین دوره با چالش‌های ساختاری و کارکردی متعددی مواجه بوده که می‌تواند به‌طور مقطعی بر الگوهای شکل‌گیری و ترکیب خانوار اثر گذاشته باشد (رحیمی و رازقی نصرآباد، ۱۳۹۸). در سطح کوهورت نیز نسل‌های متوالی زنان ایرانی بستر اجتماعی و جمعیت‌شناختی بنیادین متفاوتی را تجربه کرده‌اند. بسترهای اجتماعی و فرهنگی کاهش باروری (صادقی، ۱۳۹۵) و نقش ناهمگونی مشاهده‌نشده‌ی رفتار باروری میان نسل‌های مختلف زنان (ترابی، ۱۳۸۹) نشان می‌دهند که نسل‌های متأخرتر زنان ایرانی الگوهای متفاوتی از تشکیل خانواده و باروری را نسبت به نسل‌های پیشین از خود بروز داده‌اند. این تحولات بین‌نسلی در کنار یافته‌های مطالعات کیفی و تجربی درباره‌ی ویژگی‌ها، چالش‌ها و ظرفیت‌های زنان سرپرست خانوار (احمدنیا و قالیباف کامل، ۱۳۹۶؛ معیدفر و حمیدی، ۱۳۸۷) و وضعیت اقتصادی و اجتماعی این گروه از زنان (دراهمی و نویخت، ۱۴۰۰)، می‌تواند زمینه‌ساز تفاوت‌های حائز اهمیت در احتمال پذیرش نقش سرپرستی خانوار میان کوهورت‌های متوالی زنان باشند. باتوجه‌به اینکه اثرات دوره و اثرات کوهورت سازوکارهای علی کاملاً متفاوتی را نمایندگی می‌کنند تفکیک دقیق این دو بعد از یکدیگر برای فهم درست ماهیت تحول سرپرستی خانوار زنان در ایران ضرورتی است که کاربرد چارچوب تحلیل سن-دوره-کوهورت در این پژوهش را توجیه می‌کند.

هدف این پژوهش مقایسه دو رویکرد متفاوت برای کنترل مسئله شناسایی در تحلیل سن-دوره-کوهورت است و بررسی این مسئله که این دو رویکرد تا چه اندازه در برآورد الگوی سنی، میزان تغییرات مربوط به دوره و کوهورت و همچنین بازتولید مقادیر مشاهده‌شده با یکدیگر تفاوت دارند. هدف پژوهش این نیست که یکی از این روش‌ها را به‌عنوان روش درست برای حل مسئله شناسایی معرفی کند بلکه می‌خواهیم نشان دهیم که نتایج حاصل از تحلیل تا چه حد می‌تواند تحت تأثیر فرض‌هایی باشد که برای حل مسئله شناسایی در رویکردهای مختلف وجود دارد.

این حوزه بر پایه آثار فاینبرگ و میسون^۱ (۱۹۷۹) منجر شده است. اهمیت این مسئله صرفاً به یک تفاوت محدود آماری ختم نمی‌شود. تحلیل سن-دوره-کوهورت در طیف گسترده‌ای از حوزه‌های علوم اجتماعی، جمعیت‌شناسی، اپیدمیولوژی و سلامت عمومی به‌کارمی‌رود. از تحلیل روند نرخ مرگ‌ومیر و باروری تا تغییرات نگرش‌های اجتماعی و سیاسی میان نسل‌ها. در تمامی این کاربردها انتخاب روش برآورد می‌تواند به‌طور مستقیم بر نتیجه‌گیری‌های محتوایی پژوهش اثر بگذارد. روش‌های رایج حل مسئله شناسایی هنگام اعمال بر روی داده‌ای یکسان می‌توانند به نتایج متفاوتی منجر بشوند و این تفاوت می‌تواند به تفسیرهای علی و سیاستی گمراه‌کننده‌ای منجر شود که پیامدهای آن فراتر از یک بحث صرفاً روش‌شناختی است.

در پاسخ به مسئله هم‌خطی کامل این سه مؤلفه، رویکردهای متعددی پیشنهاد شده‌اند که در میان آن‌ها رویکرد برآوردگر ذاتی^۲ و مدل اثرات تصادفی طبقه‌بندی شده متقاطع سلسله مراتبی^۳، که در این مطالعه به اختصار مدل سلسله مراتبی نام برده می‌شود، بیش از سایرین به‌کارگرفته شده‌اند. این دو روش با وجود هدف مشترک یعنی برآورد اثرات سن-دوره-کوهورت، برای کنترل مسئله شناسایی بر مبنای مفروضات آماری متفاوتی استوارند. رویکرد برآوردگر ذاتی با انتخاب راه حل یکتایی که کمترین اندازه کلی ضرایب^۴ را در میان راه‌حل‌های ممکن دارد، از ساختار ریاضی ماتریس طراحی برای تعیین ضرایب استفاده می‌کند. مدل‌های برآوردگر ذاتی با استفاده از تجزیه ماتریس طراحی و شبه معکوس مور-پنروز^۵، یک پاسخ مشخص برای مدل انتخاب می‌کنند. در مقابل رویکرد سلسله مراتبی با تعریف دوره و کوهورت به‌عنوان اثرات تصادفی متقاطع، مسئله شناسایی را از طریق برآورد هم‌زمان اثرات ثابت سن و اثرات تصادفی دوره و کوهورت کنترل می‌کند به‌طوری‌که در این رویکرد اثر اختصاصی هر دوره و کوهورت با استفاده از برآوردگرهای بیز تجربی^۶ و با اعمال سازوکار کوچک‌سازی به‌سمت میانگین کلی برآورد می‌شود. تفاوت اصلی این دو رویکرد این احتمال نظری را مطرح می‌کند که این دو روش، حتی هنگام اعمال بر یک مجموعه داده یکسان، به نتایج محتوایی متفاوتی برسند (Bell & Jones, 2018; Yang et al., 2004). باوجود اهمیت این پرسش روش‌شناختی، مطالعاتی که به‌طور مستقیم و نظام‌مند این دو رویکرد را بر یک مجموعه داده مشترک مقایسه کرده باشند در ادبیات موجود به‌خصوص در حوزه مطالعات زنان سرپرست خانوار در ایران محدوداند.

¹ Fienberg & Mason

² Intrinsic Estimator (IE)

³ Hierarchical APC Cross-Classified Random Effects Model

⁵ Moore-Penrose Inverse

⁶ Best Linear Unbiased Prediction

^۴ کمترین مقدار نرم اقلیدسی

مبانی نظری

نخستین ایده برای کنترل مسئله شناسایی سن-دوره-کوهورت، توسط میسون^۱ و همکاران (۱۹۷۳) پیشنهاد شد که بر پایه اعمال یک قید برابری دلخواه بر دو یا چند سطح مجاور از یکی از سه مؤلفه سن، دوره یا کوهورت استوار بود. این رویکرد به دلیل ذهنی بودن انتخاب قید و ناتوانی در آزمون اعتبار آن با استفاده از خود مدل مورد انتقاد گسترده قرار گرفت. فاینبرگ و میسون (۱۹۷۹)، فو (۲۰۰۰) و سپس یانگ^۲ و همکاران (۲۰۰۴) با معرفی و توسعه مدل برآوردگر ذاتی مدعی شدند این روش بدون اتکا به اعمال کردن قید دلخواه، یک راه حل یکتا و عینی برای مسئله شناسایی ارائه می دهد. در واقع این رویکرد مسئله شناسایی را به طور کامل حل نمی کند بلکه با انتخاب یک راه حل خاص از میان مجموعه پاسخ های ممکن آن را مدیریت می کند. این انتخاب به ساختار ماتریس طراحی، کدگذاری متغیرها و معیار کمینه سازی نرم پارامترها وابسته است. مطالعه آن ها به طور مشخص نشان داد که برآوردگر ذاتی نتایجی معادل با رگرسیون ریدج^۳ تولید می کند از این جهت که هر دو روش جواب را از طریق کمینه سازی نرم اقلیدسی پارامترها به دست می آورند. با این حال این ادعا در دهه گذشته با نقدهای جدی روبه رو شده است. لو^۴ (۲۰۱۳) در مطالعه خود نشان داد که برآوردگر ذاتی نیز برخلاف ادعای اولیه به طور ضمنی یک قید خاص را بر مؤلفه های سن، دوره و کوهورت اعمال می کند. قیدی که به تعداد سطوح هر مؤلفه وابسته است و در عمل اثبات یا آزمون آن در پژوهش های تجربی تقریباً غیرممکن است. لو استدلال کرد که برآوردگر ذاتی نه یک راه حل بدون فرض بلکه صرفاً نسخه ای با قید کمتر شفاف نسبت به روش های کلاسیک است که قیدهای مشخصی را اعمال می کردند. لو و همکاران (۲۰۱۶) نشان دادند که برآوردهای مدل برآوردگر ذاتی به طرح کدگذاری متغیرهای سن، دوره و کوهورت حساس هستند به گونه ای که تغییر در نحوه پارامتری سازی یا کدگذاری می تواند به تغییر قابل توجه در برآوردهای نهایی منجر شود.

موازی با این نگاه اوبراین^۵ (۲۰۱۴) استدلال دیگری مطرح کرد که مسئله شناسایی در تحلیل سن-دوره-کوهورت اساساً یک مسئله ریاضی حل نشدنی است نه مسئله ای که با یک نوآوری آماری قابل حل باشد. بر این اساس هر روشی که ادعای برآورد اثرات واقعی سه مؤلفه را دارد در واقع فقط یک نقطه خاص از یک خط جواب بی نهایت در فضای

پارامترها را انتخاب می کند بدون آنکه این انتخاب لزوماً بر پایه واقعیت اجتماعی موجه باشد. بل و جونز^۶ (۲۰۱۸) نیز با تمرکز بر مدل های سلسله مراتبی نشان دادند نتایج این مدل به شدت متأثر از آرایش و توزیع داده است نه صرفاً بازتاب فرآیندهای اجتماعی زیربنایی. فوسه و وینشیپ^۷ (۲۰۱۹a) در مروری جامع بر این حوزه این مجموعه انتقادات را جمع بندی کرده و نتیجه می گیرند که هیچ یک از روش های رایج ادعای بدون فرض بودن یا همان بدون قید محاسبه کردن را واقعاً برآورده نمی کنند. تفاوت اصلی روش ها را باید در نوع و شفافیت فرض ضمنی آن ها جست و جو کرد نه در وجود یا عدم وجود فرض و قید. این تفاوت دیدگاه ها پایه اصلی منطق پژوهش حاضر را شکل می دهد از آنجاکه هم مدل برآوردگر ذاتی و هم مدل سلسله مراتبی هر کدام به شیوه ای متفاوت قیدی را بر داده ها تحمیل می کنند مقایسه نتایج این دو روش بر یک مجموعه داده مشترک می تواند شواهد عینی درباره میزان و جهت این حساسیت را فراهم کند. رویکردی که با وجود اهمیتش کمتر به کار گرفته شده است.

پیشینه پژوهش

مطالعاتی که چارچوب سن-دوره-کوهورت را مستقیماً برای تحلیل روند تشکیل یا ترکیب خانوار به کار گرفته باشند محدودترند در عین حال که کاربرد این روش تحلیلی در حوزه های سلامت و مرگ و میر گسترده است. پاسیورک^۸ (۲۰۱۶) در مطالعه ای خود روند تغییرات سرپرستی خانوار در آمریکا را با تفکیک اثرات سن، دوره و کوهورت بررسی کرد و نشان داد که بخش قابل توجهی از تغییرات این نرخ ناشی از سالمندی جمعیت متأثر از مؤلفه سن است. این مطالعه به دلیل ماهیت هم خطی سن، دوره و کوهورت در داده های مرتبط با سرپرستی خانوار از رویکرد نرمال سازی دیتون^۹ (۲۰۱۸) برای مواجهه با مسئله شناسایی استفاده کرد. رویکردی که برخلاف مدل برآوردگر ذاتی و مدل سلسله مراتبی، بر پایه یک فرض محتوایی مشخص یعنی نسبت دادن روند زمانی به سن و کوهورت و نه دوره، استوار است. این انتخاب روش شناختی نشان می دهد که هنوز اجماعی درباره روش برتر حل مسئله شناسایی وجود ندارد. نکته ای که اهمیت مقایسه روش های مختلف را در این حوزه خاص برجسته می کند.

