

تصمیم جمعی درون خانواده و تخصیص زمان زن و شوهر: شواهدی از تأثیر نسبت جنسیتی بر عرضه‌ی نیروی کار فردی زنان و مردان در ایران

غلامرضا کشاورز حداد*

دانشیار گروه علوم اقتصادی - دانشگاه صنعتی شریف G.K.Haddad@sharif.Edu

فاطمه برهانی

فارغ‌التحصیل دانشگاه صنعتی شریف - دانشجوی دانشگاه پنسیلوانیا

fatemeborhani@alumni.sharif.Edu

تاریخ دریافت: ۸۸/۶/۷ تاریخ پذیرش: ۸۹/۷/۲۷

چکیده

افزایش جمعیت زنان با تحصیلات عالی و تغییرات نسبت جنسیتی در ساختار جمعیت سبب تحولات وسیعی در بازار کار ایران شده است. در این تحقیق تابع عرضه‌ی نیروی کار فردی اعضای خانوار (زن و شوهر) با استفاده از رویکرد مدل جمعی آرایه شده در نظریه‌ی بازی‌ها برآورد شده و تأثیر تغییرات نسبت جنسیتی، در کنار سایر عوامل تعیین کننده‌ی آن، با استفاده از روش اقتصادسنجی داده‌های پانل در حضور متغیرهای توضیحی درون‌زا، مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این بررسی از داده‌های طرح اقتصادی-اجتماعی خانوار برای سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۲ استفاده می‌شود. یافته‌ها نشان می‌دهند که نسبت جنسیتی بر عرضه‌ی نیروی کار زنان، تأثیر منفی و بر عرضه‌ی نیروی کار مردان تأثیر مثبت دارد. علاوه بر این تعداد فرزندان زیر ۶ سال، عامل محدود کننده‌ی در عرضه‌ی نیروی کار زنان است، در حالی که با افزایش سن فرزندان به بالای ۶ سال ساعات عرضه کار زنان افزایش پیدا می‌کند. هم‌چنین مشاهده شد که زنان و مردان با افزایش نرخ دستمزد فرد، تخصیص ساعت کار خود را افزایش می‌دهند، اما ضریب دستمزد خود فرد، در تابع عرضه‌ی نیروی کار زنان بزرگ‌تر از ضریب دستمزد شوهر است و ضریب دستمزد شوهر در معادله‌ی عرضه‌ی نیروی کار فردی زنان منفی است.

طبقه‌بندی JEL : J22 و D13

کلید واژه: عرضه‌ی نیروی کار زنان، نسبت جنسیتی، مدل جمعی، مشکل انتخاب نمونه، داده‌های پانل و متغیرهای درون‌زای توضیحی

۱- مقدمه

هدف این تحقیق برآورد تابع عرضه‌ی نیروی کار فردی اعضای خانوار (زن و شوهر) و بررسی تأثیر تغییرات نسبت جنسیتی - نسبت جمعیت مردان به جمعیت زنان در استان محل سکونت خانوار- بر عرضه‌ی نیروی کار فردی آن‌ها با استفاده از مدلی بر پایه‌ی تئوری بازی‌هاست. برای توضیح اهمیت تحقیق، ابتدا به بررسی اجمالی تغییرات نسبت جنسیتی در ایران پرداخته می‌شود. این نسبت به صورت نسبت جمعیت مردان به جمعیت زنان در گروه سنی ۲۰ تا ۶۵ سال، با استفاده از داده‌های سرشماری مرکز آمار ایران در نمودار (۱) ترسیم شده است. در نمودار (۱)، محور عمودی نشان دهنده‌ی تعداد مردان در مقابل هر صد نفر زن و محور افقی نشان دهنده‌ی سال سرشماری است. نسبت جنسیتی در ایران به شکل قابل ملاحظه‌ای کم شده و تعداد نسبی زنان در جامعه افزایش یافته است. این تغییر در نسبت جنسیتی چه تأثیراتی بر جامعه و به طور مشخص بر بازار کار ایران خواهد داشت؟ در نمودار (۲) نرخ مشارکت زنان و مردان آورده شده است. مقایسه‌ی این نمودار و نمودار (۱) نشان می‌دهد که روند تغییرات نرخ مشارکت زنان در بازار کار، رابطه‌ای معکوس با نسبت جنسیتی دارد. هم‌چنین مشاهده می‌شود که نرخ مشارکت مردان در بازار کار روندی هم جهت با نسبت جنسیتی دارد. چگونه و با کدام تئوری اقتصادی می‌توان این روندها را تبیین کرد؟

یکی از عوامل تعیین کننده‌ی ترکیب تخصیص زمان در درون خانوار، ترکیب جنسیتی خارج از خانواده (جامعه) است. با کاهش نسبت جنسیتی و افزایش تعداد زنان به مردان در جامعه، قدرت چانه زنی زن در خانواده کاهش می‌یابد. با دسترسی زن به درآمد غیرحاصل از کار خانواده و درآمد همسر، مطلوبیت نسبی زن در خانواده کم‌تر می‌شود، بنابر این به منظور افزایش مطلوبیت خود، عرضه‌ی نیروی کار خود را افزایش می‌دهد و با توضیحی مشابه، عرضه‌ی نیروی کار مرد کاهش می‌یابد. همان‌طور که مطالعات انجام شده از جمله چیاپوری^۱ و همکاران (۱۹۹۸)، هوریز^۲ (۲۰۰۷) و فرناندز^۳ (۲۰۰۳) نشان می‌دهد، انتظار می‌رود نسبت جنسیتی در تحولات بازار کار ایران نقش تعیین کننده‌ای ایفا کند.

1- Chiappory.

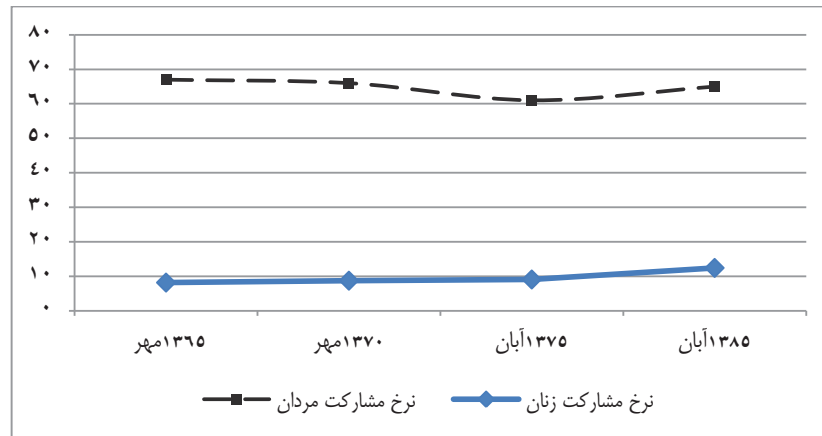
2- Hurriez.

3- Fernandez-Val.

از جمله مطالعات انجام گرفته بر بازار کار ایران، تحقیقات انجام شده توسط طائی (۱۳۸۵)، فرجی دانا و طائی (۱۳۷۹) و شیخ انصاری (۱۳۸۵) می‌باشد. در این پژوهش‌ها به بررسی توابع عرضه‌ی نیروی کار شهری و روستایی برای زنان و مردان و عوامل مؤثر بر تصمیم‌گیری افراد برای تخصیص زمان برای کار پرداخته شده است. فرجی دانا و طائی (۱۳۷۹) با به‌کارگیری مدل سنتی واحد^۱ خانواده، به‌طور هم‌زمان تقاضای خانوار برای کالاها و عرضه‌ی نیروی کار زن و مرد را تحلیل کرده‌اند. به‌کارگیری مدل سنتی به این معنی که در آن خانواده به‌عنوان یک واحد تصمیم‌گیری در نظر گرفته می‌شود، و زن و مرد به‌عنوان واحدهای مجزای تصمیم‌گیری در نظر گرفته نشده‌اند. از کاستی‌های مدل سنتی می‌توان به عدم امکان بررسی تأثیر عوامل مؤثر بر فرایند تصمیم‌گیری درون خانوار، از جمله نسبت جنسیتی اشاره کرد، لذا در مطالعات انجام شده برای بازار کار ایران، به بررسی تأثیر این عوامل بر عرضه‌ی نیروی کار پرداخته نشده است. در پژوهش حاضر با توجه به تغییرات نسبت جنسیتی در ایران در دهه‌های اخیر، سعی در بررسی تأثیر این عامل بر عرضه‌ی نیروی کار فردی داریم، طبق مدل جمعی عرضه‌ی نیروی کار خانوار، نسبت جنسیتی با عرضه‌ی نیروی کار زنان متأهل رابطه‌ی معکوس و با عرضه‌ی نیروی کار مردان متأهل رابطه‌ی مستقیم دارد. که این نگرش در نوشتارهای ایران برای اولین بار انجام می‌گیرد.



