فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال نوزدهم/ شماره ۵۹/ تابستان ۱۳۹۳/ صفحات ۱۱۶-۷۳

نابرابری دستمزد مردان و تمایل به ازدواج زنان در ایران

غلامرضا کشاورز حداد[۱]

محمد قدسی قاراب[۲]

تاریخ ارسال: ۱۳۹۲/۴/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۰/۲۱

چکیده

افزایش سن ازدواج زنان و مردان اثر مهمی بر متغیرهای جمعیتی از جمله باروری و رشد جمعیت دارد. از این رو بسیاری از پژوهشگران به بررسی علل و عوامل موثر بر آن پرداخته‌اند. در این میان متغیرهای بازار کار از جمله دستمزد به دلیل تامین معاش خانواده که می‌تواند تاثیر معنی‌داری بر ازدواج داشته باشد، بیش از سایر متغیرها خود را می‌نمایاند. طبق مطالعات صورت گرفته افزایش نابرابری دستمزد مردان موجب شده است که زنان سطح دستمزد مورد انتظار از همسر آینده‌شان را افزایش دهند و برای یافتن همسر مناسب مدت زمان بیشتری صرف جستجو نمایند. این به معنای افزایش سن ازدواج در جامعه است. در ایران نیز با توجه با آمارهای موجود سن اولین ازدواج زنان و مردان روندی افزایشی داشته و افزایش نابرابری دستمزد در بازار کار که از داده‌های بودجه خانوار سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ بدست آمده، افزایش محسوسی را نشان می‌دهد. اگرچه اثر دیگر متغیرها همچون نسبت جنسیتی افراد مجرد، نسبت دستمزد مردان به زنان، نرخ طلاق به ازدواج در این مطالعه بررسی شده، ولی تمرکز اصلی در این پژوهش بر نابرابری دستمزد مردان است. بر اساس داده‌های همفزون دستمزد واقعی مردان و نسبت زنان مجرد ۲۰ تا ۳۰ سال که در قالب داده‌های استانی حاصل و با روش اقتصاد سنجی پانل برازش شدند، نتیجه گرفته می‌شود که نابرابری دستمزد مردان موجب تاخیر در ازدواج زنان سنین ۲۰ تا ۳۰ سال می‌شود. البته اثر این متغیر بر سن ازدواج امری موقتی است و زنان با گذار به سنین بالاتر حساسیت معنی‌دار ولی کمتری به این مشخصه می‌نمایند. بطوریکه برای زنان ۳۰ تا ۵۰ سال این مشخصه به مرور تعیین‌کنندگی خود را از دست می‌دهد. در مطالعه

۱. دانشیار علوم اقتصادی دانشگاه صنعتی شریف G.K.Haddad@sharif.edu

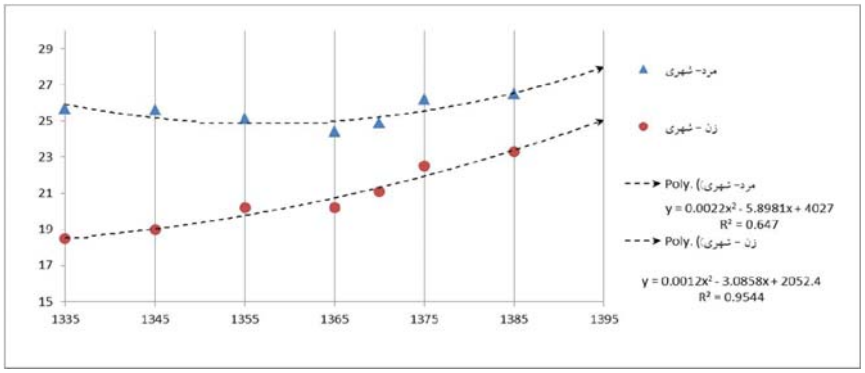
۲. دانش آموخته علوم اقتصادی دانشگاه صنعتی شریف mghodsi@alum.sharif.edu

حاضر علاوه بر داده‌های همغزون از داده‌های فردی بودجه خانوار نیز استفاده شده و تاثیر نابرابری دستمزد بر تمایل زنان به ازدواج با استفاده از روش پروبیت در سطح فرد نیز تایید می‌شود.

واژگان کلیدی: *بازار ازدواج، جستجو و زوج‌یابی، سن اولین ازدواج، نابرابری دستمزد.*
طبقه‌بندی JEL: D31، J31، J12.

۱. مقدمه

بالا رفتن سن ازدواج از موضوعات مهمی است که در سال‌های اخیر توسط کارشناسان و محققان اجتماعی و اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است. اهمیت این موضوع همچنانکه در جمعیت شناسی بدان اشاره می‌شود، در ارتباط با روند نرخ باروری است. چرا که اولاً سن ازدواج تعداد سال‌هایی را که یک زن در معرض احتمال داشتن فرزند است، تحت تاثیر قرار می‌دهد. لذا زنانی که زودتر ازدواج می‌کنند نسبت به آنها که دیرتر ازدواج می‌کنند احتمالاً دارای تعداد فرزندان بیشتری خواهند بود. ثانیاً سن ازدواج، طول نسل‌های بعدی را تحت تاثیر قرار می‌دهد، ازدواج‌های زودرس می‌توانند با کوتاه کردن طول نسل[1]، میزان موالید را افزایش دهند و به همین ترتیب تاخیر در ازدواج موجب کاهش میزان موالید می‌شود (لوکاس و میر ۱۳۸۱).



نمودار ۱-۱. برآورد روند زمانی میانگین سن در اولین ازدواج، جمعیت شهری،۸۵-۱۳۳۵

۱. بر اساس متوسط تعداد سال‌های بین یک گروه همدوره زنان (مثلاً زنان ۳۰-۴۰سال) و دخترانشان محاسبه می‌شود(میرزایی ۱۳۸۵).

نمودارهای ۱-۱ و ۱-۲ میانگین سن در اولین ازدواج[۱] زنان و مردان را به تفکیک نواحی شهری، روستایی و همراه با روند زمانی برآورد شده نشان می‌دهند. این اطلاعات بر اساس سرشماری‌های سال‌های ۸۵-۱۳۳۵ بدست آمده و نشان می‌دهد که، سن ازدواج مردان و زنان روبه افزایش بوده و این حاکی از کاهش تمایل به ازدواج و میل بیشتر بر ادامه دوره تجرد هم در زنان و هم در مردان است[۲].

نماگر مهم دیگر، شاخص عمومیت یا فراگیری ازدواج است. این شاخص درجه شیوع و رواج ازدواج در جامعه را نشان می‌دهد. نسبت افرادی که تا سن ۵۰ سالگی حداقل یکبار ازدواج کرده‌اند ویا درصد افراد ازدواج نکرده در گروه سنی ۵۴-۵۰ سال معیارهایی هستند که برای سنجش این صفت بکار گرفته می‌شوند (مهاجرانی،۱۳۸۹). محاسبات پژوهش بر اساس آمار تفصیلی سرشماری‌ها۱۳۸۵- ۱۳۴۵ نشان میدهد که این نرخ برای مردان و زنان، بالای ۹۸ درصد است. با جمع‌بندی دو شاخص ارائه شده می‌توان چنین نتیجه گرفت که علیرغم ثبات در عمومیت ازدواج، در ده سال گذشته سن اولین ازدواج زنان ۲ سال و مردان ۲/۵ سال افزایش داشته است. این بدان معناست که وقایع دهه‌های اخیر بدون تاثیر بر عمومیت ازدواج، سن ازدواج را افزایش داده‌اند. این پدیده نکته جالبی را می‌نمایانند. افراد جامعه نسبت به ازدواج بی‌میل نشده‌اند بلکه وقوع آن‌را به تاخیر می‌اندازند. فرضیه‌های اقتصادی زیادی برای توجیه افزایش سن ازدواج وجود دارد، افزایش مشارکت زنان، کاهش تعداد مردان بالغ، افزایش حمایت‌های اجتماعی از زنان و مادران، افزایش رفاه اجتماعی برای زنان و مادران مجرد، ظهور انقلاب‌های جنسی[۳] و افزایش روش‌های

---

۱. میانگین سن در اولین ازدواج از بررسی آماری تعداد افراد هرگز ازدواج نکرده در هرگروه سنی به روش هاینال و براساس فرمول زیر محاسبه می شود که در آن Si نسبت مجردان در سن i را نشان می‌دهد. $\frac{\frac{۵}{۱۰}\sum_{i}^{۵۰} S_i - ۴۰ \times S_{۵۰}}{۱۰۰ - S_{۵۰}} + ۱۰$

۲. نمودار برآورد روند زمانی میانگین سن در اولین ازدواج، جمعیت روستایی،۸۵-۱۳۳۵ برای کاهش حجم مقاله گزارش نمی‌شود.

۳. انقلاب جنسی (Sexual Revolution) یا «آزاد سازی جنسی» به جنبشی اجتماعی در فاصله سال‌های دهه‌ی ۶۰ تا ۸۰ میلادی اطلاق می‌شود که نظام سنتی رفتارهای جنسی و روابط بین فردی را در غرب به چالش کشید. خیلی از

پیشگیری از بارداری از جمله این عوامل هستند (استیونسن و ولفرز ۲۰۰۷). اما در همین مطالعات صورت گرفته در کنار تمام عواملی که برای سن ازدواج ذکر شده، متغیرهای دستمزدی بازار کار از جایگاه ویژه‌ای در تحلیل‌ها برخوردار بوده‌اند. بازار کار منبع اصلی تامین معاش خانواده است. وجود نابرابری دستمزدها در این بازار موجب می‌شود آحاد اقتصادی رفتارهایی متفاوت از یکدیگر داشته باشند. می‌توان انتظار داشت هرچه دامنه این نابرابری وسیع‌تر باشد، تفاوت‌ها در تصمیم‌های اقتصادی مرتبط با این بازار بیشتر و بیشتر شود. در نمودارهای ۱-۴ انحراف معیار دستمزد واقعی که یکی از معیارهای نابرابری دستمزد است به همراه میانگین دستمزد واقعی مردان ۱۶ تا ۵۵ سال شاغل مناطق شهری برای سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۷۰ ترسیم شده است. برای محاسبه این داده‌ها از داده‌های مرکز آمار موسوم به بودجه خانوار[1] استفاده شده است[2]. ارقام بدست آمده بر یافته‌های سال ۱۳۷۰(سال مبدا) تقسیم و با ضریب ۱۰۰ وارد نمودار شده‌اند. برای درک بهتر نمودار برازش روند زمانی متغیر انحراف معیار نیز در نمودار ۱-۲ ترسیم شده است. این نمودار نشان می‌دهند که نابرابری دستمزد بخصوص تا سال ۱۳۸۵ روندی افزایشی داشته است.

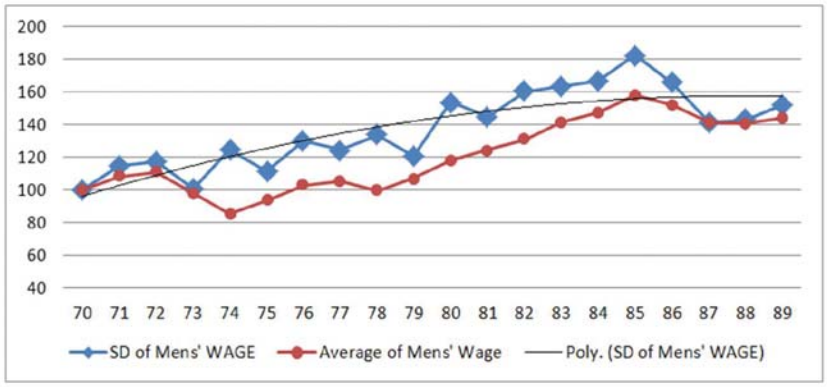
با مشاهده این نمودار این پرسش مطرح می‌شود که آیا نابرابری دستمزد بر سن ازدواج در ایران موثر است؟ آیا اثر انحراف معیار دستمزد مردان بر تصمیم افراد در تاخیر ازدواج معنی‌دار است؟ اگر این متغیر بر سن ازدواج تاثیر دارد چگونه می‌توان توجیه کرد که عمومیت ازدواج در ایران ثابت مانده است؟ مطالعات زیادی وجود دارند که چرایی و چگونگی اثر نابرابری دستمزد بر تصمیم‌گیری برای ازدواج را بحث کرده‌اند ولی در این

تغییرات هنجارهای جنسی این دوره، امروزه جریان غالب شده‌اند. (دانش‌نامه ویکی‌پدیا http://en.wikipedia.org/wiki/Sexual_revolution).

۱. این بانک داده‌ای توسط مرکز آمار ایران و تحت عنوان آمارگیری هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی کشور بطور سالیانه و با نمونه‌گیری از خانوارهای شهری و روستایی ایران جمع‌آوری می‌شود.

۲. همین روند برای پراکندگی دستمزد مردان در مناطق روستایی نیز وجود دارد. نمودار برای کاهش حجم مقاله گزارش نمی‌گردد.

میان پژوهش‌های کمی در مورد شدت اثر این عامل و دیگر عوامل بازار کار بر رفتار اقتصادی فرد یا مجموعه افراد جامعه صورت گرفته است.



نمودار ۱-۲. انحراف معیار و میانگین دستمزد حقیقی مردان شهری ۱۶ تا ۵۵ سال

پژوهش حاضر می‌خواهد با استفاده از مدل جستجو و زوج‌یابی به بررسی شکل‌گیری خانواده در ایران در چند سال اخیر بپردازد. این مدل، در کنار سایر مدل‌های نظری و تجربی مرتبط در بخش دو توصیف شده است. در این پژوهش اثر متغیرهای بازار کار بر بازار ازدواج از طریق بررسی رابطه نابرابری دستمزد مردان و وضعیت تاهل زنان جامعه ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد تا به طور مشخص به دو پرسش زیر پاسخ داده شود.