یانگ و همکاران (۲۰۰۴) عملکرد برآوردگر ذاتی را با مدل های

¹ Mason

² Yang

³ Ridge Regression

⁴ Luo

⁵ O'Brien

⁶ Bell & Jones

⁷ Fosse & Winship

⁸ Paciorek

⁹ Deaton

یا داماد، ۵) نوه یا نتیجه، ۶) پدر یا مادر، ۷) خواهر یا برادر، ۸) سایر خویشاوندان و نهایتاً ۹) غیرخویشاوندان.

سن در قالب ۱۵ گروه پنج‌ساله از ۱۵-۱۹ تا ۸۵-۸۹ و دوره در قالب ۸ موج پنج‌ساله تعریف شد. کوهورت تولد برای هر ترکیب سن و دوره از رابطه (۱) محاسبه شد: $G = P - A$ محاسبه شد که در آن A نقطه میانی گروه سنی است (۱۷، ۲۲، ...، ۸۷). از ۲۲ کوهورت ممکن، ۶ کوهورت کنار گذاشته شد. چهار کوهورت متولد پیش از ۱۳۰۰ که در مجموع تنها ۲۳۹ نفر را شامل می‌شدند. این کوهورت‌ها به این دلیل حذف شدند که ادغام کوهورت‌ها خود یک قید شناسایی ضمنی است، زیرا فرض می‌کند اثر این کوهورت‌ها برابر است و می‌تواند تقسیم روند خطی میان سن، دوره و کوهورت را تعیین کند. به‌همین دلیل حذف بر ادغام ترجیح داده شد و اثر ادغام در تحلیل حساسیت بررسی شد. کوهورت ۱۲۷۸ تنها می‌توانست در یک سلول (سال ۱۳۶۵، سن ۸۹-۸۵) مشاهده شود و در نمونه هیچ زنی در این سلول وجود نداشت. بنابراین این کوهورت اساساً در داده حضور نداشت. نهایتاً کوهورت ۱۳۸۳ که تنها در یک سلول (سال ۱۴۰۰، سن ۱۵-۱۹) مشاهده شد و هیچ زن سرپرستی در آن وجود نداشت. چنین کوهورتهای اطلاعاتی درباره اثر کوهورت فراهم نمی‌کند و برآورد درست نمایی بیشینه را ناممکن می‌سازد.

نمونه نهایی شامل ۲۷۲۹۷۹ زن، ۱۵ گروه سنی، ۸ دوره و ۱۶ کوهورت تولد (۱۳۰۳ تا ۱۳۷۸) است. داده‌های فردی در ۱۰۴ سلول سن-دوره-کوهورت تجمیع شد و برای هر سلول تعداد زنان سرپرست و تعداد کل زنان ثبت گردید. هر دو مدل بر همین ۱۰۴ سلول، با توزیع دوجمله‌ای و تابع پیوند لججیت برازش شدند تا معیارهای برازش آن‌ها مستقیماً قابل مقایسه باشد. وزن‌های نمونه‌گیری در برآورد لحاظ نشد، زیرا طرح هزینه و درآمد تنها وزن خانوار ارائه می‌کند و وزن فردی ندارد. این موضوع در بخش محدودیت‌ها بحث شده است. شکل ۱ ساختار داده‌های تحلیل‌شده را در قالب دیگرام لگزیس نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، سالمندترین کوهورت مربوط به متولدین ۱۳۰۱ و جوان‌ترین آن‌ها به متولدین ۱۳۸۰ هستند.

خطی تعمیم‌یافته مقیدشده مقایسه کرده و نشان دادند این دو روش برآوردهای نسبتاً مشابهی تولید می‌کنند. **ساکاگوچی و ناکامورا^۱ (۲۰۱۹)** نیز در پژوهشی که مدل سلسله مراتبی را با مدل کوهورت بیزی مقایسه می‌کند نشان دادند این دو رویکرد می‌توانند برآوردهای متفاوتی برای مؤلفه خطی اثر کوهورت تولید کنند. در مطالعه دیگر **متسوموتو^۲ (۲۰۲۳)** از طریق شبیه‌سازی سه رویکرد، نخست مدل اثرات تصادفی (معادل مدل‌های سلسله مراتبی)، دوم رگرسیون ریح (معادل مدل‌های برآوردگر ذاتی) و سوم مدل گام تصادفی بیزی را روی داده‌های مصنوعی با الگوهای متفاوت مقایسه کرد. نتایج نشان داد که از میان ۱۳ الگوی شبیه‌سازی‌شده، مدل اثرات تصادفی و رگرسیون ریح، تنها در ۴ الگو توانستند پارامترهای واقعی را به‌درستی بازیابی کنند. این یافته شواهدی تجربی‌ست بر اینکه برآوردگر ذاتی و مدل سلسله مراتبی، علی‌رغم تفاوت در سازوکار ریاضی ممکن است در شرایط مشابهی با محدودیت مشابهی مواجه شوند اما همان‌طور که ذکر شد این مطالعه بر داده شبیه‌سازی‌شده و مصنوع متمرکز بوده و مقایسه این سه روش را بر یک مجموعه داده تجربی واقعی، با ساختار نامتوازن واقعی دوره و کوهورت بررسی نکرده است.

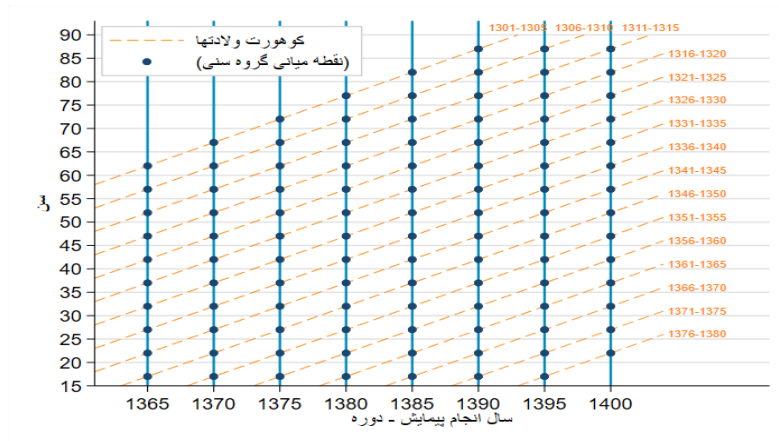
روش پژوهش و داده‌ها

داده‌های این مطالعه از طرح هزینه و درآمد خانوار مرکز آمار ایران برای سال‌های ۱۳۶۵، ۱۳۷۰، ۱۳۷۵، ۱۳۸۰، ۱۳۸۵، ۱۳۹۰، ۱۳۹۵ و ۱۴۰۰ استخراج شده است. جامعه مورد مطالعه شامل زنان ۱۵ تا ۸۹ سال در نظر گرفته شد. پس از اعمال معیارهای ورود، حذف موارد فاقد اطلاعات معتبر و محدود کردن داده‌ها به زنان، نمونه نهایی شامل ۲۷۲۹۷۹ نفر زن اعم از سرپرست و غیرسرپرست بود. متغیر وابسته، سرپرست خانوار بودن زن بود که به‌صورت دودویی تعریف شد به‌طوری‌که مقدار ۱ نشان‌دهنده زن سرپرست خانوار و مقدار صفر نشان‌دهنده زن غیرسرپرست بود. این متغیر بر اساس رابطه فرد با سرپرست خانوار از پرسشنامه طرح هزینه و درآمد خانوار استخراج شد.^۳ این متغیر در پرسشنامه طرح هزینه و درآمد خانوار شامل ۹ حالت است که عبارتند از: (۱) سرپرست، (۲) همسر، (۳) فرزند، (۴) عروس

¹ Sakaguchi & Nakamura

² Matsumoto

^۳ بر اساس پرسشنامه طرح هزینه و درآمد خانوار، ارتباط فرد با سرپرست خانوار دارای ۹ حالت است که در نخستین حالت، فرد خود سرپرست خانوار است.



شکل ۱. دیاگرام لگزیس بر اساس جمعیت نمونه

Figure 1. Lexis diagram of the study sample

مؤلفه را نشان می‌دهد. باین حال، به دلیل رابطه $C = P - A$ ، ماتریس طراحی X همچنان یک رتبه کم دارد و بی‌نهایت جواب برای بردار ضرایب $\hat{\beta}$ وجود دارد.

برای حل این مسئله به جای معکوس معمولی، از شبه معکوس مور-پنروز استفاده می‌شود:

$$(3) \hat{\beta}_{IE} = X^+ y = (X^T X)^+ X^T y$$

که در آن، بردار ضرایب برآورد شده توسط رویکرد برآوردگر ذاتی شامل هر سه مؤلفه، X ماتریس طراحی مدل، شامل ستون‌های متغیرهای دودویی سن، دوره و کوهورت، X^T ترانزاده ماتریس X ، y بردار مشاهدات متغیر وابسته است. این عملگر از میان بی‌نهایت جواب ممکن برای بردار $\hat{\beta}$ ، جوابی را انتخاب می‌کند که کمترین نرم اقلیدسی را داراست.

همه این جواب‌ها برازش یکسانی با داده دارند و تنها در یک روند خطی با هم تفاوت دارند. معادله (۴) مجموعه همه این جواب‌های ممکن را نشان می‌دهد.

$$(4) \hat{\beta}(t) = \hat{\beta} + t B_0$$

که در آن $\hat{\beta}$ یکی از جواب‌های مدل، B_0 بردار جهت همین روند خطی غیرقابل شناسایی و t هر عدد حقیقی دلخواه است. برآوردگر ذاتی از میان این جواب‌ها، جوابی را انتخاب می‌کند که بر B_0 عمود باشد این جواب کمترین اندازه کلی ضرایب را دارد و با جواب حاصل از شبه معکوس مور-پنروز در معادله (۳) یکسان است.

بنابراین در عمل، ابتدا مدل لجیت برآورد شد و سپس ضرایب برآوردگر ذاتی و ماتریس واریانس-کوواریانس برای محاسبه خطاهای استاندارد و فاصله اطمینان به صورت زیر محاسبه شد:

$$(5) \hat{\beta}_{IE} = (I - B_0 B_0^T) \hat{\beta}$$

$$(6) V(\hat{\beta}_{IE}) = (I - B_0 B_0^T) V(\hat{\beta}) (I - B_0 B_0^T)$$

دستورهای آماده این روش در استیتا، `ie_rate` و `apc_ie`، تنها برای جداولی کار می‌کنند که همه ترکیب‌های سن و دوره در آن موجود باشد. چون در داده حاضر برخی از این ترکیب‌ها وجود نداشت، همان

رویکرد نخستی که در این پژوهش به کار گرفته شد برآوردگر ذاتی است که توسط **فو (۲۰۰۰)** و سپس با تفصیل بیشتر توسط **یانگ و همکاران (۲۰۰۴)** ارائه شد. مدل‌های برآوردگر ذاتی به جای اعمال قیود دلخواه بر ضرایب سن، دوره یا کوهورت، با استفاده از ساختار ماتریس طراحی و تجزیه فضای پارامترها، یک جواب یکتا برای بخش قابل شناسایی مدل انتخاب می‌کند. به طور مشخص برآوردگر ذاتی از طریق شبه معکوس مور-پنروز و انتخاب جواب با کمترین نرم اقلیدسی، یک برآورد یکتا از پارامترهای قابل شناسایی ارائه می‌دهد. مدل برآوردگر ذاتی در این مطالعه به صورت کلی به شکل زیر تعریف شد:

$$(1) \text{logit}[P(Y_{apc} = 1)]$$

$$= \alpha + \sum_{i=1}^{15} \beta_i^A \text{Age}_i + \sum_{j=1}^8 \beta_j^P \text{Period}_j + \sum_{k=1}^{16} \beta_k^C \text{Cohort}_k$$

که در آن Y_{apc} متغیر وابسته و دودویی سرپرست بودن خانوار، $P(Y_{apc} = 1)$ احتمال سرپرست بودن زن در سلول مشخص سن-دوره-کوهورت، α عرض از مبدأ مدل معادل میانگین کلی لاجیت احتمال سرپرستی در کل نمونه، Age_i و Period_j و Cohort_k به ترتیب متغیرهای سن و دوره و کوهورت هستند که با کدگذاری مجموع صفر ساخته شده‌اند و مقدار β_i^A و β_j^P و β_k^C ضرایب مربوط به سطح i سن و j دوره و k کوهورت می‌باشند.