منبع: اطلاعات سرشماری‌های مرکز آمار ایران
نمودار ۱- تغییرات نسبت جنسیتی در ایران



منبع: اطلاعات سرشماری‌های مرکز آمار ایران
نمودار ۲- روند تغییرات نرخ مشارکت زنان و مردان

مدل‌های مربوط به تخصیص منابع داخل خانوار، بسته به این که برای کل خانوار یک تابع مطلوبیت مشترک و یا برای تک تک اعضا، تابع مطلوبیت جداگانه در نظر گرفته شود، می‌توانند به دو دسته کلی تقسیم‌بندی شود. دسته اول در ادبیات موضوع به نام مدل‌های سنتی واحد و دسته دوم به نام مدل‌های مبتنی بر نظریه‌ی بازی‌ها شناخته می‌شوند. مدل‌های دسته دوم نیز با توجه به این که برای تعامل میان زن و مرد چه فروضی را در نظر می‌گیرند به زیر دسته‌های چانه‌زنی نش همکارانه و غیر همکارانه تقسیم می‌شوند. در مدل‌های چانه‌زنی همکارانه فرض می‌شود زن و مرد تحت هیچ شرایطی طلاق نمی‌گیرند و طلاق یک تهدید غیر قابل اعتنا بوده، در حالی که در مدل چانه‌زنی غیرهمکارانه، امکان وقوع طلاق در نظر گرفته می‌شود. در این تحقیق از مدل جمعی با رهیافت قاعده‌ی تقسیم بدون در نظر گرفتن تولیدات خانگی چیاپوری (۱۹۸۸)، استفاده می‌شود. در این تئوری هیچ چارچوب چانه‌زنی وجود نداشته و فرض بر این است که تصمیم خانوار بهینه‌ی پارتو است. دو معادله‌ی عرضه‌ی ساعات کار زن و مرد استخراج می‌شود که در هریک از آن‌ها متغیر دستمزد همسر وجود دارد و این متغیرها درون‌زا هستند.

با توجه به پائل بودن داده‌های مورد استفاده در این تحقیق و همچنین با توجه به درون‌زایی (هم‌زمانی) پاره‌ای از متغیرهای توضیحی، لازم است روش برآورد به کار بسته شده، این ویژگی متغیرهای مدل را لحاظ کند. برای حل این مشکل از روش متغیرهای ابزاری برای متغیر درون‌زای دستمزد استفاده می‌شود. در محاسبه‌ی مقادیر برآورد

شده‌ی دستمزد فرد، امکان وجود تورش انتخاب نمونه وجود دارد، که برای فایق آمدن به این مانع به بررسی روش‌های گوناگون در نوشتارهای اقتصادسنجی پیشنهاد شده شامل وولدریج (۱۹۹۵)، کیریازیدو (۱۹۹۷) و سمیکینا و وولدریج (۲۰۰۵) پرداخته که ما از روش آخر با ارزیابی فرض‌های مورد نیاز در هر روش برای استخراج متغیر ابزاری مناسب به جای متغیرهای دستمزد زوج‌های مورد مطالعه انتخاب می‌کنیم. نتایج گزارش شده در نتایج مقاله با استفاده از روش متغیر ابزاری به دست آمده است.

تقسیم‌بندی مطالب در این مطالعه به این ترتیب است که در قسمت دوم، مروری بر ادبیات نظری عرضه‌ی نیروی کار فردی اعضای خانوار (زن و شوهر) و مدل‌های مربوطه ارائه می‌شود. پس از آن با توجه به ویژگی‌های داده‌های مورد استفاده در این پژوهش در قسمت سوم خلاصه‌ای از روش‌های اقتصادسنجی پیشنهاد شده در ادبیات تجربی جهت برآورد عرضه می‌شود: در قسمت چهارم و پنجم، به ترتیب به شرح مدل نظری، تجربی و داده‌های تحقیق می‌پردازیم. سرانجام در قسمت شش، به ارائه‌ی نتایج برآورد و تحلیل آن‌ها اختصاص داده می‌شود.

۲- ادبیات موضوع نظری

طی دو دهه‌ی اخیر کوشش‌های فراوانی برای پاسخ دادن به این سؤال که "آیا قدرت چانه‌زنی نسبی زن و شوهر در خانواده بر تصمیم‌گیری در مورد عرضه‌ی نیروی کار فردی آن‌ها مؤثر است یا خیر؟" انجام شده است. دسته‌ای از مطالعات به تعیین و بررسی تأثیر عواملی پرداخته‌اند که ممکن است بر توزیع قدرت در درون خانوار مؤثر باشد. برای مثال می‌توان از مقاله‌های توماس^۱ (۱۹۹۰) و برونینگ^۲ و دیگران (۱۹۹۴)، نام برد. در این دو مقاله نشان داده شده است که توزیع درآمد خانوار میان زن و شوهر بر رفتار اعضای خانوار در تخصیص منابع خانوار مؤثر است. درآمد نسبی زن و شوهر تنها عامل مؤثر بر فرایند تصمیم‌گیری درون خانوار نیست. این فرایند می‌تواند وابسته به برخی عوامل دیگری باشد که محیط خانوار و در نتیجه قدرت نسبی چانه‌زنی زن و شوهر را تحت تأثیر قرار می‌دهند. عواملی که فرصت‌ها و موقعیت‌های هر کدام از زن و مرد را در خارج از وضعیت تأهل تحت تأثیر قرار می‌دهند نیز بر تعادل قدرت زن و مرد در داخل خانوار و در نتیجه بر توزیع نهایی منابع خانوار میان زن و مرد مؤثرند. این تفکر به بیکر^۳ (۱۹۹۱، فصل ۳)، برمی‌گردد. بیکر، تأکید کرده است که شرایط بازار ازدواج مجدد از عوامل تعیین‌کننده‌ی مطلوبیت نسبی زن و شوهر در داخل خانواده

1- Thomas.

2- Browning.

3- Becker.

است. از نگاه بیکر، قدرت چانه‌زنی نسبی زن و شوهر به طور قابل توجهی وابسته به نسبت جنسیتی (نسبت عرضه‌ی مرد به عرضه‌ی زن در بازار ازدواج) است. به عنوان مثال هنگامی که شرایط بازار ازدواج به نفع زن تغییر کند (نسبت جنسیتی افزایش یابد) قدرت چانه‌زنی زن در خانواده افزایش می‌یابد. این تغییر بر تصمیم‌گیری‌های درون خانوار مؤثر است و سبب می‌شود توزیع منابع خانوار به نفع زن جابه‌جا شود. در بعد تئوری، مقالات فراوانی برای ساخت چارچوبی مناسب برای توضیح فرایند تصمیم‌گیری برای عرضه‌ی نیروی کار در درون خانوار نوشته شده است. مانسر و برون^۱ (۱۹۸۰) و مک‌الروی و هورنی^۲ (۱۹۸۱)، مدل‌هایی بر پایه‌ی تئوری بازی‌های همکارانه پیشنهاد داده‌اند. این مدل‌ها در مقالات چیاپوری^۳ (۱۹۸۸) بورگیگنون^۴ و دیگران (۱۹۹۳) و برونینگ و چیاپوری (۱۹۹۸)، با ارائه‌ی مدل‌های جمعی^۵ کامل‌تر شده‌اند.

رویکرد مدل جمعی بر این فرض استوار است که تصمیمات خانوار در تعیین میزان فراغت و عرضه‌ی نیروی کار، بهینه‌ی پارتو است. در چیاپوری (۲۰۰۱)، عواملی با عنوان عوامل توزیعی^۶ (متغیرهایی که روی فرایند تصمیم‌گیری خانوار مؤثر بوده، اما بر ترجیحات و مجموع مصرف بی‌تأثیرند)، به مدل اضافه شده است. با این تغییر، امکان بررسی تأثیر نسبت جنسیتی بر تصمیمات خانوار و به طور خاص عرضه‌ی نیروی کار فراهم آمده است. در ادامه به توضیح مهم‌ترین مدل‌های بررسی رفتار خانوار در عرضه‌ی نیروی کار فردی پرداخته شده است. این مدل‌ها به طور کلی به دو دسته‌ی سنتی و بر پایه‌ی تئوری بازی‌ها^۷ تفکیک می‌شوند. مدل‌های بر پایه‌ی تئوری بازی‌ها شامل مدل چانه‌زنی همکارانه، مدل چانه‌زنی غیرهمکارانه و مدل جمعی است.

