فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران
سال هفدهم، شماره ۵۳، زمستان ۱۳۹۱، صفحات ۱۳۳-۱۰۱

شکاف جنسیتی دستمزد در مناطق شهری ایران

دکتر غلامرضا کشاورز حداد* و آرش علویان قوانینی**

تاریخ دریافت: ۲۷ دی ۱۳۹۱ تاریخ پذیرش: ۱۶ تیر ۱۳۹۲

طی چند دهه اخیر، نقش زنان در بازار کار بسیار تغییر کرده و در اکثر کشورها، سطح تحصیلات زنان و مشارکت آنها در بازار کار رو به رشد بوده است. با این حال، هنوز در برخی از کشورها زنان دستمزد کمتری نسبت به مردان با ویژگیهای یکسان دریافت می‌کنند. این پدیده که در ادبیات بازار کار شکاف جنسیتی دستمزد نام دارد، زمانی در بازار کار ظاهر می‌شود که نیروی کار زن و مرد، با بهره‌وری نهایی یکسان، دستمزد متفاوتی دریافت کنند. هدف این پژوهش بررسی شکاف جنسیتی دستمزد و ارائه برآوردی کمی از میزان آن در بازار کار ایران است. در این راستا، با استفاده از داده‌های هزینه و درآمد خانوار در سالهای ۸۴ تا ۹۰، معادله دستمزد مینسر برای خانوارهای شهری به تفکیک مردان و زنان برآورد شده است. سپس با استفاده از روش تجزیه میانگین دستمزد اوآکساکا، بخشی از تفاوت دستمزد بین زنان و مردان که توسط سرمایه انسانی آنها قابل توضیح نیست و به عنوان شاخصی از تبعیض جنسیتی دستمزد در بازار کار بکار می‌رود، محاسبه می‌شود. نتایج این پژوهش که برای اولین بار به بررسی تبعیض جنسیتی دستمزد در بازار کار ایران پرداخته است، نشان می‌دهد که این پدیده در بازار کار ایران، به‌طور کلی، وجود دارد و میزان آن در مشاغلی که متقاضی سرمایه انسانی کمتری هستند قابل توجه بوده ولی با افزایش سطح تخصص شغلی ناچیز می‌گردد. همچنین میزان تبعیض جنسیتی در سالهای مورد بررسی در بخش خصوصی بسیار بیشتر از بخش دولتی است.

واژه‌های کلیدی: معادله درآمد مینسر، شکاف جنسیتی دستمزد، تبعیض در بازار کار.

* دانشیار گروه علوم اقتصادی دانشگاه صنعتی شریف G.K.Haddad@sharif.edu
** دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد دانشکده مدیریت و علوم اقتصادی دانشگاه صنعتی شریف
arashalavian.gh@gmail.com

طبقه‌بندی JEL: J70، J31، C51.

۱. مقدمه

در طی چند دهه گذشته نقش زنان در اکثر کشورهای جهان اعم از توسعه‌یافته و در حال توسعه تغییرات چشمگیری داشته است. با توجه به برابری تقریباً کامل مردان و زنان در برخورداری از امکان تحصیل و کاهش نرخ باروری شرایط بسیار مساعدتری برای افزایش سرمایه انسانی زنان فراهم شده است. در این میان کشور ما نیز از این قاعده مستثنی نیست. تفاوت نرخ باسوادی و سطح تحصیلات زنان و مردان در ایران بسیار ناچیز است. براساس سر شماری عمومی نفوس و مسکن سال ۱۳۹۰ نرخ باسوادی مردان و زنان به ترتیب ۸۸ و ۸۱ درصد است که در مناطق شهری تفاوت آنها کمتر نیز می‌شود. در بخش تحصیلات عالی نیز افزایش مشارکت زنان بسیار چشمگیر بوده و درصد زنان از کل دانشجویان دانشگاه‌ها و مراکز آموزش عالی از ۳۸/۵ درصد در سال تحصیلی ۷۶-۷۵ به ۵۲/۴ درصد در سال تحصیلی ۸۶-۸۵ رسیده است[1]. با این وجود نرخ مشارکت زنان در ایران بسیار پایین است. براساس سرشماری عمومی نفوس و مسکن سال ۱۳۹۰ نرخ مشارکت مردان و زنان در جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر کشور به ترتیب ۶۵/۵ و ۱۲/۳ درصد بوده است. با توجه به تصویر موجود و احتمال افزایش مشارکت زنان در آینده، بررسی شرایط بازار کار ایران از لحاظ برابری جنسیتی می‌تواند جالب توجه باشد.

یکی از مهمترین تفاوت‌هایی که بین زنان و مردان در بازار کار مشاهده می‌شود تفاوت در دستمزد است. تفاوت جنسیتی دستمزد[2] و تبعیض یکی از مباحث مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گزاران در طی سال‌های اخیر بوده است. وجود تبعیض دستمزد به عنوان یکی از عوامل ناکارایی در بازار مطرح است به این معنی که وجود تبعیض باعث می‌شود منابع محدود سرمایه انسانی به صورت بهینه تخصیص پیدا نکند. در ضمن از آنجایی که بهره‌وری نیروی کار به عنوان یکی از مؤلفه‌های اصلی رشد اقتصادی مطرح است عدم استفاده از نیروی کار زنان تحصیلکرده در شغل‌های مدیریتی و تخصصی ممکن است باعث شود ناکارایی حاصل از تبعیض در بازار کار تأثیر منفی بر رشد اقتصادی بگذارد.

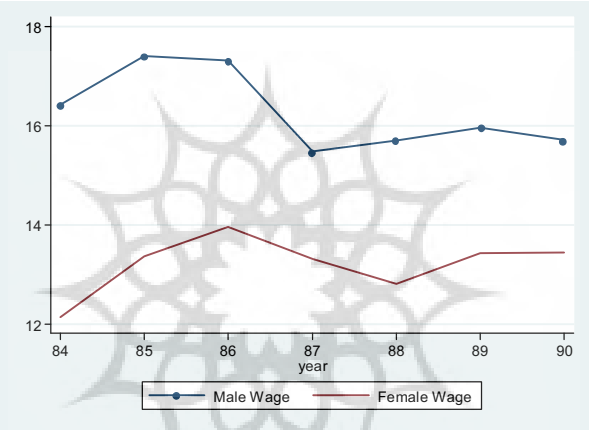
این مطالعه به بررسی وجود تبعیض دستمزد بین زنان و مردان می‌پردازد. به طور کلی تبعیض

---

۱. داده‌های سری زمانی مرکز آمار ایران.

2. Gender wage differential

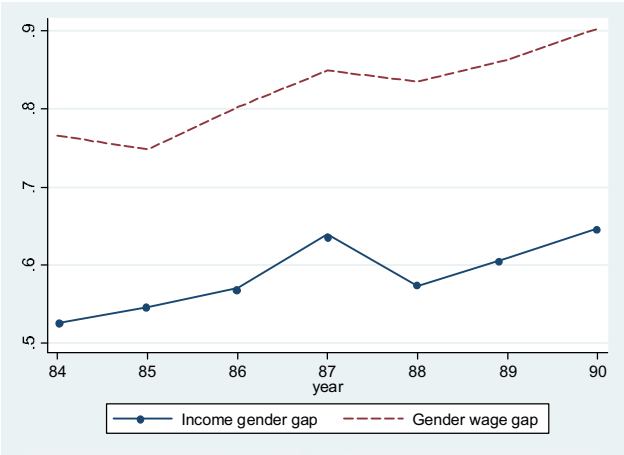
دستمزد به جبران نابرابر خدمات نیروی کار در مقابل بازدهی برابر بین افراد مختلف گفته می‌شود. در نمودار ۱، میانگین درآمد سالانه حقیقی به تفکیک زنان و مردان تصویر شده است. مشاهده می‌شود که دستمزد مردان از زنان بالاتر است و ظاهرا فاصله دو نمودار در طی زمان ثابت مانده است. این تصویر ساده این فرضیه را مطرح می‌کند که دستمزد مردان از زنان در طی سال‌های مورد بررسی همواره بالاتر بوده است. اولین نقیصه این نمودار این است که به جای دستمزد از متغیر درآمد استفاده شده است. درآمد از حاصل‌ضرب دستمزد در تعداد ساعات کار بدست می‌آید. پس اختلاف موجود می‌تواند نه تنها تابع نرخ دستمزد بلکه تابع میزان ساعات کار نیز باشد.



نمودار ۱. درآمد حقیقی سالانه زنان و مردان

توضیحات: اطلاعات فوق با میانگیری درآمد سالانه حاصل از مشاغل مزد و حقوق بگیری در سطح افراد از مجموعه اطلاعات بودجه خانوار ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ به تفکیک جنسیت استخراج شده است. در ضمن اطلاعات فوق با شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) به سال پایه ۱۳۸۳ حقیقی شده‌اند.

در نمودار ۲، شکاف جنسیتی خام دستمزد و درآمد با یکدیگر مقایسه شده‌اند. ملاحظه می‌شود که نمودار شکاف دستمزد خام بالاتر از نمودار شکاف درآمد قرار گرفته است که به این معناست که بخشی از شکاف درآمد بین زنان و مردان به این دلیل است که زنان به طور متوسط تعداد ساعات کمتری را در هفته به کار مشغولند، اما شکاف دستمزد همچنان به صورت معنا دارای از ۱ پایین‌تر است. به این معنا که زنان به طور متوسط دستمزد پایین‌تری از مردان دریافت می‌کنند.

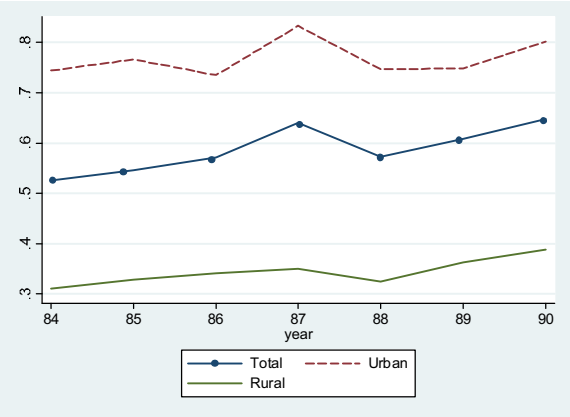


نمودار ۲. شکاف جنسیتی دستمزد و درآمد

توضیحات: شکاف جنسیتی دستمزد از رابطه $\exp(\ln W_f - \ln W_m)$ بدست آمده است. که منظور از $\ln W_f$ میانگین هندسی دستمزد زنان و $\ln W_m$ میانگین هندسی دستمزد مردان است. برای محاسبه شکاف درآمدی از مقادیر درآمد به‌جای دستمزد استفاده شده است.

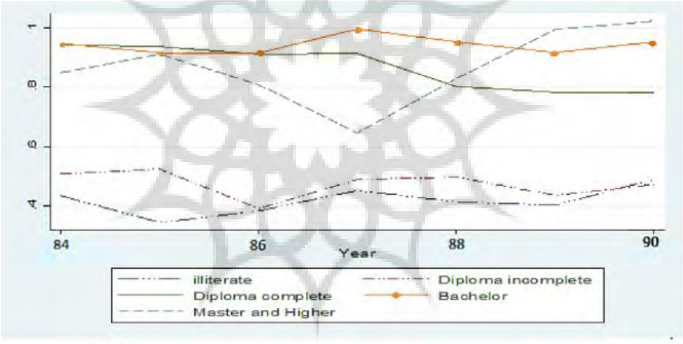
اکنون این سؤال مطرح می‌شود که آیا این شکاف دستمزد با کنترل ویژگی‌های اقتصادی-اجتماعی بین زنان و مردان همچنان برقرار است. در نمودار ۳، شکاف درآمد به تفکیک خانوارهای روستایی و شهری تصویر شده است. این نمودار نشان می‌دهد با این که شکاف درآمد در مناطق شهری به مراتب کمتر از مناطق روستایی است اما همچنان شکاف درآمد در مناطق شهری در طول دوره مورد بررسی کمتر از یک است. لذا شکاف موجود هم در خانوارهای روستایی و هم شهری مشاهده می‌شود.