برخلاف رگرسیون‌های معمول که برای هر عامل یک سطح را به عنوان گروه مرجع حذف می‌کنند، در مدل برآوردگر ذاتی از کدگذاری مجموع صفر استفاده می‌شود. یعنی برای هر عامل، مجموع ضرایب همه سطوح برابر صفر است.

$$(2) \sum_i \beta_i^A = \sum_j \beta_j^P = \sum_k \beta_k^C = 0$$

به این ترتیب هیچ سطحی به عنوان مرجع کنار گذاشته و ضریب هر سطح، فاصله‌ی اثر آن سطح از میانگین ساده‌ی اثر همه‌ی سطوح همان

برخلاف مدل برآوردگر ذاتی، دوره و کوهورت در این مدل به صورت دودویی کدگذاری نشدند و به جای برآورد ضریب مجزا برای هر سطح، فقط دو پارامتر واریانس برآورد می شود.

دوره و کوهورت به صورت اثرات تصادفی متقاطع وارد مدل شدند. یعنی هر سلول همزمان به یک دوره و یک کوهورت تعلق دارد و این دو، سطوح جداگانه ای هستند که درون یکدیگر قرار نمی گیرند. مدل با دستور meglm در استیسا، روی همان ۱۰۴ سلول مدل برآوردگر ذاتی و با توزیع دوجمله ای برآورد شد. لگاریتم درست نمایی با روش تقریب لاپلاس محاسبه شد.

برای ترسیم نمودارهای دوره و کوهورت در مدل سلسله مراتبی از آنجایی که از این دو مؤلفه تنها واریانس آن ها به عنوان اثر تصادفی گزارش می شود به منظور نمایش این اثرات در نمودار از پیش بینی های بیزی تجربی^۲ باید استفاده شود (Yang & Land, 2006). این پیش بینی، محتمل ترین مقدار اثر هر دوره را باتوجه به داده ها و پارامترهای برآورد شده مدل نشان می دهد که معادله آن به شرح زیر است:

$$(10) \hat{u}_j = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_\epsilon^2/n_j} \bar{r}_j^3$$

که در آن $\hat{u}_j$ برآورد بیز تجربی اثر اختصاصی دوره، $\bar{r}_j$ میانگین باقی مانده دوره j پس از کنترل اثر ثابت سن، n_j تعداد مشاهدات دوره j ، σ_ϵ^2 واریانس درون گروهی باقیمانده، $\frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_\epsilon^2/n_j}$ ضریب کوچک سازی، که هرچه به یک نزدیک تر باشد برآورد به میانگین دوره j نزدیک تر و هرچه به صفر نزدیک تر باشد برآورد به میانگین کلی (صفر) نزدیک تر می شود. به همین ترتیب فرمول مشابهی برای کوهورت نیز مطرح می شود. از این برآوردها برای ترسیم و مقایسه روند تغییرات دوره ای و کوهورتی در شکل های ۳ و ۴ استفاده شد.

برای مقایسه دو رویکرد، داده های فردی (۲۷۲۹۷۹ نفر) در ۱۰۴ سلول سن-دوره-کوهورت تجمیع شدند و برای هر سلول، تعداد زنان سرپرست و تعداد کل زنان ثبت گردید. هر دو مدل با توزیع دوجمله ای و تابع پیوند لوجیت بر همین داده برازش شدند. از آنجاکه ضرایب مدل برآوردگر ذاتی و پیش بینی های بیز تجربی مدل سلسله مراتبی از نظر مقیاس و تفسیر هم ارز نیستند، مقایسه مستقیم دامنه آن ها مبنای معتبری برای قضاوت درباره برتری یکی از دو مدل فراهم نمی کند. بنابراین مقایسه بر سه دسته شاخص هم ارز و آزمون پذیر استوار شد.

روش به صورت مستقیم در محیط برنامه نویسی استیسا اجرا شد. درستی محاسبه با دو آزمون بررسی شد. نخست تأیید شد که مدل تنها یک هم خطی دارد، یعنی همان رابطه سن-دوره-کوهورت. دوم، تأیید شد که احتمال های پیش بینی شده برآوردگر ذاتی دقیقاً مدل لوجیت اولیه برابر است که تفاوت کمتر از رقم 10^{-14} بود.

رویکرد دومی که در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفت مدل سلسله مراتبی معرفی شده توسط یانگ و لند^۱ (۲۰۰۶، ۲۰۱۳) است که مسئله عدم شناسایی را نه با یک قید ریاضی صرف بر ضرایب بلکه با بازتعریف سطح تحلیل کنترل می کند. در این رویکرد سن به عنوان اثر ثابت اما دوره و کوهورت به عنوان اثرات تصادفی در نظر گرفته می شوند. بنابراین به جای برآورد یک ضریب جداگانه برای هر دوره و هر کوهورت، تفاوت میان دوره ها و کوهورت ها از طریق واریانس اثرات تصادفی در مدل در نظر گرفته می شوند. در واقع مدل باتکیه بر فرض هایی درباره نحوه توزیع این اثرات و سازوکاری که باعث نزدیک شدن برآوردهای پراکنده به میانگین کلی می شود برآورد می شود. هرچند شناسایی اثرات همچنان به مفروضات مدل و ساختار داده وابسته است. فرم کلی مدل در رویکرد سلسله مراتبی به شکل زیر خواهد بود:

$$(7) g(E(Y_{ijk})) = \beta_0 + \beta X_{ijk} + u_j + v_k$$

در این معادله Y_{ijk} متغیر وابسته در سلول مربوط به گروه سنی i ، دوره j و کوهورت k است. β_0 عرض از مبدأ و βX_{ijk} مجموعه اثرات ثابت مدل از جمله اثر سن، را نشان می دهد. u_j ، v_k به ترتیب اثرات تصادفی دوره و کوهورت هستند که ناهمگنی مشاهده نشده میان دوره ها و کوهورت ها را در مدل لحاظ می کنند. فرض می شود این اثرات دارای میانگین صفر و واریانس های قابل برآورد هستند و از یکدیگر مستقل اند.

$$(8) u_j \sim N(0, \sigma_u^2)$$

$$v_k \sim N(0, \sigma_v^2)$$

$$\text{Cov}(u_j, v_k) = 0$$

باتوجه به دودویی بودن متغیر وابسته در مطالعه حاضر تابع پیوند لوجیت به کار گرفته شد و مدل نهایی در رویکرد سلسله مراتبی به صورت زیر مشخص شد:

$$(9) \ln\left(\frac{p_{ijk}}{1-p_{ijk}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \text{Age}_{20-24} + \beta_2 \text{Age}_{25-29} + \dots + \beta_{14} \text{Age}_{85-89} + u_j^{(\text{Period})} + v_k^{(\text{Cohort})}$$

در اینجا، گروه سنی ۱۵-۱۹ سال به عنوان گروه مرجع در نظر گرفته شد و ضرایب β_1 تا β_{14} اثرات ثابت سایر گروه های سنی را نشان می دهند. همچنین $u_j^{(\text{Period})}$ و $v_k^{(\text{Cohort})}$ به ترتیب اثرات تصادفی دوره و کوهورت هستند که از توزیع نرمال با میانگین صفر پیروی می کنند.

^۱ Yang & Land

^۲ Empirical Bayes

^۳ این رابطه برای مدل خطی به صورت دقیق برقرار است. در مدل لوجیت حاضر، این پیش بینی ها با همان منطق، اما به صورت عددی و به عنوان محتمل ترین مقدار اثر هر دوره و کوهورت با توجه به داده ها محاسبه شدند (گزینه ebmodes در استیسا). خطای استاندارد هر پیش بینی نیز محاسبه شد.

معیارهای برازش

برای این منظور معیار اطلاع آکائیکه (AIC)، معیار اطلاع بیزی (BIC) و انحراف (deviance) محاسبه شدند. در هر سه شاخص، مقدار کوچک‌تر نشان‌دهنده برازش بهتر است. مدل کامل برای هر سلول یک احتمال جداگانه برآورد می‌کند و بهترین برازش ممکن را دارد (Akaike, 1974; McCullagh & Nelder, 1989; Schwarz, 1978). مقادیر برازش‌شده مدل برآوردگر ذاتی به قیدی که برای رفع هم‌خطی انتخاب می‌شود وابسته نیست. برای مدل سلسله مراتبی، لگاریتم درست‌نمایی به روش تقریب لاپلاس به‌دست آمد و در شمارش پارامترها، ضرایب ثابت و دو مؤلفه واریانس لحاظ گردید ($k=17$) از آنجاکه شمارش پارامترهای مؤثر در مدل‌های دارای اثر تصادفی محل بحث است، تفاوت AIC و BIC دو مدل با احتیاط تفسیر شد.

احتمال پیش‌بینی شده دوره و کوهورت

برای اینکه دو مدل بر مبنای مقایسه شوند، از هر دو مدل یک سوال واحد پرسیده شد. برای زنی با سن متوسط و از کوهورت متوسط، احتمال سرپرست بودن در دوره z چقدر است؟ در مدل برآوردگر ذاتی، به دلیل کدگذاری مجموع صفر، اثر متوسط سن و کوهورت برابر صفر است:

$$(11) \hat{p}_j^{IE} = \text{logit}^{-1}(\hat{\alpha} + \hat{\beta}_j^P)$$

در مدل سلسله مراتبی، اثر متوسط سن از میانگین ضرایب ۱۵ گروه سنی به‌دست آمد (β گروه مرجع برابر صفر) و میانگین اثر تصادفی کوهورت صفر است:

$$(12) \hat{p}_j^{HAPC} = \text{logit}^{-1}(\hat{\beta}_0 + \bar{\beta}^A + \bar{u}_j)$$

$$(13) \bar{\beta}^A = \frac{1}{15} \sum_{a=1}^{15} \hat{\beta}_a$$

احتمال پیش‌بینی‌شده هر کوهورت نیز به همین ترتیب با جایگزینی اثر کوهورت به جای اثر دوره، محاسبه شد. فاصله اطمینان ۹۵ درصد ابتدا بر مبنای لجیت ساخته و سپس به مقیاس احتمال تبدیل شد. در مدل سلسله مراتبی، خطای استاندارد از ترکیب خطای استاندارد بخش ثابت و خطای استاندارد پیش‌بینی بیز تجربی به‌دست آمد. این روش تقریبی است، زیرا کوواریانس میان این دو را نادیده می‌گیرد.