۳- چارچوب تحلیل نظری

در این تحقیق از یک مدل جمعی، بدون در نظر گرفتن تولیدات خانگی استفاده می‌شود. انتخاب این مدل به این دلیل است که:

الف- با توجه به این که در مدل‌های سنتی، برای کل خانوار یک تابع مطلوبیت در نظر گرفته شده^۸ و کل خانوار به عنوان یک واحد تصمیم‌گیری منظور می‌شود، امکان

- 1- Manser and Brown.
- 2- McElroy and Horney.
- 3- Chiappori.
- 4- Bourguignon.
- 5- "Collective" Framework.
- 6- Distribution factors.
- 7- Game Theory.

۸- در این مدل برای زن و مرد توابع مطلوبیت مجزا در نظر گرفته نمی‌شود

بررسی تعامل زن و شوهر در تصمیم‌گیری برای عرضه‌ی نیروی کار فردی آن‌ها در این مدل‌ها وجود ندارد، اما در مدل‌های استوار یافته بر تئوری بازی‌ها (شامل مدل‌های چانه‌زنی همکارانه، مدل‌های چانه‌زنی غیر همکارانه و مدل‌های جمعی) واحد بررسی، فرد است و اعضای خانوار به صورت جداگانه در نظر گرفته می‌شوند، لذا امکان بررسی تعامل اعضای خانوار شامل زن و شوهر در تصمیم‌گیری برای عرضه‌ی نیروی کار فردی آن‌ها وجود دارد.

ب- با توجه به انتقاداتی^۱ که به مدل‌های چانه‌زنی همکارانه و غیرهمکارانه در مورد انتخاب نقطه‌ی تهدید و در نظر گرفتن فرایندی خاص برای چانه‌زنی وارد شده، در این تحقیق از یک مدل جمعی استفاده شده است.

ج- در ایران در مورد چگونگی صرف زمان اعضای خانوار در منزل و یا میزان تولیدات خانگی، داده جمع‌آوری نمی‌شود، اما در صورتی که در مدل، تولیدات خانگی را در نظر بگیریم، حداقل به یکی از این دو دسته داده نیاز داریم^۲، بنابراین در این تحقیق از یک مدل جمعی بدون در نظر گرفتن تولیدات خانگی استفاده می‌شود.

زوجی را در نظر می‌گیریم که اعضای آن - شامل زن، f ، و مرد، m - میزان عرضه‌ی نیروی کار خود- نشان داده شده با L_f و L_m متعلق به بازه‌ی $[0, T]$ - را با توجه به قید بودجه‌ی خطی $C \leq Y + w_f L_f + w_m L_m$ ، حداکثر می‌کنند. در این قید بودجه Y ، w_f و w_m به ترتیب نشان دهنده‌ی درآمد غیرکار خانوار و دستمزد ساعتی زن و مرد است. فرض بر این است که C تنها کالای (مرکب) موجود و قیمت آن به یک نرمال شده است. فرض می‌شود این کالا خصوصی است و شامل دو بخش غیر قابل مشاهده C_f و C_m می‌باشد که به ترتیب مصرف زن و مرد است. دلیل اطلاق صفت غیرقابل مشاهده به C_m و C_f این است که در هنگام جمع‌آوری اطلاعات خانوار، مجموع مصرف خانوار مورد پرسش قرار می‌گیرد، نه مصرف تک تک اعضا، بنابراین مجموع C_f و C_m مشاهده می‌شود و این دو به طور مجزا غیر قابل مشاهده‌اند. برای هر کدام از زن و مرد تابع مطلوبیتی به طور مجزا در نظر گرفته می‌شود. این توابع مطلوبیت را به ترتیب با U_f و U_m نشان می‌دهیم.

۱- این از بررسی مقایسه‌ای و ارزیابی انتقادی نظریه‌ها، توضیح مدل چانه‌زنی همکارانه از مدل‌های مبتنی بر نظریه بازی‌ها قسمت ادبیات نظری به طور آورده شده است.

۲ - برای مثال نگاه کنید به Benoit Rapoport and others (November 2007)

فرض یک: (L_f, L_m, C_f, C_m) ، به گونه‌ای انتخاب می‌شود که مطلوبیت اعضای خانوار بهینه‌ی پارتو باشد. برقراری بهینگی پارتو فرض اساسی در مدل‌های جمعی است. این فرض محدود کننده به نظر نمی‌رسد، زیرا اعضای خانوار برای مدتی طولانی با یکدیگر در تعامل بوده‌اند و ترجیحات و تمایلات یکدیگر را به خوبی می‌شناسند، بنابراین مرز بهینگی پارتو را در فضای مطلوبیت خود رها نمی‌کنند. خانواده با مسأله‌ی (۱) روبرو است:

$$\begin{aligned} \text{Max } U &= \mu U_f + (1-\mu)U_m \\ \text{s.t. } C_m + C_f &\leq Y + w_f L_f + w_m L_m \\ &\cdot \leq L_f \leq T \quad \text{and} \quad \cdot \leq L_m \leq T \end{aligned} \quad (1)$$

در مسأله‌ی بهینه‌سازی بالا فاکتور وزن دهی^۱، μ ، برای خانواده‌های مختلف بسته به قدرت نسبی چانه‌زنی زن و مرد می‌تواند متفاوت باشد و به صورت تابعی از درآمد خانوار و نرخ دستمزد زن و مرد در نظر گرفته می‌شود. علاوه بر این، μ تابع عوامل دیگری است که بر تعادل قدرت در خانواده تأثیرگذار می‌باشد. از جمله‌ی این عوامل می‌توان از عواملی که بر بازار ازدواج مجدد مؤثر هستند، مانند نسبت جنسیتی در جامعه‌ی محلی، GR - نام برد. چنین عواملی که بر قدرت نسبی اعضای خانوار در داخل خانوار تأثیرگذاراند، اما در تابع مطلوبیت آن‌ها به طور مستقیم وارد نمی‌شوند، به نام فاکتورهای توزیع^۲ می‌باشند، بنابراین μ تابعی از (w_f, w_m, Y, GR) در نظر گرفته می‌شود.

فرض دو: فاکتور وزن دهی تابعی تک مقداری و بی‌نهایت بار مشتق پذیر از (w_f, w_m, Y, GR) است. این فرض برای خوش رفتار بودن توابع عرضه‌ی نیروی کار وضع شده است. طبق این فرض، برای چانه زنی، فرایند مشخصی در نظر نمی‌گیریم و تنها فرض می‌کنیم که این فرایند به تابعی خوش رفتار برای $\mu(\cdot)$ منجر می‌شود. فرض سه: توابع مطلوبیت U_i برای $i = f, m$ به شکل $U_i(T - L_i, C_i)$ ، افزایشی اکید، مقعر اکید و بی‌نهایت مشتق پذیر نسبت به آرگومان‌های خود هستند.

در این فرض سه تابع مطلوبیت به شکل خودخواهانه^۳، به این معنی که مطلوبیت هر فرد تنها تابعی از مصرف و استراحت خود فرد است و مطلوبیت دیگری هیچ تأثیری در مطلوبیت او ندارد، در نظر گرفته شده‌اند، در حالی که اعضای خانوار نسبت به مطلوبیت

1- Weighting factor.
2- Distribution factors.
3- Egoistic.