فرضیه وجود شکاف دستمزد با محاسبه آن به تفکیک گروه‌های تحصیلی قوت می‌یابد. در نمودار ۴، شکاف دستمزد به تفکیک گروه‌های تحصیلی در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ نشان داده شده است. ملاحظه می‌شود که در تمامی گروه‌های تحصیلی نسبت دستمزد کمتر از یک است؛ به این معنا که زنان دستمزد کمتری نسبت به مردان در تمامی گروه‌های تحصیلی دریافت می‌کنند. با این توضیح که میزان تحصیلات در میزان شکاف موجود مؤثر است.



نمودار ۳. شکاف جنسیتی دستمزد به تفکیک مناطق شهری و روستایی

توضیحات: این نمودار شکاف درآمد را به تفکیک خانوارهای شهری و روستایی نشان می‌دهد. روش محاسبه شکاف درآمد مطابق روش نمودار ۲ است.



نمودار ٤. شکاف جنسیتی دستمزد به تفکیک گروه‌های تحصیلی

توضیحات: در این نمودار شکاف دستمزد در پنج گروه تحصیلی محاسبه شده‌است. گروه illiterate شامل افرادی می‌شوند که سواد خواندن و نوشتن هم ندارند. گروه Diploma incomplete شامل دسته‌ای از افراد می‌شوند که باسواد هستند اما دیپلم ندارند. گروه Diploma complete شامل افراد می‌شود که آخرین مدرک تحصیلی آن‌ها دیپلم است. به عبارتی اگر فردی در مقطع کارشناسی نیز در حال تحصیل است در این گروه دسته‌بندی شده است. گروه Bachelor شامل افرادی می‌شود که آخرین مدرک تحصیلی آن‌ها کاردانی یا کارشناسی است و نهایتاً گروه Master and higher شامل افرادی است که مدرک تحصیلی آن‌ها حداقل کارشناسی ارشد است. با توجه به شواهد موجود می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه وجود شکاف دستمزد بین زنان و مردان در ایران جدی است. برای آزمون این فرضیه نیاز است که دستمزد زنان و مردان در چارچوب یک مدل آماری با کنترل تمامی عوامل مؤثر بر دستمزد مقایسه شوند.

۲. ادبیات موضوع

تاکنون ساختار دستمزدها در بسیاری از کشورهای جهان به جهت بررسی و آشکار کردن تبعیض جنسیتی[1] در بازار کار مورد مطالعه قرار گرفته است. تبعیض در بازار کار بین زنان و مردان به تفاوت دستمزد بین آنها که براساس بهره‌وری آنها شکل نگرفته است اطلاق می‌شود. مطالعات اولیه در بازار کار برای روشن کردن این پدیده عمدتاً مبتنی بر میانگین دستمزد بوده است. این مطالعات کلاسیک در ادبیات بازار کار با دو مقاله بلایندر[2] (۱۹۷۳) و اوآکساکا[3] (۱۹۷۳) شروع شد و در ادامه مقالات بسیاری با در نظر گرفتن شرایط مختلف به توسیع این روش پرداختند که تا دهه ۹۰ میلادی ادامه داشت. از آنجایی که در روش مبتی بر میانگین دستمزد تنها از یکی از ویژگیهای آماری یعنی میانگین استفاده می‌شد، بسیاری از آثار سیاستی دستمزدها در بازار قابل ارزیابی نبودند. به عنوان نمونه ممکن بود یک سیاست تبعیض جنسیتی دستمزد را کاهش دهد (کاهش تفاوت میانگین دستمزد مردان و زنان که قابل توضیح با سرمایه انسانی آنها نیست)، ولی توزیع تفاوت دستمزد را در دهک‌های بالایی و پایینی در حالت بدتری قرار دهد.

از دهه ۹۰ میلادی به بعد با فراگیر شدن کاربرد مقاله تأثیرگذار کوانکر و بست[4] (۱۹۷۸) روش رگرسیون چندکی[5] در بسیاری از مطالعات مرتبط با بازار کار مورد استفاده قرار گرفت. مزیت عمده این روش نسبت به روش قبل در نظر گرفتن توزیع دستمزد به جای میانگین آن است که حاوی اطلاعات بسیار بیشتری به خصوصی از جهت سیاستگذاری و ارزیابی سیاست‌ها است. با استفاده از روش رگرسیون چندکی می‌توان دو پدیده رایج را در بازار کار sticky floor و Glass ceiling را به تفکیک مورد بررسی قرار داد. Glass ceiling که پدیده رایجی در بازار کار است، زمانی در بازار کار رخ می‌دهد که شکاف جنسیتی دستمزد[6] در بخش بالایی توزیع دستمزد زنان و مردان وسیعتر است. در واقع این پدیده نشان می‌دهد که زنان در مشاغل با درآمد بالاتر و مهتر با دشواری بیشتری در بازار کار روبرو هستند و ممکن است برای ارتقای شغلی با موانع بیشتری نسبت به مردان مواجه باشند. در نقطه مقابل sticky floor در شرایطی بروز می‌کند که شکاف جنسیتی دستمزد در بخش پایینی توزیع دستمزد زنان و مردان وسیعتر است. وجود این

1. Gender Discrimination
2. Blinder (1973)
3. Oaxaca (1973)
4. Koenker and Bassett (1978)
5. Quantile regression
6. Gender wage gap

پدیده می‌توان به مشکل‌تر بودن ارتقا شغلی زنان تازه‌وارد به بازار کار نسبت به مردان مشابه باشد. به عبارت دیگر وجود پدیده Glass ceiling در بازار کار بیانگر تبعیض بر علیه زنان برای ارتقا در مشاغل بالاتر درآمدی است در صورتی که وجود پدیده sticky floor می‌تواند نشان‌دهنده تبعیض بر علیه زنان تازه‌وارد[1] به بازار کار باشد.

مطالعه انجام شده در بازار کار ایران نشان می‌دهد تبعیض جنسیتی دستمزد با استفاده از روش تجزیه میانگین دستمزد وجود دارد و در بخش خصوصی بسیار بیشتر از بخش دولتی است.[2] در این بخش سعی می‌شود به مطالعات انجام شده در مبحث شکاف دستمزد و روش های تجزیه طی سی سال گذشته مروری اجمالی شود و به تحولات رخ داده شده در این حوزه از روش تجزیه میانگین تا استفاده از روش تجزیه توزیع دستمزد اشاره شود.

همانطور که اشاره شد اولین مقاله در ادبیات شکاف جنسیتی دستمزد در بازار کار توسط اوآکساکا (۱۹۷۳) و بلایدر (۱۹۷۳) ارائه شد که روشی برای تجزیه میانگین دستمزد به دو بخش ویژگی‌های سرمایه انسانی افراد و ضرایب مورد پاداش آنها پرداختند. در ادامه و با توجه به محدودیت تخمین OLS که تنها از اطلاعات میانگین متغیرها استفاده می‌کند، پژوهشگران اقتصاد بازار کار[3] به استفاده از روش‌های آماری که بتواند اطلاعاتی بیش از میانگین متغیرها را به کار گیرد روی آوردند. در نتیجه این تحول مطالعات بسیار زیادی سعی در استفاده از آماره‌های توزیعی علاوه بر میانگین کردند که باعث شده است روشهای تجزیه شاخه بسیار فعالی طی دو دهه گذشته باشد.

یکی از اولین تلاش‌ها در این راه روش تجزیه نسبت داده شده[4] است که در مقاله جان، مورفی مورفی و پیرس (JMP) ارائه شده است. در این روش برای بدست آوردن توزیع دستمزد فرضی یک گروه با توجه به ضرایب دستمزد گروه دیگر، ابتدا ویژگیهای غیر قابل مشاهده یک گروه، مبنای فرضی ساختار دستمزد قرار می‌گیرد و سپس ضرایب ویژگیهای قابل مشاهده گروه در نظر گرفته شده به عنوان ضرایب اصلی ساختار فرضی دستمزد در نظر گرفته می‌شود. از آنجایی که پسماندهای معادله دستمزد مینسر در این روش استفاده می‌شود، پیشبرد این روش نسبت به روش OLS استفاده آن از توزیع متغیرهای غیر قابل مشاهده است. این روش اگرچه نسبت به روش

1. New entrant

۲. رضوی و حبیبی (۲۰۱۱)

3. Labor economics
4. residual imputation approach

OLS یک پیشبرد است اما معایبی نیز دارد. اولاً از فرض مستقل بودن پسماندها استفاده می‌کند که فرض محدودکننده‌ای است و دوماً این روش از فرض واریانس همسانی[1] معادلات رگرسیون دو گروه مورد بررسی (مثلاً زنان و مردان) استفاده می‌کند و در صورتی که توزیع دستمزد واریانس همسان نباشد[2] این روش با محدودیت مواجه می‌شود.

روش دیگر روش توسط دیناردو، فورتین و لیومیکس (۱۹۹۶)[3] مطرح شد. این روش با استفاده از وزن‌دهی مجدد[4] مطرح شده است و اساس آن به این صورت است که برای ساختن ساختار فرضی دستمزد توزیع حاشیه متغیرهای یک گروه با توزیع حاشیه متغیرهای گروه دیگر، به وسیله یک فاکتور وزن‌دهی جایگزین می‌شود. این روش از اولین روشهایی در ادبیات روشهای تجزیه است که کل توزیع دستمزد را در نظر می‌گیرد. محدودیت این روش ویژگی‌های نامناسب فاکتور وزن‌دهی در نمونه‌های کوچک است که می‌تواند منجر به اوریب شدن ضرایب شود.

در نهایت روش متداولی که در سالهای اخیر مورد استفاده بسیاری از مطالعات تجربی این حوزه قرار گرفته است و این مقاله نیز از آن استفاده می‌کند روش تجزیه ماچادو و ماتا است که همانطور که توضیح داده شد مبتنی بر روش رگرسیون چندکی است. در روش MM رابطه $Q_\theta\left(w|x\right)$ به صورت تابعی از چندک‌های $\theta \in (0,1)$ بدست می‌آید. مزیت عمده این روش نسبت به سایر روشهای مطرح شده در استفاده از توزیع کامل دستمزد است. با استفاده از این روش می‌توان وضعیت نابرابری دستمزد برای کل توزیع دستمزد بدست آورد و تغییرات آن را برای دهکهای مختلف ارزیابی کرد. این ویژگی منحصر به فرد باعث شده است که در دهه گذشته اکثر مطالعات در کشورهای مختلف از این روش استفاده کنند. در ادامه به تعدادی از این مطالعات اشاره می‌شود.

مقاله فام و ریلی (۲۰۰۷) با توجه با اصلاح ساختار بازار کار در ویتنام به بررسی پدیده شکاف جنسیتی دستمزد در بین سالهای ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۲ در این کشور می‌پردازد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که شکاف جنسیتی دستمزد در بین شاغلین مشاغل مزد و حقوق بگیری طی سالهای مذکور و با توجه به اصلاح ساختار بازار کار کاهش چشمگیری داشته است. تقریبا در تمام دهک های دستمزد شکاف کاهش یافته است و بیشترین کاهش در انتهای بالایی توزیع دستمزد بوده

1. Homoscedasticity

۲. در اکثر مطالعات تجربی مربوط به دستمزدها فرض واریانس ناهمسانی برقرار نیست.

3. DiNardo, Fortin, and Lemieux

4. reweighting procedure

است.