۱- نابرابری دستمزد مردان چه اثری بر نسبت زنان متاهل و سن ازدواج زنان دارد؟

۲- نابرابری دستمزد مردان چه اثری بر تمایل ازدواج زنان ایران دارد؟

بر پایه روش‌هایی که در بخش سه تشریح می‌شود، برای فراهم کردن پاسخ به پرسشهای بالا از دو راهکار استفاده می‌کنیم. برای پرسش نخست از دادهای همفزون بهره می‌بریم تا ارتباط نابرابری دستمزد مردان و نسبت زنان متاهل به کل جمعیت زنان را مورد بررسی قرار دهیم. با استفاده از اطلاعات پانل همفزون استانی حاصل از بودجه خانوار ایران

برای سال‌های ۱۳۷۰ الی ۱۳۸۹ [۱] و با استفاده از روش اقتصاد سنجی پانل تمایل زنان به ازدواج را در رده‌های سنی مختلف می‌سنجیم. همچنین برای بررسی استحکام یافته‌های حاصل از داده‌های همفزون، تاثیر نابرابری دستمزد مردان شاغل سنین ۱۶ تا ۵۵ سال ایران بر تمایل به ازدواج زنان سنین ۱۶ تا ۳۵ سال طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ با روش اقتصادسنجی پروبیت و داده‌های فردی که از بانک‌داده‌ای بودجه خانوار استخراج می‌شوند، سنجیده می‌شود و بدین ترتیب پرسش دوم نیز پاسخ داده می‌شود. در بخش چهار این پژوهش تحلیل‌های تجربی بر اساس برازش‌های صورت گرفته ارائه می‌شود. مشروح نتایج پژوهش به همراه پیشنهاداتی برای مطالعات بیشتر در بخش پنجم آورده می‌شود.

یافته‌ها نشان می‌دهد که نابرابری دستمزد مردان شاغل ۱۶ تا ۵۵ سال بر وضعیت تاهل زنان موثر است. زنان رده سنی ۲۰ تا ۳۰ سال نسبت به این متغیر حساس هستند و ازدواج خود را به تاخیر می‌اندازند لذا کاهش نسبت زنان متاهل ۲۰ تا ۳۰ سال به کل زنان با افزایش نابرابری دستمزد مردان قابل توضیح است. البته با افزایش سن زنان از تاثیر این معیار بر تمایل به ازدواج زنان کاسته می‌شود بطوریکه برای زنان ۳۰ تا ۴۰ سال و ۴۰ تا ۵۰ سال اثر نابرابری دستمزد مردان بسیار کم می‌شود. همچنین بدست می‌آید که نابرابری دستمزد بر تمایل زنان ۱۶-۳۵ سال موثر بوده است.

۲. مروری بر ادبیات موضوع

۲-۱. مروری بر ادبیات نظری

اقتصاددانان دیر زمانی است که دریافته‌اند ماهیت خانواده نقش مهمی در عرضه عوامل تولید و تقاضای کالا و خدمات دارد ولی تا وقتی که مفهومی با عنوان "اقتصاد نوین خانه

۱. برای بدست آوردن برخی متغیرها لازم شده است تا از اطلاعات مرکز آمار ایران مانند سالنامه‌های آماری و نیز آمارهای ازدواج و طلاق سازمان ثبت احوال کشور استفاد شود. در بخش سوم و در توصیف متغیرها، منابع مورد استفاده برای جمع‌آوری داده‌ها توضیح داده می‌شود.

(خانواده)" توسط مینسر[1](۱۹۶۲)، بکر[2](۱۹۶۵) و لنکاستر[3](۱۹۶۶) پایه‌ریزی شد، ساختار خانواده نقش مهمی در نظریه‌های اقتصادی نداشت. آنچه از اقتصاد خانواده برای این پژوهش مورد نظر است، بخشی است که آن‌را بازار ازدواج[4] می‌نامند. در این قسمت نحوه شکل‌گیری نهاد خانواده و همچنین دوام و پایداری آن مطالعه می‌شود. در بازار ازدواج برای بررسی اینکه چه مردی با چه زنی ازدواج می‌کند از مدل‌هایی استفاده می‌شود که به مدل‌های زوج‌یابی[5] معروف‌اند. در تمام مدل‌های ازدواجی که با آن سروکار داریم، ازدواج یک امر داوطلبانه فرض می‌شود و هر کس که صلاح بداند، می‌تواند مجرد باقی بماند. فرض مهم دیگر در این مدل‌ها این است که افراد به ازدواج‌های تک همسری[6] و با جنس مخالف تمایل دارند. در این رویکرد فرض برآن است که هر ازدواج، دستاوردی برای هریک از طرفین در پی‌دارد. مدل‌های زوج‌یابی نگاشتی از ترجیحات را مورد بررسی قرار می‌دهند و زوج‌یابی‌ها را به تخصیص‌های بهینه رهنمون می‌سازند. منظور از تخصیص‌های بهینه، پایدار[7] بودن ازدواج است. یک زوج‌یابی را پایدار می‌دانیم اگر:

۱) هیچ فرد متاهلی یافت نشود که تمایل به مجرد بودن داشته باشد.

۲) هیچ دو فردی با جنس مخالف یافت نشوند که یکدیگر را به همسران فعلیشان ترجیح بدهند. (برگ‌استروم[8] ۱۹۹۷و ویز[9] ۲۰۱۱)

بطور کلی دو مبحث اصلی در ادبیات بازار ازدواج وجود دارد که موجب تفکیک نظریات مختلف شده است:

الف) اصطکاک[10]: این فرض ناظر به ساختار اطلاعاتی است و باید دقت کرد که آیا مدل وجود اطلاعات کامل را بر بازار حاکم می‌داند یا خیر. در مدل‌های مبتنی بر

1. Mincer
2. Becker, Gary
3. Lancoster
4. Marriage Market
5. Matching Models
6. Monogamic marriage
7. Stable
8. Bergstrom
9. Weiss, Yoram
10. friction

زوج‌یابی بدون اصطکاک[1] فرض بر این است که اطلاعات بطور کامل و بدون هزینه در مورد زوج‌یابی‌های بالقوه برای همه افراد در دسترس است. در دسته دیگر که مبتنی بر اصطکاک هستند، مدل‌های زوج‌یابی بر اساس نظریه جستجو[2] شکل می‌یابند. در این مدل‌ها، اطلاعات محدود و یافتن همسر مناسب یک فرآیند زمان‌بر است.

ب) انتقال‌پذیری[3]: این فرض به انتقال منابع بین آحاد اقتصادی تمرکز دارد. انتقال‌پذیری مطلوبیت بدان معناست که مطلوبیت را مانند کالاهای دیگر می‌توان بازتوزیع[4] کرد یعنی اگر توزیعی از مطلوبیت وجود داشته باشد، آنگاه هر توزیع دیگری از آن، به شرط آنکه مجموع ثابت بماند، ممکن است. پس در این مدل‌ها با وجود اینکه مطلوبیت کل حاصل از ازدواج دو فرد مقدار ثابتی دارد، ولی مطلوبیت هر یک از آنان می‌تواند هر ترکیب ممکنی را بپذیرد. هر یک از زوجین می‌تواند به منظور افزایش مطلوبیت همسرش، از مطلوبیت خویش به مقداری چشم‌پوشی نماید تا وی را جبران نماید (برگ‌استروم ۱۹۹۷و ویز ۲۰۱۱).

مدل زوج‌یابی پایدار بدون فرض انتقال پذیری[5] به الگوریتم گیل[6]-شپلی[7] معروف است. در این مدل دو فرض اصطکاک و انتقال‌پذیری مطلوبیت وجود ندارد. هرچند این مدل بسیار ساده است ولی الگوریتم زوج‌یابی آن پایه نظریات پیشرو قرار گرفته است. در این مدل فرض می‌شود که در فرآیند ازدواج مطلوبیتی نصیب هر یک از زوجین می‌شود که کاملاً بر اساس ویژگی‌های همسرش برای وی بوجود آمده است. به زبان ساده اگر مردی خواهان ازدواج با زنی باشد تنها به مطلوبیت خالصی که از ازدواج نصیب او می‌شود

1. frictionless
2. search
3. Transferablity
4. Redistribute
5. Non Transferable
6. Gale
7. Shapley

توجه خواهد داشت. در این مدل‌ها مطلوبیت هر فرد بصورت برونزا بدست می‌آید. نکته مهم دیگر در این مدل آن است که پایداری را لازم می‌داند. همچنین در این مدل فرض می‌شود که هر ازدواج ناموفقی می‌تواند اصلاً بوجود نیاید و یا با یک ازدواج موفق دیگری جایگزین شود. در این مدل فرض بر آن است که افراد اطلاع کامل از دستاورد ازدواج با هر فرد دیگر از جنس مخالف را دارند. گیل و شپلی (۱۹۶۲) اولین کسانی بودند که ادعا کردند همواره یک تعادل پایدار برای زوجیت وجود دارد و برای رسیدن به آن الگوریتمی با تعداد گام‌های متناهی معرفی نمودند. آنان برای سادگی فرض را برآن قرار دادند که تمام رتبه‌بندی‌های مردان یکنوا باشد یعنی هیچ دو زنی را در یک رده قرار ندهند و هر مردی تمایل به ازدواج با زنی در بالاترین رده ممکن را داشته باشد و به وی پیشنهاد ازدواج بدهد. از طرفی هر زنی، مردی را که ازدواج با او دستاوردی کمتر از مطلوبیت دوران مجردی بدست دهد، رد خواهد کرد. چنانچه وی بیشتر از یک پیشنهاد ازدواج از طرف مردان دریافت کند، تمام درخواست‌های مغلوب را رد می‌کند و درخواست‌های باقیمانده نگه‌داشته می‌شود. در گام بعدی هر مردی که هنوز موفق به زوج‌یابی نشده به هر زنی که فکر می‌کند او را رد نخواهد کرد، پیشنهاد می‌دهد. زن نیز همچون قبل تمام افراد مغلوب را رد می‌کند تا به یک نفر برسد. این مکانیزم آنقدر ادامه پیدا می‌کند که هیچ مردی در خواستگاری رد نشود، آنگاه فرآیند خاتمه می‌پذیرد. قابل ذکر است که اگر تعداد مردان و زنان متناهی باشد این فرآیند در یک بازه زمانی متناهی باید متوقف شود. همگرایی هم وجود دارد چون هیچ زنی توسط یک مرد بیشتر از یکبار خواستگاری نمی‌شود.

بنابراین دو بهینه پایدار یافت می‌شود که اولی برای تمام مردان ودیگری برای تمام زنان مطلوبیت بیشتری دارد. اگر زوج‌یابی‌های حاصل را با A و B نشان دهیم، می‌توان زوج‌یابی مانند C را بیابیم که اولاً، بهینه باشد، ثانیاً، پایدار باشد و ثالثاً، همه مردان بخوبی وضعیت A و همه زنان به خوبی وضعیت B نباشند. این مدل توسط روث و استومایر (۱۹۹۰) گسترش بیشتری پیدا کرده است. با وارد کردن فرض انتقال پذیری مطلوبیت‌ها، مدل زوج‌یابی

پایدار با مطلوبیت‌های انتقال‌پذیر[1] (بکر[2] و شپلی-شوبیک[3]) حاصل می‌شود. نکته مهم در این مدل این است که مطلوبیت هر فرد درونزاست. پرسشهایی که اکنون مطرح می‌شوند اینها هستند که اولاً، زوج‌یابی بهینه کدام است و ثانیاً، مطلوبیت هریک از افراد چگونه تعیین می‌شود. در این مدل نیز علاقه‌مند به یافتن بهینه پایدار هستیم. با این رویکرد می‌توان حالتی که فرض انتقال‌پذیری برقرار نیست را هم زیر مجموعه‌ای خاص از همین مدل به حساب آورد. بطور مشخص نشان داده شده است که هر زوج‌یابی بهینه پایداری باید مجموع دستاوردها را بیشینه کند. یعنی زوج‌یابی(های) بهینه دارای حداکثر دستاورد کل نسبت به تمام زوج‌یابی‌های ممکن دیگر هستند. با فرض انتقال‌پذیری و با شرط جواب پایدار دیگر نمی‌توان ادعا کرد که در جامعه بهترین مرد با بهترین زن ازدواج خواهد کرد. بکر، شپلی-شوبیک و دیگرانی که در توسعه این مدل سهم داشته‌اند، توانستند این مدل را در قالب یک مدل برنامه‌ریزی خطی بدست آورده و زوج‌یابی بهینه پایدار را از آن استخراج کنند. مدل بکر (۱۹۷۴) و شپلی و شوبیک (۱۹۷۲)، توسط سایرین (برگ‌استروم و کورنز ۱۹۸۱) تکمیل‌تر شد. آن‌ها اثبات می‌کنند که در صورت وجود فرض یکنوایی[4] تابع مطلوبیت، می‌توان فرض انتقال‌پذیری را به مدل اعمال کرد. با تعریف چنین شرطی بر اساس روشهای برنامه‌ریزی خطی راه حلی برای یافتن سهم زوجین از دستاورد ازدواج بدست می‌آید (برگ‌استروم۱۹۹۷).