آزمون رسمی تفاوت

دو آزمون انجام شد. نخست، برای هر دوره و هر کوهورت آزمون شد که آیا پیش‌بینی دو مدل به‌طور معنادار متفاوت است:

$$(14) z_j = \frac{\hat{\eta}_j^{IE} - \hat{\eta}_j^{HAPC}}{\sqrt{SE(\hat{\eta}_j^{IE})^2 + SE(\hat{\eta}_j^{HAPC})^2}}$$

که در آن $\hat{\eta}_j^{IE}$ پیش‌بینی بر مبنای لجیت است. چون هر دو مدل بر یک داده برآورد شده‌اند و پیش‌بینی‌هایشان همبستگی مثبت دارد، نادیده گرفتن این همبستگی آزمون را محافظه‌کارانه می‌کند.

در ادامه برای مقایسه کلی دقت پیش‌بینی دو مدل از آزمون وونگ^۱ (۱۹۸۹) استفاده شد. این آزمون برای مقایسه دو مدل غیرآشیا‌های طراحی شده است. یعنی دو مدلی که هیچکدام حالت خاصی از دیگری نیست، مانند برآوردگر ذاتی و مدل سلسله مراتبی. برای هر سلول $\$c\$$ ، تفاوت لگاریتم درست‌نمایی دو مدل محاسبه و آماره آزمون به‌صورت زیر به دست آمد:

$$(15) m_c = \ell_c^{IE} - \ell_c^{HAPC}, \quad z_v = \frac{\sqrt{N} \bar{m}}{s_m}$$

که در آن $\bar{m}$ و s_m میانگین و انحراف معیار m_c هستند. z_v بزرگ‌تر از ۹۶/۱ نشان‌دهنده برتری معنادار برآوردگر ذاتی، کوچک‌تر از ۹۶/۱- نشان‌دهنده برتری معنادار مدل سلسله مراتبی و مقادیر بین این دو نشان‌دهنده نبود تفاوت معنادار است. در محاسبه ℓ_c^{HAPC} از پیش‌بینی‌های مدل سلسله مراتبی همراه با اثرات دوره و کوهورت استفاده شد.

تحلیل حساسیت

یکی از نقدهای اصلی برآوردگر ذاتی در ادبیات این است که نتایج آن ممکن است با تغییر نحوه گروه‌بندی سن، دوره و کوهورت، یا با اضافه و کم کردن گروه‌هایی که اطلاعات کمی دارند تغییر کند (Luo, 2013). همچنین نتایج مدل سلسله مراتبی به ساختار داده وابسته است (Bell & Jones, 2018) و برای اینکه مشخص شود یافته‌های اصلی این مطالعه به تصمیم‌های مربوط به آماده‌سازی داده وابسته نیستند کل مقایسه دو مدل در سه حالت دیگر نیز تکرار شد: الف) حذف کوهورت‌های ناقص جوان. کوهورت‌های ۱۳۷۳ و ۱۳۷۸ تنها در دو یا سه دوره پایانی مشاهده شده‌اند، زیرا پیش از آن هنوز به سن ۱۵ سالگی نرسیده بودند. این دو کوهورت حذف شدند تا اثر کوهورت‌های کم‌اطلاعات بر نتایج بررسی شود. ب) تغییر گروه‌بندی سنی: گروه سنی ۸۵-۸۹ سال که کمترین تعداد نمونه را دارد حذف شد. به این ترتیب تعداد گروه‌های سنی از ۱۵ به ۱۴ کاهش یافت. ج) ادغام کوهورت‌های قدیمی: به جای حذف کوهورت‌های متولد پیش از ۱۳۰۰، این کوهورت‌ها در یک گروه ادغام شدند. در هر سه حالت همه مراحل تحلیل، یعنی برآورد دو مدل، معیارهای برازش، احتمال‌های پیش‌بینی‌شده و آزمون‌های تفاوت، دقیقاً به همان روش تحلیل اصلی تکرار شد. سپس بررسی شد که آیا یافته‌های اصلی در این حالت‌ها پایدار باقی می‌مانند یا خیر. این یافته‌ها شامل ترتیب دو مدل در معیارهای برازش، معناداری آزمون وونگ و الگوی پیش‌بینی‌های دوره

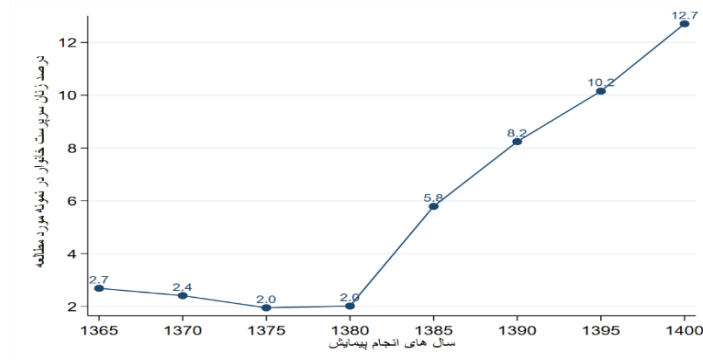
¹ Vuong

و کوهورت است.

یافته‌ها

۱۳۶۵ اندکی کاهش یافته و در سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۸۰ به حدود ۲ درصد رسیده است. پس از آن روندی افزایشی و پیوسته داشته و در سال ۱۴۰۰ به ۷/۱۲ درصد رسیده است. این نسبت خام تحت‌تأثیر هم‌زمان تغییر ساختار سنی جمعیت زنان، شرایط دوره‌ای و تفاوت‌های نسلی است. هدف تحلیل‌های بعدی تفکیک همین سه اثر است.

شکل ۲ نمودار درصد زنان سرپرست خانوار را در نمونه مورد مطالعه در هشت موج پیمایش نشان می‌دهد. این نسبت از ۷/۲ درصد در سال



شکل ۲. روند تغییرات زنان سرپرست خانوار در نمونه مورد مطالعه

Figure 2. Trend in the percentage of female household heads in the study sample

و BIC، احتمال پیش‌بینی‌شده سرپرستی در هر دوره و کوهورت و آزمون‌های رسمی تفاوت. در پایان پایداری نتایج در تحلیل حساسیت بررسی شد. لازم به ذکر است که ضرایب دو مدل به دلیل تفاوت در کدگذاری و سازوکار شناسایی، مستقیماً با یکدیگر قابل مقایسه نیستند و مقایسه دو مدل تنها بر اساس شاخص‌های هم‌ارز صورت گرفته است.

به‌منظور بررسی روند سرپرستی خانوار زنان و ارزیابی میزان همگرایی نتایج دو رویکرد برآوردگر ذاتی و مدل سلسله‌مراتبی، ابتدا اثرات سن، دوره و کوهورت در هر یک از دو مدل در جدول‌های ۱ و ۲ برآورد شد و سپس دو مدل بر اساس معیارهای هم‌ارز و آزمون‌پذیر ذکرشده در بخش روش با یکدیگر مقایسه شدند. معیارهای برازش AIC

جدول ۱. برآورد اثرات سن، دوره و کوهورت با مدل برآوردگر ذاتی

Table 1. Estimates of age, period and cohort effects from the intrinsic estimator

مؤلفه	ضریب	خطای استاندارد	z	$P > z $	%۹۵ حد پایین	%۹۵ حد بالا
سن						
۱۵-۱۹	۳-/۱۵۵۸	۰/۱۳۸۴	۲۲-/۸۰	<۰/۰۰۱	۳-/۴۲۷۱	۲-/۸۸۴۵
۲۰-۲۴	۱-/۶۰۶۲	۰/۰۶۸۰	۲۳-/۶۲	<۰/۰۰۱	۱-/۷۳۹۵	۱-/۴۷۳۰
۲۵-۲۹	۱-/۰۸۴۱	۰/۰۵۲۲	۲۰-/۷۷	<۰/۰۰۱	۱-/۱۸۶۳	۰-/۹۸۱۸
۳۰-۳۴	۰-/۵۶۰۱	۰/۰۴۲۷	۱۳-/۱۲	<۰/۰۰۱	۰-/۶۴۳۸	۰-/۴۷۶۵
۳۵-۳۹	۰-/۲۹۵۰	۰/۰۳۸۳	۷-/۷۱	<۰/۰۰۱	۰-/۳۷۰۱	۰-/۲۲۰۰
۴۰-۴۴	۰-/۱۳۹۷	۰/۰۳۵۸	۳-/۹۰	<۰/۰۰۱	۰-/۲۱۰۰	۰-/۰۶۹۵
۴۵-۴۹	۰/۰۳۹۴	۰/۰۳۳۶	۱/۱۷	۰/۲۴۱	۰-/۰۲۶۵	۰/۱۰۵۲
۵۰-۵۴	۰/۲۳۹۷	۰/۰۳۱۳	۷/۶۵	<۰/۰۰۱	۰/۱۷۸۲	۰/۳۰۱۱
۵۵-۵۹	۰/۳۶۷۹	۰/۰۳۰۶	۱۲/۰۲	<۰/۰۰۱	۰/۳۰۷۹	۰/۴۲۷۹
۶۰-۶۴	۰/۵۴۷۴	۰/۰۲۹۳	۱۸/۷۰	<۰/۰۰۱	۰/۴۹۰۰	۰/۶۰۴۸
۶۵-۶۹	۰/۷۴۷۲	۰/۰۲۹۶	۲۵/۲۵	<۰/۰۰۱	۰/۶۸۹۲	۰/۸۰۵۲
۷۰-۷۴	۱/۰۳۲۳	۰/۰۲۹۸	۳۴/۶۴	<۰/۰۰۱	۰/۹۷۳۹	۱/۰۹۰۷
۷۵-۷۹	۱/۲۴۲۲	۰/۰۳۴۴	۳۶/۰۶	<۰/۰۰۱	۱/۱۷۴۷	۱/۳۰۹۷
۸۰-۸۴	۱/۳۷۹۸	۰/۰۴۱۷	۳۳/۰۷	<۰/۰۰۱	۱/۲۹۸۰	۱/۴۶۱۵
۸۵-۸۹	۱/۲۴۵۲	۰/۰۶۹۴	۱۷/۹۴	<۰/۰۰۱	۱/۱۰۹۱	۱/۳۸۱۲
دوره						
۱۳۶۵	۰-/۲۶۹۲	۰/۱۰۰۱	۲-/۶۹	۰/۰۰۷	۰-/۴۶۵۵	۰-/۰۷۲۹
۱۳۷۰	۰-/۳۸۷۰	۰/۰۵۳۰	۷-/۳۰	<۰/۰۰۱	۰-/۴۹۰۹	۰-/۲۸۳۱
۱۳۷۵	۰-/۵۶۵۲	۰/۰۴۸۷	۱۱-/۶۱	<۰/۰۰۱	۰-/۶۶۰۶	۰-/۴۶۹۸
۱۳۸۰	۰-/۳۲۲۶	۰/۰۴۲۳	۷-/۶۲	<۰/۰۰۱	۰-/۴۰۵۵	۰-/۲۳۹۷
۱۳۸۵	۰-/۰۷۶۲	۰/۰۲۶۳	۲-/۹۰	۰/۰۰۴	۰-/۱۲۷۸	۰-/۰۲۴۷
۱۳۹۰	۰/۲۹۴۱	۰/۰۲۳۲	۱۲/۶۵	<۰/۰۰۱	۰/۲۴۸۵	۰/۳۳۹۷
۱۳۹۵	۰/۵۳۸۵	۰/۰۲۲۷	۲۳/۷۲	<۰/۰۰۱	۰/۴۹۴۰	۰/۵۸۳۰
۱۴۰۰	۰/۷۸۷۶	۰/۰۲۲۹	۳۴/۴۴	<۰/۰۰۱	۰/۷۴۲۸	۰/۸۳۲۴
کوهورت						
۱۳۰۱-۱۳۰۵	۱/۱۳۵۷	۰/۰۷۱۲	۱۵/۹۵	<۰/۰۰۱	۰/۹۹۶۱	۱/۲۷۵۲
۱۳۰۶-۱۳۱۰	۱/۰۳۱۲	۰/۰۵۱۷	۱۹/۹۴	<۰/۰۰۱	۰/۹۲۹۹	۱/۱۳۲۶
۱۳۱۱-۱۳۱۵	۰/۹۹۲۰	۰/۰۳۹۸	۲۴/۹۵	<۰/۰۰۱	۰/۹۱۴۱	۱/۰۶۹۹
۱۳۱۶-۱۳۲۰	۰/۹۷۴۸	۰/۰۳۵۵	۲۷/۴۹	<۰/۰۰۱	۰/۹۰۵۳	۱/۰۴۴۳
۱۳۲۱-۱۳۲۵	۰/۸۳۵۸	۰/۰۳۴۵	۲۴/۱۹	<۰/۰۰۱	۰/۷۶۸۰	۰/۹۰۳۵
۱۳۲۶-۱۳۳۰	۰/۷۵۷۴	۰/۰۳۳۰	۲۲/۹۸	<۰/۰۰۱	۰/۶۹۲۸	۰/۸۲۲۰
۱۳۳۱-۱۳۳۵	۰/۵۵۶۸	۰/۰۳۳۰	۱۶/۸۸	<۰/۰۰۱	۰/۴۹۳۲	۰/۶۲۱۵
۱۳۳۶-۱۳۴۰	۰/۳۰۱۷	۰/۰۳۴۰	۸/۸۸	<۰/۰۰۱	۰/۲۳۵۱	۰/۳۶۸۲
۱۳۴۱-۱۳۴۵	۰/۰۲۹۲	۰/۰۳۶۰	۰/۸۱	۰/۴۱۸	۰-/۰۴۱۴	۰/۰۹۹۷
۱۳۴۶-۱۳۵۰	۰-/۱۵۷۴	۰/۰۳۷۴	۴-/۲۰	<۰/۰۰۱	۰-/۲۳۰۷	۰-/۰۸۴۰
۱۳۵۱-۱۳۵۵	۰-/۴۰۲۰	۰/۰۴۰۷	۹-/۸۷	<۰/۰۰۱	۰-/۴۸۱۹	۰-/۳۲۲۲
۱۳۵۶-۱۳۶۰	۰-/۶۴۴۱	۰/۰۴۴۲	۱۴-/۵۸	<۰/۰۰۱	۰-/۷۳۰۷	۰-/۵۵۷۶
۱۳۶۱-۱۳۶۵	۰-/۹۸۵۶	۰/۰۵۱۱	۱۹-/۲۹	<۰/۰۰۱	۱-/۰۸۵۸	۰-/۸۸۵۵
۱۳۶۶-۱۳۷۰	۱-/۰۵۱۵	۰/۰۶۲۰	۱۶-/۹۷	<۰/۰۰۱	۱-/۱۷۲۹	۰-/۹۳۰۰
۱۳۷۱-۱۳۷۵	۱-/۲۴۶۴	۰/۰۹۵۱	۱۳-/۱۱	<۰/۰۰۱	۱-/۴۳۲۷	۱-/۰۶۰۰
۱۳۷۶-۱۳۸۰	۲-/۱۲۷۶	۰/۲۴۶۴	۸-/۶۳	<۰/۰۰۱	۲-/۶۱۰۷	۱-/۶۴۴۶
مقدار ثابت	۲-/۷۵۰۲	۰/۰۲۶۹	۱۰۲-/۲۴	<۰/۰۰۱	۲-/۸۰۲۹	۲-/۶۹۷۵