مطالعه ریکا و دیگران (۲۰۰۸)[1] با استفاده از داده‌های اسپانیا نشان داده است که تبعیض جنسیتی دستمزد در هر دو سمت توزیع دستمزد وجود دارد و در بین فارغ‌التحصیلان دانشگاهی با حرکت به سمت دهکهای بالاتر این تبغیض نیز افزایش می‌یابد که قابل تطبیق با مفهوم سقف‌های شیشه‌ای[2] است.

مطالعه دیگری که برای ۱۱ کشور اروپایی با استفاده از روش رگرسیون چندکی انجام شده است، مقاله آرولمپالان و دیگران (۲۰۰۷)[3] است. مقاله نیز از روش تجزیه ماچادو و ماتا استفاده کرده است و نتایج آن نشان می‌دهد که زنان با وجود داشتن تحصیلات بالاتر نسبت به مردان بخش زیادی از تفاوت دستمزدشان با مردان به دلیل تفاوت در ضرایب دستمزد آنهاست. همچنین وجود پدیده سقف‌های شیشه‌ای در این مطالعه نیز وجود دارد و در سطوح بالای توزیع دستمزد شکاف جنسیتی افزایش می‌یابد.

در سالهای اخیر نیز مطالعات بسیاری با روش رگرسیون چندکی و استفاده از تجزیه ماچادو و ماتا در مورد کشورهای آسیایی و همسایه ایران انجام شده است که در زیر به بخشی از آنها اشاره می‌شود.

مطالعه حیدر و ریلی (۲۰۰۵)[4] در مورد تبعیض جنسیتی دستمزد در بازار کار پاکستان نشان می‌دهد که در بخش دولتی سطح دستمزد و تحصیلات بالاتر از بخش خصوصی است و در ضمن توزیع دستمزد در بخش دولتی از واریانس کمتری نیز برخوردار است. همچنین شکاف جنسیتی دستمزد در بخش خصوصی بازار کار پاکستان نسبت به بخش دولتی بیشتر است و با افزایش دستمزد در دهک‌های بالاتر از میزان شکاف بین بخش خصوصی و دولتی کاسته می‌شود.

مطالعه کاندیل (۲۰۰۹)[5] به بررسی شکاف جنسیتی دستمزد در مصر با استفاده از داده‌های سه سال ۱۹۸۸، ۱۹۹۸ و ۲۰۰۶ پرداخته است او در مطالعه خود نشان داده است با حرکت به سمت قسمت بالای توزیع دستمزد تبعیض جنسیتی دستمزد نیز افزایش می‌یابد و در نتیجه وجود پدیده سقف شیشه‌ای در بازار کار مصر تأیید می‌شود.

---

1. Rica, *et al*
2. glass ceilings
3. Arulampalan, *et al*
4. Hydra and Reilly
5. kandil

در نهایت مطالعه آیتاس و یوسال (۲۰۱۲)[1] با استفاده از داده‌های در سطح بنگاه نشان می‌دهند که اگرچه تفاوت در میانه دستمزد زنان و مردان در بازار کار ترکیه نزدیک به سه درصد است. پس از کنترل خصوصیات سرمایه انسانی زنان و مردان تقریباً نیمی از تفاوت دستمزد میانه زنان و مردان در بازار به دلیل تفاوت در خصوصیات سرمایه انسانی نیست و با حرکت به سمت بالای توزیع دستمزد این تفاوت افزایش می‌یابد.

مقاله اضم[2] (۲۰۱۲) به ساختار دستمزد در مناطق شهری هند در فاصله سال‌های ۱۹۸۳ تا ۲۰۰۴ با استفاده از رگرسیون چندکی و روش تجزیه ماچادو و ماتا می‌پردازد. در واقع این مقاله ساختار فرضی دستمزد برای تجزیه ماچادو و ماتا ویژگیهای سرمایه انسانی گذشته که با ضرایب سالهای آتی مورد پاداش قرار گیرند، در نظر گرفته است. با توجه به اینکه این روش ابزار مناسبی برای مطالعه توزیع دستمزد است، در بازار کار هند نیز نشان می‌دهد که بهبود دستمزد حقیقی در هند در سال‌های مورد مطالعه به دلیل بهبود دستمزد نیمه بالای توزیع دستمزد بوده است. نرخ بازگشت تحصیلات نیز بهبود در تمام سطح تحصیلی رشد کرده است و بیشترین رشد مربوط به گروه تحصیلات متوسطه عالی[3] بوده است.

مطالعه حیدر و ریلی (۲۰۰۵)[4] در مورد تبعیض جنسیتی دستمزد در بازار کار پاکستان نشان می‌دهد که در بخش دولتی سطح دستمزد و تحصیلات بالاتر از بخش خصوصی است و در ضمن توزیع دستمزد در بخش دولتی از واریانس کمتری نیز برخوردار است. همچنین شکاف جنسیتی دستمزد در بخش خصوصی بازار کار پاکستان نسبت به بخش دولتی بیشتر است و با افزایش دستمزد در دهک‌های بالاتر از میزان شکاف بین بخش خصوصی و دولتی کاسته می‌شود.

در بین مطالعات ذکر شده بخش روش رگرسیون چندکی و تجزیه ماچادو وماتا برای کشورهای مختلف به کار گرفته شده است. اما یکی از چالش‌های مهم در روشهای تجزیه دستمزد به خصوص در مورد مطالعه تفاوت دستمزد زنان و مردان مشکل انتخاب نمونه[5] است. در مورد مشکل انتخاب نمونه در روش رگرسیون چندکی توافق کاملی بین اقتصاددانها وجود ندارد. این مسئله معمولاً زمانی رخ می‌دهد که مشارکت زنان در بازار کار پایین باشد و زیر نمونه زنان شاغل خصوصیات کامل زنان در نمونه را منعکس نکند. متداول‌ترین روش برای کنترل این مسئله روش

1. Aktas and Uysal
2. Azam
3. tertiary and secondary education
4. Hydra and Reilly
5. sample selection

دو مرحله هکمن است.

یکی از اولین مطالعات انجام شده برای گسترش روش تجزیه ماچادو و ماتا به مدل مشکل انتخاب نمونه مقاله آلبرخت و دیگران[1] (۲۰۰۹) است. در این مقاله از روش بوچانسکی[2] برای کنترل مشکل انتخاب نمونه استفاده شده است. از آنجایی که باید کنترل مشکل انتخاب نمونه در روش رگرسیون چندکی برای همه چندکها بکار گرفته شود از روشی مشابه روش هکمن استفاده شده است. به این صورت که با این تفاوت که در معادله پروبیت مشکل انتخاب نمونه، چندکها در نظر گرفته شده است. نتایج پژوهش مذکور که با استفاده از داده‌های کشور هلند انجام شده است نشان می‌دهد که انتخاب مثبت برای زنان وجود دارد و زنان با دستمزد آستانه بالاتر با احتمال بیشتری وارد مشاغل تمام وقت می‌شوند. روش ارائه شده توسط آلبرخت و دیگران تقریباً در اکثر مطالعات انجام شده سالهای اخیر بکار گرفته شده است و به روشی پذیرفته شده در این بخش از مطالعات بازار کار تبدیل شده است. مطالعات دیگری نیز از این روش استفاده کرده‌اند که به بعضی از مهم‌ترین آنها اشاره می‌شود.

جلال، نورمن و ولف[3] (۲۰۰۸) با مطالعه بازار کار فرانسه و استفاده از داده‌های در سطح بنگاه به مطالعه شکاف جنسیتی دستمزد در بازار کار این کشور پرداخته‌اند و با استفاده از روش آلبرخت و دیگران نیز مشکل انتخاب نمونه را کنترل کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که شکاف جنسیتی در بالای توزیع دستمزد بسیار بیشتر از پایین آن است و تفاوت عمده بین دستمزد زنان و مردان برآمده از تفاوت در ضرایب ویژگیهای سرمایه انسانی است.

نورمن و ولف (۲۰۰۹) در مطالعه دیگری در مورد کشور مراکش و با استفاده از داده‌های در سطح خرد بنگاه‌ها و کنترل مشکل انتخاب نمونه به نتایجی مشابه مطالعه بازار کار فرانسه دست یافته‌اند. شکاف جنسیتی دستمزد در سطح بالای دستمزد افزایش می‌یابد و با کنترل مشکل انتخاب نمونه این شکاف افزایش نیز می‌یابد.

در نهایت مطالعه انجام توسط بادل و پنا[4] (۲۰۱۰) در کشور کلمبیا نشان می‌دهد علیرغم بهبود وضعیت زنان در بازار کار این کشور بخش عمده تفاوت دستمزد بین زنان و مردان در بازار کار کلمبیا به تفاوت در ضرایب ویژگیهای سرمایه انسانی باز می‌گردد و در دو قسمت بالایی و پایینی

1. J. Albrecht, A. Van Vuuren, S. Vroman
2. Buchinsky (1998)
3. M. Jellal, C. J. Nordman, F. C. Wolff
4. A. Badel, X. Peña

دستمزد این شکاف بیشتر از میانه است. همچنین نتایج معادله انتخاب در این مطالعه نشان می‌دهد در صورتیکه تمام زنان در بازار کار کلمبیا مشارکت کنند شکاف جنسیتی دستمزد مشاهده شده در تمام چندک‌ها ۵۰ درصد افزایش می‌یابد.

۳. روش‌شناسی تحقیق

مطالعه تفاوت دستمزد در بازار کار اولین بار توسط اوآکساکا[1] (۱۹۷۳) و بلایندر[2] (۱۹۷۳) مطرح شد که در ادبیات اقتصادی معمولاً تحت عنوان تجزیه اوآکساکا[3] مورد ارجاع واقع می‌شود. برای بررسی تبعیض در بازار کار در ابتدا باید تعریفی مشخص و کمی از تبعیض دستمزد مطرح شود. در صورت بیشتر بودن دستمزد نسبی مردان، از حالتی که دستمزد نسبی با فرض پرداخت براساس الگوی مشابه به زنان و مردان بدست می‌آید، می‌توان وجود تبعیض در بازار کار بر علیه زنان را پذیرفت. فرضیه مطرح شده به صورت رابطه (۱) معین می شود.

$$D = \frac{\frac{W_m}{W_f} - \left(\frac{W_m}{W_f}\right)^*}{\left(\frac{W_m}{W_f}\right)^*} \qquad (۱)$$

در رابطه فوق D مقدار کمی تبعیض، $\frac{W_m}{W_f}$ نسبت دستمزد نسبت دستمزد مشاهده شده مردان به زنان و $\left(\frac{W_m}{W_f}\right)^*$ نسبت دستمزد مردان به زنان در صورت عدم وجود تبعیض است. با در نظر گرفتن فرم لگاریتمی برای رابطه (۱)، رابطه (۲) حاصل می‌شود.

$$\ln(D+1) = \ln\left(\frac{W_m}{W_f}\right) - \ln\left(\frac{W_m}{W_f}\right)^* \qquad (۲)$$

در روابط بالا نسبت دستمزد در صورت عدم وجود تبعیض براساس شرط حداقل کردن هزینه بدست می‌آید.

1. Oaxaca
2. Blinder
3. Oaxaca Decomposition

$$\left(\frac{W_m}{W_f}\right)^{\cdot} = \frac{MP_m}{MP_f}$$

در واقع عدم وجود تبعیض در بازار کار بیانگر شرایطی است که نیروی کار مرد و زن میزان دستمزدی برابر با ارزش تولید نهایی خود دریافت کنند.