با تغییر در رویکرد مدلسازی و گرایش بیشتر به سمت دنیای واقعی، مدل جستجو[5] و زوج‌یابی[6] معرفی شد. در دنیایی که در آن زندگی می‌کنیم فرآیند زوج‌یابی با کمیابی اطلاعات در مورد زوج‌یابی‌های بالقوه شناخته می‌شود. در مدل‌های جستجو به هم رسیدن و ملاقات مردان و زنان با هم در قالب یک فرآیند تصادفی پواسن با نرخ λ در نظر گرفته می‌شود و پس از این مرحله طرفین تصمیم می‌گیرند که با هم ازدواج کنند. نرخ رسیدن

1. Transferable Utility
2. Becker
3. Shubik
4. Monotone
5. Search
6. Matching

افراد با جنسیت مخالف (λ) به شدت جستجو[1] افراد بستگی دارد. شدت جستجو برای هر فرد با تعداد ملاقات‌های او در یک دوره زمانی مشخص تعریف می‌شود. در یک بازه زمانی کوتاه h اگر شدت جستجوی مردان را با s_m و یکسان برای تمام آنان و برای زنان را با s_f و یکسان برای همه نشان دهیم، خواهیم داشت:

$$\lambda = s_f + s_m$$

جستجو علاوه بر زمان‌بر بودن، هزینه هم برای افراد دارد. هر فرد که در فرآیند جستجو شرکت فعالانه داشته باشد، بایستی هزینه‌ای را متقبل شود که آن‌را هزینه جستجو[2] $c_i(s)$ می‌نامیم. فرض بر آن است که این هزینه بسته به جنسیت فرد متفاوت است. هزینه کل و نیز هزینه حاشیه‌ای جستجو با افزایش شدت جستجو افزایش می‌یابد. در هر ملاقاتی که صورت می‌گیرد دستاورد ازدواج[3] (z) که طرفین با هم آن را بوجود می‌آورند متغیری تصادفی بوده و دارای توزیع ثابت $F(z)$ است. طرفین بر اساس مقدار z که آن را برآورد می‌کنند تصمیم می‌گیرند که آیا با هم ازدواج نمایند یا اینکه از هم دور شده و به جستجوی خود ادامه دهند. فرض می‌شود که انتقال‌پذیری مطلوبیت وجود داشته باشد. بنابر این می‌توان اذعان داشت که یک واقعه ازدواج روی می‌دهد اگر و تنها اگر:

$$z \geq V_m + V_f$$

V_m و V_f ارزش جستجوی افراد برای همسر هستند. این ارزش مقداری را می‌نمایاند که فرد پس از جستجو و عدم زوج‌یابی و در حالت تجرد داراست. این رابطه بدین معناست که در موقعیت ازدواج بخشی وجود دارد که مطلوبیت هردو طرف را بهتر از قبل می‌کند. زیرا هر دو باید به وضعیت بهتری نسبت به قبل برسند و گرنه از پذیرش آن امتناع خواهند ورزید، همچنین داریم:

$$w_m(z) + w_f(z) = z$$

1. Search Intensity
2. Cost of Search
3. Marital Output

که $w_i(z)$ مقداری است که فرد انتظار دارد از واقعه ازدواج سهم بردارد. در فرآیند جستجو عملاً هر فرد با کنترل عملکرد خویش سطحی از s را برمی‌گزیند که ارزش وی در شرایط عدم رسیدن به زوج‌یابی را بیشینه کند. پس نرخ جستجوی هر فرد متفاوت از فرد دیگری است. نکته مهم دیگر این است که بنا به رویکرد و قوانینی که در بازی تعریف می‌شود دستاورد هر فرد می‌تواند متفاوت بدست آید. ویز بر اساس اصل نش دستاورد زیر برای مرد i تعریف می‌کند که در آن $\gamma_i > 0$ و $\gamma_m + \gamma_f = 1, i = m, f$ و γ_i پارامتری است اجازه عدم تقارن در چانه زنی زن و مرد را به مدل می‌دهد:

$$w_i(z) = v_i + \gamma_i(z - v_m - v_f)$$

تا بدین جا صرفا تعریفی از بازار ازدواج بر اساس مدل جستجو ارائه شد ولی چگونگی یافتن تعادل بهینه پرسشی است که بدان پاسخ داده نشده است. بدین منظور برونینگ[1]، ویز و چیاپوری[2] (۲۰۱۱) در دنباله کار برودت و کولز[3] (۱۹۹۹) مدل جستجو را این‌گونه پی می‌گیرند که فرض کنیم دو گروه از نهاده‌ها داریم که شامل مردان و زنان می‌باشد. در هر مقطعی از زمان تمام نهاده‌ها دارای یکی از دو وضعیت مشخص مجرد و یا متأهل هستند و فرض می‌شود فقط افراد مجرد در جستجوی همسر هستند. اگر مردی با مشخصه m با زنی با مشخصه fازدواج کند گوییم او fو زن نیز m را بدست آورده است. بازه پیوسته $[0,\overline{m}]$ را برای مشخصه مرد و $[0,\overline{f}]$ را برای مشخصه زن در نظر می‌گیریم و فرض می‌کنیم به ترتیب با توزیع‌های F و G در آن بازه‌ها توزیع شده باشند. برای مجردان فرض بر این قرار داده می‌شود که با نرخ λ به جنس مخالف مناسبی برسد و پذیرش یا رد طرف مقابل مبتنی بر ارزش اندوخته[4] R باشد. یعنی هر زوج بالقوه‌ای که بیش از مقدار انتظاری ارزش اندوخته باشد پذیرفته می‌شود و در غیر اینصورت رد خواهد شد. پس افرادی که در سطوح بالای هر دسته از مردان و زنان قرار دارند انتخاب کننده هستند، چون می‌دانند که

1. Browning
2. Chiaporri
3. Burdett and Coles (1999)
4. Reservation Value

توسط بسیاری از افراد جنس مخالف پذیرفته خواهند شد. ارزش انتخاب از رابطه زیر حاصل می‌شود.

$$R_m = b_m + \frac{\lambda\mu_m}{r}\int_{R_m}^{\bar{f}} (f - R_m)dG_m(f)$$

$$R_f = b_f + \frac{\lambda\mu_f}{r}\int_{R_f}^{\bar{m}} (m - R_f)dF_f(m)$$

که در آن b منفعت مجرد بودن فرد و μ نسبت وقوع ازدواج در ملاقات‌های پیش آمده است. هر دوی این متغیرها به وضعیت خصیصه فرد مورد نظر بستگی دارند. r نیز نرخ تنزیل است که هزینه انتظار را می‌نمایاند. در وضعیت تعادل ارزش اندوخته تمام نهاده‌ها باید بهترین پاسخ در برابر یکدیگر باشد که منجر به رسیدن به تعادل نش در مدل شود. برای رسیدن به حالت تعادل مجدداً فرض می‌شود که فرآیند زوج‌یابی همچون فرآیندی که در مدل گیل-شپلی گفته شد عمل کند. حالت تعادلی که بدست می‌آید در شرایطی است که اولاً ناکاملی اطلاعات تا حدی وجود دارد و ثانیاً انتظار هزینه‌بر است. در این‌صورت می‌توان انتظار داشت که بهترین مرد و بهترین زن به برخی از افراد جنس مخالف که نسبت به بهترین فرد جنس مخالف مغلوب هستند، پاسخ مثبت دهند. در واقع فرد به این مطلب فکر می‌کند که داشتن یک پرنده در دست بسیار بهتر از داشتن دو پرنده بر روی درخت است (سیلی نقد به از حلوای نسیه).

۲-۲. نابرابری دستمزد و تمایل به ازدواج

در بخش یک گفته شد که در ایران اثر نابرابری دستمزد بر متغیرهای ازدواج مورد بررسی قرار نگرفته است و اغلب مطالعات مرتبط با ازدواج به عواملی غیر از نابرابری دستمزد پرداخته‌اند. حال این پرسش پیش می‌آید که بر اساس نظریه‌های ازدواج و مدل‌های زوج‌یابی که در قسمت ۲-۱ توضیح داده شد چگونه می‌توان ارتباط این متغیر را با تمایل به ازدواج زنان توصیف کرد. برای پاسخ به این پرسش از مدل جستجو که در بخش ۲-۱

تشریح شد بهره می‌بریم. بدین منظور لازم است ابتدا فرض کنیم که ترجیحات ازدواج نسبت به مشخصه‌های زنان و مردان صعودی باشد. یعنی هر مرد و زنی از جامعه ترجیح بدهد با فردی ازدواج کند که بیشترین مقدار را از مشخصه xبرای مرد یا yبرای زن داشته باشد. همچنین فرض کنیم که منظور از مشخصه x در اینجا دستمزد مردان باشد بنابراین زنان، مردان را بر اساس دستمزدشان رتبه‌بندی کنند. بنابر این هر زنی از جامعه که مجرد باشد به پیشنهاد ازدواج مردی پاسخ مثبت خواهد داد که سطح دستمزد وی از دستمزد انتظاری آن زن بیشتر باشد زیرا هر زنی ترجیح می‌دهد که با مردی با بالاترین دستمزد ممکن ازدواج نماید. با این فرض‌ها می‌توان گفت که افزایش نابرابری دستمزد مردان، بصورت افزایش در پراکندگی کیفیت آنان دیده می‌شود. این امر باعث می‌شود تا ارزش انتخاب مورد انتظار زنان در فرآیند جستجوی همسر بیشتر شود و از آنجا که ارزش انتخاب انتظاری زنان تابعی صعودی از دستمزد مردان است، زنان به دنبال همسری با سطح دستمزد بالاتر خواهند بود. یعنی سطح دستمزد انتظاری زنان افزایش می‌یابد. بنابر این به برخی از پیشنهادهایی که تا قبل از افزایش نابرابری پاسخ مثبت می‌دادند، بی‌میل شده و مجرد می‌مانند تا اینکه مردی با سطح دستمزدی بیش از دستمزد انتظاری ایشان پیشنهاد ازدواج بدهد که در اینصورت مطابق قبل پیشنهاد را پذیرفته و اقدام به ازدواج خواهند کرد (لوقران[1] ۲۰۰۲، گولد و پاسرمان ۲۰۰۳).

این اثر را می‌توان از سوی دیگر نیز بررسی کرد. با افزایش نابرابری دستمزد مردان اگر مردی متمول‌تر شود، هزینه جستجوی همسر برای وی بیشتر خواهد شد، زیرا با توجه به افزایش دستمزد وی هزینه فرصت جستجو نیز افزایش می‌یابد لذا وی شدت جستجوی خود را کاهش می‌دهد و یا اینکه چون مشخصه وی افزایش یافته بسیار گزیده‌تر انتخاب می‌کند. همچنین اگر مردی فقیرتر شود برای کاهش هزینه‌ها کمتر جستجو می‌کند و یا چون در بازار ازدواج جذابیت کمتری پیدا کرده بنابر این کمتر نیز امکان ملاقات با یک زن و ارائه پیشنهاد ازدواج به وی را پیدا می‌کند. (لوقران ۲۰۰۲)

1. Loghran

۳-۲. مروری بر ادبیات تجربی

لوقران (۲۰۰۲)، گولد و پاسرمان (۲۰۰۳) و کالین[1] و درویانکا[2](۲۰۱۱) بر نقش نابرابری دستمزد بر ازدواج با استفاده از مدل‌های جستجو و زوج‌یابی تحقیق کرده‌اند. جدای از تفاوت روش‌ها نتایج هر سه گروه مشابه یکدیگر است، اگر چه کالین و درویانکا مباحث بیشتری را مطرح کرده و برای فرم همفزون نیز مسئله را حل نموده‌اند. لوقران (۲۰۰۲) نیز بر اساس مدل جستجو و زوج‌یابی اثر نابرابری دستمزد در مردان را بر سن اولین ازدواج زنان بدست آورده است. وی با بررسی داده‌های مربوط به سرشماری سالهای ۱۹۷۰، ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ و بر اساس مدل استخراجی خود از بوردت (۱۹۹۴) و مورتنسن (۱۹۸۶) ابتدا مدلی برای جستجوی زنان بر حسب ویژگی دستمزد مردان استخراج نمود. بر اساس مدل وی افزایش نابرابری دستمزد موجب افزایش دوره جستجو می‌شود، چرا که ارزش انتظاری دستمزد از سوی زنان بالاتر می‌رود و به دنبال آن زنان در جستجوی همسری با دستمزد بالاتر از ارزش انتظاری جدید، بیشتر منتظر خواهند ماند که این به معنای افزایش سن ازدواج است. بر اساس بانک داده‌ای پانلی که در دسترس وی بود، لوقران بازار ازدواج را بر پایه سه عامل مکان جغرافیایی، تحصیلات و نژاد تقسیم بندی کرد. زنان مورد بررسی در رده سنی ۲۱-۳۰ سال قرار داشتند و مدل مورد برازش این تحقیق به‌صورت دوگزینه‌ای مجرد یا متاهل است. بطوریکه اگر زن iام مجرد می‌بود متغیر وابسته مقدار صفر و اگر متاهل بود مقدار یک را دریافت می‌کرد. در خصوص متغیرهای مستقل نیز برای ویژگی بازار کار میانگین و انحراف معیار لگاریتم دستمزد ساعتی مردان ۲۱ -۴۵ سال را محاسبه کرد. برای شرایط بازار ازدواج نیز متغیر جانشین نسبت جنسی مردان و زنان ۳۰-۲۲ سال را وارد معادله تجربی خود کرد.

گولد و پاسرمان (۲۰۰۳) نیز با فاصله اندکی از لوقران دست به تحلیل مشابه ولی تنها برای زنان سفید پوست زده‌اند. آنها نیز همچون لوقران در تحلیلشان از مدل جستجو و زوج‌یابی بهره گرفته‌اند و دقیقا مشابه لوقران از داده‌های سرشماری سال‌های ۱۹۷۰، ۱۹۸۰

1. Coghlin
2. Drewianka

و ۱۹۹۰ بهره برده‌اند. برای تحلیل داده‌ها نیز روش اقتصادسنجی پروبیت را بکار برده و نشان داده‌اند که افزایش نابرابری دستمزد مردان بر افزایش سن ازدواج زنان تا ۳۰ درصد موثر است. در این مقاله، نویسندگان نشان می‌دهند که تمام زنان در تمام سنین و شرایط تحصیلی بطور مشابه واکنش نشان داده و تنها شدت برخورد آنها در افزایش سن ازدواج با یکدیگر متفاوت است. همچنین به این نکته نیز اشاره کرده‌اند که افزایش نابرابری دستمزد مردان، زمان ازدواج خود آنان را نیز به تعویق می‌اندازد. کالین و درویانکا (۲۰۱۱) در ادامه کار لوقران(۲۰۰۲) و گولد و پاسرمان(۲۰۰۳) این پرسش را مطرح کردند که اولاً در بلند مدت چه اتفاقی می‌افتد. ثانیاً آیا نابرابری دستمزد مردان نرخ کل ازدواج[1] را تحت تاثیر قرار می‌دهد. به عقیده آن‌ها انتظار می‌رود تا افراد مجرد مسن‌تر واکنش خفیف‌تری نسبت به نوسانات بازار کار از جمله نابرابری دستمزد از خود نشان دهند. با این تحلیل این دو محقق نتیجه می‌گیرند که اثر نابرابری دستمزد باید در بلندمدت کمرنگ‌تر شود و همچنین تغییر در ترکیب سنی جامعه باعث می‌شود تا حساسیت جامعه در طول زمان نسبت به نابرابری دستمزد تغییر کند. در این مطالعه، محققین ابتدا همانند دو کار پیشین به بررسی روند ازدواج در سال‌های قبل از ۱۹۹۰ پرداخته‌اند، با این تفاوت که از سال ۱۹۷۷ کار جمع‌آوری داده را شروع کرده‌اند. بر این اساس برآورد اولیه را برای یک بازه زمانی کوتاه مدت صورت داده‌اند. در این قسمت بدست آورده‌اند که نابرابری دستمزد تا ۲۵ درصد افزایش سن ازدواج زنان را توضیح می‌دهد. همچنین نشان دادند که با افزایش سن زنان، حساسیت آن‌ها به این متغیر کم می‌شود. پس از آن دوره زمانی را گسترده‌تر کرده و تا سال ۲۰۰۵ داده‌ها را استخراج نموده‌اند و برآوردهای جدید را بدست آورده‌اند. در این قسمت چنین بیان داشته‌اند که به دلیل تغییر ترکیب سنی و فاصله‌گیری از دوره اوج نابرابری دستمزد در دهه هشتاد، اثر این متغیر بر افزایش سن کاهش یافته است.