هم نگران هستند و توابع مطلوبیت فرم دیگرخواهانه^۱ می‌گیرند. در حقیقت کافی است تنها بتوانیم تأثیر مصرف خود فرد و تأثیر مصرف همسرش بر تابع مطلوبیت فرد را از هم جدا کنیم، در این صورت نتایج به دیگرخواهانه یا خودخواهانه بودن فرم توابع مطلوبیت وابستگی نخواهند داشت.^۲

فرض سه به این معنی است که کالاهای عمومی خانوار و کارمنزل^۳ را در نظر نمی‌گیریم. وجود کالای عمومی سبب پدیدار شدن اثرات جانبی مثبت بین C_m و C_f و کار منزل انجام شده توسط زن (مرد) در زمان غیرکاری او سبب افزایش مطلوبیت مرد (زن) می‌شود و بنابراین مطلوبیت فرد وابسته به زمان استراحت همسر خود نیز می‌شود. برای برطرف کردن مشکل کالای عمومی و کارمنزل، مانند هوریز (۲۰۰۷)، میزان مصرف از کالای عمومی و میزان و نوع انجام کارمنزل توسط زن و مرد را برونزا در نظر گرفته، فرض می‌کنیم میزان این دو، قبل از فرایند چانه‌زنی (برای قانون تقسیم)، مشخص شده است. به عنوان مثال اگر میزان کارمنزل و چگونگی تقسیم آن بین زن و شوهر توسط هنجارهای فرهنگی یا قواعد حقوقی یکسان برای تمام خانوارها تعیین شده باشد، تصمیم در مورد تعداد ساعات‌های کاری، تأثیری بر میزان انجام کارهای منزل و مطلوبیت همسر فرد ندارد. در چیاپوری (۱۹۹۲) و هم‌چنین در چیاپوری و دیگران (۲۰۰۲)، نشان داده شده است که تحت فرض سه، مسأله‌ی (۱) معادل مسأله‌ی (۲) می‌باشد.

$$\text{Max} U_i(T - L_i, C_i)$$

S.T.

$$C_i \leq \phi_i + w_i L_i \quad \text{where} \quad \phi_f = \phi(w_f, w_m, Y, GR) \quad (2)$$

$$\text{and} \quad \phi_m = Y - \phi(w_f, w_m, Y, GR)$$

$$0 \leq L_i \leq T$$

در مسأله‌ی بهینه‌سازی بالا، ϕ به نام قانون تقسیم^۴ شناخته می‌شود و نشان دهنده‌ی سهم هر کدام از زن و مرد از درآمد غیرکار خانوار است.

بنابراین انتخاب (L_f, L_m, C_f, C_m) در یک فرایند دو مرحله‌ای انجام می‌شود: در مرحله‌ی اول قانون تقسیم به عنوان نتیجه‌ی فرایند چانه‌زنی مشخص می‌شود. سپس در مرحله‌ی دوم هر کدام از زن و مرد به طور مجزا در مورد میزان ساعات کاری خود با

1- Caring .

۲- برای توضیح بیش‌تر به چیاپوری (۱۹۹۲) مراجعه شود.

3- Housework.

4- Sharing rule.

توجه به سهم خود از درآمد غیرکار خانوار (با حداکثر کردن تابع مطلوبیت خود) تصمیم می‌گیرد. در نتیجه‌ی این فرایند، توابع عرضه‌ی نیروی کار فردی به شکل (۳) حاصل می‌شوند:

$$\begin{aligned} L_f &= L_f(w_f, \phi(w_f, w_m, Y, GR)) \\ L_m &= L_m(w_m, Y - \phi(w_f, w_m, Y, GR)) \end{aligned} \quad (3)$$

به منظور برآورد مدل، به پیروی از چیاپوری و همکاران (۲۰۰۱) و هوریز (۲۰۰۷)، از توابعی نیمه لگاریتمی برای عرضه‌ی نیروی کار زن و مرد و قانون تقسیم استفاده می‌کنیم. در ابتدا فرض می‌شود قانون تقسیم دارای فرم تابعی (۴) است:

$$\begin{aligned} \phi &= K_0 + K_1 \log(W_f) + K_2 \log(W_m) + \\ &K_3 \log(W_f) \log(W_m) + K_4 Y + K_5 GR = X'K \end{aligned} \quad (4)$$

$$\text{where } X' = (1, \log(W_f), \log(W_m), \log(W_f) \log(W_m), K_4 Y, GR)$$

در رابطه‌ی بالا K_i پارامترهای رابطه هستند. فرض می‌کنیم توابع عرضه‌ی نیروی کار به صورت رابطه‌ی زیر باشند:

$$L_f = a_0 + a_1 \log(w_f) + a_2 \phi \quad (5)$$

$$L_m = b_0 + b_1 \log(w_m) + b_2 (Y - \phi)$$

تفاوت‌های قابل مشاهده و غیرقابل مشاهده در ترجیحات در پارامترهای زیر در نظر گرفته شده‌اند:

$$a_0 = a_0^* + Z_f' a_{0f} + u_f \quad (6)$$

$$b_0 = b_0^* + Z_m' b_{0m} + u_m$$

در روابط بالا Z_i برداری از متغیرهای برون‌زاست. با استفاده از (۵) و (۴)، فرم توابع عرضه‌ی نیروی کار به شکل (۷-۳) حاصل می‌شود:

$$\begin{aligned} L_f &= f_0 + f_1 \log(W_f) + f_2 \log(W_m) + f_3 \log(W_f) \log(W_m) \\ &+ f_4 Y + f_5 GR = X'f \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} L_m &= m_0 + m_1 \log(W_f) + m_2 \log(W_m) + m_3 \log(W_f) \log(W_m) \\ &+ m_4 Y + m_5 GR = X'm \end{aligned}$$

می‌توان با به کارگیری روش‌های اقتصادسنجی پارامترهای ساختاری بالا را برآورد و برقراری قیدهایی نظری توسط این مقادیر برآورد شده را آزمون کرد.

۴- ملاحظات اقتصادسنجی

هنگام برآورد ساعات‌های کاری عرضه شده توسط زن و مرد، متغیرهای نرخ دستمزد زن و مرد و درآمد غیرحاصل از کار خانوار مشکوک به درون‌زا بودن هستند، اما درآمد غیرکار خانوار که در پرسش‌نامه به صورت مجموع درآمد خانوار از مستغلات، سهام و ... گزارش شده است، مربوط به سال گذشته بوده است و لذا برون‌زا در نظر گرفته نمی‌شود، اما در مورد نرخ‌های دستمزد زن و مرد، همان‌طور که در فرناندز (۲۰۰۳) و هوریز (۲۰۰۷) بیان شده است، به دو دلیل امکان درون‌زا بودن این متغیرها وجود دارد. نخست این‌که در پرسش‌نامه‌ی اطلاعات اقتصادی اجتماعی خانوار، نرخ دستمزد ساعتی افراد گزارش نشده است و برای محاسبه‌ی آن متغیرهای درآمد سالانه، ناشی از کار فرد و متوسط روزهای کاری فرد در هفته و متوسط ساعات کاری وی در روز به کار بسته می‌شود، به این ترتیب که نرخ دستمزد ساعتی فرد با تقسیم درآمد سالانه‌ی ناشی از کار بر ساعات‌های کاری وی در طول یک سال به دست آمده است. متغیر ساعات‌های کاری سالانه‌ی فرد نیز با ضرب چهل و هشت (تعداد هفته‌های یک سال) در متوسط تعداد ساعات‌های کاری فرد در هفته محاسبه شده است و متوسط ساعات‌های کاری فرد در هفته، با ضرب متوسط ساعات‌های کار فرد، در روز در متوسط روزهای کاری فرد در هفته محاسبه شده است. در این فرایند امکان بروز اشتباه در گزارش و محاسبه‌ی متوسط ساعات‌های کاری فرد و در نتیجه امکان بروز اشتباه در نرخ دستمزد ساعتی وجود دارد. از آن‌جا که منبع بروز خطا برای متغیرهای نرخ دستمزد و متوسط ساعات کاری هفتگی یکسان است، امکان بروز وابستگی میان این متغیرها وجود دارد. این خطا در ادبیات به نام تورش تقسیم^۱ شناخته می‌شود. با فرض این‌که میانگین این خطا صفر است، با برآورد نرخ دستمزد با استفاده از مجموعه‌ای از متغیرهای ابزاری می‌توان این خطا را از میان برد. علاوه بر آن، به دلیل این‌که در بسیاری از موارد هنگامی که کارگر و کارفرما قرارداد کاری را تنظیم می‌کنند، تعداد ساعات کاری و دستمزد به طور هم‌زمان تعیین می‌شود، امکان درون‌زا بودن نرخ دستمزد وجود دارد.

یکی از مشکلاتی که ممکن است سبب تورش انتخاب نمونه^۲ شود، قطع شدن تصادفی^۳ داده‌هاست. منظور از قطع شدن تصادفی این است که مشاهده یا عدم مشاهده متغیر وابسته بر اساس مقدار خود آن انجام نمی‌گیرد، بلکه براساس مقدار

1- Division bias.

2- Sample selection bias.