در روش تجزیه اوآکساکا ابتدا تابع درآمد برای گروه‌های مورد نظر (مثلاً مرد و زن) تخمین زده می‌شود و سپس با استفاده از نتایج به دست آمده، آن درصد از تفاوت دستمزد که توسط متغیرهای توضیحی مدل مانند تجربه شغلی و تحصیلات قابل توضیح است[1] از درصدی که توسط متغیرهای مدل قابل توضیح نیست[2] تفکیک می‌گردد. می‌توان تابع درآمد مردان و زنان را به صورت زیر در نظر گرفت.

$$\ln W_{ig} = X_{ig}\beta_g + \varepsilon_{ig} \qquad (g = m, f)$$

با توجه به خصوصیت معادله رگرسیون مبنی بر قرار گرفتن نقطه میانگین بر این خط روابط زیر حاصل می‌شود.

$$\overline{\ln W_f} = \overline{X_f}\hat{\beta}_f \qquad (۳)$$

$$\overline{\ln W_m} = \overline{X_m}\hat{\beta}_m \qquad (۴)$$

اگر فرض شود زنان با بردار متوسط خصوصیات فردی $\overline{X_f}$ براساس ساختار دستمزد مردان $\hat{\beta}_m$، دستمزد دریافت می‌کنند آنگاه می‌توان متوسط دستمزد فرضی برای زنان را در حالت عدم وجود تبعیض به صورت رابطه (۵) در نظر گرفت.

$$\ln W_f^* = \overline{X_f}\hat{\beta}_f \qquad (۵)$$

در نتیجه تفاوت دستمزد مفروض زنان در حالت عدم وجود تبعیض ($\ln W_f^*$) با متوسط دستمزد واقعی آنها ($\overline{\ln W_f}$) می‌تواند به عنوان شاخصی برای میزان تبعیض دستمزد[3] در بازار کار مطرح شود که از رابطه (۶) به دست می‌آید.

$$\ln W_f^* - \overline{\ln W_f} = \overline{X_f}\hat{\beta}_m - \overline{X_f}\hat{\beta}_f = \overline{X_f}\left(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f\right) \qquad (۶)$$

با روشی مشابه، تفاوت بین متوسط دستمزد واقعی مردان با دستمزد مفروض زنان در حالت عدم وجود تبعیض می‌تواند به عنوان شاخصی برای تفاوت در خصوصیات فردی بین مردان و زنان[4] در

1. explained gap
2. unexplained gap
3. unexplained gap
4. explained gap

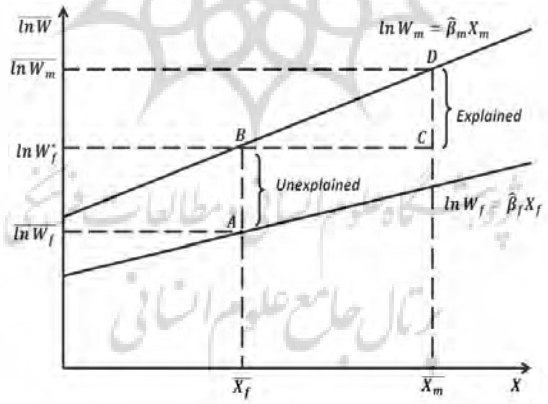
نظر گرفته شود. رابطه (۷) بیانگر این بخش از تفاوت دستمزد است.

$$\overline{\ln W_m} - \ln W_f^* = \overline{X_m}\hat{\beta}_m - \overline{X_f}\hat{\beta}_m = \left(\overline{X_m} - \overline{X_f}\right)\hat{\beta}_m \qquad (۷)$$

در نهایت با جمع طرفین روابط (۶) و (۷) تجزیه اوآکساکا حاصل می‌شود. (رابطه(۸))

$$\overline{\ln W_m} - \overline{\ln W_f} = \left(\overline{X_m} - \overline{X_f}\right)\hat{\beta}_m + \overline{X_f}\left(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f\right) \qquad (۸)$$

با توجه به رابطه (۸) تفاوت در متوسط دستمزد بین زنان و مردان به دو بخش تقسیم می‌گردد. بخش اول شامل تفاوت‌های قابل توضیح توسط ویژگی‌های فردی است و بخش دوم متأثر از عواملی غیر از تفاوت در تواناییهای فردی است (تبعیض) است. نمودار ۵، نمایش تصویری تجزیه اوآکساکا است. در این شکل رابطه بین دستمزد و ویژگی‌های فردی برای مردان و زنان نشان داده شده است. با فرض تفاوت در متوسط ویژگیهای فردی زنان و مردان (مثلاً $\overline{X_f} < \overline{X_m}$)، میزان متوسط دستمزد واقعی زنان و مردان به ترتیب با نقاط A و D مشخص می‌شود.اگر نرخ بازگشت زنان و مردان با توجه به ویژگی‌های فردی آنها (X) برابر باشد، اختلاف دستمزد بین $\overline{\ln W_m}$ و $\ln W_f^*$ (فاصله بین نقاط D و C) نشان‌دهنده بخش قابل توضیح اختلاف دستمزد است و از سوی دیگر در هر سطحی از ویژگیهای فردی(مثلاً $\overline{X_f}$) فاصله بین نقاط B و A بیانگر بخش غیرقابل توضیح دستمزد است.



نمودار ۵. نمایش نموداری تفکیک تفاوت دستمزد زنان و مردان

۳-۱. تورش ناشی از انتخاب نمونه[1] و تخمین معادله دستمزد

تورش ناشی از انتخاب نمونه به علت غیرتصادفی بودن نمونه ایجاد می‌شود و در مطالعات تجربی ممکن است تفاوت جنسیتی دستمزد کمتر از[2] اندازه برآورد شود، زیرا تعداد بسیار بیشتری از زنان نسبت به مردان خارج از بازار کار هستند. به طور مشخص‌تر تورش ناشی از انتخاب نمونه به این معنی است که بین فرآیند تصمیم برای اشتغال و تعیین دستمزد همبستگی وجود دارد و عدم کنترل این همبستگی باعث می‌شود ضرایب مورد برآورد در معادله دستمزد اریب شوند. راه حل متداول برای مواجه با این مشکل روش دومرحله‌ای هکمن[3] است که در مرحله اول یک معادله تک متغیره پروبیت به صورت زیر مورد برآورد قرار می‌گیرد.

$$Y_i^* = Z_i'\gamma + \varepsilon_i \qquad (۹)$$

در معادله (۹) Y_i^* متغیر پنهان[4] است که در صورت شاغل بودن فرد مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد. Z_i' بردار شامل متغیرهای تعیین‌کننده اشتغال فرد و γ بردار ضرایب مورد برآورد معادله پروبیت است. معادله دستمزد نیز به صورت مرسوم زیر است.

$$Y_i = X_i'\beta + u_i \qquad (۱۰)$$

که در آن Y_i لگاریتم طبیعی دستمزد ساعتی مشاهده شده فرد، X_i' بردار متغیرهای توضیحی و β ضرایب آنهاست. در روش دومرحله‌ای هکمن فرض می‌شود، متغیرهای ε_i و u_i دارای توزیع دو متغیره نرمال به صورت زیر هستند و با توجه به اینکه ε_i پسماندهای مدل پروبیت‌اند، بدون کاسته شدن از کلیت مسئله می‌توان واریانس آن را به یک نرمال کرد.

$$\begin{pmatrix} u_i \\ \varepsilon_i \end{pmatrix} \sim N\left[\begin{pmatrix} ۰ \\ ۰ \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_u^۲ & \rho \\ \rho & ۱ \end{pmatrix}\right] \qquad (۱۱)$$

در نتیجه احتمال شاغل بودن فرد به صورت رابطه زیر بیان می‌شود که در آن $\Phi(.)$ تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد است.

$$prob(Y_i^* > ۰) = prob(\varepsilon_i > -Z_i'\gamma) = \Phi(-Z_i'\gamma) \qquad (۱۲)$$

با توجه به قابل مشاهده بودن دستمزد در صورت $Y_i^* > ۰$، فرم تحویل یافته دو معادله دستمزد و اشتغال به صورت رابطه (۱۳) حاصل می‌شود.

---

1. Sample Selection
2. Underestimate
3. Heckman (1979)
4. Latent

$$E(Y_i \mid Y_i^* > 0) = X_i'\beta + E(u_i \mid \varepsilon_i > -Z_i'\gamma) = X_i'\beta + \rho\sigma_u\lambda_i = X_i'\beta + \theta\lambda_i \qquad (۱۳)$$

که در معادله فوق $\theta = \rho\sigma_u$، $\lambda_i = \frac{\phi(Z_i)}{1-\phi(Z_i)} = \frac{\phi(Z_i)}{\phi(-Z_i)}$ و $\Phi(.)$ تابع چگالی نرمال استاندارد است. در نهایت تخمین معادله دستمزد برای افرادی که شاغل هستند به صورت تابعی از میزان سرمایه انسانی آنها (X_i') و اندازه‌ای از احتمال اشتغال آنها (λ) که معکوس نسبت میلز[1] نامیده می‌شود، تعیین می‌شود.

$$(Y_i \mid Y_i^* > 0) = X_i'\beta + \theta\lambda_i + error \qquad (۱۴)$$

با توجه به داده‌های مورد استفاده در پژوهش که قسمت بعدی مقاله تشریح می‌شوند، معادله دستمزد در هر سال پس از به کار بردن روش دومرحله‌ای هکمن به صورت زیر حاصل می‌شود.

$$\begin{aligned}\ln W_i = {} & const_i + \beta_{i1} schooling + \beta_{i2} pot\exp \\ & + \beta_{i3} pot\exp sq + \beta_{i4} public + \beta_{i5} professional \\ & + \beta_{i6} technician + \beta_{i7} clerk + \beta_{i8} sales \\ & + \beta_{i9} craftsmen + \beta_{i10} public + \theta_i\lambda_i + \varepsilon_i\end{aligned} \qquad (۱۵)$$

رابطه (۱۵) علاوه بر متغیرهای شامل سرمایه انسانی افراد (تحصیلات و تجربه شغلی بالقوه) شامل ۵ متغیر مجازی برای گروه‌های شغلی (کارکنان ساده به عنوان گروه مبدأ در نظر گرفته شده است)، یک متغیر مجازی برای شاغل بودن در بخش دولتی و خصوصی است (بخش خصوصی به عنوان مبدأ در نظر گرفته شده است) و متغیر معکوس نسبت میل است. رابطه فوق برای زنان و مردان به صورت جداگانه مورد برآورد قرار می‌گیرد.

٤. تجزیه میانگین تفاوت دستمزد به روش اوآکساکا در مدل انتخاب نمونه

در این قسمت با استفاده از روش تجزیه اوآکساکا و با توجه به معادله دستمزد بدست آمده از رابطه (۸) تجزیه دستمزد به صورت زیر حاصل می‌شود.

$$\overline{\ln W_m} - \overline{\ln W_f} = \underbrace{\left(\overline{X_m} - \overline{X_f}\right)\hat{\beta}_m}_{Endowmwnts} + \underbrace{\overline{X_f}\left(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f\right)}_{Discrimination} + \underbrace{\left(\hat{\theta}_m\overline{\lambda}_m - \hat{\theta}_f\overline{\lambda}_f\right)}_{Selectivity} \qquad (۱۶)$$

در رابطه (۱۶) $\overline{\ln W_m} - \overline{\ln W_f}$ تفاوت در میانگین لگاریتم طبیعی دستمزد ساعتی زنان و مردان، $\left(\overline{X_m} - \overline{X_f}\right)\hat{\beta}_m$ میزان تفاوت در میانگین ویژگی‌های سرمایه انسانی مردان و زنان، $\overline{X_f}\left(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f\right)$ میزان تفاوت در ضرایب معادله دستمزد (تفاوت در ساختار دستمزد زنان و

1. Inverse Mills Ratio (IMR)

مردان) و $\left(\hat{\theta}_m\overline{\lambda}_m - \hat{\theta}_f\overline{\lambda}_f\right)$ تفاوت در میزان تورش ناشی از انتخاب نمونه بین تفاوت مردان و زنان است.