ضرایب با کدگذاری مجموع صفر برآورد شده‌اند. ضریب هر سطح، فاصله آن از میانگین کل را بر مقیاس لجیت نشان می‌دهد. منبع: محاسبات محقق بر اساس داده‌های هزینه و درآمد خانوار (۱۳۶۵-۱۴۰۰).

در ادامه نتایج اجرای مدل سلسله مراتبی در جدول ۲ آمده است:

جدول ۲. اثرات ثابت سن و واریانس اثرات تصادفی دوره و کوهورت در مدل سلسله مراتبی

Table 2. Fixed age effects and variances of period and cohort random effects in the hierarchical model

مؤلفه	ضریب	خطای استاندارد	z	$P > z $	۹۵٪ حد پایین	۹۵٪ حد بالا
سن (مرجع: ۱۹-۱۵)						
۲۰-۲۴	۱/۷۴۷۵	۰/۱۸۱۸	۹/۶۱	$< ۰/۰۰۱$	۱/۳۹۱۲	۲/۱۰۳۸
۲۵-۲۹	۲/۵۰۳۱	۰/۱۷۷۰	۱۴/۱۴	$< ۰/۰۰۱$	۲/۱۵۶۲	۲/۸۵۰۱
۳۰-۳۴	۳/۲۲۴۴	۰/۱۷۴۳	۱۸/۵۰	$< ۰/۰۰۱$	۲/۸۸۲۷	۳/۵۶۶۱
۳۵-۳۹	۳/۶۸۶۲	۰/۱۷۴۶	۲۱/۱۱	$< ۰/۰۰۱$	۳/۳۴۳۹	۴/۰۲۸۴
۴۰-۴۴	۴/۰۳۹۷	۰/۱۷۶۵	۲۲/۸۸	$< ۰/۰۰۱$	۳/۶۹۳۷	۴/۳۸۵۷
۴۵-۴۹	۴/۴۱۴۴	۰/۱۷۸۵	۲۴/۷۳	$< ۰/۰۰۱$	۴/۰۶۴۶	۴/۷۶۴۲
۵۰-۵۴	۴/۸۰۹۲	۰/۱۸۰۹	۲۶/۵۹	$< ۰/۰۰۱$	۴/۴۵۴۷	۵/۱۶۳۷
۵۵-۵۹	۵/۱۳۰۴	۰/۱۸۳۸	۲۷/۹۲	$< ۰/۰۰۱$	۴/۷۷۰۲	۵/۴۹۰۶
۶۰-۶۴	۵/۵۰۱۳	۰/۱۸۶۵	۲۹/۵۰	$< ۰/۰۰۱$	۵/۱۳۵۸	۵/۸۶۶۸
۶۵-۶۹	۵/۸۸۹۷	۰/۱۹۰۱	۳۰/۹۸	$< ۰/۰۰۱$	۵/۵۱۷۱	۶/۲۶۲۳
۷۰-۷۴	۶/۳۵۹۰	۰/۱۹۳۸	۳۲/۸۱	$< ۰/۰۰۱$	۵/۹۷۹۱	۶/۷۳۸۹
۷۵-۷۹	۶/۷۴۷۳	۰/۱۹۸۶	۳۳/۹۸	$< ۰/۰۰۱$	۶/۳۵۸۱	۷/۱۳۶۵
۸۰-۸۴	۷/۰۵۷۰	۰/۲۰۴۲	۳۴/۵۶	$< ۰/۰۰۱$	۶/۶۵۶۸	۷/۴۵۷۳
۸۵-۸۹	۷/۰۹۵۸	۰/۲۱۵۹	۳۲/۸۶	$< ۰/۰۰۱$	۶/۶۷۲۶	۷/۵۱۹۰
مقدار ثابت	۶-/۸۹۴۵	۰/۱۸۷۸	۳۶-/۷۱	$< ۰/۰۰۱$	۷-/۲۶۲۶	۶-/۵۲۶۴
اثرات تصادفی						
واریانس دوره	۰/۰۳۳۵	۰/۰۱۹۷	—*	—	۰/۰۱۰۶	۰/۱۰۶۳
واریانس کوهورت	۰/۰۲۴۶	۰/۰۱۱۸	—	—	۰/۰۰۹۶	۰/۰۶۲۹

* از آنجاکه برای واریانس‌ها آماره Z گزارش نمی‌شود، معناداری اثرات تصادفی دوره و کوهورت با آزمون نسبت درست‌نمایی بررسی شد. این آزمون مدل حاضر را با مدلی مقایسه می‌کند که فقط اثر سن را دارد. نتیجه نشان داد که افزودن اثرات دوره و کوهورت، برازش مدل را به‌طور معنادار بهبود می‌دهد ($p < ۰/۰۰۱$ و $\chi^2 = 255.11$).

یکسانی را در تغییرات احتمال سرپرستی خانوار توسط زنان با افزایش سن نشان می‌دهند که در هر دو روند جهت آن افزایشی است. افزایش پیوسته ضرایب احتمال با افزایش سن و تثبیت در سالمندی منطبق با واقعیت قابل‌مشاهده در جوامع و یافته‌ای قابل‌انتظار می‌باشد.

از آنجاکه ضرایب جداول ۱ و ۲ به‌طور مستقیم قابل‌مقایسه نیستند، چون بر اساس مفروضات متفاوتی ساخته شده‌اند، برای مقایسه اثرات هر سه مؤلفه سن، دوره و کوهورت از مقدار احتمال برای هر یک از آن‌ها استفاده شده است.

اثر سن

جدول ۳ نتایج تبدیل ضرایب سن در هر دو مدل به احتمال نشان می‌دهد که هم مدل برآوردگر ذاتی و هم مدل سلسله مراتبی، روند

جدول ۳. مقایسه ضرایب احتمال (درصد) مؤلفه سن در مدل برآوردگر ذاتی و مدل سلسله مراتبی

Table 3. Predicted probability of female household headship by age group in the two models

گروه سنی	مقدار احتمال در مدل برآوردگر ذاتی	حد بالا و پایین در مقدار احتمال مدل برآوردگر ذاتی ٪۹۵	مقدار احتمال در مدل سلسله مراتبی	حد بالا و پایین در مقدار احتمال مدل سلسله مراتبی ٪۹۵	z	p
۱۵-۱۹	۰/۳	۰/۲-۰/۴	۰/۱	۰/۱-۰/۲	۲/۴۶	۰/۰۱۴
۲۰-۲۴	۱/۳	۱/۱-۱/۵	۰/۶	۰/۵-۰/۷	۵/۷۵	< ۰/۰۰۱
۲۵-۲۹	۲/۱	۱/۹-۲/۴	۱/۲	۱/۰-۱/۵	۴/۶۳	< ۰/۰۰۱
۳۰-۳۴	۳/۵	۳/۲-۳/۹	۲/۵	۲/۱-۳/۰	۳/۳۵	< ۰/۰۰۱
۳۵-۳۹	۴/۵	۴/۲-۴/۹	۳/۹	۳/۳-۴/۶	۱/۶۰	۰/۱۰۹
۴۰-۴۴	۵/۳	۴/۹-۵/۷	۵/۴	۴/۶-۶/۴	-۰/۳۶	۰/۷۲۰
۴۵-۴۹	۶/۲	۵/۸-۶/۷	۷/۷	۶/۶-۹/۰	-۲/۴۰	۰/۰۱۶
۵۰-۵۴	۷/۵	۷/۰-۸/۱	۱۱/۱	۹/۵-۱۲/۸	-۴/۴۹	< ۰/۰۰۱
۵۵-۵۹	۸/۵	۷/۹-۹/۱	۱۴/۶	۱۲/۶-۱۶/۹	-۶/۴۶	< ۰/۰۰۱
۶۰-۶۴	۱۰/۰	۹/۳-۱۰/۶	۱۹/۹	۱۷/۲-۲۲/۸	-۸/۳۵	< ۰/۰۰۱
۶۵-۶۹	۱۱/۹	۱۱/۱-۱۲/۷	۲۶/۸	۲۳/۴-۳۰/۵	-۱۰/۰۰	< ۰/۰۰۱
۷۰-۷۴	۱۵/۲	۱۴/۳-۱۶/۲	۳۶/۹	۳۲/۷-۴۱/۴	-۱۱/۴۵	< ۰/۰۰۱
۷۵-۷۹	۱۸/۱	۱۷/۰-۱۹/۴	۴۶/۳	۴۱/۴-۵۱/۳	-۱۲/۳۶	< ۰/۰۰۱
۸۰-۸۴	۲۰/۳	۱۸/۸-۲۱/۸	۵۴/۱	۴۸/۷-۵۹/۴	-۱۲/۸۲	< ۰/۰۰۱
۸۵-۸۹	۱۸/۲	۱۶/۱-۲۰/۴	۵۵/۰	۴۸/۷-۶۱/۱	-۱۱/۵۰	< ۰/۰۰۱

آزمون تفاوت نشان می‌دهد که دو مدل در دوره‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ تفاوت معناداری ندارند، اما در دوره‌های ابتدایی (۱۳۶۵ تا ۱۳۸۵) و دوره پایانی (۱۴۰۰) تفاوت آن‌ها معنادار است. به بیان ساده دو منحنی در میانه بازه زمانی از یکدیگر عبور می‌کنند و در دو سر از هم فاصله می‌گیرند (شکل ۳). اختلاف پیش‌بینی دو مدل بر مقیاس لوجیت از ۰/۹۷- در ۱۳۶۵ تقریباً به صورت خطی به ۰/۲۶ در ۱۴۰۰ می‌رسد.