3- Incidental truncation.

مشاهده شده برای متغیر دیگری است. به عنوان مثال هنگامی دستمزد ساعتی فردی را مشاهده می‌کنیم، در صورتی که فرد در بازار کار مشارکت داشته باشد. در نظر نگرفتن این ویژگی در داده‌ها سبب تورش‌دار شدن تخمین‌زن‌ها می‌شود. برای توضیح بیش‌تر مشکل تورش انتخاب نمونه، برای داده‌هایی به شکل پانل با T دوره‌ی زمانی و N واحد مشاهده، مدل رگرسیونی زیر را در نظر می‌گیریم:

$$L_{it} = h_i + z_{it}\gamma + u_{it} \quad (۸)$$

$$s_{it} = I[\eta_i + x_{it}\beta + e_{it} > 0] \quad (۹)$$

در روابط بالا h_i و η_i پارامترهای اثرات فردی است. هدف اصلی، برآورد ضرایب رابطه‌ی اول بوده و رابطه‌ی دوم قاعده‌ی انتخاب است. مقدار w_{it} در صورتی مشاهده می‌شود که s_{it} برابر یک شده باشد. عبارت داخل کروشه عوامل تعیین کننده‌ی مشارکت فرد در بازار کار است، در صورتی که مقدار انتظاری مجموع جزء اختلال و پارامتر اثرات فردی برابر صفر شده و شرط زیر برقرار شود، همان‌طور که در وولدریج (۱۹۹۵) اشاره شده است، می‌توان از روش‌های معمول برآورد با استفاده از داده‌های پانل مانند روش اثرات ثابت استفاده کرد.

با توجه به درون‌زا بودن برخی متغیرهای توضیحی در برآورد عرضه‌ی نیروی کار، در این مطالعه از روش تعمیم یافته‌ی وولدریج استفاده می‌شود. این روش شامل دو قسمت است. در قسمت الف) نرخ‌های دستمزد زن و مرد، که متغیرهایی درون‌زا و تصادفی قطع شده‌اند^۱، برآورد می‌شود. سپس مقدار پیش‌بینی شده‌ی متغیرهای نرخ دستمزد زن و مرد را محاسبه می‌شود. پس از آن در قسمت ب) با استفاده از مقادیر پیش‌بینی شده‌ی نرخ‌های دستمزد، رابطه‌های عرضه‌ی ساعت‌های کاری زن و مرد برآورد می‌گردد. برای این منظور لازم است معادله‌ی دستمزد افراد با استفاده از یک روش انتخاب نمونه برآورد شود. در بخش زیر دستمزدها با استفاده از این روش انتخاب نمونه و با توجه به پانل بودن داده‌ها به صورت دو مرحله‌ای برآورد می‌شوند:

الف- برآورد نرخ دستمزد زن (مرد): هدف این قسمت، برآورد نرخ دستمزد زن (مرد) بر مجموعه‌ی گسترده‌ای از متغیرهای ابزاری است. این مجموعه شامل متغیرهای مشخصات فردی زن و مرد (سن، توان دوم سن، سطح تحصیلات، توان دوم سطح تحصیلات، حاصل ضرب سن و سطح تحصیلات، شاخص اجتماعی بودن، شاخص مذهبی

1- Incidental, truncated.

بودن، شاخص فارسی دانستن)، تعداد فرزندان زیر ۶ سال، تعداد فرزندان بین ۶ تا ۲۴ سال (شامل فرزندان ۶ و ۲۴ ساله) و نسبت جنسیتی است.

مشاهده و یا عدم مشاهده‌ی متغیر نرخ دستمزد زن (مرد) وابسته به مشارکت یا عدم مشارکت فرد در بازار کار است، بنابراین با توجه به توضیحات ارائه شده در ابتدای قسمت ادبیات تجربی، متغیرهای نرخ دستمزد زن و مرد به طور تصادفی قطع شده‌اند^۱ و در برازش آن‌ها امکان تورش انتخاب وجود دارد. با توجه به این شرایط، از روش برآوردی که در وولدریج (۱۹۹۵) معرفی شده است، به شرح زیر استفاده می‌شود:

در رابطه‌ی زیر متغیر وابسته، نرخ دستمزد و متغیرهای توضیحی، متغیرهای ابزاری اشاره شده در دو پاراگراف قبل است.^۲

$$w_{it} = x_{it}\beta + \alpha_i + e_{it} \quad (10)$$

در رابطه‌ی (۱۰)، α_i پارامتر اثرات فردی و e_{it} متغیر جزء خطاست. در نظر می‌گیریم که امکان وابستگی میان پارامتر اثرات فردی و متغیرهای توضیحی وجود دارد. نرخ دستمزد ساعتی تنها برای کسانی که در بازار کار مشارکت داشته‌اند، مشاهده شده است. متغیر دو مقداری مشارکت برای کسانی که متوسط ساعات‌های کاری آن‌ها در یک هفته حداقل برابر یک ساعت است، مقدار یک و برای سایرین مقدار صفر می‌گیرد. به همین دلیل ابتدا متغیر دو مقداری مشارکت به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$s_{it} = I[x_{it}\gamma + \eta_i + u_{it} > 0] \quad (11)$$

در رابطه‌ی بالا که به نام رابطه‌ی قاعده‌ی انتخاب^۳ شناخته می‌شود، $I(\cdot)$ برابر یک می‌شود، اگر عبارت درون آن درست باشد و در غیر این صورت برابر صفر می‌شود. اگر s_{it} برابر یک شده باشد، فرد i ام در زمان t در بازار کار مشارکت داشته است و لذا w_{it} مشاهده می‌کنیم. η_i پارامترهای اثرات فردی است. امکان وابستگی میان متغیرهای توضیحی و پارامتر اثرات فردی وجود دارد. در ادامه رابطه‌ی (۱۱) رابطه‌ی مشارکت می‌نامیده می‌شود.

ب- برآورد رابطه‌ی عرضه‌ی نیروی کار زنان و مردان: پس از محاسبه‌ی رابطه‌های نرخ‌های دستمزد زن و مرد، مقادیر برآزش شده توسط این روابط، دیگر درون‌زا نبوده و می‌توان آن‌ها را به صورت متغیرهایی برون‌زا تلقی کرد، لذا از مقدار پیش‌بینی شده‌ی متغیرهای درآمد غیر حاصل از کار و نرخ دستمزد زن و مرد به عنوان سه متغیر توضیحی

1- Incidental truncated.

۲- روابط این بخش از فصل دهم کتاب (۲۰۰۶) Christopher F. Baum استخراج شده است.

3- Selection rule.

در برآورد مدل تحقیق استفاده می‌شود. هدف این قسمت برآورد رابطه‌ی نهایی مدل تحقیق، یعنی رابطه‌ی عرضه‌ی ساعت‌های کاری هفتگی زن (مرد) است:

$$L_{it} = \zeta_i + z_{it}\beta + a_{it} \quad (12)$$

در رابطه‌ی بالا β پارامتر اثرات فردی، L_{it} متوسط ساعت‌های کاری هفتگی زن (مرد) و Z_{it} شامل مقادیر پیش‌بینی شده‌ی نرخ دستمزد زن و مرد، حاصل‌ضرب نرخ دستمزد زن و مرد، درآمد غیرکاری خانوار متغیرهای مشخصات فردی زن و مرد (سن، توان دوم سن، سطح تحصیلات، توان دوم سطح تحصیلات، حاصل‌ضرب سن و سطح تحصیلات، شاخص اجتماعی بودن، شاخص مذهبی بودن، شاخص توانایی فارسی دانستن)، تعداد فرزندان زیر ۶ سال، تعداد فرزندان بین ۶ تا ۲۴ سال (شامل فرزندان ۶ و ۲۴ ساله) و نسبت جنسیتی است. همان‌طور که در ولا و وریک^۱ (۱۹۹۹) و سمیکینا و وولدریج^۲ (۲۰۰۵) بیان شده است، تنها در صورتی که دلیلی بر استقلال پارامتر اثرات فردی و متغیرهای توضیحی وجود داشته باشد چنین فرضی پذیرفته می‌شود، در غیر این صورت باید احتمال وابستگی میان پارامتر اثرات فردی و متغیرهای توضیحی را در نظر گرفت.