۵. توصیف داده‌ها و تعریف متغیرها

در این مطالعه از داده‌های خام سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ پیمایش هزینه و درآمد خانوارهای شهری که سالانه توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود استفاده شده است. محدود کردن تحقیق به سال‌های مذکور به این دلیل بوده است که امکان محاسبه دستمزد ساعتی پیش از سال ۱۳۸۴ وجود نداشته است. از سال ۱۳۸۴ به بعد دو ستون تحت عنوان تعداد روزهای کار در هفته، میزان ساعت‌های کار در روز به بخش درآمدهای خانوار افزوده شد که با توجه به دسترسی به اطلاعات میزان کل درآمدهای سالانه فرد امکان محاسبه دستمزد ساعتی فرد مهیا شده است. در جدول ۱ متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش به همراه میانگین و انحراف معیار آنها در سال ۹۰ گزارش شده است.

جدول ۱. میانگین و انحراف معیار متغیرها (سال ۹۰)

متغیرها	مردان		زنان	
	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
متغیر وابسته مدل رگرسیون دستمزد				
لگاریتم دستمزد ساعتی	۹/۷۹	۰/۷۶	۹/۸۷	۰/۹۷
متغیرهای مرتبط با سرمایه انسانی (برحسب سال)				
تجربه بالقوه	۲۱/۴۴	۱۲/۳۸	۱۶/۲۰	۱۰/۱۰
تحصیلات	۹/۱۲	۴/۶۹	۱۳/۰۳	۴/۳۱
متغیرهای مجازی وضعیت تأهل				
متأهل	۰/۴۹	۰/۵	۰/۵۶	۰/۵
بدون همسر (فوت همسر)	۰/۰۱۴	۰/۱۱۶	۰/۰۷۵	۰/۲۶۲
بدون همسر (طلاق)	۰/۰۰۵	۰/۰۷۳	۰/۰۱۲	۰/۱۱۰
متغیرهای مرتبط با ساختار خانوار				
تعداد فرزند (برای زنان)	–	–	۰/۹۹	۱/۳۵
همسر دارای درآمد	۰/۰۶	۰/۲۴	۰/۵۱	۰/۵۰
سایر اعضای خانوار دارای درآمد	۰/۶۷	۰/۴۷	۰/۵۰	۰/۵۰

بعد خانوار (برای مردان)	۴/۵	۱/۶۷	–	–
متغیر مالکیت محل سکونت				
استیجاری	۰/۲۱	۰/۴۰	۰/۲۰	۰/۳۹
متغیرهای گروه‌های شغلی				
مدیران و متخصصان	۰/۱۷	۰/۳۸	۰/۵۴	۰/۵۰
تکنسین‌ها و دستیاران	۰/۰۶	۰/۲۳	۰/۰۸	۰/۲۷
کارمندان امور اداری	۰/۰۷	۰/۲۶	۰/۱۵	۰/۳۵
کارکنان خدماتی و فروشندگان	۰/۰۹	۰/۲۸	۰/۰۹	۰/۲۹
صنعت‌گران	۰/۳۰	۰/۴۶	۰/۰۶	۰/۲۴
کارگران	۰/۳۰	۰/۴۶	۰/۰۸	۰/۲۶
متغیر مرتبط با بخش دولتی و خصوصی				
شاغل در بخش دولتی	۰/۲۸	۰/۴۵	۰/۵۶	۰/۴۹

در جدول ۱، دستمزد ساعتی (Lnwh) مقدار پولی است که یک فرد به طور متوسط در یک سال مشخص و در هر ساعت از مشاغل مزد و حقوق‌بگیری دریافت کرده‌است[1]. متغیر مشارکت نیروی کار (LFP)[2] تنها دو مقدار صفر و یک می‌گیرد. یک به افراد ۱۵ تا ۶۴ ساله‌ای نسبت داده می‌شود که درآمدی در مشاغل مزد و حقوق‌بگیری دارند و صفر، افراد ۱۵ تا ۶۴ ساله‌ای را شامل می‌شود که درآمد حاصل از کار ندارند یا به عبارت دیگر شاغل نیستند. به طور دقیق‌تر متغیر مشارکت در مشاغل مرد و حقوق بگیری وقتی صفر می‌گیرد که فرد مورد بررسی سه شرط را احراز کند؛ اول، برای آن‌ها دستمزد ساعتی ثبت نشده باشد، دوم، درآمدی از مشاغل آزاد دریافت نکرده باشند و سوم ساعت کاری در بخش مزد و حقوق‌بگیری برای آن‌ها ثبت نشده باشد. شرط اول تضمین می‌کند، افرادی که در مشاغل مزد و حقوق بگیری شاغل هستند ولی امکان محاسبه دستمزد ساعتی برای آنها فراهم نیست. به عنوان افراد غیر شاغل وارد نمونه نشوند و متغیر مشارکت نیروی کار برای آنها مقدار صفر نگیرد. شرط دوم ایجاب می‌کند که افراد شاغل در بخش غیر مزد و حقوق‌بگیری وارد نمونه نشوند. چرا که این بررسی محدود به بررسی افراد با مشاغل مزد و حقوق‌بگیری است. شرط سوم تضمین می‌کند که افرادی که برای آن‌ها ساعت کاری ثبت شده

۱. از آنجایی که هدف این پژوهش بررسی تبعیض دستمزد است، از درآمد اعضای شاغل خانوار از مشاغل مزد و حقوق بگیری، استفاده شده است و افرادی که صرفاً شاغل در مشاغل غیر مزد و حقوق‌بگیری هستند از نمونه حذف شده‌اند.

2. Labor Force Participation

صفر نگیرند. تعداد محدودی از افراد وجود دارند که برای آن‌ها درآمد مزد و حقوق‌بگیری ثبت نشده اما ساعت کاری در این گروه از مشاغل ثبت شده است. ضمن این که درآمدی از مشاغل غیر مزد و حقوق‌بگیری هم ندارند. این گروه از افراد نیز وارد نمونه نمی‌شوند. این دو متغیر در جدول ۱ به عنوان متغیرهای وابسته برای معادله اصلی رگرسیون و معادله پروبیت تورش ناشی از انتخاب نمونه طبقه‌بندی شده‌اند.

در روش‌شناسی تحقیق عنوان توضیح داده شده که دستمزد دریافتی توسط هر فرد براساس سرمایه انسانی او تعیین می‌گردد و با توجه به معادله مینسر اصلی‌ترین مؤلفه‌های سرمایه انسانی تحصیلات رسمی و میزان تجربه افراد است. متغیر تحصیلات بیانگر تعداد سال‌های تحصیل افراد حاضر در نمونه است. از آنجایی در داده‌های بودجه خانوار سال‌های واقعی تجربه کاری افراد وجود ندارد، در این پژوهش از متغیر تجربه بالقوه[1] استفاده است. این متغیر برای هر فرد به صورت زیر ساخته می‌شود.

$$Pot\exp_i = Age_i - Schooling_i - ۶$$

منظور از $Potexp_i$ تجربه بالقوه فرد i ام، Age_i سن فرد i ام، $Schooling_i$ میزان تحصیلات فرد به سال، Age_i سن فرد i ام و منظور از عدد ۶ تقریبی از سن ورود به دوره اول ابتدایی است.

از آنجایی که وضعیت تأهل[2]، ساختار خانوادگی[3] و مالکیت محل مسکونی[4] افراد بر تصمیم آنها برای مشارکت در بازار کار و انتخاب مشاغل مزد و حقوق بگیری مؤثر است، برای برآورد معادله پروبیت تورش ناشی از انتخاب نمونه از این مجموعه از متغیرها استفاده شده است. متغیر مجازی married در صورت متأهل بودن فرد مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر، متغیر مجازی Widow_Widower در صورت فوت همسر مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر و متغیر مجازی Divorced در صورت بی‌همسر بودن به دلیل طلاق مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد.

در قسمت ساختار خانواده متغیر Kids تعداد فرزندان زیر شش سال زنان را نشان می‌دهد. متغیرهای مجازی Income spouse و Income Others به ترتیب در صورتی که همسر دارای درآمد باشد و یا سایر اعضای خانوار به جز همسر دارای درآمد باشند مقدار یک و در غیر این

1. Potential Experience
2. Marital Status
3. Family Structure
4. Place Ownership

صورت مقدار صفر می‌گیرند و در نهایت متغیر Size بعد خانوار را نشان می‌دهد. در نهایت متغیر Rented متغیری مجازی است که در صورت استیجاری بودن محل سکونت مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد.

در دو قسمت پایانی جدول ۱، متغیرهای مربوط به مشاغل و بخشها گزارش شده است. این متغیرها با توجه به تفاوت شکاف دستمزد زنان و مردان در آنها، به معادله اصلی رگرسیون دستمزد اضافه می‌شوند. گروه‌های شغلی شامل شش گروه مدیران و متخصصان (professionals)، تکنسین‌ها (Technicians)، کارمندان امور اداری و دفتری (clerks)، کارکنان خدماتی و فروشندگان (salesmen)، صنعتگران (craftsmen) و کارگران (simple worker) هستند و برای هر یک از آنها متغیری مجازی در نظر گرفته شده است که در صورت شاغل بودن افراد در آنها مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد[1].

با توجه به تقسیم‌بندی بخشی مشاغل به دو بخش خصوصی و دولتی و همچنین ساختار متفاوت حاکم بر قوانین شغلی این دو بخش، متغیر مجازی دولتی بودن شغل (public) در مدل قرار گرفته است. این متغیر برای افرادی که شاغل در بخش دولتی هستند مقدار یک و برای شاغلین بخش خصوصی مقدار صفر را اختیار می‌کند.

٦. یافته‌ها

در این بخش با توجه به متغیرهای معرفی شده در بخش قبل و جدول ۱ ابتدا معادله پروبیت مورد نظر برای رفع مشکل تورش ناشی از انتخاب نمونه انجام می‌شود و سپس با توجه به روش توضیح داده شده هکمن دو مرحله معادله دستمزد مورد برآورد قرار می‌گیرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. براساس طبقه‌بندی بین‌المللی مشاغل (International Standard Classification of Occupations (ISCO))، کل مشاغل به ۹ گروه عمده: ۱- قانون‌گزاران، مقامات عالی‌رتبه و مدیران، ۲- متخصصان، ۳- تکنسین‌ها و دستیاران، ۴- کارمندان امور اداری و دفتری، ۵- کارکنان خدماتی و فروشندگان، ۶- کارکنان ماهر کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری، ۷- صنعتگران و کارکنان مشاغل مربوط، ۸- متصدیان و مونتاژکاران ماشین‌آلات و دستگاه‌ها و رانندگان وسایل نقلیه و ۹- کارگران ساده. در این پژوهش با توجه به محدودیت داده‌ها ۹ گروه مذکور با ادغام گروه‌های قانون‌گزاران، مقامات عالی‌رتبه و مدیران با متخصصان، صنعتگران و کارکنان مشاغل مربوط با متصدیان و مونتاژکاران ماشین‌آلات و دستگاه‌ها و رانندگان وسایل نقلیه و کارکنان ماهر کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری با کارگران ساده به ۶ گروه شغلی تقلیل یافته است.

٦-١. برآورد رگرسیون پروبیت مشارکت زنان و مردان

نتیجه مدل پروبیت برای مردان و زنان در سال ۹۰ در جدول ۲ گزارش شده است. متغیر وابسته این مدل متغیر مجازی مشارکت و متغیرهای توضیحی شامل سن، مجذور سن، ۳ متغیر مجازی برای وضعیت تأهل (متأهل، بی‌همسر بر اثر فوت همسر و بی‌همسر بر اثر طلاق)، تعداد سال‌های تحصیل و مجذور آن، متغیر مجازی برای صاحب درآمد بودن همسر، متغیر مجازی برای صاحب درآمد بودن سایر اعضای خانوار به جز همسر، متغیر مجازی برای در حال تحصیل بودن فرد و متغیر مجازی برای استیجاری یا رهنی بودن محل سکونت خانوار است. همچنین در معادله مربوط به زنان تعداد فرزندان و در معادله مربوط به مردان بعد خانوار به عنوان متغیر توضیحی اضافه شده است. با توجه به ضرایب مدل نتایج زیر برداشت می‌شود.