اثرات دوره

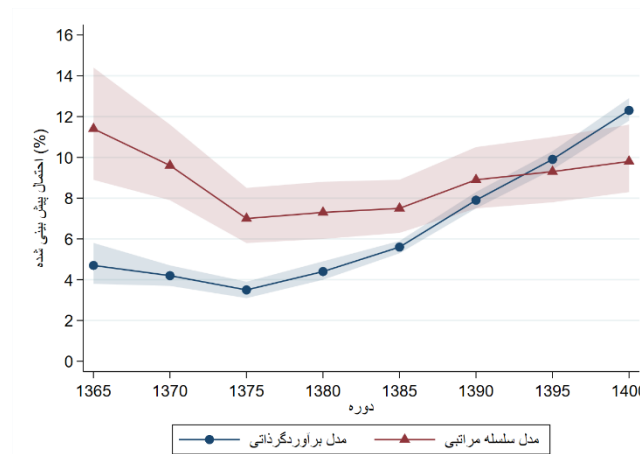
جدول ۴ احتمال پیش‌بینی شده سرپرستی خانوار در هر دوره زمانی و بر اساس هر دو مدل نشان می‌دهد. دو مدل در شکل کلی منحنی دوره‌ای، یعنی کاهش تا سال ۱۳۷۵ و افزایش پس از آن، هم‌سو بودند، اما در شیب کلی روند از ۱۳۶۵ تا ۱۴۰۰ تفاوت داشتند. در برآوردگر ذاتی، احتمال سرپرستی در پایان دوره بیش از دو برابر آغاز آن بود، درحالی‌که در مدل سلسله‌مراتبی تفاوت آغاز و پایان دوره اندک بود.

جدول ۴. احتمال پیش‌بینی شده سرپرستی خانوار زنان بر حسب دوره در دو مدل (درصد)

Table 4. Predicted probability of female household headship by period in the two models

اختلاف لوجیت	p	z	حد بالا و پایین در مقدار احتمال مدل سلسله مراتب ٪۹۵	مقدار احتمال در مدل سلسله مراتبی	حد بالا و پایین در مقدار احتمال مدل برآوردگرذاتی ٪۹۵	مقدار احتمال در مدل برآوردگرذاتی	دوره
-۰/۹۷	< ۰/۰۰۱	۵-/-۴۲	۸/۹-۱۴/۴	۱۱/۴	۳/۸-۵/۸	۴/۷	۱۳۶۵
-۰/۸۹	< ۰/۰۰۱	۷-/-۱۹	۷/۹-۱۱/۶	۹/۶	۳/۷-۴/۷	۴/۲	۱۳۷۰
-۰/۷۳	< ۰/۰۰۱	۶-/-۰۷	۵/۸-۸/۵	۷/۰	۳/۱-۳/۹	۳/۵	۱۳۷۵
-۰/۵۳	< ۰/۰۰۱	۴-/-۶۴	۶/۰-۸/۸	۷/۳	۴/۰-۴/۹	۴/۴	۱۳۸۰
-۰/۳۲	۰/۰۰۲	۳-/-۱۳	۶/۳-۸/۹	۷/۵	۵/۳-۵/۹	۵/۶	۱۳۸۵
-۰/۱۳	۰/۲۰۳	۱-/-۲۷	۷/۵-۱۰/۵	۸/۹	۷/۵-۸/۳	۷/۹	۱۳۹۰
۰/۰۶	۰/۵۱۸	۰/۶۵	۷/۸-۱۱/۰	۹/۳	۹/۴-۱۰/۳	۹/۹	۱۳۹۵
۰/۲۶	۰/۰۰۹	۲/۶۱	۸/۳-۱۱/۶	۹/۸	۱۱/۸-۱۲/۹	۱۲/۳	۱۴۰۰

احتمال‌ها با ثابت نگه داشتن اثر سن و کوهورت در سطح میانگین آن‌ها محاسبه شده‌اند. بنابراین تفاوت میان دوره‌ها تنها اثر دوره را نشان می‌دهد، مستقل از تفاوت در ترکیب سنی و نسلی زنان در هر دوره. منبع: محاسبات محقق بر اساس داده‌های هزینه و درآمد خانوار ۱۳۶۵-۱۴۰۰



شکل ۳. نمودار احتمال پیش‌بینی شده‌ی سرپرستی خانوار توسط زنان بر اساس دوره در دو مدل (همراه با فاصله اطمینان ۹۵ درصدی)

Figure 3. Predicted probability of female household headship by period in the two models (with 95% confidence intervals)

اثر کوهورت

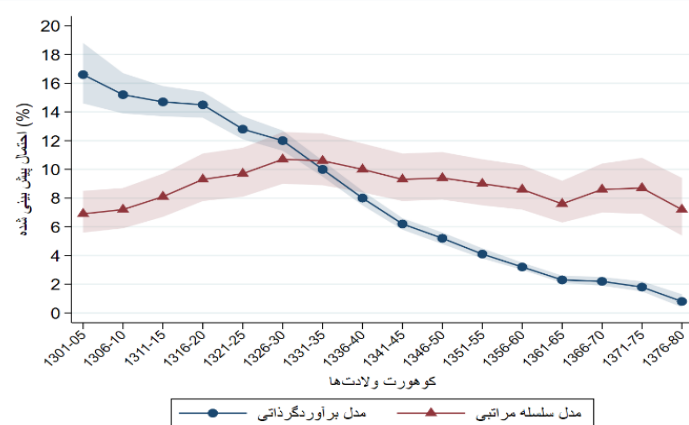
احتمال سرپرستی خانوار بر اساس کوهورت را روندی کاهشی نشان می‌دهد. یعنی کوهورت‌های قدیمی‌تر نسبت به کوهورت‌های جدیدتر احتمال سرپرست خانوار شدن بیشتری داشته‌اند. اما مدل سلسله مراتبی برآورد متفاوت و غیریکنواختی را نشان می‌دهد به‌طوری‌که از کوهورت ۱۳۰۱ تا ۱۳۳۰ روند افزایشی، از ۱۳۳۱ تا ۱۳۶۵ کاهشی و بعد از آن نیز مجدداً با افزایش و کاهش دوباره‌ای مواجه می‌شود.

جدول ۵ و شکل ۴ احتمال پیش‌بینی شده سرپرستی خانوار برحسب کوهورت ولادت‌ها نشان می‌دهند. برخلاف مؤلفه سن و دوره، در مؤلفه‌ی کوهورت مدل‌ها رفتار متفاوتی در بازه‌هایی از خود نشان می‌دهند. مدل برآوردگر ذاتی

جدول ۵. احتمال پیش‌بینی‌شده سرپرستی خانوار زنان برحسب کوهورت تولد در دو مدل (درصد)

Table 5. Predicted probability of female household headship by birth cohort in the two models

کوهورت	مقدار احتمال در مدل برآوردگر ذاتی	حد بالا و پایین در مقدار احتمال مدل برآوردگر ذاتی ٪۹۵	مقدار احتمال در مدل سلسله مراتبی	حد بالا و پایین در مقدار احتمال مدل سلسله مراتبی ٪۹۵	z	p	اختلاف لوجیت
۱۳۰۱-۱۳۰۵	۱۶/۶	۱۴/۶-۱۸/۸	۶/۹	۵/۶-۸/۵	۷/۲۶	< ۰/۰۰۱	۰/۹۹
۱۳۰۶-۱۳۱۰	۱۵/۲	۱۳/۹-۱۶/۷	۷/۲	۵/۹-۸/۷	۷/۱۰	< ۰/۰۰۱	۰/۸۴
۱۳۱۱-۱۳۱۵	۱۴/۷	۱۳/۷-۱۵/۸	۸/۱	۶/۷-۹/۷	۶/۲۱	< ۰/۰۰۱	۰/۶۷
۱۳۱۶-۱۳۲۰	۱۴/۵	۱۳/۶-۱۵/۴	۹/۳	۷/۸-۱۱/۱	۴/۷۵	< ۰/۰۰۱	۰/۵۰
۱۳۲۱-۱۳۲۵	۱۲/۸	۱۲/۱-۱۳/۷	۹/۷	۸/۱-۱۱/۵	۳/۰۵	۰/۰۰۲	۰/۳۲
۱۳۲۶-۱۳۳۰	۱۲/۰	۱۱/۳-۱۲/۷	۱۰/۷	۹/۰-۱۲/۶	۱/۲۹	۰/۱۹۹	۰/۱۳
۱۳۳۱-۱۳۳۵	۱۰/۰	۹/۵-۱۰/۶	۱۰/۶	۸/۹-۱۲/۵	-۰/۵۷	۰/۵۶۹	۰-/۰۶
۱۳۳۶-۱۳۴۰	۸/۰	۷/۵-۸/۵	۱۰/۰	۸/۴-۱۱/۸	-۲/۴۴	۰/۰۱۵	۰-/۲۵
۱۳۴۱-۱۳۴۵	۶/۲	۵/۸-۶/۶	۹/۳	۷/۸-۱۱/۱	-۴/۲۷	< ۰/۰۰۱	۰-/۴۵
۱۳۴۶-۱۳۵۰	۵/۲	۴/۸-۵/۶	۹/۴	۷/۹-۱۱/۲	-۶/۰۶	< ۰/۰۰۱	۰-/۶۴
۱۳۵۱-۱۳۵۵	۴/۱	۳/۸-۴/۵	۹/۰	۷/۵-۱۰/۷	-۷/۷۴	< ۰/۰۰۱	۰-/۸۴
۱۳۵۶-۱۳۶۰	۳/۲	۳/۰-۳/۵	۸/۶	۷/۲-۱۰/۳	-۹/۳۳	< ۰/۰۰۱	۱-/۰۴
۱۳۶۱-۱۳۶۵	۲/۳	۲/۱-۲/۶	۷/۶	۶/۳-۹/۲	-۱۰/۶۵	< ۰/۰۰۱	۱-/۲۵
۱۳۶۶-۱۳۷۰	۲/۲	۱/۹-۲/۵	۸/۶	۷/۰-۱۰/۴	-۱۱/۳۰	< ۰/۰۰۱	۱-/۴۴
۱۳۷۱-۱۳۷۵	۱/۸	۱/۵-۲/۲	۸/۷	۶/۹-۱۰/۸	-۱۰/۲۷	< ۰/۰۰۱	۱-/۶۴
۱۳۷۶-۱۳۸۰	۰/۸	۰/۴-۱/۳	۷/۲	۵/۴-۹/۴	-۷/۶۴	< ۰/۰۰۱	۲-/۳۲



شکل ۴. نمودار احتمال پیش‌بینی‌شده سرپرستی خانوار زنان بر حسب کوهورت تولد در دو مدل (با فاصله اطمینان ۹۵ درصد)

Figure 4. Predicted probability of female household headship by birth cohort in the two models (with 95% confidence intervals)

بر اساس جدول (۶)، هر سه معیار AIC، BIC و انحراف برای مدل برآوردگر ذاتی کمتر است. این نشان می‌دهد برآوردگر ذاتی، حتی با جریمه تعداد پارامترهای بیشتر، برازش بهتری با داده داشته است. تفاوت BIC دو مدل (حدود ۱۱ واحد) کمتر از تفاوت AIC (حدود ۶۱ واحد) است، زیرا BIC تعداد پارامترها را با شدت بیشتری جریمه می‌کند. این مقایسه باید با احتیاط تفسیر شود زیرا شمارش پارامترهای مؤثر در مدل‌های دارای اثر تصادفی محل بحث است.