در برآورد رابطه‌ی (۱۲) برای تصحیح تورش انتخاب، می‌توان متغیر معکوس نسبت میل را به‌دست و به رابطه‌ی (۱۲) اضافه و سپس پارامترهای این رابطه‌ی را تخمین زد. با توجه به این که در برآورد رابطه‌ی (۱۱) متغیر وابسته، متغیری دو مقداری است که در صورت مثبت بودن ساعت‌های کاری هفتگی فرد، مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر گرفته است، از تمام اطلاعات متغیر متوسط ساعت‌های کاری هفتگی فرد استفاده نشده و متغیر مشارکت، تنها نشان دهنده‌ی مثبت یا صفر بودن متوسط ساعت‌های کاری هفتگی فرد است، لذا به منظور استفاده از تمام اطلاعات متغیر متوسط ساعت‌های کاری هفتگی، در این قسمت از خود رابطه‌ی برآورد عرضه‌ی نیروی کار، به عنوان رابطه‌ی انتخاب استفاده می‌کنیم. این روش نیز در وولدریج (۱۹۹۵) معرفی شده است. دلیل در نظر نگرفتن رابطه‌ی عرضه‌ی نیروی کار در قسمت قبل به عنوان معادله‌ی انتخاب این است که در رابطه‌ی عرضه‌ی نیروی کار، نرخ‌های دستمزد به عنوان متغیر توضیحی درون‌زا وارد می‌شوند، در حالی که در برآورد معادله‌ی انتخاب لازم است که تمام متغیرهای توضیحی برون‌زا باشند. اما پس از برازش متغیرهای نرخ دستمزد زن و مرد، مقدار برازش شده‌ی این متغیرها برون‌زاست و با استفاده از مقادیر برازش شده‌ی

1- Vella and Verbeek.

2- Semykina and Wooldridge.

نرخ دستمزد زن و مرد در رابطه‌ی عرضه‌ی نیروی کار، می‌توان از رابطه‌ی عرضه‌ی نیروی کار به عنوان معادله‌ی انتخاب استفاده کرد.

۵- معرفی داده‌ها و چگونگی محاسبه‌ی نسبت جنسیتی

در این تحقیق از پانل اطلاعات مربوط به خصوصیات اجتماعی-اقتصادی خانوار مربوط به سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۲ مرکز آمار ایران استفاده می‌شود. این اطلاعات در ۲۸ استان در قالب ۲۳۲ خوشه گردآوری شده‌است. هر خوشه شامل ۳۰ خانوار است و تمام خانوارهای هر خوشه از بخش روستایی و یا بخش شهری به طور تصادفی انتخاب شده‌اند. در صورتی که خانواری در طول این سه سال از خوشه‌ی قبلی خود بیرون رفته باشد، از طرح آمارگیری خارج شده و خانوار جدیدی به طرح آمارگیری افزوده نشده است، بنابراین پانل اطلاعات اقتصادی-اجتماعی خانوار پانلی نامتعادل است. در ادامه به بررسی پاره‌ای از ویژگی‌های آماری این داده‌ها می‌پردازیم. جدول ۱، نشان دهنده‌ی سطح پوشش طرح خصوصیات اجتماعی-اقتصادی خانوار است. حداکثر سطح پوشش طرح مربوط به سال ۱۳۸۰ با ۳۰۷۱۵ نفر و حداقل سطح پوشش مربوط به سال پایانی طرح با ۲۴۱۸۱ نفر است.

جدول ۱- سطح پوشش طرح خصوصیات اجتماعی-اقتصادی خانوار

مشترک	۱۳۸۲	۱۳۸۱	۱۳۸۰	سال
-	۲۴۱۸۱	۲۶۶۰۷	۳۰۷۱۵	تعداد افراد
-	۵۴۵۵	۵۹۴۴	۶۹۶۰	تعداد خانوار
۴۵۷۵	۴۶۹۰	۵۱۵۰	۶۰۸۴	تعداد زوج
۸۸۸	۹۱۳	۹۱۳	۱۱۳۴	تعداد زوج‌های با اشتغال هر دو نفر

منبع: ویژگی اقتصادی و اجتماعی خانوارها ۱۳۸۰-۱۳۸۲

در جدول (۲)، وضعیت اشتغال زنان متأهل بررسی شده است. نرخ اشتغال زنان متأهل از ۱۳۸۰ تا سال ۱۳۸۲ به اندازه‌ی یک درصد افزایش یافته و متوسط ساعت‌های کاری هفتگی زنان متأهل (در صورت اشتغال) به میزان ۲ ساعت کاهش داشته است.

جدول ۲- وضعیت مشارکت زنان متأهل

سال	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲
تعداد کل زنان	۶۰۸۴	۵۱۵۰	۴۶۹۰
تعداد زنان شاغل	۱۲۲۲	۹۸۵	۹۸۰
درصد اشتغال زنان	۲۰.۰	۱۹.۰	۲۱.۰
متوسط ساعات کاری هفتگی در صورت اشتغال	۳۵,۶	۳۴,۴	۳۳,۶

منبع: ویژگی اقتصادی و اجتماعی خانوارها ۱۳۸۰-۱۳۸۲

جدول ۳- وضعیت مشارکت مردان متأهل

سال	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲
تعداد کل	۶۰۸۴	۵۱۵۰	۴۶۹۰
تعداد مردان شاغل	۵۱۸۷	۴۳۵۲	۳۹۴۶
درصد اشتغال	۰,۸۵	۰,۸۴	۰,۸۴
متوسط ساعات کاری هفتگی در صورت اشتغال	۸.۵۱	۸.۵۰	۵.۴۸

منبع: ویژگی اقتصادی و اجتماعی خانوارها ۱۳۸۰-۱۳۸۲

در جدول (۳)، تغییرات وضعیت اشتغال مردان متأهل مورد بررسی قرار گرفته است. از جمعیت زنان مشاهده شده در سال ۱۳۸۲، تعداد ۴۳۱۳ نفر متأهل و در بازه‌ی سنی ۲۰ تا ۶۵ سال - شامل ابتدا و انتهای بازه- قرار داشته‌اند و عضو نمونه‌ی هدف این تحقیق بوده‌اند. ۲۳۳۵ نفر از این زنان عضو جامعه‌ی شهری و ۱۹۷۸ نفر عضو جامعه‌ی روستایی هستند. در جدول‌های (۴) و (۵) به بررسی وضعیت تحصیلی این گروه از زنان به تفکیک شهری و روستایی پرداخته شده است.

جدول ۴- وضعیت تحصیلی زنان متأهل شهری

مدرک تحصیلی	کل	بی سواد	ابتدایی ناقص	ابتدایی	راهنمایی	دیپلم	دانشگاهی
تعداد	۲۳۳۵	۵۳۲	۱۹۲	۵۰۶	۳۱۷	۶۳۳	۱۵۵

منبع: ویژگی اقتصادی و اجتماعی خانوارها ۱۳۸۲

جدول ۵- وضعیت تحصیلی زنان متأهل روستایی

مدرك تحصیلی	كل	بی سواد	ابتدایی ناقص	ابتدایی	راهنمایی	دیپلم	دانشگاهی
تعداد	۱۹۷۸	۱۰۳۳	۱۹۴	۳۳۸	۱۱۷	۲۹۵	۱۱

منبع: ویژگی اقتصادی و اجتماعی خانوارها ۱۳۸۲

تعریف و محاسبه‌ی نسبت جنسیتی

در ادبیات موضوع به طور عمده از چهار تعریف برای محاسبه‌ی نسبت جنسیتی استفاده شده است که به شرح زیر می‌باشند^۱:

$$Gr_1 = N_m(\text{age}_m) / N_f(\text{age}_f)$$

$$Gr_2 = N_m(\text{age}_f + 5) / N_f(\text{age}_m - 5)$$

$$Gr_3 = \log(\sqrt{Gr_1 \cdot Gr_2})$$

$$Gr_4 = \sum_{i=0}^5 N_m(\text{age}_f + i) / \sum_{i=0}^5 N_f(\text{age}_m - i)$$

در تعاریف بالا منظور از $Ns(a)$ جمعیت جامعه‌ی محلی با جنسیت s و سن a است. تمام تعاریف ارائه شده از نسبت جنسیتی، به نوعی نسبت تعداد مردان به زنان در جمعیت محلی را نشان می‌دهند. در تعریف Gr_1 ، فرض شده است در صورت طلاق، مرد برای ازدواج مجدد در جستجوی زنی همسن همسر کنونی خود و زن در جستجوی مردی هم سن همسر کنونی خود خواهند بود. در تعریف Gr_2 ، فرض شده است که مردان به طور معمول با زنی ۵ سال جوان‌تر از خود ازدواج می‌کنند و زنان با مردی ۵ سال مسن‌تر. به این دلیل از عدد ۵ استفاده شده است که متوسط اختلاف سنی زن و شوهر در داده‌ها ۵ سال است. تعریف Gr_3 ، ترکیب دو فرمول اول است. در فرمول Gr_4 ، فرض شده است که مردان به طور معمول با زنی حداکثر ۵ سال جوان‌تر از خود ازدواج می‌کنند و زنان با مردی حداکثر ۵ سال مسن‌تر.