مهمترین ویژگی کار کالین و درویانکا در این است که علاوه بر مطالعه بر روی داده‌های پانل فردی، روند کلی ازدواج در جامعه را نیز بررسی کرده‌اند و بدین منظور

1. Aggregate Marriage Rate

بانک داده‌ای پانلی از متغیرهای همفزون بدست آورده‌اند. برای متغیر وابسته دو دسته را بطور مجزا مورد آزمون قرار دادند، اول زنان مجرد ۲۱ تا ۳۰ سال (به تبعیت از دو کار قبلی گولد و پاسرمان و لوقران) و دوم تعداد ازدواج های صورت گرفته در سال و مکان مورد نظر در هر ۱۰۰۰ نفر جمعیت آن مکان در همان سال و این نسبت را نرخ همفزون احتمال ازدواج[1] نامیدند. برای اثر زمان و مکان نیز دقیقاً مشابه روش گولد و پاسرمان عمل کرده‌اند.

۳. چارچوب تحلیلی پژوهش

در این پژوهش برای تحلیل چگونگی تصمیم‌گیری زنان درباره ازدواج در شرایط تغییر نابرابری دستمزد مردان در بازار کار و بررسی دلایل افزایش سن ازدواج از مدل جستجو و زوج‌یابی که در بخش ۲ توصیف شد، استفاده می‌شود. ویژگی این مدل این است که فرض‌های واقعی‌تری چون تصادفی بودن ملاقات‌زنان و مردان و نیز وجود اصطکاک در نظر گرفته‌شده است. تمامی تحلیل‌های گلد و پاسرمان(۲۰۰۲)، لوقران(۲۰۰۲) و کالین و درویانکا(۲۰۱۱)، بر اساس مدل جستجو و زوج‌یابی است. با توجه به توان بانک‌های آماری موجود و در دسترس، در مدل‌سازی از مدل تجربی کالین و درویانکا (۲۰۱۱) پیروی می‌شود. نبود داده‌ها و بانک اطلاعاتی جامع، مشکلی بود که باعث کنار گذاشتن دو روش دیگر شد. در این بخش ابتدا چارچوبی بر مبنای نظریه‌ها و روش‌های توصیف شده در بخش دوم، تدوین می‌گردد. در ادامه آن متغیرهای بکار رفته در مدل و داده‌هایی که برای انجام برازش و کسب نتایج مورد نیاز است و از منابع رسمی آماری ایران تهیه شده‌اند، معرفی می‌شوند.

1. Aggregate Hazard Rates for Marriage

۱-۳. مدل پانل داده‌های همفزون استانی

دراین مدل تلاش بر آن خواهد بود تا نقش چشم‌انداز بازار کار ایران در شکل‌گیری ازدواج مدلسازی شود. برتری این مدل در این است که متغیرهای توضیحی بیشتری را نسبت به مدل‌های پیش از خود در نظر گرفته است. ضمن اینکه با توجه به لحاظ کردن متغیرهای همفزون، در تمام مراحل از روش کالین و درویانکا پیروی می‌شود. مدل مورد استفاده به این فرم است:

$$M_{jt} = \alpha + \beta w_{jt} + \gamma \sigma_{jt} + \delta D_{jt} + \varepsilon_{jt} \qquad (۱-۳)$$

که در آن؛ M_{jt} نسبت زنان متاهل به جمعیت زنان در هر رده‌های مختلف سنی مفروض در استان j ، W_{jt} میانگین دستمزد ماهیانه مردان شاغل۱۶تا ۵۵ سال، σ_{jt} نابرابری دستمزد ماهیانه مردان شاغل ۱۶ تا ۵۵ سال، D_{jt} بردار متغیرهای اجتماعی کنترل (تحصیلات، ریسک ازدواج و سن)، ε_{jt} اثر غیر قابل مشاهده مکان و زمان است. jمعرف استان (مقطع داده‌ها) و t معرف بعد زمان (سال) است. در این مدل هدف اصلی تخمین γ است.

در قسمت بعد، محاسبات را برای زیر مجموعه دیگری از نمونه، یعنی نسبت زنان مجرد در رده‌های مختلف سنی در رده‌های سنی بالاتر (۴۰-۳۰ و ۵۰-۴۰ سال)، تکرار می‌کنیم. بدین‌ترتیب حساسیت گروههای سنی زنان در مقابل نابرابری دستمزد در رده‌های مختلف سنی سنجیده و تغییر رفتار زنان با مرور زمان و افزایش سن شناسایی می‌شود. با این روش درمی‌یابیم که آیا زنان نسبت به نابرابری دستمزد کماکان سخت‌گیری دارند یا خیر.

در گام بعدی به بررسی استحکام مدل می‌پردازیم. تا بدین جا از انحراف معیار دستمزد مردان شاغل سنین ۱۶ تا ۵۵ سال برای نابرابری دستمزد استفاده می‌کنیم ولی برای بررسی صحت نتایج و استحکام مدل متغیر مستقل یعنی نابرابری دستمزد را با سایر تعاریفی که برای آن موجود است و امکان ساخت داده برای آن‌ها وجود دارد، جایگزین می‌کنیم. در منابعی که برای مطالعات تجربی ذکر شد، متغیر مستقل نابرابری دستمزد با اختلاف دهک‌های دوم و هشتم و نیز اختلاف دهک‌های اول و نهم دستمزد مردان ۱۶ تا ۵۵ سال

شاغل نیز تعریف شده‌اند. در این مرحله این متغیرها را جایگزین انحراف معیار دستمزد مردان می‌کنیم تا از صحت ادعای خود مطمئن شویم.

۲-۳. مدل پروبیت داده‌های فردی

برای بررسی تمایل زنان به ازدواج مدل دیگری را بکار می‌گیریم و از داده‌های فردی استفاده می‌کنیم. در بخش دوم اشاره شد که به‌دلیل نبود پایگاه اطلاعاتی مناسب، امکان ساخت داده‌های پانل برای افراد وجود ندارد. لذا در این قسمت داده‌های چند سال را بطور جداگانه و با حذف عامل زمان و بصورت مقطعی مورد بررسی قرار می‌دهیم. انتظار می‌رود تا نتایج حاصل از مدل همفزون در این مدل نیز تایید شود. یعنی بتوانیم نشان دهیم که نابرابری دستمزد مردان تمایل زنان به ازدواج را کاهش می‌دهد. بدین ترتیب این دو مدل می‌توانند پشتوانه یکدیگر و تاییدی بر نتایجی باشند که از هریک بدست آمده‌اند. مدل پروبیت داده‌های فردی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$M_i = \alpha + \beta w_j + \gamma \sigma_j + \delta D_i + \varepsilon_i \qquad (۵-۳)$$

در این مدل M_i وضعیت ازدواج زن i در استان jاست که اگر مجرد باشد مقدار صفر و اگر متاهل باشد مقدار یک را می‌گیرد. W_j میانگین دستمزد ماهیانه مردان شاغل ۱۶ تا ۵۵ سال، σ_j نابرابری دستمزد ماهیانه مردان شاغل ۱۶ تا ۵۵ سال در استان j است. D_i بردار متغیرهای اجتماعی کنترل زن i (تحصیلات، ، سن و ویژگیهای فردی) تعریف می‌شود. در این مدل هدف اصلی تخمین γ است. مدل به لحاظ ساختار مشابه مدل گولد و پاسرمان (۲۰۰۲) است با این تفاوت که در این مدل اثر سال یعنی t دیگر وجود ندارد زیرا این مدل برای سال‌های ۱۳۷۰ الی ۱۳۸۹ بطور مستقل از هم تکرار می‌شود.

٤. روش گردآوری و تحلیل داده‌ها

تنها منبع موجود قابل استفاده برای این پژوهش اطلاعات ویژگی‌های اقتصادی خانوار است که داده‌ها برای خانوار و افراد آن گردآوری شده است و برای استفاده در دو مدل

گفته شده در بخش قبل آماده سازی شده‌اند. در دو بخش بعدی متغیرهای مورد نیاز معرفی و روش بدست آوردن داده‌ها تشریح شده است.

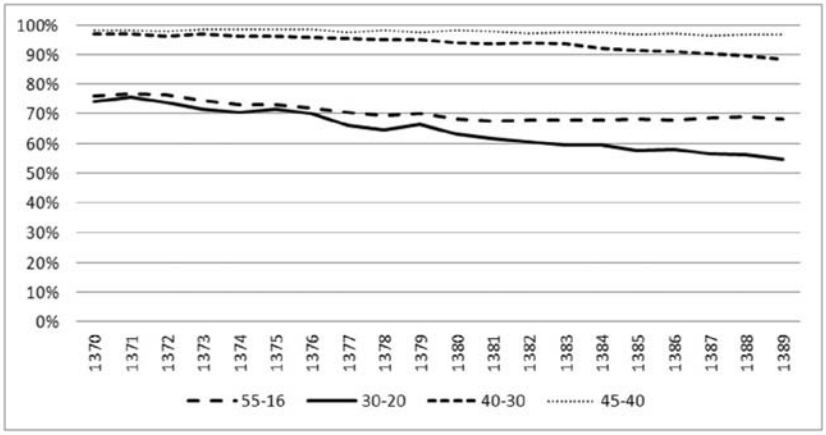
۱-٤. داده‌های همفزون برای مدل پانل همفزون استانی

این داده‌ها از بانک داده‌ای بودجه خانوار و نیز سال‌نامه‌های آماری که توسط مرکزآمار ایران منتشر شده، برای سال‌های ۱۳۷۰ الی ۱۳۸۹ و در سطح استان استخراج می‌شود. متغیرهایی که برای مدل پانل همفزون استانی مورد نیاز است به شرح زیر است. در هر مورد روش استخراج داده‌ها برای آن متغیر توصیف شده است.

جدول ۳-۱. متغیرهای مورد استفاده در مدل پانل همفزون استانی

متغیر	توصیف متغیر
متغیر وابسته	
وضعیت تاهل زنان ۲۰ تا ۳۰ سال، ۳۰ تا ۴۰ سال و ۴۰ تا ۵۰ سال	نسبت زنان متاهل از کل زنان در هر گروه سنی به تفکیک استان محل زندگی از سال ۱۳۷۰ تا سال ۱۳۸۹
متغیرهای مستقل	
نابرابری دستمزد	الف) انحراف معیار دستمزد مردان سنین ۱۶- ۵۵ شاغل ، بصورت همفزون برای استان‌ها و سالیانه
	ب) اختلاف دهک دوم و هشتم دستمزد مردان سنین ۱۶- ۵۵ شاغل، بصورت همفزون برای استان‌ها و سالیانه
	ج) اختلاف دهک اول و نهم دستمزد مردان سنین ۱۶- ۵۵ شاغل، بصورت همفزون برای استان‌ها و سالیانه
نسبت دستمزد مردان به زنان	نسبت میانگین دستمزد مردان شاغل به میانگین دستمزد زنان شاغل ۱۶ تا ۵۵ سال
نسبت جنسیتی افراد مجرد	نسبت تعداد زنان مجرد ۲۰ تا ۳۰ سال به تعداد مردان مجرد ۲۰ تا ۳۰ سال این متغیر همانطور که در هر سه مدل لوقران، گولد و پاسرمان و کاقلین و درویانکا ذکر شد، برای نمایندگی وضعیت بازار ازدواج استفاده می‌شود.
ریسک ازدواج (نسبت تعداد طلاق به ازدواج)	تعداد طلاق به تعداد ازدواج ثبت شده در استان‌های مختلف ایران که از سالنامه‌های آماری و نیز داده‌های ثبت احوال کشور استخراج شده‌اند.

متغیر	توصیف متغیر
وضعیت تحصیلی	بر اساس دسته‌بندی‌های تحصیلات که در بودجه خانوار موجود است به عنوان متغیر کنترل در مدل وارد می‌شود. الف) نسبت زنان باسواد در رده سنی متناسب با متغیر وابسته ب) نسبت زنان گروه‌های ابتدایی، زیردیپلم، دانشگاهی و سطوح عالیه در رده سنی متناسب با متغیر وابسته به کل زنان آن رده سنی.



نمودار ۳-۱. نسبت زنان متاهل در رده‌های سنی مختلف

۲-٤. داده‌های فردی برای مدل پروبیت

این مدل را با استفاده از روش اقتصادسنجی پروبیت و برای داده‌های فردی سال‌های ۸۹-۱۳۷۰ و بطور مستقل از هم بکار می‌گیریم. تعریف هر یک از متغیرهای بکار رفته در این مدل به شرح زیر است. در هر مورد نیز در مورد چگونگی استخراج داده‌ها توضیح داده می‌شود.

متغیر وابسته

وضعیت ازدواج زن i که در رده سنی ۱۶ تا ۳۵ ساله قرار دارد را بصورت متغیر دو گزینه‌ای[1] تجرد و تاهل $\{1و0\}$ تعریف می‌کنیم بطوریکه اگر وی مجرد باشد صفر و اگر متاهل باشد یک را به خود می‌گیرد. این متغیر بصورت فردی جمع‌آوری می‌شود.

متغیرهای مستقل

- انحراف معیار دستمزد مردان ۱۶ تا ۵۵ سال شاغل استان j در سال x
- نسبت میانگین دستمزد مردان به میانگین دستمزد زنان سنین ۱۶ تا ۵۵ سال شاغل استان j
- نسبت جنسیتی: نسبت تعداد زنان مجرد به تعداد مردان مجرد سنین ۱۶ تا ۳۵ سال استان j
- سنوات تحصیل زن i
- سن زن i

همانطور که مشاهده می‌شود سه متغیر اول یعنی انحراف معیار و میانگین دستمزد مردان ۱۶ تا ۵۵ سال و نسبت جنسیتی افراد مجرد ۱۶ تا ۳۵ سال، بصورت همفزون باید استخراج شوند. همچنین متغیر روند زمانی نخواهیم داشت. علت همانطور که پیشتر اشاره شد عدم امکان ساخت بانک داده‌های پانل فردی است.