فرم درجه دوم سن در این مدل معنادار شده است و میزان حداکثر آن در حدود سن ۴۱ سالگی برای زنان و ۳۳ سالگی برای مردان حادث شده است. به این معنا که تا سن ۴۱ سالگی برای زنان و تا سن ۳۳ سالگی برای مردان با افزایش سن احتمال مشارکت در مشاغل مزد وحقوق بگیری افزایش و بعد از آن کاهش می‌یابد. وضعیت تأهل نشان می‌دهد زنان متأهل نسبت به زنان مجرد با احتمال بیشتری وارد مشاغل مزد و حقوق بگیری می‌شوند. همچنین زنان مطلقه و بیوه نسبت به زنان مجرد با احتمال بیشتری وارد این مشاغل می‌شوند. البته با توجه به کوچک و بی‌معنی بودن ضریب بدست آمده برای زنان مطلقه، تفاوت چندانی در اثرگذاری وضعیت تأهل بر مشارکت زنان مطلقه و مجرد دیده نمی‌شود. در مورد مردان، متأهل بودن نسبت به مجرد بودن احتمال مشارکت را به شدت افزایش می‌دهد در صورتی که مردانی که طلاق گرفته‌اند یا همسرشان فوت کرده است نسبت به مردان مجرد احتمال مشارکت کمتری دارند. اثر تعداد فرزندان نیز مطابق انتظار بدست آمده است. به طوری که افزایش تعداد فرزندان یک زن، احتمال وارد شدن او را در بازار کار کاهش می‌دهد.

از آنجایی که در این پژوهش محدوده سنی ۱۵ تا ۶۴ سال برای افراد در نظر گرفته شده است و ممکن است تعدادی از افراد در حال تحصیل باشند، متغیری مجازی برای تعیین در حال تحصیل بودن فرد نیز آورده شده است که مطابق انتظار در هر دو گروه زنان و مردان در حال تحصیل بودن فرد احتمال مشارکت را کاهش می‌دهد. فرم درجه دوم تحصیلات برای هر دو گروه زنان و مردان معنی‌دار است و میزان حداقل آن برای مردان ۱۳ سال و برای زنان ۳ سال است. در نتیجه پس از سال‌های مذکور تحصیل احتمال مشارکت افزایش می‌یابد. ضریب متغیر inc_spouse

برای هر دو گروه زنان و مردان معنی‌دار و منفی است، به این معنی که دارای درآمد بودن همسر احتمال مشارکت را کاهش می‌دهد. در ضمن قدرمطلق ضریب این متغیر برای زنان بسیار بیشتر از مردان است که نشان می‌دهد کاهش احتمال مشارکت برای زنان در صورت دارای درآمد بودن همسر بسیار بیشتر از مردان است. ضریب متغیر inc_other برای هر دو گروه زنان و مردان معنی‌دار و منفی است، به این معنی که دارای درآمد بودن سایر اعضای خانوار نیز احتمال مشارکت را کاهش می‌دهد. در صورتی که محل سکونت خانوار رهن یا استیجاری باشد، احتمال مشارکت هر دو گروه زنان و مردان افزایش می‌یابد که البته با توجه به معنی‌داری و ضریب این متغیر اثر آن بر روی مردان بسیار بیشتر است.

جدول ۲. نتایج معادله پرویبت مشارکت برای زنان و مردان شهری در سال ۹۰
(اعداد داخل پرانتز P-Value ضرایب است.)

متغیرها	مشارکت زنان	مشارکت مردان
سن	۰/۲۱۶	۰/۲۰۴
	(۰)	(۰)
توان دوم سن	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۳
	(۰)	(۰)
متأهل	-۰/۰۴۳	۱/۰۶
	(-۰/۶۱)	(۰)
بی‌همسر بر اثر فوت	-۰/۱۹۸	۰/۰۷
	(۰/۰۴۱)	(۰/۴۷)
بی‌همسر بر اثر طلاق	۰/۳۹۳	۰/۱۰۷
	(۰)	(۰/۹۱)
تعداد فرزندان	-۰/۰۱	-
	(۰/۰۱۹)	-
دانشجو	-۰/۳۱۳	-۱/۱۶۱
	(۰)	(۰)
تحصیلات	-۰/۰۳۴	-۰/۰۷۱
	(۰)	(۰)
توان دوم تحصیلات	۰/۰۰۹	۰/۰۰۲
	(۰)	(۰)

همسر دارای درآمد	-۰/۸۰۵	-۰/۱۵۲
	(۰)	(۰/۰۰۱)
سایر اعضای خانوار دارای درآمد	-۰/۳۷۵	-۰/۴۵۴
	(۰)	(۰)
محل سکونت استیجاری	۰/۱۴۳	۰/۲۴۳
	(۰)	(۰)
بعد خانوار	-	-۰/۰۱
	-	(-۱/۵۲)

٦-۲. نتایج تخمین مدل دستمزد

در این قسمت، معادله (۱۵) که در بخش روش‌شناسی تحقیق آورده شده است برآورد شده است. در جدول ۳، نتایج به هر دو روش ols و اصلاح شده با روش دومرحله‌ای هکمن گزارش شده است که با توجه به ضرایب مدل نتایج زیر برداشت می‌شود.

ضریب معکوس نسبت میل[1] برای هر دو گروه مردان و زنان در سطح اطمینان ۵٪ کاملاً معنی‌دار است و برابری آن با صفر رد می‌شود در نتیجه برای هر دو گروه تورش ناشی از انتخاب نمونه وجود دارد. ضریب تحصیلات مطابق انتظار برای مردان و زنان مثبت و کاملاً معنی‌دار است. در مدل ols نرخ بازگشت تحصیلات[2] مردان و زنان به ترتیب برابر با ۶/۷۶ درصد و ۷/۳۵ بدست آمده است[3]. در صورتی که در مدل اصلاح شده، انتخاب نمونه نرخ[4] بازگشت تحصیلات مردان و زنان به ترتیب برابر ۷/۰۳ و ۵/۵۳ درصد است. در واقع در مدل ols که تورش ناشی از انتخاب نمونه در نظر گرفته نشده است نرخ بازگشت تحصیلات زنان بالاتر است در صورتی که در مدل اصلاح شده انتخاب نمونه با روش دومرحله‌ای هکمن نرخ بازگشت تحصیلات زنان به میزان قابل توجهی کاهش و نرخ بازگشت تحصیلات مردان افزایش می‌یابد. در توضیح این پدیده باید به تفاوت بسیار زیاد متوسط تحصیلات زنان شاغل و غیرشاغل در مشاغل مزد و حقوق بگیری و همچنین بالاتر بودن متوسط تحصیلات مردان غیرشاغل و شاغلین در مشاغل مزد و حقوق بگیری

1. Inverted mills ratio
2. Rate of return education
۳. با توجه به نیمه لگاریتمی بودن معادله نرخ بازگشت تحصیلات بیانگر درصد تغییر در دستمزد ساعتی به ازای یک سال افزایش تحصیلات است.
4. Selectivity corrected

اشاره کرد. براساس داده‌های سال ۹۰ در مناطق شهری متوسط تحصیلات زنان بین ۱۵ تا ۶۴ سال شاغل در مشاغل مزد و حقوق بگیری ۱۲/۳۹ سال و متوسط تحصیلات زنان غیرشاغل در محدوده سنی مذکور ۷/۳ سال است. همچنین متوسط تحصیلات مردان بین ۱۵ تا ۶۴ سال شاغل در مشاغل مزد و حقوق بگیری و غیرشاغل به ترتیب ۸/۶۸ و ۸/۷۳ سال است. در نتیجه در صورت عدم توجه به غیرتصادفی بودن نمونه شاغلین، نرخ بازگشت تحصیلات در مدل ols دچار تورش می‌شوند. علامت ضرایب متغیر تجربه بالقوه در هر دو مدل مطابق انتظار است زیرا با توجه به تئوری سرمایه با افزایش تجربه میزان دستمزد با نرخ کاهنده افزایش می‌یابد. با توجه به علامت متغیرهای مجازی شغلی در مدل اصلاح شده انتخاب نمونه و مبدأ بودن گروه شغلی کارگران ساده در هر دو گروه زنان و مردان عضویت در گروه‌های شغلی قانون‌گزاران، مدیران و متخصصین باعث افزایش دستمزد فرد می‌شود که این میزان افزایش برای زنان بسیار بیشتر از مردان است. عضویت در گروههای شغلی تکنسین‌ها و دستیاران، کارمندان نیز برای هر دو گروه دستمزد را افزایش می‌دهد. در مجموع میزان دستمزد ساعتی با تخصصی‌تر شدن مشاغل برای هر دو گروه زنان و مردان به صورت معنی‌داری افزایش می‌یابد که این نتیجه کاملاً مطابق انتظار است. متغیر مجازی مربوط به اشتغال در بخش دولتی برای هر دو گروه زنان و مردان کاملاً معنی‌دار و مثبت است که نشان می‌دهد افراد شاغل در بخش دولتی به صورت معنی‌داری از دستمزد ساعتی بالاتری برخوردار هستند.

نکته قابل ذکر در مورد این متغیر سه برابر بودن ضریب آن در معادله مربوط به زنان در مقایسه با مردان است که بیانگر تفاوت زیاد دستمزد بین بخش دولتی و خصوصی به ویژه در مورد زنان است.

جدول ۳. نتایج معادله دستمزد برای سال ۹۰ (اعداد داخل پرانتز P-Value ضرایب است.)

	OLS		اصلاح شده انتخاب نمونه با روش هکمن	
متغیرها	**لگاریتم دستمزد مردان**	**لگاریتم دستمزد زنان**	**لگاریتم دستمزد مردان**	**لگاریتم دستمزد زنان**
تحصیلات	۰/۰۵۹	۰/۰۸۲۴	۰/۰۶۲۲	۰/۰۵۶
	(۰)	(۰)	(۰)	(۰)
تجربه بالقوه	۰/۰۷۳۸	۰/۰۴۶۶	۰/۰۵۰۷	۰/۰۴۰۴۱

	(۰)	(۰)	(۰)	(۰)
توان دوم تجربه	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۰۴
بالقوه	(۰)	(۰)	(۰)	(۰)
مدیران و	۰/۱۳۳۷	۰/۲۹۵۳	۰/۱۲۷۴	۰/۳۳۸۶
متخصصان	(۰)	(۰/۰۰۱)	(۰)	(۰)
تکنسین‌ها و	۰/۱۲۰۹	۰/۱۵۹۲	۰/۱۲۲۴	۰/۲۰۹۸
دستیاران	(۰)	(۰/۱۰۵)	(۰)	(۰)
کارمندان امور	۰/۱۱۷	-۰/۰۲۸۷	۰/۱۱۵۲	۰/۰۲۰۶
اداری	(۰)	(۰/۷۴۸)	(۰)	(۰/۸۱۸)
کارکنان خدماتی	-۰/۰۵۸۷	-۰/۳۶	-۰/۰۵۶۲	-۰/۳۰۱۲
و فروشندگان	(۰/۰۱۶)	(۰)	(۰/۰۱۹)	(۰/۰۰۱)
صنعت‌گران	۰/۰۹۴۱	-۰/۰۱۱۸	۰/۰۹۵۷	۰/۰۱۲۵
	(۰)	(۰/۸۹۹)	(۰)	(۰/۸۹۳)
شاغل در بخش	۰/۲۰۰۷	۰/۶۰۱۵	۰/۱۹۹	۰/۶۱۴
دولتی	(۰)	(۰)	(۰)	(۰)
نسبت میل	-	-	-۰/۲۸۹۶	-۰/۱۷۹۵
	-	-	(۰)	(۰/۰۰۱)
ثابت	۸/۱۸۰	۷/۷۷۷	۸/۵۰۵	۸/۴۱۴
	(۰)	(۰)	(۰)	(۰)

با توجه به نتایج به دست آمده از تخمین معادله دستمزد و روابط اشاره شده در قسمت روش‌شناسی تحقیق (رابطه (۱۶)) تجزیه دستمزد برای کل زنان و مردان شاغل در مشاغل مزد و حقوق بگیری به صورت جدول ۳ بدست می‌آید. با توجه به جدول مذکور نتایج زیر برداشت می‌شود.