در این مطالعه منظور از جامعه‌ی محلی قسمتی از استان محل سکونت خانوار است که از نظر شهری یا روستایی بودن همانند محل سکونت خانوار است و برای محاسبه‌ی نسبت جنسیتی با تعاریف مختلف، از اطلاعات سن، جنسیت و محل سکونت تمام افرادی که اطلاعات آن‌ها جمع‌آوری شده، استفاده شده است. در این مطالعه پس از

۱- برای مثال به چیپوری و دیگران (۲۰۰۱) و هوریز (۲۰۰۵) مراجعه کنید.

به‌کارگیری آن‌ها در برآوردهای مختلف، از فرمول چهارم استفاده شده است. برآوردهای تحقیق با سایر فرمول‌های نسبت جنسیتی نیز انجام شده است، اما نتایج، تفاوت قابل قبولی نداشتند.

۶- تحلیل‌های اقتصاد سنجی

نتایج برآورد تابع‌های عرضه‌ی نیروی کار مردان و زنان در جدول (۶) ارائه می‌شود. با توجه به این جدول ملاحظه می‌کنیم که ضریب جزء خطا در رابطه‌ی عرضه‌ی نیروی کار زنان از نظر آماری معنی‌دار است، بنابراین می‌توان گفت مشارکت و یا عدم مشارکت زنان در بازار کار پدیده‌ای تصادفی نیست و در صورت عدم توجه به امکان تورش انتخاب نمونه و وارد نکردن متغیر جزء خطا در رابطه‌ی عرضه‌ی نیروی کار زنان، برآورد تورش‌دار می‌شود، اما از آنجایی که در این تحقیق امکان وجود تورش انتخاب در نظر گرفته شده‌ی متغیر جزء خطا به مجموعه‌ی متغیرهای توضیحی رابطه‌ی عرضه‌ی نیروی کار زنان افزوده شده است، در این برآورد، تورش انتخاب تصحیح شده است.

در معادله‌ی عرضه‌ی نیروی کار مردان، از نظر آماری ضریب معکوس نسبت میل معنی‌دار نیست. معنی‌دار نبودن این ضریب به این مفهوم است که خصوصیات مردان شاغل نمونه، همانند خصوصیات تمام مردان نمونه است و مشارکت داشتن و یا عدم مشارکت مردان در بازار کار پدیده‌ای تصادفی است، بنابراین در برآورد رابطه‌ی عرضه‌ی نیروی کار مردان تورش انتخاب وجود ندارد و نیازی به وارد کردن متغیر جزء خطا به رابطه‌ی برآورد عرضه‌ی نیروی کار آن‌ها نبوده است. مشاهده می‌شود که مطابق پیش‌بینی مدل نظری تحقیق، نسبت جنسیتی (نسبت جمعیت مردان به جمعیت زنان در جامعه‌ی محلی)، تأثیری منفی بر عرضه‌ی نیروی کار زنان دارد. هم‌چنین ضریب این متغیر همان‌طور که باتوجه به مدل نظری تحقیق انتظار می‌رفت، در رابطه‌ی عرضه‌ی نیروی کار مردان متأهل، با علامت مثبت ظاهر شده است، هرچند سطح معنی‌داری آن چندان بالا نیست.

در مدل سنتی پیش‌بینی می‌شود نسبت جنسیتی و سایر پارامترهای توزیعی تأثیری بر عرضه‌ی نیروی کار زن و مرد نداشته باشند، زیرا در مدل سنتی در قید بودجه‌ی خانوار تنها نرخ دستمزد زن و مرد و درآمدهای غیرکاری خانوار وارد می‌شود، لذا مدل سنتی جایی برای در نظر گرفتن جنسیتی ندارد و پیش‌بینی می‌کند نسبت جنسیتی تأثیری بر عرضه‌ی نیروی کار نداشته باشد، بنابراین نتایج این تحقیق مبنی بر مؤثر

بودن نسبت جنسیتی بر عرضه‌ی نیروی کار، یکی از مهم‌ترین پیش‌بینی‌های مدل سنتی را رد می‌کند.

جدول ۶- نتایج برآورد رابطه‌های عرضه‌ی نیروی کار زنان و مردان متأهل

مردان		زنان		متغیر
-P مقدار	ضریب	-P مقدار	ضریب	
۰,۴۸	-۰,۷۰	۰,۰	۰,۹۷	جزء خطا
۰,۱۳۱	۰,۱۵	۰,۰	-۲,۴	نسبت جنسیتی
-	-	۰,۰	-۱,۹۷	فرزندان زیر ۶ سال
۰,۰۱	۰,۲۲	۰,۰	۱,۰۸	فرزندان بین ۶ تا ۲۰ سال
-	-	۰,۰	۰,۸۳	لگاریتم دستمزد زن ^۱
۰,۰	۰,۲۴	۰,۰	-۰,۰۳	لگاریتم دستمزد مرد
۰,۰۳	۰,۱۵	۰,۱۰۴	-۰,۵۴	حاصل ضرب لگاریتم‌های دستمزد
۰,۴۱	۰,۰۱	۰,۰۰۱	-۰,۰۴	درآمد غیر کار خانوار ^۲
-	-	۰,۰۱۵	۱,۰۲	سن زن
۰,۲۹۸	۰,۰۸	-	-	سن مرد
-	-	۰,۱۶	-۰,۰۰۷	توان دوم سن زن
۰,۰	-۰,۰۰۶	-	-	توان دوم سن مرد
۰,۰۵	۰,۵۳	۰,۰	۳,۹۲	سطح تحصیلات زن
۰,۰	۱,۴	۰,۰۳۱	-۰,۳۹	سطح تحصیلات مرد
۰,۰	-۰,۴۷	-	-	توان دوم سطح تحصیلات مرد
-	-	۰,۰	۰,۰۸	حاصل ضرب سن و تحصیلات زن
-	-	۰,۳۲	۰,۴۳	اجتماعی بودن زن
-	-	-	-	مذهبی بودن زن
-	-	۰,۱۶	-۰,۳۳	مذهبی بودن مرد

در مدل چانه‌زنی غیرهمکارانه نیز به دلیل در نظر گرفتن این که در نقطه‌ی تهدید، زن و مرد از هم جدا نمی‌شوند و به زندگی مشترک در وضعیت غیرهمکارانه ادامه

۱- واحد نرخ دستمزد، هزار ریال در نظر گرفته شده است.

۲- واحد درآمد غیرکاری یک میلیون ریال است.

می‌دهند و در نتیجه وجود امکان ازدواج مجدد در نظر گرفته نمی‌شود، مشخصات بازار ازدواج مجدد، شامل نسبت جنسیتی، جایگاهی در مدل ندارند و این مدل نیز پیش‌بینی می‌کند که نسبت جنسیتی تأثیری بر عرضه نیروی کار نداشته باشد، لذا نتایج این تحقیق صحت مدل چانه‌زنی غیرهمکارانه را نیز مورد تردید قرار می‌دهد. کشش دستمزدی، هم برای زنان و هم برای مردان مثبت است و از این نظر، توابع عرضه نیروی کار شکل استاندارد دارند، اما کشش دستمزد همسر در عرضه نیروی کار زنان منفی است. این امر نشان دهنده‌ی این است که در خانوارهایی که مرد درآمد بالایی دارد، به دلیل امکان دسترسی زن به منابع مالی بیشتر، عرضه نیروی کار خود را کاهش می‌دهد. همچنین با مقایسه‌ی کشش دستمزدی در مورد مردان و زنان، مشاهده می‌شود که کشش دستمزدی برای زنان بزرگ‌تر است. افزایش درآمد غیرکار خانوار تأثیری منفی بر عرضه نیروی کار زنان دارد، دلیل این امر افزایش دسترسی زن به منابع درآمدی غیرکار و در نتیجه کاهش نیاز او به درآمد حاصل از کار در خارج از منزل است.