۵. تحلیل‌های تجربی

در این بخش ابتدا نتایج حاصل از مدل پانل همفزون که تاثیر انحراف معیار دستمزد وقعی مردان بر نسبت زنان متاهل ۲۰-۳۰ سال را می‌نمایاند، ارائه می‌شود. پس از آن به بررسی اثر نابرابری دستمزد مردان بر نسبت زنان متاهل رده‌های سنی بالاتر پرداخته شده است. بدین ترتیب می‌توان متوجه شد که آیا نابرابری دستمزد بر زنان رده سنی بالاتر موثر است و آیا زنان رده‌های سنی بالاتر نسبت به زنان ۲۰ تا ۳۰ سال حساسیت کمتری به نابرابری دستمزد دارند یا خیر و بطور کلی می‌توان گفت که زنان پس از گذار به سنین بالاتر نسبت به این متغیر بی تفاوت می‌شوند. پس از دریافت پاسخ این پرسش‌ها برای بررسی استحکام مدل

1. Binary

متغیرهای جانشین برای نابرابری دستمزد آزموده می‌شود تا صحت تاثیر آن بررسی شود. در قسمت آخر این بخش با استفاده از مدل پروبیت و داده‌های فردی به شرحی که در بخش ۳-۲ رفت صحت تاثیر نابرابری دستمزد بر تمایل به ازدواج زنان ۱۶-۳۵ سال آزمون می‌شود تا اثر نابرابری دستمزد مردان بر تمایل به ازدواج زنان سنجیده شود.

۱-۵. مدل پانل داده‌های همفزون

نتایج حاصل از برازش مدلها برای نقاط شهری و روستایی و نیز درسطح کشوری بطور جداگانه بدست آمده است که در جدول ۵-۱ ارائه شده است. قبل از هر چیز باید نوع داده‌ها از جهت پانل بودن و نوع مدل پانل[1] مشخص گردد[2]. برای این منظور از آزمون لیمر استفاده خواهد شد که دارای آماره F است. آماره F در جدول ۵-۱ و همچنین جدول‌های ۵-۲ و ۵-۳ که مربوط به تخمین مدل پانل داده‌های همفزون استانی هستند آورده شده است. در تمام موارد فرضیه صفر مبنی بر ترکیبی بودن داده‌ها رد می‌شود و از روش‌های تخمین پانل برای انجام برازش استفاده می‌کنیم. برای آنکه بتوانیم بین مدلهای اثرات ثابت(FE[3])و اثرات تصادفی (RE[4]) از نظر قدرت توضیح دهندگی متغیر وابسته مقایسه‌ای انجام دهیم، از آزمونی به نام آزمون هاسمن[5] استفاده می کنیم. آماره هاسمن در ردیف آخر جدول۵-۱ ارائه شده است و بر اساس نتایج آن در این جدول‌ها نشان داده می‌شود که در مدل برازش شده از الگوی اثرات تصادفی یا اثرات ثابت استفاده شده است.

همانطور که در جدول ۵-۱ ملاحظه می‌شود در تمام برازش‌ها ضریب انحراف معیار دستمزد منفی است. بنابر این می‌توان پذیرفت که اثر نابرابری دستمزد مردان بر نسبت زنان متاهل ۲۰ تا ۳۰ سال منفی بوده است. در بخش ۲-۳ و نیز ۳-۲ گفته شد که افزایش نابرابری دستمزد مردان موجب می‌شود تا زنان سطح دستمزدی را که از همسر آینده خود

1. Pooled data
2. Poolability Test
3. Fixed Effects
4. Random Effects
5. Hauasman

انتظار دارند بالا ببرند. بدین ترتیب با افزایش ارزش انتظاری از همسر آینده، زنان برای یافتن همسر مناسب باید بیشتر منتظر بمانند و این انتظار به معنای کاهش تمایل به ازدواج در این دوره زمانی و افزایش سن ازدواج است. برای تکمیل سنجش درستی فرضیه اول، بار دیگر برازش‌ها برای زنان سنین بالاتر انجام می‌شود تا مشخص شود که آیا با افزایش سن و نیافتن همسر مناسب سطح انتظار زنان کاهش می‌یابد یا خیر. نتیجه این برازش‌ها در جدول ۵-۲ آورده شده است. پیش از پرداختن به آن جدول سایر متغیرهای جدول ۵-۱ را بررسی می‌کنیم.

نسبت دستمزد مردان به زنان متغیری است که در برازش‌های این بخش با ضریب معنادار مثبت گزارش شده است. براساس دلالتهای نظری، انتظار هم داشتیم که اینگونه باشد چرا که افزایش میانگین دستمزد واقعی مردان نشان دهنده این است که امکان ایجاد رفاه بیشتر برای همسرشان را خواهند داشت. با فرض ثابت ماندن نابرابری دستمزد مردان (انحراف معیار دستمزد مردان) افزایش میانگین دستمزد مردان موجب می‌شود تا مردان به ارزش انتظاری زنان جامعه نزدیک شوند زیرا وقتی میانگین دستمزدها بالا می‌رود می‌توانیم بگوئیم که سطح عمومی دستمزها بالا رفته (با فرض ثبات نابرابری دستمزد) از اینرو تعداد مردانی که با سطح دستمزد جدیدشان انتظار زنان بی همسر را برآورده می‌سازند بیشتر می‌شود و این یعنی زنان بیشتری حاضر به ازدواج می‌شوند و لذا مردان بیشتری پاسخ مثبت دریافت می‌دارند. پس می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که زنان دیگر ازدواج خود را به تاخیر نمی‌اندازند. در حالیکه افزایش نابرابری علاوه بر افزایش ارزش انتظاری زنان از همسر آینده، موجب می‌شود تا برخی مردان حتی با فرض ثبات در رتبه‌بندی و ترجیحات زنان، در پیشنهادات ازدواجی که مطرح می‌کنند پاسخ منفی دریافت دارند. از سویی دیگر نسبت دستمزد مردان به زنان در بردارنده میانگین دستمزد زنان نیز هست. مثبت بودن ضریب این متغیر دلالت بر آن دارد که با فرض ثبات انحراف معیار دستمزد مردان، اگر میانگین دستمزد زنان افزایش یابد نسبت زنان متاهل پایین خواهد آمد. این امر با پیش‌بینی-های نظری سازگار است؛ زیرا با افزایش میانگین دستمزد مردان، مطلوبیت مجرد ماندن

زنان بیشتر می‌شود و زن همسری را انتخاب خواهد کرد که دارای ارزش انتظاری بیشتری باشد و این به معنای افزایش سن ازدواج زنان است.

متغیر مهم دیگری که در برازش شرکت دارد، نسبت جنسیتی افراد مجرد ۲۰ تا ۳۰ است. همانطور که در بخش ۳-۲ نیز ذکر شد این متغیر به عنوان مشخصه بازار ازدواج در مدل وارد شده است و گویای این است که در بازار ازدواج با توجه به تعداد زنان و مردان موجود و با فرض تک همسری که در بخش اول ذکر شد آیا امکان ازدواج برای همه زنان و مردان مهیا است یا خیر. به عبارت دیگر این متغیر بیان می‌دارد که آیا در بهترین شرایط تمام مردان و زنان ازدواج خواهند کرد. بزرگ بودن این متغیر از رقم یک بدان معناست که تعداد زنان مجرد بیشتر از مردان است، لذا انتظار می‌رود عده‌ای از زنان مجرد باقی بمانند. از اینرو هرچه این نسبت بزرگتر باشد انتظار می‌رود که نسبت زنان متاهل کمتر شود. ضریب معنادار و منفی حاصل برای این متغیر این نکته را تصدیق می‌کند. از طرف دیگر با توجه تعداد بیشتر زنان، مردان گزینه‌های بیشتری برای پیشنهاد ازدواج دارند.

ضریب منفی نسبت زنان با سواد نیز گویای این است که افزایش تحصیلات زنان موجب شده است تا آن‌ها دیرتر ازدواج کنند زیرا تحصیل، مطلوبیت ازدواج و نیز منافع انتظاری حاصل از آن را افزایش می‌دهد و زنان از مردانی که دارای شاخص‌های بالاتری (مثلاً دستمزد بالاتر) هستند پیشنهاد ازدواج دریافت می‌کنند. به منظور بررسی دقیق‌تر متغیر نسبت زنان دارای تحصیلات دانشگاهی را جایگزین این متغیر کردیم. ضریب این متغیر نیز منفی است. لذا با اطمینان بیشتر می‌توان گفت که زنان برای ادامه تحصیل زمان ازدواج خود را به تعویق می‌اندازند تا بدین ترتیب کیفیت و شاخص‌های خود را بالا برده و بتوانند با مردانی که ارزش انتظاری بیشتری دارند ازدواج نمایند.

متغیر نسبت طلاق که برای لحاظ کردن ریسک ازدواج در نظر گرفته می‌شود هم دارای ضریب منفی است. بنابراین می‌توان گفت که افزایش آمار طلاق نسبت به ازدواج بر انتظارات افراد و بخصوص زنان تاثیرگذار بوده است. بدین ترتیب که افزایش نسبی آمار طلاق در مقایسه با آمار ازدواج موجب شده است تا زنان محتاطانه‌تر اقدام به گزینش همسر

کنند و ریسک طلاق و برهم‌خوردن نتیجه ازدواج را در تصمیم خود وارد نمایند. بدین ترتیب برای یافتن همسر مناسب بیشتر دقت کرده و زمان انتظار بیشتری را برای انتخاب همسر خود صرف کنند[1]. به بررسی اثرات زمانی و استانی بر نسبت زنان متاهل ۲۰ تا ۳۰ ساله می‌پردازیم. درصد زیادی از ضرایب استانی و تمام ضرایب زمانی معنادار هستند. معناداری اثرات زمانی و همچنین منفی بودن ضرایب آن که رابطه عکس بین این متغیرهای اجتماعی و نسبت زنان متاهل رده سنی ۲۰ تا ۳۰ سال را نمایان می‌سازد بر این نکته دلالت می‌کند که تغییرات مهمی در سنوات اخیر در جامعه پدیدار گشته‌اند و موجب کاهش وقوع ازدواج در بین زنان ۲۰ تا ۳۰ سال شده‌اند. این تغییرات می‌تواند شامل قوانین و مقررات مربوط به ازدواج، طلاق و مهریه باشد و یا می‌تواند تحولات مربوطی به هنجارهای جامعه را بنمایاند.

معناداری ضرایب استانی نشان می‌دهد که شرایط فرهنگی و اجتماعی استان‌های مختلف ایران می‌تواند به طرز متفاوت بر سن ازدواج زنان اثر بگذارد. ضرایب مربوط به استان‌ها عموماً مثبت بدست آمدند و می‌توان گفت که ویژگی‌های فرهنگی استان‌های مختلف اثر تشویقی بر نسبت زنان متاهل ۲۰-۳۰ سال دارند ولی معناداری ضریب منفی انحراف معیار دستمزد مردان و اثرات زمانی در این برآورد و نیز سیر نزولی نسبت زنان متاهل این رده سنی در سال‌های ۸۹-۱۳۷۰ حاکی از آن است که با وجود تمام اثرات مثبت سنت‌ها و فرهنگ‌های گوناگون ایران بر وقوع ازدواج، نابرابری دستمزد و سایر عوامل منفی همچون ریسک ازدواج، تحصیلات و سایر متغیرهایی که در اثر زمانی مستتر هستند

۱. به منظور وارد نمودن نقش انتظارات آحاد اقتصادی در مدل، علیرغم اینکه در مطالعات نظری و تجربی پیشین به این مساله پرداخته نشده است، متغیرهای تورم و رشد تولید ناخالص ملی وارد شد. این دو متغیر می‌توانند نوع تصمیم زنان برای ازدواج را در شرایط رکود و رونق اقتصادی بیان دارند. انتظار می‌رود که در شرایط تورمی زنان تمایل به ازدواج با مردانی داشته باشند که دارای سطح درآمد بالایی هستند، لذا در این شرایط ارزش انتظاری زنان از همسر آینده‌شان افزایش یافته و بدین ترتیب سن ازدواج آنان به دلیل انتظار بیشتر برای یافتن همسر مناسب بالا برود. در شرایط رکود اقتصادی نیز انتظار می‌رود باز هم رفتار زنان مشابه شرایط تورمی باشد و سن ازدواج بالا رود و در شرایط رونق اقتصادی عکس این قضیه اتفاق بیافتد. هیچ یک از این دو متغیر در مدل معنادار نبودند. از اینرو شرایط رونق و رکود اقتصادی علیرغم آنچه گفته شد اثر معنی‌داری بر تصمیم زنان برای شروع زندگی مشترک ندارد.

مانند هنجارهای اجتماعی، قوانین اجتماعی، نرخ مهریه و امثال این‌ها، اثر مهمی بر تاخیر ازدواج زنان ۲۰ تا ۳۰ سال داشته‌اند.

در بخش اول گفته شد که علیرغم افزایش سن ازدواج در ایران فراگیری یا عمومیت ازدواج در ایران ثابت است و این نشان می‌دهد که زنان وقوع ازدواج را به تاخیر می‌اندازند و در سنین بالاتر با کاهش ارزش انتظاری خود از بین پیشنهادات ازدواجی که در اختیار دارند یکی را برگزیده و ازدواج می‌کنند. باید توجه کرد نتایجی که از جدول ۵-۱ بدست آمد برای نسبت زنان متاهل به کل زنان رده سنی ۲۰ تا ۳۰ سال است و نمی‌توان این نتیجه را به کل زنان عمومیت داد. حال با بررسی وضعیت ازدواج در رده‌های سنی بالاتر می‌خواهیم بدانیم که آیا زنان سنین بالاتر نسبت به عواملی که اثر منفی بر نسبت زنان متاهل ۲۰ تا ۳۰ سال داشتند بی اعتنا یا کم میل شده‌اند یا خیر. با پاسخ به این پرسش می‌توان توجیهی برای افزایش سن ازدواج و ثبات عمومیت آن در زنان بدست آورد.

برای پاسخ به پرسش بالا برازش‌های مدل پانل داده‌های همفزون استانی را برای دو رده سنی ۳۰ تا ۴۰ سال و ۴۰ تا ۵۰ سال تکرار می‌کنیم. بدین منظور متغیروابسته نسبت زنان متاهل و متغیرهای مستقل نسبت جنسیتی افراد مجرد و نسبت زنان با تحصیلات دانشگاهی را برای رده‌های سنی ۳۰-۴۰ و ۴۰-۵۰ سال بدست آورده و همراه با انحراف معیار دستمزد مردان شاغل ۱۶ تا ۵۵ سال و نیز ریسک ازدواج که قبلا استخراج شدند، در مدل پانل داده‌های همفزون قرار داده‌ایم. در جدول۵-۲ نتایج این برازش‌ها آورده می‌شود. مشابه جدول ۵-۱ در این جدول نیز آماره‌های F و هاسمن برای هر مدل برازش شده مشخص می‌شود و نشان می‌دهیم که در هر یک از مدل‌های برازش شده کدام‌یک از اثرات تصادفی یا ثابت در مدل پانل استفاده شده است.