دو منحنی در کوهورت‌های متولد ۱۳۲۶ تا ۱۳۳۵ از یکدیگر عبور می‌کنند و تنها در همین کوهورت‌ها تفاوت معناداری ندارند (جدول ۵). در کوهورت‌های قدیمی‌تر، برآوردگر ذاتی احتمال بیشتری پیش‌بینی می‌کند و در کوهورت‌های جوان‌تر، احتمال کمتری. اختلاف دو مدل بر مقیاس لوجیت در اینجا نیز تقریباً خطی است. همانطور که برای دوره نیز بیان شد، اختلاف لوجیت نشان می‌دهد که دو مدل تا چه مقدار در خصوص برآورد احتمال در آن ردیف با یکدیگر همسو و هم‌نظر هستند.

جدول ۶. معیارهای برازش و آزمون مقایسه دو مدل

Table 6. Fit indices and comparison tests of the two models

معیار	برآوردگر ذاتی	مدل سلسله مراتبی
لگاریتم درست‌نمایی	-۳۷۱/۶۳	-۴۲۱/۰۷
تعداد پارامترها	۳۶	۱۷
انحراف (Deviance)	۱۲۰/۶۱	۲۱۹/۴۹
AIC	۸۱۵/۲۶	۸۷۶/۱۵
BIC	۹۱۰/۴۶	۹۲۱/۱۰
آزمون وونگ		
z = ۱/۰۵ , p = ۰/۲۹		
. و انحراف نشان‌دهنده برازش بهتر است AIC, BIC. مقادیر کوچک‌تر		

است و الگوی روند را تغییر نمی‌دهد. در مقابل، برآوردگر ذاتی حساسیت زیادی نشان داد. با حذف کوهورت‌های ناقص جوان (سناریوی ۱)، پیش‌بینی آن برای سال ۱۴۰۰ از ۳/۱۲ به ۹/۱۶ درصد افزایش یافت. با ادغام کوهورت‌های قدیمی (سناریوی ۳)، شیب کلی روند دوره‌ای و کوهورتی برآوردگر ذاتی معکوس شد، احتمال سرپرستی در دوره‌ها، به جای افزایش از ۷/۴ درصد در ۱۳۶۵ به ۳/۱۲ درصد در ۱۴۰۰، از ۴/۱۶ درصد در ۱۳۶۵ تا سال ۱۳۷۵ کاهش یافت و پس از آن در حدود ۸ درصد ثابت ماند. روند کوهورتی نیز از کاهشی به افزایشی تغییر کرد. در این سناریو هیچ یک از تفاوت‌های دو مدل در دوره‌ها و کوهورت‌ها معنادار نبود، زیرا ادغام کوهورت‌ها خود یک قید شناسایی است و شناسایی مدل تنها به چند سلول کم‌جمعیت متکی است. در نتیجه برآوردها با عدم قطعیت زیادی همراه‌اند. این یافته نشان می‌دهد که اقدامی به‌ظاهر کم‌اثر و رایج در کار با داده، یعنی ادغام یا حذف چند کوهورت کم‌جمعیت، می‌تواند شیب روندهای برآورده‌شده با برآوردگر ذاتی را معکوس کند. این یافته را می‌توان شاهدهی تجربی از داده‌های ایران برای نشان دادن حساسیت برآوردگر ذاتی به شیوه کدگذاری است (Luo, 2013; Luo et al, 2016). همچنین این یافته ترجیح حذف به جای ادغام را در تحلیل اصلی این مطالعه نیز تأیید می‌کند.

آزمون وونگ که دقت پیش‌بینی دو مدل را در سطح سلول‌ها مستقیماً مقایسه می‌کند، تفاوت معناداری میان دو مدل نشان نداد. به بیان دیگر، هر دو مدل نسبت سرپرستی مشاهده شده در سلول‌های سن-دوره-کوهورت را با دقت تقریباً یکسانی بازتولید می‌کنند. در کنار نتایج جداول ۳ و ۴ و ۵، این یافته نشان می‌دهد که تفاوت دو مدل در روندهای دوره‌ای و کوهورتی از تفاوت در توانایی توضیح داده ناشی نمی‌شود. این تفاوت از فرض‌های متفاوت دو مدل برای حل مسئله شناسایی، یعنی نحوه تقسیم روند خطی میان سن، دوره و کوهورت ناشی می‌شود.

نتایج تحلیل حساسیت در جدول ۷ آمده است. در هر سه سناریو، برآوردگر ذاتی مقادیر AIC و BIC کمتری داشت و آزمون وونگ تفاوت معناداری میان دقت پیش‌بینی دو مدل نشان نداد (p بین ۰/۲۷ و ۰/۵۳). بنابراین یافته باید گفت دقت پیش‌بینی یکسان دو مدل به تصمیم‌های مربوط به آماده‌سازی داده، یعنی حذف یا ادغام کوهورت‌ها و تغییر گروه‌بندی سنی وابسته نیست. اما برآوردهای دوره و کوهورت دو مدل به این تصمیم‌ها حساسیت متفاوتی نشان دادند. پیش‌بینی‌های مدل سلسله مراتبی در همه سناریوها نسبتاً پایدار ماند. برای نمونه، احتمال سرپرستی در سال ۱۴۰۰ در چهار تحلیل بین ۳/۸ و ۳/۱۰ درصد بود. پایین‌تر بودن سطح پیش‌بینی‌های این مدل در سناریوی ۲ ناشی از تغییر تعریف سن متوسط پس از حذف سالمندترین گروه سنی

جدول ۷. نتایج تحلیل حساسیت با سه سناریو مختلف

Table 7. Results of the sensitivity analysis under three scenarios

تحلیل اصلی	سناریو ۱ حذف کوهورت‌های جوان	سناریو ۲ حذف سن ۸۵-۸۹	سناریو ۳ ادغام کوهورت‌های قدیمی
تعداد سلول	۱۰۴	۹۹	۱۱۷
AIC (IE HAPC)	۸۱۵/۳ ۸۷۶/۱	۷۸۲/۹ ۸۳۹/۲	۷۹۲/۴ ۸۵۰/۹
BIC (IE HAPC)	۹۱۰/۵ ۹۲۱/۱	۸۷۱/۱ ۸۸۳/۴	۸۸۳/۹ ۸۹۲/۷
z (p) آزمون وونگ:	۱/۰۵ (۰/۲۹)	۰/۶۳ (۰/۵۳)	۱/۰۷ (۰/۲۹)
احتمال در ۱۳۶۵ (IE HAPC)	%۴/۷ %۱۱/۴	%۴/۸ %۱۱/۴	%۴/۷ %۹/۷
احتمال در ۱۴۰۰ (IE HAPC)	%۱۲/۳ %۹/۸	%۱۶/۹ %۱۰/۳	%۱۱/۰ %۸/۳

بحث و نتیجه گیری

تحلیل سن-دوره-کوهورت با تفکیک اثرات زیستی، تاریخی و کوهورتی از یکدیگر، امکان تبیین دقیق تر تحولات جمعیت‌شناختی را فراهم می‌کند. تمایزی که پیامدهای تبیینی و سیاست‌گذاری متفاوتی به همراه دارد. هدف این مطالعه مقایسه دو رویکرد پرکاربرد در تحلیل سن-دوره-کوهورت، یعنی برآوردگر ذاتی و مدل سلسله مراتبی بر یک داده واقعی با ساختار نامتوازن بود که طی آن روند سرپرستی خانوار زنان در ایران طی سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۴۰۰ مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج نشان داد دو مدل در اثر سن هم‌سو بودند هرچند شیب افزایش در مدل سلسله مراتبی تندتر بود. در هر دو مدل احتمال سرپرستی خانوار با افزایش سن به‌طور پیوسته افزایش یافت و در سالمندی تثبیت شد. این الگو با سازوکارهای شناخته شده‌ی چرخه زندگی خانواده هم‌خوان است. دو مدل در دقت بازتولید داده‌ها تفاوت معناداری نداشتند. آزمون وونگ نشان داد که هر دو مدل نسبت سرپرستی مشاهده شده در سلول‌های سن-دوره-کوهورت را با دقت تقریباً یکسانی بازتولید می‌کنند ($p=0/29$). معیارهای AIC و BIC به نفع برآوردگر ذاتی بود. اما با توجه به اینکه شمارش پارامترهای مدل‌های دارای اثر تصادفی محل بحث است، این برتری را نمی‌توان قطعی دانست. دو مدل در شکل منحنی‌های سن و دوره تقریباً هم‌سو بودند اما در مؤلفه کوهورت این هم‌سویی حداقل در کوهورت‌های قدیمی‌تر کمتر مشاهده شد. در مؤلفه سن هر دو مدل، احتمال سرپرستی با افزایش سن به‌طور پیوسته افزایش یافت. این الگو با سازوکارهای شناخته شده چرخه زندگی خانواده هم‌خوان است. با افزایش سن، احتمال بیوگی و زندگی مستقل زنان پس از فوت همسر افزایش می‌یابد. در مؤلفه‌ی دوره نیز هر دو مدل روند تقریباً یکسان اما با شیب متفاوتی از خود نشان دادند. کاهش احتمال در دوره‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۷۵ و سپس افزایش احتمال سرپرستی خانوار در دوره‌های ۱۳۷۵ به بعد دو روندی است که هر دو مدل آن را نشان داده‌اند اما با شیب متفاوت. در مؤلفه‌ی کوهورت اما دو مدل رفتار کاملاً متضادی نسبت به کوهورت‌های ۱۳۰۳ تا ۱۳۳۳ از خود نشان می‌دهند به‌طوری‌که مدل برآوردگر ذاتی کاهش احتمال سرپرستی خانوار و مدل سلسله مراتبی، افزایش احتمال سرپرستی خانوار را نشان می‌دهند. اما از ۱۳۳۳ به بعد هر دو روندی تقریباً یکسان ولی با شیب متفاوت را نشان می‌دهند.

بر اساس رفتار دو مدل در هنگام تست سناریوهای مختلف می‌توان این نتیجه را گرفت که اگر هدف بازتولید یا توصیف داده باشد هر دو مدل عملکرد یکسانی دارند و انتخاب میان آن‌ها تفاوتی ایجاد نمی‌کند. اگر هدف تفکیک اثرات سن، دوره و کوهورت باشد، یافته‌های این مطالعه استفاده از مدل سلسله مراتبی به‌عنوان مدل اصلی را توجیه می‌کند هرچند معیارهای AIC و BIC مدل برآوردگر ذاتی را توانمندتر نشان داد اما باید دانست آنچه در تحلیل سن-دوره-کوهورت اهمیت اصلی را دارد نخست مفروضاتی است که بر اساس آن مسئله هم خطی

کنترل می‌شود و سپس آرایش و کدگذاری داده‌ها که تأثیر اساسی بر نتایج تحلیل دارد. داده‌های پیمایشی و سرشماری ایران معمولاً همین ویژگی‌های داده حاضر را دارند. یعنی تعداد محدود دوره‌ها، کوهورت‌های ناقص در دو سر بازه و گروه‌های سالمند کم‌جمعیت. در چنین داده‌هایی حساسیت برآوردگر ذاتی به تصمیم‌های کدگذاری می‌تواند نتایج را به‌طور جدی دگرگون کند. همان‌طور که در این مطالعه دیده شد ادغام چند کوهورت کم‌جمعیت در سناریوهای مختلف مقادیر به دست آمده را تغییر داد و جهت روند در سناریو سوم هم تغییر کرد. در مقابل مدل سلسله مراتبی پایدارتر بود. افزون‌براین، شیب تند اثر سن در این مدل با شواهد نظری درباره نقش بیوگی در سرپرستی خانوار زنان ایرانی سازگارتر است. با این حال این توصیه یک قید مهم دارد و آن اینکه پایداری مدل سلسله مراتبی به معنای کنترل صددرصدی مسئله هم خطی نیست. این مدل به‌طور نظام‌مند روندهای خطی را به سن منتقل می‌کند (Bell & Jones, 2018) و ممکن است اثرات واقعی دوره یا کوهورت را کم برآورد کند.