هم‌چنین ملاحظه می‌شود که تعداد فرزندان زیر ۶ سال تأثیری منفی بر عرضه نیروی کار زنان دارد، که دلیل آن می‌تواند وقت‌گیر بودن مراقبت از کودک خردسال باشد، لذا زن زمان کم‌تری برای کار در خارج از منزل دارد. افزایش تعداد فرزندان بزرگ‌تر از ۶ سال سبب افزایش عرضه نیروی کار زنان می‌شود. دلیل این امر افزایش مخارج خانوار با افزایش بعد آن و در نتیجه کاهش درآمدهای غیرکاری در اختیار زن است. دلیل دیگر ممکن برای رابطه‌ی مستقیم میان تعداد فرزندان بالای ۶ سال و عرضه نیروی کار زنان، کمک این فرزندان در امور منزل و کاهش وظایف زن در منزل و در نتیجه داشتن وقت بیشتر برای کار در خارج از منزل است. علاوه بر این اجتماعی بودن زن سبب افزایش عرضه نیروی کار وی می‌شود، که دلیل آن فراهم شدن موقعیت‌های بیشترکاری برای زنان اجتماعی است.

با توجه به جدول (۶)، مشاهده می‌شود مطابق پیش‌بینی مدل نظری ضریب متغیر نسبت جنسیتی برای مردان مثبت است، اما این متغیر چندان معنی‌دار نیست. کشش دستمزدی برای مردان مثبت است. ضریب سن مثبت و ضریب توان دوم سن منفی است. این امر نشان می‌دهد با افزایش سن ابتدا عرضه نیروی کار افزایش و سپس کاهش می‌یابد. تعداد فرزندان بالای ۶ سال به دلیل افزایش مخارج خانوار، سبب افزایش عرضه نیروی کار مردان می‌شود، در حالی که تعداد فرزندان زیر ۶ سال تأثیری در

میزان عرضه‌ی نیروی کار مردان ندارد. با افزایش درآمد غیر کار خانوار، عرضه‌ی نیروی کار مرد کاهش می‌یابد.

۷- خلاصه و نتیجه‌گیری

در این تحقیق توابع عرضه‌ی نیروی کار زنان و مردان متأهل با استفاده از داده‌های پانل اطلاعات اقتصادی اجتماعی خانوار برای سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۲ برآورد شده است. برآورد با توجه به درون‌زا بودن و سانسور شدن برخی متغیرهای مورد استفاده، مدل تحقیق در دو مرحله انجام شد. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که متغیر نسبت جنسیتی (نسبت جمعیت مردان به جمعیت زنان در جامعه‌ی محلی)، بر عرضه‌ی نیروی کار زنان تأثیر منفی و بر عرضه‌ی نیروی کار مردان تأثیر مثبت دارد. معنی‌دار بودن این ضریب صحت مدل‌های سنتی و چانه‌زنی غیرهمکارانه را مورد تردید قرار می‌دهد، زیرا در این مدل‌ها جایی برای نسبت جنسیتی وجود نداشته و قادر به توضیح چگونگی تأثیر نسبت جنسیتی بر عرضه‌ی نیروی کار نیستند، بنابراین در صورت کاهش نسبت جنسیتی، همان‌طور که در سال‌های اخیر مشاهده می‌شود، عرضه‌ی کار زنان در بازار کار افزایش یافته و به‌طور بالقوه با بیکاری بیش‌تر برای مردان روبرو هستیم، چرا که در کنار متغیر نسبت جنسیتی، تحصیلات زنان نیز از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده‌ی مشارکت آنان در بازار کار است و با افزایش نسبت زنان تحصیل‌کرده، مشارکت مردان در بازار کار به‌طور بسیار جزئی در حال کاهش بوده است. علاوه بر این مشاهده شد که تعداد فرزندان زیر ۶ سال عامل محدودکننده‌ی در عرضه‌ی نیروی کار زنان است، در حالی که تعداد فرزندان بالای ۶ سال تأثیری مثبت بر عرضه‌ی نیروی کار زنان دارد. هم‌چنین عرضه‌ی نیروی کار، هم در مورد زنان و هم در مورد مردان با افزایش نرخ دستمزد فرد، افزایش می‌یابد، اما کشش دستمزدی برای زنان بیش‌تر است. هم‌چنین کشش دستمزد همسر برای زنان منفی است.

فهرست منابع

- ۱- سبط الشیخ انصاری، سحر. ۱۳۸۵. بررسی اثرات عوامل مؤثر بر مشارکت زنان در بازار کار ایران: سن، ازدواج، نرخ باروری، سطح تحصیلات و پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی شریف.
- ۲- طائی، حسن، ۱۳۸۵. تابع عرضه‌ی نیروی کار: تحلیلی بر پایه‌ی داده‌های خرد. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۸(۲۹): ۹۳-۱۱۲.

۳- فرجی دانا، احمد. طائی حسن. ۱۳۷۹. الگوی تعیین همزمان عرضه‌ی نیروی کار و تقاضای کالا در اقتصاد ایران- نظریه‌ی جدید اقتصاد خانواده. مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، (۵۷): ۶۱-۹۶.

- 4- Becker, G. 1991. *A Treatise on the Family*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- 5- Ropoport, Benoit. Catherine Sofer, and Anne Solaz. 2010. Household Production in a Collective Model: Some New Results. *Journal of Population Economics*. <http://www.springerlink.com/content/10n514q473675115/>
- 6- Bourguignon, F., M. Browning, P. -A. Chiappori, and V. Lechene. 1993. Intra- Household Allocation of Consumption: a Model and some Evidence from French Data. *Annales d'E'conomice et de Statistique*, 29, 137-156.
- 7- Browning M., and P. -A. Chiappori. 1998. Efficient Intra-Household Allocations: a General Characterization and Empirical Tests. *Econometrica*, 66, 1241-1278.
- 8- Browning, M., F. Bourguignon, P. -A. Chiappori, and V. Lechene. 1994. Incomes and Outcomes: A Structural Model of Intra-Household Allocation. *Journal of Political Economy*, 102, 1067-1096.
- 9- Chiappori, P. -A. 1988. Rational Household Labour Supply," *Econometrica*, 56, 63-89.
- 10- Chiappori, P. -A. 1992. Collective Labor Supply and Welfare. *Journal of Political Economy* 100, 437-467
- 11- Chiappori, P. -A., B. Frontin, and C. Meghir. 2002. Household Labor Supply, Sharing Rule and the Marriage Market. *Journal of Political Economy*, 110-1, 37-72
- 12- Chiappori, Pierre-André, Fortin Bernard, Lacroix Guy .2001. Marriage Market, Divorce Legislation and Household Labor Supply. *Cahiers de Recherche 0103, Université Laval - Département d'économique*.
- 13- Dustman, C., and Rochina - Barrachina M. 2000. Selection Correction in Panel Models: An Application to Labour Supply and Wages. IZA, Discussion Paper No. 162.
- 14- Fernandz-Val, Ivan. 2003. Houshold Labor Supply Evidence for Spain", *Investicaciones Economicas*, vol. XXVII (2), 239-275.
- 15- Hourriez, Jean-Michel. 2007. Estimation of a Collective Model of Labor Supply with Female Nonparticipation. *Journal of Population Economics*, Springer, vol. 19(1), p. p. 99-118
- 16- Kyriazidou, E. 1997. Estimation of a Panel Data Sample Selection Model. *Econometrica*, 65, 1335-1364.

- 17- Manser, M. and M. Brown. 1980. Marriage and Household Decision Making: a Bargaining Analysis. *International Economic Review*, 21, 31-44.
- 18- McElroy, M. B. and M. J. Horney. 1981. Nash Bargained Household Decisions. *International Economic Review*, 22, 333-349.
- 19- Semykina, A., and Wooldridge, J. M. 2005. Estimating Panel Data Models in the Presence of Endogeneity and Selection: Theory and Application. *Journal of Econometrics*.
- 20- Thomas, D. 1990. Intra - Household Resource Allocation: An Inferential Approach. *Journal of Human Resources*, 25, 635-664.
- 21- Vella, F., and M.Verbeek .1999. Two-step Estimation on Panel Data models with Censored Endogenous Variables and Selection Bias. *Journal of Econometrics* 90, 239-263.
- 22- Wooldridge, J. M. 1995. Selection Corrections for Panel Data Models under Conditional Mean Independence Assumptions. *Journal of Econometrics* 68,115-132.