همانطور که در جدول ۵-۲ مشاهده می‌شود اثر نابرابری دستمزد برای زنان رده‌های سنی ۳۰ تا ۴۰ و ۴۰تا۵۰ سال هم کوچک شده و هم در برخی مدل‌ها دارای معناداری آماری نمی‌باشد. بنابراین می‌توان ادعا کرد که با افزایش سن زنان مجرد، به مرور تاثیر این متغیر در تصمیم‌گیری آن‌ها کمرنگ شده و حتی از بین می‌رود. بر اساس مدل جستجو و

زوج‌یابی که در بخش ۲ توصیف شد، این یافته دلالت بر این دارد که نابرابری دستمزد مردان بر نسبت زنان متاهل رده سنی ۲۰ تا ۳۰ سال تاثیرگذار بوده و موجب شده است تا برخی زنان این رده سنی همچنان در پی یافتن همسری با سطح دستمزد بالا منتظر بمانند. این زنان به پیشنهادات ازدواج دریافتی پاسخ مثبت نداده‌اند زیرا دستمزد انتظاری و به دنبال آن ارزش انتخاب ایشان بالا رفته و تمایل به ازدواج با مردی را داشته‌اند که دارای سطح دستمزد بالاتری باشد. از سوی دیگر با افزایش سن و نیافتن همسر نسبت به این معیار کمتر واکنش نشان می‌دهند. از آنجا که در رده‌های سنی ۳۰ تا ۴۰ و ۴۰ تا ۵۰ سال نسبت زنان متاهل قابل توجه و بسیار بزرگ است، نمی‌توان پذیرفت که زنان نسبت به کلیت ازدواج بی‌میل شده‌اند؛ بلکه در سنین بالاتر معیارهایشان برای ازدواج تعدیل شده و به دنبال آن ازدواج کرده‌اند. برای بیان ساده‌تر موضوع می‌توان گفت بسیاری از زنانی که در دهه ۷۰ در رده سنی ۲۰ تا ۳۰ سال قرار داشتند و مجرد مانده بودند در دهه ۸۰ و رسیدن به رده سنی ۳۰ تا ۴۰ سال نسبت به نابرابری دستمزد حساسیت کمتری نشان داده و ازدواج کرده‌اند. همانطور که برای زنان ۴۰ تا ۵۰ سال هم مشاهده می‌شود اثر دستمزد در تصمیم‌گیری‌های آنان تقریباً از بین می‌رود. در این رده سنی زنان بیشتر به فکر یافتن همسری برای نقش همسری هستند و احتمال می‌رود که علت آن کسب استقلال مالی است. استقلال مالی و نیافتن زوج در مراحل قبل مهمترین انگیزه برای کاهش دادن سطح انتظارات از برخی معیارهایی است که قبلاً مهم ارزیابی می‌شدند.

نسبت جنسیتی معیاری است که وضعیت بازار ازدواج را می‌نمایاند. اگرچه متغیری برای شناسایی شدت جستجو نداریم ولی نسبت جنسیتی می‌تواند نشان دهد که بازار ازدواج تا چه اندازه به نفع جنسیت مورد نظر است. بالا بودن این نسیت دلالت بر این دارد که بازار ازدواج به نفع مردان بوده و آن‌ها با دامنه وسیعتری برای انتخاب همسر روبرو هستند. بیشتر بودن تعداد زنان نسبت به مردان موجب می‌شود تا در بهترین شرایط نیز تعدادی از زنان همچنان مجرد بمانند. منفی و معنی‌داری اکید ضریب برآورد شده برای این

متغیر درستی پیش‌بینی نظری، مبنی بر نقش کم بودن تعداد مردان قابل ازدواج نسبت به زنان در سن ازدواج بر امکان ازدواج زنان، را تایید می‌کند.

۲-۵. بررسی استحکام مدل

برای بررسی استحکام مدل‌های همفزون پانل استانی، که در بخش‌های قبل برازش شدند، متغیر مستقل اساسی مدل یعنی انحراف معیار دستمزد واقعی مردان ۱۶ تا ۵۵ سال را با دیگر متغیرهایی که می‌توانند نابرابری دستمزد را توصیف کنند جایگزین می‌کنیم. در صورتیکه نتایج برازش نسبت زنان متاهل رده‌های سنی مختلف با این متغیرهای مستقل جدید همسو با نتایج قبلی باشد، می‌توانیم ادعا کنیم که نابرابری دستمزد بر نسبت زنان متاهل و همچنین سن ازدواج موثر است. متغیرهای جایگزین بصورت اختلاف دهک‌های دستمزدی تعریف شده است. اختلاف دهک‌های نهم و اول و نیز اختلاف دهک‌های هشتم و دوم برای لگاریتم دستمزد واقعی و به تفکیک استان‌ها در سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ محاسبه و در مدل پانل به جای متغیر انحراف معیار لگاریتم دستمزد واقعی جایگزین شده است. این جایگزینی نه تنها برای برازش اثر نابرابری دستمزد بر نسبت زنان متاهل ۲۰-۳۰ سال بلکه برای مشخص نمودن تاثیر این متغیر بر نسبت زنان متاهل ۳۰-۴۰ و ۴۰-۵۰ سال نیز انجام گرفت که نتایج بدست آمده از این برازش‌ها در جدول ۵-۳ آورده شده است. مشابه جدول‌های ۵-۱و ۵-۲ در این جدول آماره‌های F و هاسمن برای هر مدل برازش شده محاسبه می‌شود و نشان می‌دهیم که در هر یک از مدل‌های برازش شده کدام‌یک از اثرات تصادفی یا ثابت در مدل پانل استفاده شده است. همانطور که در این جدول مشاهده می‌شود نتایج مشابه آن‌چیزی است که از جدول‌های ۵-۱ و ۵-۲ بدست آمده است. بدین ترتیب می‌توان پذیرفت که نابرابری دستمزد مردان با تعاریف گوناگونی که از آن وجود دارد بر تمایل به ازدواج زنان موثر بوده و موجب افزایش آن شده است. همچنین تاثیر آن بر نسبت زنان متاهل رده‌های سنی بالاتر بخصوص زنان ۴۰-۵۰ سال کمتر شده است. لذا می‌توان پذیرفت که نتایجی که از جدول ۵-۲ حاصل شد نیز قابل اعتماد است.

جدول ۵-۱. نتایج حاصل از برازش مدل پانل داده‌های همفزون استانی

متغیرهای مستقل	متغیر وابسته: نسبت زنان متاهل ۲۰ تا ۳۰ سال					
	کل کشور		نقاط شهری		نقاط روستایی		مدل با اثرات استانی و زمانی
	مدل ۱	مدل۲	مدل ۱	مدل۲	مدل ۱	مدل۲	
نابرابری دستمزد (انحراف معیار دستمزد مردان)	-۰/۰۲۰۲۳۴۱	-۰/۰۲۰۱۹۳۳	-۰/۰۲۱۹۱۳۱	-۰/۰۴۰۷۶۹۴	-۰/۰۱۷۰۲۴۴	-۰/۰۳۸۷۰۲۵	-۰/۰۰۹۰۷۱
	(۰/۰۱۶)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۲۹)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
نسبت دستمزد مردان به زنان	۰/۱۱۸۹۲۶	۰/۱۲۲۷۶۷۸	۰/۴۴۷۵۸۲۲	۰/۵۶۵۰۸۴	۰/۰۴۳۳۱۷۶	۰/۲۳۵۱۰۷۲	۰/۰۰۱۵۳۱۸
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۳۶۵)	(۰/۰۰۲)	(۰/۹۷)
نسبت جنسیتی افراد مجرد	-۰/۱۷۰۶۵۰۴	-۰/۱۶۷۶۳۲	-۰/۱۸۶۹۲۰۵	-۰/۲۲۶۴۷۶۳	-۰/۱۸۱۹۱۹۹	-۰/۱۹۳۶۰۱۸	-۰/۱۵۵۵۹۷۵
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
نسبت زنان با سواد	-۰/۰۶۶۰۳۹۲	–	-۰/۰۴۵۶۱۰۹	–	-۰/۰۸۲۸۰۷۳	–	-۰/۰۱۷۶۲۶۹
	(۰/۰۰۰)		(۰/۰۰۰)		(۰/۰۰۰)		(۰/۰۰۰)
نسبت زنان با تحصیلات دانشگاهی	–	-۱/۳۶۷۶۰۹	–	-۴/۰۳۷۵۶۵	–	-۳/۹۲۶۹۵	–
		(۰/۰۰۰)		(۰/۰۰۰)		(۰/۰۰۰)	
ریسک ازدواج(نسبت طلاق به ازدواج)	-۰/۵۲۴۱۲۸۵	۰/۱۶۶۰۷۲۷	-۰/۷۴۴۱۱۰۶	-۰/۰۰۶۱۰۷	-۰/۱۸۹۵۴۲۵	-۰/۴۲۹۶۹۴۳	۰/۰۷۱۸۱۶۴
	(۰/۰۰۰)	(۰/۱۵۲)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۳۸۵)
آماره F	۱۸/۸۵	۱۰/۰۴	۸/۲۴	۹/۹۶	۲۸/۱۶	۸/۳۷	۱۷/۱۷
(احتمال $< F$)	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
نوع تصریح مدل پانل	*FE*	*FE*	*FE*	*RE*	*FE*	*RE*	*RE*
آماره هاسمن	۳۰۷/۹۷	۳۹/۹۳	۱۱/۹۷	۸/۳۸	۲۹/۲۷	۷/۶۳	۱۵/۳۷
(احتمال $< Chi2$)	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۳۵۲	۰/۱۳۶۷	۰/۰۰۰	۰/۱۷۸۱	۰/۹۰۹۶

ارقام داخل پرانتز مقدار p هر ضریب برازش شده را نشان می‌دهد.

جدول ۵-۲- نتایج برازش مدل پانل دادهای همفزون برای نسبت زنان متاهل به کل جمعیت زنان بالاتر از ۳۰ سال

متغیرهای مستقل	نسبت زنان متاهل ۳۰ تا ۴۰ سال				نسبت زنان متاهل ۴۰ تا ۵۰ سال			
	کل کشور	مدل با اثرات زمانی و استانی			کل کشور	مدل با اثرات زمانی و استانی		
		کل کشور	نقاط شهری	نقاط روستایی		کل کشور	نقاط شهری	نقاط روستایی
نابرابری دستمزد مردان (انحراف معیار دستمزد)	-۰/۰۰۸۸۶۸۷	-۰/۰۰۲۰۹۸۲	-۰/۰۰۲۲	-۰/۰۰۷۹۰۰۷	-۰/۰۰۳۱۸۶۹۱	-۰/۰۰۱۳۷۶۱	-۰/۰۰۱۰۲۳۹	-۰/۰۰۴۰۴۰۲
	(۰/۰۰۳)	(۰/۴۴۹)	(۰/۵۲۱)	(۰/۰۵۴)	(۰/۰۲۴۳)	(۰/۳۴۸)	(۰/۶۳۶)	(۰/۰۵۶)
نسبت دستمزد مردان به زنان	۰/۱۵۵۳۳۲۹	۰/۰۷۸۵۹۰۳	۰/۰۳۶۳۸۵۱	۰/۰۶۶۴۱۳۴	۰/۰۲۸۱۲۴۲۶	۰/۰۰۳۳۰۱۵	-۰/۰۳۲۹۶۹۸	۰/۰۰۳۸۷۶۹
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۲)	(۰/۵۸۴)	(۰/۰۲۵)	(۰/۰۳۷۷)	(۰/۸۰۳)	(۰/۴۳۶)	(۰/۸۰۰)
نسبت جنسیتی افراد مجرد	-۰/۰۰۱۵۲۰۸	-۰/۰۰۱۵۷۶۷	-۰/۰۰۷۸۴۰۹	-۰/۰۰۰۵۱۶۸	-۰/۰۰۰۱۶۱۴۶	-۰/۰۰۰۰۵۹۸	-۰/۰۰۰۰۳۰۸	-۰/۰۰۰۱۳۳۳
	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰)	(۰/۲۹۵)	(۰/۰۳۱۵)	(۰/۴۲۶)	(۰/۸۵۶)	(۰/۱۴۲)
نسبت زنان با تحصیلات دانشگاهی	-۰/۵۲۳۲۲۱۹	-۰/۰۰۷۵۶۱۱	-۰/۲۴۴۷۱۷۲	-۰/۵۹۸۹۱۴۸	-۰/۰۰۳۳۸۱۳۵	۰/۰۵۲۱۶۵۱	-۰/۰۲۹۱۹۴۳	-۰/۰۵۹۱۷۲۳
	(۰/۰۰۰)	(۰/۸۶۲)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۲۶)	(۰/۴۲۱)	(۰/۴۵۹)
ریسک ازدواج (نسبت طلاق به ازدواج)	-۰/۱۳۶۶۱۵۲	-۰/۲۷۳۵۶۶۴	۰/۰۱۸۹۳	۰/۰۵۵۵۵۱۳	-۰/۰۸۹۶۷۱۷۹	۰/۰۰۰۸۴۸۷	۰/۰۴۱۷۳۵۹	-۰/۰۵۲۸۱۲۸۹
	(۰/۰۳۱)	(۰/۰۰۰)	(۰/۱۲۳)	(۰/۲۷۲)	(۰/۰۰۰۳)	(۰/۹۷۷)	(۰/۲۶۹)	(۰/۰۴۴)
آماره F	۱۴/۶۶	۱۴/۱۱	۱۱/۵۱	۱۴/۱۰	۴/۴۰	۴/۵۷	۴/۵۶	۴/۲۰
(احتمال $< F$)	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
نوع تصریح مدل پانل	*FE*	*RE*	*RE*	*RE*	*FE*	*RE*	*RE*	*RE*
آزمون هاسمن	۸۰/۹۶	۱۰/۴۳	۳۵/۶۷	۱۱/۲۵	۳۱/۸۴	۶/۹۸	۲۰/۸۵	۱۰/۸۳
(احتمال $< Chi2$)	۰/۰۰۰	۰/۹۹۲۶	۰/۰۵۹۱	۰/۹۸۹۰	۰/۰۰۰	۰/۹۹۹۸	۰/۶۴۷۴	۰/۹۹۰۲

ارقام داخل پرانتز مقدار p را نشان می‌دهد.