سه یافته در هر دو مدل و در تحلیل حساسیت، مشترک بود. نخست، سرپرستی خانوار زنان در ایران پدیده‌ای عمیقاً وابسته به چرخه زندگی است. در هر دو مدل، احتمال سرپرستی در دهه‌های پایانی عمر چندین برابر سنین جوانی است. این الگو با سازوکارهای جمعیت‌شناختی شناخته شده سازگار است. اختلاف سنی زوجین که بر اساس آن مردان عمدتاً در سنین بالاتر از زنان قرار دارند همراه با امید زندگی بالاتر زنان، باعث می‌شود بخش بزرگی از زنان سال‌های پایانی عمر را پس از فوت همسر سپری کنند. احتمال سرپرستی در سنین بالا بسیار بیشتر است که با وضعیت بیوگی بیشتر سازگار است. نتیجه مهم این یافته آن است که با سالخوردگی جمعیت ایران، حتی بدون هیچ تغییری در رفتارهای خانوادگی، تعداد خانوارهای زن سرپرست افزایش خواهد یافت. پیامد سیاستی هم این است که حمایت از این خانوارها بیش از هر چیز با سیاست‌های سالمندی و تأمین اجتماعی زنان سالمند پیوند دارد.

دوم، روند سرپرستی خانوار زنان در دهه ۱۳۶۰ و اوایل دهه ۱۳۷۰ کاهش و پس از آن افزایشی بوده است. این نقطه بازگشت در هر دو مدل حدود سال ۱۳۷۵ دیده شد. کاهش اولیه ممکن است با کاهش تدریجی پیامدهای مستقیم جنگ تحمیلی و ازدواج مجدد بخشی از زنان بیوه مرتبط باشد. افزایش پس از آن نیز با تحولاتی مانند افزایش طلاق، افزایش زنان هرگز ازدواج نکرده و گسترش زندگی مستقل زنان هم‌زمان است. با این حال از آنجاکه مدل‌ها شامل این متغیرها نبودند، این تبیین‌ها فرضیه‌هایی برای پژوهش‌های آینده‌اند، نه نتیجه این مطالعه. همچنین افزایش تند نسبت خام زنان سرپرست میان ۱۳۸۰ و ۱۳۸۵ (شکل ۲) می‌تواند تا حدی متأثر از تغییرات احتمالی به‌طور مثال در شیوه سنجش سرپرستی یا تغییر در ترکیب سنی نمونه بین موج‌ها در طرح هزینه و درآمد باشد. سوم، آنچه از این داده‌ها قابل تعیین نیست، پاسخ به این پرسش است که افزایش سرپرستی زنان در دهه‌های اخیر بیشتر «اثر دوره» است یا «اثر کوهورت». بر اساس

- Bell, A., & Jones, K. (2018). The hierarchical age-period-cohort model: why does it find the results that it finds? *Quality & Quantity*, 52(2): 783-799. <https://doi.org/10.1007/s11135-017-0488-5>
- Deaton, A. (2018). The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy (reissue ed., with a new preface). World Bank. <https://documents1.worldbank.org/curated/en/593871468777303124/pdf/17140-PUB-revised-PUBLIC-9781464813313-Updated.pdf>
- Fienberg, S.E., & Mason, W.M. (1979). Identification and estimation of age-period-cohort models in the analysis of discrete archival data. *Sociological Methodology*, 10: 1-67. <https://doi.org/10.2307/270764>
- Fosse, E., & Winship, C. (2019a). Analyzing age-period-cohort data: a review and critique. *Annual Review of Sociology*, 45: 467-492. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-073018-022616>
- Fosse, E., & Winship, C. (2019b). Bounding analyses of age-period-cohort effects. *Demography*, 56(5): 1975-2004. <https://doi.org/10.1007/s13524-019-00801-6>
- Fu, W.J. (2000). Ridge estimator in singular design with application to age-period-cohort analysis of disease rates. *Communications in Statistics - Theory and Methods*, 29(2): 263-278. <https://doi.org/10.1080/03610920008832483>
- Luo, L. (2013). Assessing validity and application scope of the intrinsic estimator approach to the age-period-cohort problem. *Demography*, 50(6): 1945-1967. <https://doi.org/10.1007/s13524-013-0243-z>
- Luo, L., Hodges, J., Winship, C., Powers, D. (2016). The sensitivity of the intrinsic estimator to coding schemes. *American Journal of Sociology*, 122(3): 930-961. <https://doi.org/10.1086/689830>
- Mason, K.O., Mason, W.M., Winsborough, H.H., Poole, W.K. (1973). Some methodological issues in cohort analysis of archival data. *American Sociological Review*, 38(2): 242-258. <https://doi.org/10.2307/2094398>
- Matsumoto, Y. (2023). Systematic simulation of age-period-cohort analysis: demonstrating bias of bayesian regularization. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2310.07124>
- McCullagh, P., & Nelder, J.A. (1989). Generalized linear models (2nd ed.). Chapman and Hall. https://books.google.com/books?id=h9kFH2_FbKc&printsec=frontcover#v=onepage&q&f=false
- O'Brien, R. (2014). Age-period-cohort models: approaches and analyses with aggregate data. Chapman and Hall/CRC. <https://doi.org/10.1201/b17286>
- Paciorek, A.D. (2016). The long and the short of household formation. *Real Estate Economics*, 44(1): 7-40. <https://doi.org/10.1111/1540-6229.12085>
- Sakaguchi, N., & Nakamura, T. (2019). Age-period-cohort (apc) model as the mixed effects model: comparison of the hierarchical apc model and the bayesian apc model. *Sociological Theory and Methods*, 34(1): 3-17.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, 6: 461-464. <https://doi.org/10.1214/aos/1176344136>
- Vuong, Q.H. (1989). Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses. *Econometrica*, 57(2): 307-333. <https://doi.org/10.2307/1912557>
- Yang, Y., & Land, K.C. (2006). A mixed models approach to the age-period-cohort analysis of repeated cross-section surveys, with an application to data on trends in verbal test scores. *Sociological Methodology*, 36(1): 75-97. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9531.2006.00175.x>
- Yang, Y., & Land, K.C. (2013). Age-period-cohort analysis: new models, methods, and empirical applications. Chapman and Hall/CRC. <https://doi.org/10.1201/b13902>
- Yang, Y., Fu, W.J., Land, K.C. (2004). A methodological comparison of age-period-cohort models: the intrinsic estimator and conventional generalized linear models. *Sociological Methodology*, 34(1): 75-110. <https://doi.org/10.1111/j.0081-1750.2004.00148.x>
- برآوردگر ذاتی، این افزایش عمدتاً در قالب روند دوره‌ای ظاهر می‌شود. بر اساس مدل سلسله مراتبی، در قالب اثر سن و سالخورده‌گی. هر دو روایت با داده‌ها به یک اندازه سازگارند و انتخاب میان آن‌ها نیازمند استدلال نظری یا داده‌های بیرونی است، نه آزمون آماری.
- محدودیت‌های پژوهش:** این مطالعه با چند محدودیت همراه است که باید در تعمیم یافته‌ها در نظر گرفته شود. وزن در داده‌های هزینه و درآمد خانوار بر مبنای واحد خانوار گزارش شده است نه مبنای فردی. به همین دلیل از آنجاکه واحد تحلیل در این مطالعه فرد می‌باشد، این مطالعه بدون وزن به بررسی‌های خود ادامه داده است. دومین محدودیت ما کوهورت‌های ناقص هستند. کوهورت‌های قدیمی‌تر از زنان در سنین سالمندی و کوهورت‌های جوان‌تر در سنین پایین مشاهده شده‌اند. اگرچه کوهورت‌های بسیار کم اطلاعات حذف و حساسیت نتایج به کوهورت‌های ناقص بررسی شد، برآورد اثر کوهورت در دو سر بازه را با قطعیت کمتری همراه می‌کند. سومین محدودیت نبود متغیرهای کنترل است. هدف این مطالعه مقایسه روش‌شناختی بود و مدل‌ها تنها شامل سن، دوره و کوهورت بودند. عواملی مانند وضع زناشویی، تحصیلات، اشتغال و محل سکونت که می‌توانند بخشی از اثرات دوره و کوهورت را تبیین کنند وارد مدل نشدند.
- مطالعات آینده می‌توانند (الف) با افزودن متغیرهای تبیینی مانند وضع زناشویی و تحصیلات، سازوکارهای پشت اثرات دوره و کوهورت را بررسی کنند (ب) روش‌های دیگر مانند رویکرد مرزگذاری (Fosse & Winship, 2019b) یا مدل‌های بیزی را برای مقایسه به کارگیرند (ج) با استفاده از داده‌های سرشماری که پوشش بیشتری از کوهورت‌ها دارند، پایداری این یافته‌ها را بیازمایند.

منابع

- احمدیان، شیرین و قالیباف کامل، آتنا (۱۳۹۶). زنان سرپرست خانوار در تهران: مطالعه کیفی تجربیات، چالش‌ها و ظرفیت‌های آنها. *رفاه اجتماعی*، ۱۷(۶۵): ۱۰۳-۱۳۶. <http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-2982-en.html>
- ترابی، فاطمه (۱۳۸۹). نقش ناهمگونی مشاهده‌نشده در تحلیل‌های پیشینه‌واقعه: کاربرد در تحلیل رفتار باروری زنان در ایران. *نامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران*، ۵(۱۰): ۳۲-۶. https://www.jpaiassoc.ir/article_722519.html
- دراهمی، احمد و نوخت، رضا (۱۴۰۰). بررسی وضعیت اقتصادی و اجتماعی زنان سرپرست خانوار ایرانی: یک آنالیز ثانویه. *پایش*، ۲۰(۴): ۴۲۷-۴۳۷. <https://doi.org/10.52547/payesh.20.4.427>
- رحیمی، علی و رازقی نصرآباد، حجه بی‌بی (۱۳۹۸). تحولات و چالش‌های ساختاری و کارکردی نهاد خانواده در ایران: یک مرور نظام‌مند. *فصلنامه علمی جمعیت*، ۲۶(۱۰۹): ۵۵-۹۰. https://www.population-journal.ir/article_230311.html
- صادقی، رسول (۱۳۹۵). تحلیل بسترهای اجتماعی-فرهنگی کاهش باروری در ایران. *راهبرد اجتماعی فرهنگی*، ۳۵(۳): ۲۱۷-۲۴۶. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22517081.1395.5.3.9.8>
- مدیری، فاطمه و بگی، میلاد (۱۴۰۴). ازدواج در ایران: روند، سیاست‌ها و الزامات سیاستی. *فصلنامه علمی جمعیت*، ۳۰(۱۲۴): ۸۷-۵۱. https://www.population-journal.ir/article_235834.html
- معیدفر، سعید و حمیدی، نفیسه (۱۳۸۷). زنان سرپرست خانوار و آسیب‌های اجتماعی. *نامه علوم اجتماعی*، ۱۵(۲): ۲۹۱-۲۹۵. https://jnoe.ut.ac.ir/article_26986.html
- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6): 716-723. <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>