میزان تفاوت در لگاریتم دستمزد مشاهده شده منفی است که به معنی بالاتر بودن متوسط دستمزد ساعتی زنان نسبت به مردان در مناطق شهری است. البته این تفاوت با توجه به بالاتر بودن قابل توجه میانگین تحصیلات زنان شاغل در مشاغل مزد و حقوق بگیری نسبت به مردان (میانگین تحصیلات مردان شاغل در سال ۹۰ در مشاغل مزد و حقوق بگیری، ۸/۷ سال و زنان ۱۲/۳۹ است) مورد انتظار است. بخش قابل توضیح دستمزد در هر دو برآورد ols و اصلاح شده انتخاب نمونه

منفی است به این معنی که در صورتی که زنان دارای مشخصات سرمایه انسانی مردان باشند دستمزد آنها کاهش می‌یابد. میزان تبعیض یا بخش غیرقابل توضیح در مدل اصلاح شده انتخاب نمونه نسبت به برآورد ols بیشتر است. دلیل این پدیده همانطور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، می‌تواند برآورد بیش از اندازه ضریب تحصیلات زنان در برآورد ols باشد که باعث می‌شود میزان تبعیض کمتر از واقع برآورد شود.

همانطور که بخش روش تحقیق اشاره شد میزان تبعیض موجود بر علیه زنان به صورت رابطه (۱۵) حاصل می‌شود که این مقادیر برای برای مدل ols و اصلاح شده انتخاب نمونه به ترتیب برابر ۱۱/۶ و ۱۱/۷ درصد به دست می‌آید. مفهوم این نسبت به این معنی است که در صورتی که بهره‌وری زنان کاملاً مشابه مردان جبران شود، دستمزد ساعتی آنها به میزان ۱۱/۷ درصد افزایش می‌یابد (نمودار ۹).

جدول ٤. نتایج تجزیه شکاف جنسیتی دستمزد برای سال ۹۰

	OLS	اصلاح شده انتخاب نمونه با روش هکمن
تفاوت ناخالص در لگاریتم دستمزد	-۰/۰۷۹۶	-۰/۰۷۷۸
تفاوت در اوریبی ناشی از انتخاب نمونه	-	۰/۰۰۱۷
بخش قابل توضیح	-۰/۱۸۹۴	-۰/۱۸۳۱
بخش غیرقابل توضیح	۰/۱۰۹۸	۰/۱۱۰۹

٦-۳. بررسی شکاف جنسیتی دستمزد در گروه‌های شغلی

در این بخش با توجه به شش گروه شغلی در نظر گرفته شده در معادله دستمزد به تفکیک بخش قابل توضیح و غیرقابل توضیح تفاوت دستمزد در گروه‌های شغلی مذکور می‌پردازیم. معادله دستمزد برآورد شده به صورت زیر است.

$$\begin{aligned}\ln W_i = & const_i + \beta_{i1} schooling + \beta_{i2} pot\exp \\ & + \beta_{i3} pot\exp sq + \beta_{i4} public + \beta_{i5} professional \\ & + \beta_{i6} technician + \beta_{i7} clerk\varepsilon_i + \beta_{i8} sales \\ & + \beta_{i9} craftsmen\theta_i\lambda_i + \beta_{i10} public + \varepsilon_i \\ & (i = m, f)\end{aligned}$$

برای بدست آوردن میزان بخش قابل توضیح و غیرقابل توضیح در یک شغل مشخص در رابطه فوق متغیر مجازی مربوط به آن شغل مقدار یک می‌گیرد و تجزیه اوآکساکا با سایر متغیرها

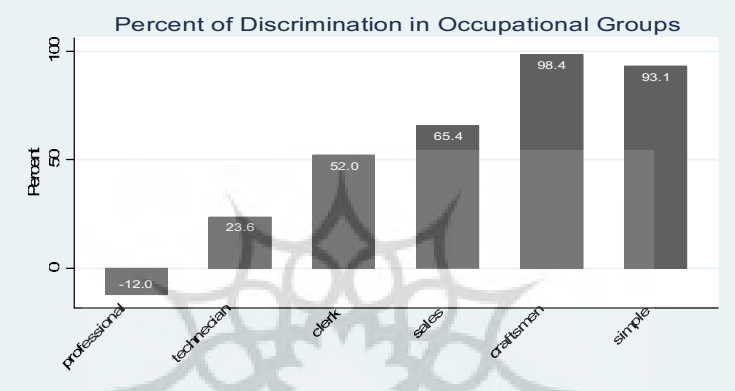
و متغیر مجازی بخشهای دولتی و خصوصی انجام می‌شود. در جدول ۵ و نمودار ۷ نتایج حاصل از تجزیه دستمزد سال ۹۰ گزارش شده است.

در گروه مشاغل تخصصی که شامل قانونگزاران، مقامات عالی‌رتبه و مدیران و متخصصان علمی و فنی است نسبت دستمزد مردان به زنان ۰/۸۶ است و زنان دستمزد ساعتی بیشتری نسبت به مردان دریافت می‌کنند. بخش غیر قابل توضیح منفی است که نشان می‌دهد در این مشاغل سرمایه انسانی زنان با پاداش بهتری نسبت به مردان مواجه می‌شود. در سایر گروه‌های شغلی با کاهش میزان تحصیلات کارکنان (نمودار ۷) بخش غیرقابل توضیح دستمزد نیز افزایش می‌یابد و این روند تا جایی ادامه پیدا می‌کند که در مشاغل مربوط به صنعتگران و کارگران ساده بخش غیرقابل توضیح تفاوت دستمزد به نزدیک ۱۰۰٪ می‌رسد. نکته قابل توجه دیگری که در این بخش وجود دارد میزان مشارکت بسیار بالای زنان در مشاغل تخصصی است. در سال ۹۰ بیش از ۵۰ درصد زنان در این گونه مشاغل فعال بوده‌اند در صورتی‌که تنها ۱۶ درصد مردان در مشاغل تخصصی مشغول به کار بوده‌اند. در واقع اگر بخش غیرقابل توضیح تفاوت دستمزد را به عنوان شاخصی از تبعیض جنسیتی در گروه‌های شغلی در نظر بگیریم آنگاه با توجه به نظریه‌های مربوط به تبعیض در بازار کار این احتمال وجود دارد که زنان برای گریز از تبعیض موجود در مشاغل با سطح تحصیلات و سرمایه انسانی پایین‌تر سعی کنند با افزایش سطح تحصیلات خود به مشاغل تخصصی راه یابند که تبعیض جنسیتی در آنها وجود ندارد و حتی تبعیض مثبت به نفع زنان نیز وجود دارد.

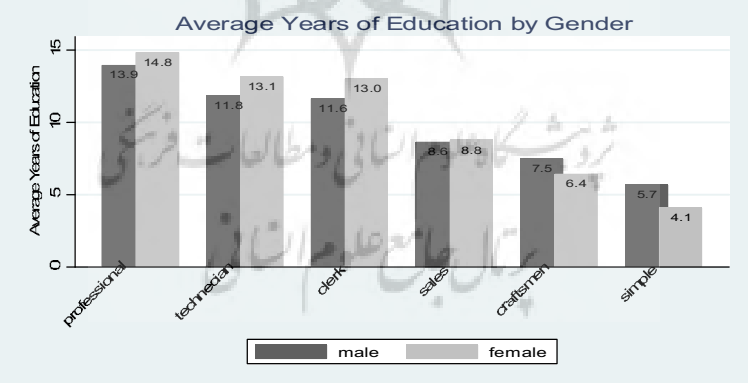
جدول ۵. نتایج تجزیه شکاف جنسیتی دستمزد در گروه‌های شغلی سال ۹۰

	OLS			اصلاح شده انتخاب نمونه با روش هکمن		
	تفاوت ناخالص در لگاریتم دستمزد	بخش قابل توضیح	بخش غیرقابل توضیح	بخش قابل توضیح	بخش غیرقابل توضیح	تفاوت در اوریبی ناشی از انتخاب نمونه
مدیران و متخصصان	-۰/۱۴۰۱	۰/۰۳۳۰	-۰/۱۷۳۱	۰/۰۱۵۲	-۰/۱۲۷۸	-۰/۰۲۷۶
تکنسین‌ها و دستیاران	۰/۳۱۵۷	۰/۱۴۹۱	۰/۱۶۶۵	۰/۰۹۹۹	۰/۲۱۱۶	۰/۰۰۴۱
کارمندان	۰/۶۶۱۳	۰/۳۰۳۵	۰/۳۵۷۸	۰/۲۲۰۰	۰/۴۱۸۸	۰/۰۲۲۵

امور اداری						
کارکنان خدماتی و فروشندگان	۰/۵۵۰۶	۰/۰۲۵۵	۰/۵۲۵۲	۰/۰۰۱۵	۰/۵۰۳۴	۰/۰۴۵۸
صنعت‌گران	۰/۹۵۰۲	۰/۱۷۶۶	۰/۷۷۳۶	۰/۱۶۱۰	۰/۶۸۵۲	۰/۱۰۴۰
کارگران	۰/۶۹۱۹	-۰/۰۶۳۵	۰/۷۵۵۸	-۰/۰۵۱۱	۰/۶۵۸۰	۰/۰۸۵۳



نمودار ٦. تجزیه شکاف جنسیتی دستمزد مدل اصلاح شده انتخاب نمونه در گروه‌های شغلی سال ۹۰



نمودار ۷. متوسط تحصیلات در گروه‌های شغلی به تفکیک زنان و مردان در مناطق شهری سال ۹۰

٦-٤. بررسی شکاف جنسیتی دستمزد در بخش‌های دولتی و خصوصی

مطالعه وضعیت دستمزد به تفکیک بخش‌های دولتی و خصوصی با توجه به ویژگی‌هایی نظیر اشتغال تمام‌وقت و خصوصیات شغلی متفاوت این دو بخش در ادبیات بازار کار متداول است. شاغلین بخش دولتی با احتمال بیشتری به صورت تمام وقت کار می‌کنند و تغییر محل کار نیز در این بخش کمتر اتفاق می‌افتد. از نظر خصوصیات شغلی نیز اکثریت شاغلین در مشاغل تخصصی، تکنسین‌ها و کارمندان نیز جزو کارکنان دولتی هستند. با توجه به نکات فوق در این بخش تفاوت دستمزد زنان و مردان در دو بخش دولتی و خصوصی مورد بررسی قرار می‌گیرند.

در جدول ۶، نتایج تجزیه تفاوت دستمزد به تفکیک خصوصی و دولتی گزارش شده است. همانطور که مشاهده می‌شود تفاوت در بخش غیرقابل توضیح میان دو بخش بسیار زیاد است. در بخش دولتی قسمت غیرقابل توضیح مدل اصلاح شده انتخاب نمونه بسیار کمتر از بخش خصوصی است که در آن قسمت غیرقابل توضیح مدل اصلاح شده انتخاب نمونه ۷۷/۷ درصد تبعیض را نشان می‌دهد.