جدول ۵-۳- نتایج حاصل برای متغیرهای جایگزین نابرابری دستمزد

متغیرهای مستقل	نسبت زنان متاهل ۳۰-۲۰سال		نسبت زنان متاهل ۴۰- ۳۰سال		نسبت زنان متاهل ۵۰-۴۰ سال	
	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۱	مدل ۲
اختلاف دهک هشتم و دوم دستمزد مردان	-۰/۰۱۲۷۵۸۱	–	-۰/۰۱۱۶۱۶۲	–	-۰/۰۰۳۵۴۰۲	–
	(۰/۰۰۰)		(۰/۰۰۰)		(۰/۰۰۰)	
اختلاف دهک نهم و اول دستمزد مردان	–	-۰/۰۱۸۸۳۹۶	–	-۰/۰۰۸۸۸۱۷	–	-۰/۰۰۲۲۷۴۷
		(۰/۰۰۰)		(۰/۰۰۰)		(۰/۰۰۰)
نسبت دستمزد مردان به زنان	۰/۰۹۸۳۲۳۶	۰/۰۹۷۸۳۱	۰/۱۴۶۱۰۷۴	۰/۱۴۶۵۶۹۸	-۰/۰۲۲۶۷۰۴	۰/۰۲۲۸۵۶۹
	(۰/۰۴۵)	(۰/۰۴۶)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۹۱)	(۰/۰۸۸)
نسبت جنسیتی افراد مجرد	-۰/۱۷۴۵۸۷	-۰/۱۷۵۵۲۳۲	-۰/۰۰۲۳۱۰۴	-۰/۰۰۲۳۱۷۳	-۰/۰۰۰۱۶۶۹	-۰/۰۰۰۱۶۸۴
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۲۵)	(۰/۰۲۳)
نسبت زنان با سواد	-۰/۰۶۶۴۸۹۶	-۰/۰۶۶۵۱۷۶	-۰/۰۱۹۱۸۹۵	-۰/۰۱۹۳۹۱۷	-۰/۰۰۳۱۹۶۲	-۰/۰۰۳۲۵۷
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
نسبت طلاق به ازدواج	-۰/۷۹۱۰۷۵	-۰/۸۲۶۶۲۵۱	-۰/۴۶۴۴۲۹۷	-۰/۴۸۵۸۹۷۶	-۰/۱۶۰۶۲۶۶	-۰/۱۶۵۰۵۳۸
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
آماره *F*	۱۹/۱۸	۱۹/۳۲	۱۶/۵۴	۱۶/۸۵	۴/۸۸	۴/۹۱
(احتمال >*F*)	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
نوع تصریح مدل پانل	*FE*	*FE*	*FE*	*FE*	*FE*	*FE*
آزمون هاسمن	۳۲۳/۰۹	۳۲۶/۷۸	۱۷۱/۰۲	۱۸۳/۸۶	۴۳/۲۶	۴۵/۷۱
(احتمال > *Chi2*)	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

ارقام داخل پرانتز مقدار -*p* را نشان می‌دهد.

۳-۵. مدل پروبیت داده‌های فردی

در گام بعدی برای انجام محاسبات دقیق‌تر و با قابلیت اعتماد بیشتر از تاثیر نابرابری دستمزد بر سن ازدواج زنان، همانطور که در بخش ۳-۲ هم ذکر شد از مدل پروبیت با متغیر وابسته تأهل یا تجرد {۱و۰} برای برازش داده‌های فردی، برای هر یک از سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ استفاده نموده‌ایم. در تمام برازش‌ها اثرات استانی لحاظ شده‌اند. نتایج این برازش‌ها در جدول ۵-۴ آورده می‌شوند. در جدول ۵-۴ دیده می‌شود که ضرایب نابرابری دستمزد مردان در تمام مدل‌ها جز در سال ۱۳۸۲ به لحاظ آماری معنادار و در تمام سال‌ها این ضرایب منفی هستند. این ضرایب برای سال‌های نزدیک‌ترکوچکترهستند و این نشان می‌دهد که با گذشت زمان حساسیت زنان نسبت به این متغیر کم شده است. در بخش ۱ و نیز در بخش ۳-۳ در مورد متغیر نابرابری دستمزد سخن گفته شد و به کند شدن روند افزایشی آن اشاره شد. لذا می‌توان گفت با گذشت زمان اثر افزایش‌های شدید نابرابری دستمزد کم شده است ولی هنوز از بین نرفته است. در تمام این برازش‌ها اثر استانی بصورت متغیر مجازی در مدل لحاظ گردید و همانند مدل پانل همفزون استانی اثر استانی در اغلب موارد مثبت دیده شد. متغیر سن در مدل‌هایی که بکار رفته همواره دارای ضریب معنادار مثبت است که بیانگر این نکته است که زنان با افزایش سن تمایل بیشتری به ازدواج پیدا می‌کنند. این افزایش تمایل مسلماً با کاهش ارزش انتظاری همراه است. نسبت جنسیتی و سنوات تحصیل همانند مدل پانل داده‌های همفزون استانی ضرایب منفی دارند که در توصیف نتایج مدل قبل (بخش ۴) در مورد چگونگی تاثیر این متغیرها توضیحات لازم آورده شد. انحراف معیار شاخصی از پراکندگی در حول گشتاور میانگین یک صفت است. در زمانی که میانگین متغیر مورد مطالعه در طول زمان از ثبات برخودار نباشد، این معیار اندازه‌گیری پراکندگی در بیان نوسانات پراکندگی از دقت بالایی نمی‌تواند برخوردار باشد. در این وضعیت از معیار ضریب تغییرات به جای انحراف معیار استفاده

می‌شود. به همین منظور برای بررسی استحکام یافته‌ها به تغییر شاخص پراکندگی، ضریب تغییرات را در مدل مورد مطالعه جایگزین انحراف معیار نمودیم، که یافته تغییری نکرد[1].

۱. برای پرهیز از طولانی شدن حجم خروجی‌های گزارش شده، این جدول گزارش نمی‌گردد. علاقه‌مندان می‌توانند برای دریافت آن با نویسنده مسئول مکاتبه نمایند.

جدول ۵-٤- نتایج مدل پروبیت داده‌های فردی برای سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹

متغیر وابسته: متغیر دو گزینه‌ای تجرد و تاهل {۱و۰} زنان۱٦ تا ۳۵ سال ایران

متغیرهای مستقل	۱۳۸۹	۱۳۸۸	۱۳۸۷	۱۳۸٦	۱۳۸۵	۱۳۸٤	۱۳۸۳	۱۳۸۲	۱۳۸۱	۱۳۸۰
انحراف معیار دستمزد مردان	-۰/۱۹۰۷۱۱۵	-۰/۴۴۶۴۶۷	-۰/۱۸۱۲۷۵۴	۰/۱۷۸۹۴۰۴	-۰/۱۷۰۷۴۸۷	-۰/۲۱۵۴۳۵۶	-۰/۶۲۴۹۱۵۲	۰/۰۶۲۷۲۱۹	-۰/۱۹۵۸۴۲۶	-۰/۱۱۹۷۶۱۲
	(۰/۰۸۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۱۴۷)	(۰/۱۶۹)	(۰/۱۱۲)	(۰/۰۱۹)	(۰/۰۰۲)	(۰/۵۲۵)	(۰/۰۰۲)	(۰/۱۴۵)
نسبت دستمزد مردان به زنان	۲/۴۸۹۰۸۹	۰/۳۹۲۴۶۲۸	۰/۵۶۱۸۵۳۹	-۰/۰۳۸۸۳۷۶	-۰/۳۷۸۲۶۴۸	۰/۲۴۰۱۲۰۷	-۰/۷۸۳۲۵۶۹	-۰/۵۸۹۴۲۷۹	۰/۹۸۵۷۱۹۱	-۰/۷۳۶۲۶۵۷
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۶۱)	(۰/۰۳۸)	(۰/۸۲۱)	(۰/۰۱۶)	(۰/۲۳۵)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
نسبت جنسیتی افراد مجرد	-۰/۸۳۹۵۶۲۳	-۰/۹۱۰۴۶۹	-۰/۳۰۶۹۲۴	-۰/۲۸۹۱۱۳۳	-۰/۸۴۰۵۹۹۱	-۰/۷۱۱۰۹۸	-۰/۹۱۶۰۹۶۳	-۰/۲۵۰۳۵	-۰/۱۵۳۸۰۳۲	-۰/۳۷۳۳۴۶۸
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
سنوات تحصیل	-۰/۱۴۸۸۲۸۶	-۰/۱۵۸۲۰۴۲	۰/۰۷۹۴۰۱۱	۰/۵۹۹۳۰۸۳	-۰/۱۷۳۶۳۷۳	-۰/۱۶۶۹۱۸۶	-۰/۰۴۹۳۲۱۹	-۰/۱۷۱۳۷۳۶	۰/۰۰۹۷۲۹۵	-۰/۱۶۶۶۲۱
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
سن	۰/۰۴۶۲۴۴۷	۰/۰۴۶۸۶۵	۰/۱۲۰۳۹۴۳	۰/۰۶۰۴۵۲۲	۰/۰۵۰۹۸۲۸	۰/۰۴۹۹۷۱۳	۰/۱۳۰۲۲۸۹	۰/۰۵۱۱۱۴۹	۰/۰۴۱۸۱۴۹	-
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	
نسبت طلاق به ازدواج	-	۲/۹۲۵۱۵۳	-	-	۵/۶۵۳۰۲۸	۰/۳۲۹۴۰۳	-	-	-	۵/۳۶۳۲۱۵
		(۰/۰۰۰)			(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)				(۰/۰۰۰)
متغیرهای مستقل	**۱۳۷۹**	**۱۳۷۸**	**۱۳۷۷**	**۱۳۷٦**	**۱۳۷۵**	**۱۳۷٤**	**۱۳۷۳**	**۱۳۷۲**	**۱۳۷۱**	**۱۳۷۰**
انحراف معیار دستمزد مردان	-۰/۸۷۹۴۸۳۸	-۰/۳۱۷۵۹۴۸	-۰/۱۵۶۱۴۰۵	-۰/۷۳۷۳۴۵۳	-۰/۲۷۶۴۶۳۵	-۰/۴۸۰۶۷۸۲	-۰/۲۸۵۵۶۳۵	۰/۴۳۳۵۸۶۳	-۰/۶۷۹۹۶۶۱	-۰/۶۰۲۷۸۶
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۲)	(۰/۱۷۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۱۷۴)	(۰/۰۱۸)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)

نسبت دستمزد مردان به زنان	-۰/۴۲۹۷۳۵۲ (۰/۰۰۴)	۰/۷۸۹۵۵۱۵ (۰/۰۰۰)	۰/۲۰۸۰۵۲۱ (۰/)۰۶۱	-۰/۶۹۳۷۸۷۷ (۰/۲۴۲)	۰/۹۳۱۲۹۷۱ (۰/۰۹۳)	۰/۳۸۳۱۱۶۴ (۰/۳۶۹)	-۰/۴۹۸۶۵۶۷ (۰/۰۰۸)	-۰/۴۱۴۸۱۸۵ (۰/۱۳۲)	-۰/۰۲۵۴۰۸۹ (۰/۹۱۵)	-۱/۳۵۶۸۱۱ (۰/۰۰۰)
نسبت جنسیتی افراد مجرد	-۰/۵۵۸۷۸۵۲ (۰/۰۰۰)	-۰/۹۶۲۴۸۸ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۲۱۳۹۲۹ (۰/۰۲۴)	-۰/۶۲۶۹۳۱۹ (۰/۰۰۰)	-۰/۳۳۴۷۳۰۴ (۰/۰۰۴)	-۰/۳۲۷۵۸۶۷ (۰/۰۰۳)	-۰/۳۷۵۵۶۲۹ (۰/۰۰۰)	-۰/۷۳۱۶۱۷۳ (۰/۰۰۰)	-۰/۴۱۹۹۷۴۸ (۰/۰۰۰)	-۰/۴۶۹۹۶۷ (۰/۰۰۰)
سنوات تحصیل	-۰/۱۸۳۱۴۱۹ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۹۴۵۴۷۵ (۰/۰۰۰)	-	۰/۰۷۲۷۸۳۷ (۰/۰۰۰)	-	-۰/۰۱۸۷۶۶۳ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۱۴۶۷۶۹ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۱۸۷۵۴۵ (۰/۰۰۰)	۰/۲۱۸۵۷۷۷ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۳۰۴۷۹۶ (۰/۰۰۰)
سن	۰/۰۴۷۶۲۴۴ (۰/۰۰۰)	۰/۰۴۸۰۴۷۷ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳۳۸۳۹۱ (۰/۰۰۰)	۰/۱۵۰۲۷۶ (۰/۰۰۰)	۰/۱۴۰۵۷۹۶ (۰/۰۰۰)	۰/۱۵۴۷۶۹۶ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳۶۴۰۵۶ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳۳۷۱۷۶ (۰/۰۰۰)	۰/۰۲۸۷۲۵۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۲۸۲۴۸۹ (۰/۰۰۰)
نسبت طلاق به ازدواج	-	-۱/۷۹۱۰۲۲ (۰/۰۰۰)	-۱/۶۰۰۰۷۶ (۰/۰۰۰)	۱/۹۱۶۰۳۶ (۰/۰۰۰)	-	-۱/۲۹۰۴۹۹ (۰/۰۲۴)	۲/۸۷۵۵۳۹ (۰/۰۰۰)	-	۲/۷۵۸۷۰۷ (۰/۰۰۰)	-

ارقام داخل پرانتز مقدار p- را نشان می‌دهد.

٦. نتیجه‌گیری

پرسش مهمی که در این پژوهش تلاش شد تا به آن پاسخ داده شود این است که آیا افزایش نابرابری دستمزد می‌تواند افزایش در سن ازدواج را توجیه کند. همانطور که در بخش دوم توضیح داده شد این پرسش را با نظریات انتخاب همسر که زوج‌یابی معروف‌اند می‌توان پاسخ داد.

در بخش اول بر اساس یافته‌های بدست آمده نشان داده شد که سن ازدواج در ایران بالا رفته اما عمومیت ازدواج بطور کلی تغییر نکرده است. این واقعیت با آنچه از بخش ۵ و از یافته‌های مدل پانل داده‌های همفزون بدست آمد سازگاری دارد. نابرابری دستمزد از طرفی موجب کاهش نسبت زنان متاهل ۲۰-۳۰ سال شده ولی از سوی دیگر اثر این متغیر برای زنان سنین بالاتر به مرور کم‌تر شده است. چگونگی این تاثیر برای متغیرهای دیگر از جمله متغیر نسبت جنسیتی که وضعیت بازار ازدواج را مشخص می‌کند نیز وجود دارد. کم‌رنگ شدن تاثیر عوامل منفی بر نسبت زنان متاهل رده‌های سنی بالاتر (۳-۴۰ و ۴۰-۵۰ سال) به معنای آن است که زنان اگر در سنین پایین (۲۰-۳۰ سال) ازدواج نکرده باشند در سنین بالاتر ارزش انتظاری را کاهش می‌دهند که در اصطلاح عامیانه گفته می‌شود سخت‌گیری‌ها را کنار می‌گذارند. بدین ترتیب در سنین بالاتر برای ارائه پاسخ مثبت به مردی که به آن‌ها پیشنهاد ازدواج داده کمتر تعلل می‌کنند. البته باید اشاره کرد که این سخن به معنای آن نیست که زنان مطلوبیت‌های خود را کلاً لحاظ نمی‌کنند بلکه منظور این است که اثر متغیر های دستمزدی در تصمیم‌گیری‌های ایشان کم‌رنگ می‌شود.

نکته مهم دیگر که از برازش مدل پروبیت داده‌های فردی بدست آمد این است که تاثیر نابرابری دستمزد اگر چه روندی متلاطم را نشان می‌دهد ولی می‌توان با کمی چشم پوشی پذیرفت که از سال ۱۳۷۶ تا سال ۱۳۸۹ روندی نزولی داشته است. همچنین ضرایب نابرابری دستمزد مردان در دهه ۷۰ بزرگتر از نابرابری دستمزد مردان در دهه هشتاد بوده است. عکس این نکته در مورد نسبت جنسیتی دیده می‌شود. روند صعودی نابرابری دستمزد در سال‌های اخیر کند بوده است. به‌همین دلیل این نتیجه مهم نیز با واقعیت

سازگاری دارد. زیرا با کاهش روند صعودی نابرابری دستمزد روند افزایش ارزش انتظاری زنان نیز کند می‌شود، بدین ترتیب می‌توان گفت که تاثیر نابرابری دستمزد بر تمایل به ازدواج به مرور کمتر شده است اگرچه هنوز معنادار و منفی و قابل مقایسه با سایر متغیرهای مستقل موجود در مدل است.

بالا رفتن نابرابری دستمزد در یک دوره، در بلند مدت اثر کمی بر تمایل ازدواج زنان دارد. علت این است که با گذر زمان سن کسانی که این افزایش را تجربه کرده و نسبت به ازدواج کم‌انگیزه شده‌اند افزایش می‌یابد. نتایج حاصل از داده‌های پانل این فرضیه را تایید کرد که باافزایش سن حساسیت افراد به نابرابری دستمزد مردان کاهش می‌یابد. لذا پس از مدتی تصمیم می‌گیرند تا ازدواج کنند که البته ازدواج در سنین بالاتری رخ می‌دهد. تغییر در ترکیب سنی جامعه باعث می‌شود که حساسیت در طول زمان نسبت به نابرابری دستمزد تغییر کند. اما علت پایین نیامدن سن ازدواج بعد از کند شدن روند افزایشی نابرابری دستمزد را باید در این دانست که اولاً روند رشد آن در ۴ تا ۵ سال اخیر کاهشی بوده و تا قبل از آن دوره هم اگر چه روند افزایش آن کندتر شده ولی بطور کلی سیر صعودی را دنبال می‌کرده است. لذا اثر آن بطور کامل مرتفع نشده است. ثانیاً حالت پایدار افزایش سن ازدواج می‌تواند ناشی از سایر متغیرهایی باشد که تاثیر منفی بر تمایل به ازدواج زنان دارند. در این مطالعه اثر ساختارهای قانونی، ساختارهای دستمزدی، کنترل زاد و ولد و مهاجرت در نظر گرفته نشده است. البته شایان ذکر است که در این پژوهش اولاً تمرکز اصلی و هدف اولیه بررسی اثر بازار کار از طریق نابرابری دستمزد بر سن ازدواج بوده و ثانیاً دست‌یابی به بسیاری از متغیرها دشوار است زیرا به دلایل مختلف یا جمع‌آوری نشده‌اند یا از قدمت چندانی برای یک مدل پانل با دوره زمانی مناسب برخوردار نیستند.

فهرست منابع

آستین فشان, پروانه. "بررسی روند تحولات سن ازدواج زنان و عوامل جمعیتی و اجتماعی مؤثر بر آن طی سال‌های ۷۵-۱۳۵۵." *تحولات اخیر و اینده جمعیت ایران*. تهران: مرکز مطالعات و پژوهش‌های جمعیتی آسیا و اقیانوسیه, ۱۳۸۱. ۴۴۵-۴۵۶.

توده فلاح, معصومه, و شهلا کاظمی‌پور. "بررسی تاثیر نوسازی بر سن ازدواج با تاکید بر شاخص‌های جمعیت شناختی ازدواج در سطح کشور و ۷ استان منتخب ۱۳۸۵." *پژوهش اجتماعی*, پاییز ۱۳۸۹: ۱۰۵-۱۳۰.

جهانفر, محمد. *ویژگی‌های جمعیت شناسی ایران*. دوم. تهران: دانشگاه پیام نور, ۱۳۸۹.

حسینی, حاتم. *درآمدی بر جمعیت شناسی اقتصادی-اجتماعی و تنظیم خانواده*. اول. همدان: انتشارات دانشگاه بوعلی همدان, ۱۳۸۱.

درودی آهی, ناهید. "تحولات دموگرافیک و پدیده مضیقه ازدواج در ایران." *تحولات اخیر و آینده جمعیت ایران*. تهران: مرکز مطالعات و پژوهش‌های جمعیتی آسیا و اقیانوسیه, ۱۳۸۱. ۱۹۵-۲۰۸.

ذاکر هنجنی, حمیده. "نابرابری درآمدی در ایران." *رفاه اجتماعی* ۲۴ (۱۳۸۶): ۸۳-۱۰۳.

سبط الشیخ انصاری, سحر. بررسی اثرات موثر بر مشارکت طنان در بازار کار ایران: سن ازدواج، نرخ باروری، سطح تحصیلات و ... پایان نامه کارشناسی ارشد نحت راهنمایی داود سوری, تهران: دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف, ۱۳۸۵.

ضرابی, وحید. بررسی عوامل موثر بر سن ازدواج زنان در ایران در سال ۱۳۸۰. پایان نامه کارشناسی ارشد تحت راهنمایی فرخ مصطفوی, تهران: موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی, ۱۳۸۷.

طائی, حسن. تخصیص زمان، عرصه نیروی کار خانوار و تقاضای کالا و خدمات درایران با استفاده از تحلیل های مقطعی درطول زمان. پایان‌نامه کارشناسی ارشد تحت راهنمایی احمد فرجی دانا، تهران: دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران, ۱۳۷۹.

کاظمی‌پور, شهلا. "تحول سن ازدواج زنان در ایران و عوامل جمعیتی موثر بر آن." *زن در توسعه و سیاست (پژوهش زنان)*, پاییز ۱۳۸۳: ۱۰۳-۱۲۴.

لوکاس, دیوید; میر, پاول;. *درآمدی بر مطالعات جمعیتی*. اول. با ترجمه حسین محمودیان. تهران: انتشارات دانشگاه تهران, ۱۳۸۱.

محمودیان, حسین. "سن ازدواج در حال افزایش: بررسی عوامل پشتیبان." *نامه علوم اجتماعی* ۲۴ (پاییز ۱۳۸۳): ۲۷-۵۳.

مهاجرانی, علی اصغر. "تحول وضع زناشویی و تغییر الگوی سنی ازدواج در ایران." *بخشنامه تخصصی علوم اجتماعی دانشگاه آزاد اسلامی-واحد شوشتر*, ۱۳۸۹: ۴۱-۵۴.

میرزایی, محمد. *گفتاری در باب جمعیت شناسی کاربردی*. چهارم. تهران: انتشارات دانشگاه تهران, ۱۳۸۵

Abbasi Shavazi, M.J. "Effect of Marital Fertility and Nuptiality on Fertility Transition in the Islamic Republic of Iran." Working paper in Demography (Australian National University), 2000.

Becker, Gary.S. "A Theory of Marriage: Part I." *Journal of Political Economy*, 1973: 813-846.

__. "A Theory of Marriage: Part II." *The Journal of Political Economy*, 1974: S11-S26.

__. "A Theory of the Allocation of Time." *Economic Journal*, 1965: 493-51 7.

__. T*reatise on the Family*. Cambridge Mass: Harvard University Press, 1991.

Bergstrom, Theodore C. . A Survey of Theories of The Family. Vol. 1, in Handbook of *Population and Family Economics*, by Oded Stark and Mark Richard Rosenzweig, 22-79. Elsevier Science B.V., 1997.

Boulier, Bryan, and Rosenzweig, Mark. "Schooling, Search, and Spouse Selection: Testing Economic Theories of Marriage and Household Behavior." *Journal of Political Economy*, 1984: 712-732.

Brien, Michael J. "Racial Differences in Marriage and the Role of Marriage Markets." *The Journal of Human Resources*, 1997: 741-778.

Browning, Martin, Pierre-Andre Chiaporri, and Yoram Weiss. Family Economics. 2011.

Burdett, Kenneth, and Randall Wright. Two-Sided Search. Research Department Staff Report 169, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1994.

Burdett, Kenneth, and Melvyn G. Coles. "Long-Term Partnership Formation: Marriage and Employment." *The Economic Journal*, 1999: 307-334.

Burdett, Kenneth, and Melvyn G. Coles. "Marriage and Class." *Quarterly Journal of Economics*, 1997: 141-168.

Chiappori, Pierre Andre, Murat Iyigun, and Yoram Weiss. "Spousal Matching, Marriage Contracts and Property Division in Divorce." sep 2005.

Chiappori, Pierre-Andre, and p Reny. "Matching to Share Risk." University of Chicago, 2006.

Collins, E, and J McNamara. "The Job Search Problem as an Employer Candidate Game." *Journal of Applied Probability*, 1990: 815-827.

Coughlin, Tristan P., and Scott D. Drewianka. "Can Rising Inequality Esplain Aggregate Trends in Marriage? Evidence from U.S. States, 1977-2005." *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 2011: Vol. 11, Issue 1, Article 3.

Crawford, Vincent P. "Comparative Statics in Matching Markets." *Journal of Economic Theory*, 1991: 389-400.

Frey, Bruno S, and Alois Stutzer. "Does Marriage Make People Happy, or Do Happy People Get Married?" *The Journal of Socio-Economics*, 2006: 326–347.

Gale, David. *The Theory of Linear Economic Models*. NewYork: McGraw-Hill, 1960.

Gale, David, and Lloyd Shapley. "College Admissions and the Stability." American Mathematical Monthly, 1962: 9-15.

Gould, Eric D, and M. Daniele Paserman. "Waiting for Mr. Right: Rising Inequality and Declining Marriage Rates." *Journal of Urban Economics*, 2003: 257-281.

Grossbard-Shechtman, Amyra. "A Theory of Allocation of Time in Markets for Labour and Marriage." *The Economic Journal* 94 (Dec 1984): 863-882.

Keller, Matthew; Thiessen, Del; and Young, Robert. "Mate Assortment in Dating and Married Couples." Person Individual Difference, 1996: 217-221.

Lancaster, K. J. "A New Approach to Consumer Theory." *Journal of Political Economy*, 1966: 342-357.

Lippman, S.A, and J.J McCall. "The Economics of Job Search: A Survey." *Economic Inquiry*, 1976: 155–189.

Liu, Jing. "Incomes and Outcomes: The Dynamic Interaction of The Marriage Market and The Labor Market." Thesis for the degree of Doctor of philosophy (University of Texas at Austin), Dec. 2008.

Loughran, David S. "The Effect of Male Wage Inequality on Female Age at First Marriage." *The Review of Economics and Statistics* (The MIT Press) 84 (May 2002): 237-250.

Mincer, J. "Labor Force Participation of Married women: A Study of labor Supply." *Aspects of Labor Economics* (Princeton University Press), 1962: 63-106.

Mortensen, Dale. Job Search and Labor Market Analysis. Vol. 2, in Handbook of LaborEconomics, by O Ashenfelter and R Layard, 849-866. Amsterdam, 1986.

Mortensen, Dale T. "Matching: Finding a Partner for Life or Otherwise." *American Journal of Sociology*, 1998: s215-s240.

Oi, Walter. "Heterogeneous Firms and the Organisation of Production." *Economic Inquiry*, 1983: 247-270.

Pencavel, John. "Assortative Mating by Schooling and the Work Behavior of Wives and Husbands." *American Economic Review*, 1998: 326-329.

Porath, Yoram Ben. "Economics and the Family-Match or Mismatch - A Review of Becker's A Treatise on the Family." *Journal of Economic* Literature 20 (Mar 1982): 52-64.

Rindfuss, Ronald R., and Audrey Vanden Heuvel. "Cohabitation: Precursor to Marriage or an Alternative to Being Single?" *Population and Development Review* 16 (Dec. 1990): 703-726.

Rosen, Sherwin. "The Economics of Superstar." *American Economic Review*, 1981: 845-58.

Roth, Alvin E., and Marilda A.Oliveira Sotomayor. Two Sided Matching: A Study in Game-Theoretic Modeling and Analysis. New York: Cambridge University Press, 1990.

Shapley, Lloyd, and Martin Shubik. "The Assignment Game 1: The Core." *International Journal of Game Theory*, 1972: 111-130.

Spuhler, J. N. "Assortative Mating with Respect to Physical Characteristics." *Social Biology*, 1982: 53-56.

Spurr, Stephen. "How the Market Solves an Assignment Problem: TheMatching of Lawyers with Legal Claims." *Journal of Labor Economics*, 1987: 502-532.

Stevenson, Betsey. "The Impact of Divorce Laws on Marriage-Specific Capital." July 2006.

Stevenson, Betsey, and Justin Wolfers. "Marriage and Divorce: Changes and Driving Forces." *The Journal of Economic* Perspective 21 (Spring 2007): 27-52.

Vandenberg, Steven. "Assortative Mating, or Who Marries Whom?" *Behavior Genetics*, 1972: 127-157.

Weiss, Yoram. "Marriage and Divorce." Prepared for Palgrave Dictionary of Economics, 2nd Edition, June 2005.

Wong, Linda.Y. "Structural Estimation of Marriage Models." *Journal of Labor Economics* 21 (Jul 2003): 699-727.