همانطور که اشاره شد اکثریت افراد شاغل در بخش دولتی را شاغلین در مشاغل تخصصی، تکنسین‌ها و کارمندان تشکیل می‌دهند. براساس داده‌های اقتصادی اجتماعی خانوار در سال ۹۰ نزدیک به ۸۰ درصد شاغلین مشاغل مزد و حقوق بگیری در مناطق شهری در سه گروه شغلی مذکور مشغول به کار هستند در صورتی که در بخش خصوصی تنها ۱۲ درصد افراد در این مشاغل شاغل هستند. متوسط تعداد سالهای تحصیل نیز در سال ۹۰ در بخش خصوصی و دولتی دارای تفاوت فاحشی است. میانگین سالهای تحصیل در بین کارکنان بخش دولتی ۱۲/۶ سال و در بخش خصوصی ۷/۳ سال است. در نهایت با توجه به اینکه نزدیک به ۶۰ درصد زنان در بخش دولتی مشغول به کار هستند مقادیر بدست آمده قابل انتظار هستند.

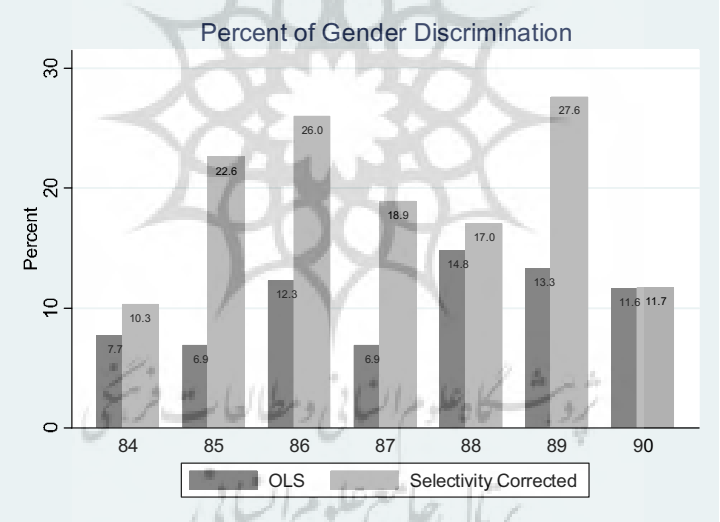
جدول ٦. نتایج تجزیه شکاف جنسیتی دستمزد به تفکیک بخش‌های دولتی و خصوصی در سال ۹۰

		OLS		اصلاح شده انتخاب نمونه با روش هکمن		
	تفاوت ناخالص در لگاریتم دستمزد	بخش قابل توضیح	بخش غیرقابل توضیح	بخش قابل توضیح	بخش غیرقابل توضیح	تفاوت در اوریبی ناشی از انتخاب نمونه

بخش دولتی	-۰/۲۰۴۸	-۰/۱۷۸۸	-۰/۰۲۶۰	۰/۱۱۵۵	-۰/۰۶۳۴	-۰/۲۶۰۴
بخش خصوصی	۰/۴۴۹۲	۰/۵۲	-۰/۰۷۱	۰/۵۴۸	-۰/۱۱۰۵	۰/۰۱۱

٦-٥. بررسی شکاف جنسیتی در مناطق شهری سالهای ٨٤ تا ٩٠

قسمت‌های گذشته فصل نتایج تحقیق به بررسی نتایج حاصل از تخمین معادله دستمزد و بررسی شکاف جنسیتی دستمزد براساس داده‌های اقتصادی و اجتماعی خانوار در مناطق شهری سال ۹۰ اختصاص داشت. در این قسمت با توجه به داده‌های موجود تا سال ۹۰ روند شکاف جنسیتی دستمزد در بازه زمانی سال‌های ۸۴ تا ۹۰ در مناطق شهری بررسی می‌شود. با توجه به این موضوع که در سال‌های قبل از ۸۴ تعداد ساعات کار در هفته گزارش نشده است و دستمزد ساعتی قابل محاسبه نیست، سال‌های مذکور مورد بررسی قرار نمی‌گیرند.



نمودار ۸. درصد تبعیض با روش OLS و اصلاح شده انتخاب نمونه برای سال‌های ٨٤ تا ٩٠

همانطور که در نمودار ۸ مشاهده می‌شود مقادیر بدست آمده از تبعیض جنسیتی دستمزد در سالهای مورد بررسی تقریباً مستحکم[1] است و به جز سال ۸۴ در سالهای دیگر در بازه‌ای بین ۱۷ تا

1. Robust

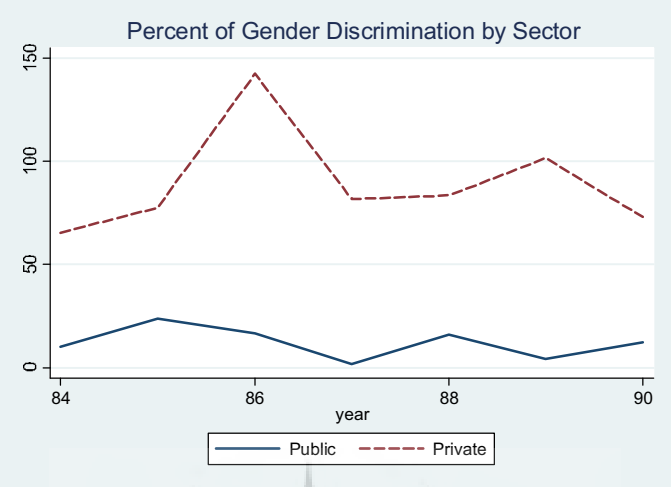
۲۷ درصد در نوسان است. همچنین نتایج تخمین OLS میزان تبعیض را در تمام سالها کمتر از حد تخمین می‌زند که دلیل این مشکل اریب بودن ضرایب تخمین OLS به خصوص در مورد نرخ بازگشت تحصیلات است که در صورت در نظر نگرفتن مشکل غیرتصادفی بودن زیر نمونه افراد دارای دستمزد در تخمین OLS بیش از اندازه برآورد می‌شود.

نکته قابل توجه دیگر با توجه به نمودار ۹ اثر گذاری قابل توجه تبعیض در بخش دولتی و مشاغل متقاضی افراد با سطح تحصیلات و سرمایه انسانی پایین‌تر بر تبعیض کل است. در واقع به نظر می‌رسد مؤلفه اصلی اثرگذار بر تبعیض کل، تبعیض در بخش خصوصی است زیرا تبعیض در بخش دولتی در طی سالهای ۸۴ تا ۹۰ مستحکم بوده و حتی اثر منفی بر تبعیض کل داشته است.

همانطور که در بخش قبل هم اشاره شد اکثریت افراد شاغل در بخش دولتی را شاغلین در مشاغل تخصصی، تکنسین‌ها و کارمندان تشکیل می‌دهند که تبعیض در این مشاغل در طی این سالها تغییر محسوسی نداشته است اما در بخش خصوصی که اکثر شاغلین آن در شغل‌هایی با کیفیت پایین‌تر فعال هستند میزان تبعیض بیشتری وجود. در کشورهای ترکیه و مصر نیز که نرخ مشارکت زنان در آنها تقریباً مشابه ایران است، همین پدیده مشاهده می‌شود[1]. مطالعات انجام شده در ترکیه نشان می‌دهد تفاوت جنسیتی دستمزد در بخش دولتی بسیار ناچیز است ولی در بخش خصوصی تفاوت عمده‌ای وجود دارد[2]. در نتیجه در بخش خصوصی زنان با احتمال بیشتری با تبعیض دستمزد مواجه خواهند بود. در کشورهای دیگر خاورمیانه مانند مصر که ساختار نسبتاً مشابهی از لحاظ جنسیتی با ایران دارند نیز شکاف جنسیتی دستمزد در بخش خصوصی به مراتب بیشتر از بخش دولتی است[3]. این پدیده در کشورهای توسعه‌یافته که بخش خصوصی وسیع‌تر است با شدت کمتری مشاهده می‌شود. به عنوان نمونه نتیجه تحقیقات مشابه در مورد کشور آلمان نشان می‌دهد اگرچه شکاف جنسیتی دستمزد در بخش دولتی کمتر از بخش خصوصی است اما اختلاف فاحشی بین این دو بخش وجود ندارد.

پرتال جامع علوم انسانی

1. Melly (2005)
2. Tansel (2004)
3. Assad (2005)



نمودار ۹. درصد تبعیض با روش اصلاح شده انتخاب نمونه در بخش‌ها برای سال‌های ۸۴ تا ۹۰ در مناطق شهری

۷. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این پژوهش با استفاده از معادله درآمد مینسر، رابطه بین دستمزد افراد مزدبگیر و متغیرهای سرمایه انسانی در مناطق شهری ایران برآورد و سپس شکاف جنسیتی دستمزد مورد بررسی قرار گرفت. برای رفع مشکل تورش ناشی از نمونه که باعث اریب شدن ضرایب معادله رگرسیون دستمزد می‌شود، روش دومرحله‌ای هکمن بکار بسته شد. نتایج حاصل از به‌کارگیری این روش نشان می‌دهد که در صورت در نظر نگرفتن تورش ناشی از انتخاب نمونه، ضریب متغیر تحصیلات در بین زنان، بیش از حد و در مورد مردان، کمتر از حد برآورد می‌شود. شکاف جنسیتی دستمزد با روش اصلاح شده انتخاب نمونه در مناطق شهری ایران در سال‌های اخیر بین ۱۷ تا ۲۵ درصد است. این تفاوت نشان می‌دهد که حتی در صورت کنترل متغیرهای سرمایه انسانی برای زنان و مردان نزدیک به ۲۵ درصد اختلاف دستمزد با خصوصیات سرمایه انسانی قابل توضیح نیست و به عنوان شاخصی از تبعیض جنسیتی دستمزد در بازار کار ایران وجود دارد. شکاف جنسیتی دستمزد بین زنان و مردان در بخش دولتی بازار کار ایران وجود ندارد، ولی در بخش خصوصی این پدیده بطور محسوسی، قابل مشاهده است و طی سال‌های ۸۴ تا ۹۰ همواره بیش از ۷۰ درصد تفاوت دستمزد زنان و مردان در بخش خصوصی، غیرقابل توضیح با تفاوت در سرمایه انسانی است.

منابع

Blau, F. D., and L. M. Kahn (2000), "Gender Differences in Pay", *The Journal of Economic Perspectives*, 14, no. 4: 75–99.

Blinder, A. S. (1973), "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *Journal of Human Resources*: 436–455.

Cotton, J. (1988), "On the Decomposition of Wage Differentials", *The Review of Economics and Statistics*: 236–243.

Gerlach, K. (1987), "A Note on Male-female Wage Differences in West Germany", *The Journal of Human Resources*, 22, no. 4: 584–592.

Greenhalgh, C. (1980), "Male-female Wage Differentials in Great Britain: Is Marriage an Equal Opportunity?", *The Economic Journal* 90, no. 360: 751–775.

Harkness, S. (1996), "The Gender Earnings Gap: Evidence from the UK", *Fiscal Studies* 17, no. 2: 1–36.

Heckman, J. J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica: Journal of the Econometric Society* : 153–161.

Kunze, A., and Institute for the Study of Labor (2000), *The Determination of Wages and the Gender Wage Gap: a Survey*. IZA.

LMincer, J., and S. Polache (1978), "An Exchange: The Theory of Human Capital and the Earnings of Women: Women's Earnings Reexamined", *The Journal of Human Resources* 13, no. 1: 118–134.

"Family Investments in Human Capital: Earnings of Women", *The Journal of Political Economy* 82, no. 2 (1974): 76–108.

Oaxaca, R. (1973), "Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review* 14, no. 3: 693–709.

Oaxaca, R. L., and M. R. Ransom (1994), "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials", *Journal of Econometrics* 61, no. 1: 5–21.

Polachek, S. W. (2008), *Earnings over the Life Cycle: The Mincer Earnings Function and Its Applications*. Vol. 4. 3. Now Pub.

Polachek, S. W., and M. K. Kim (1994), "Panel Estimates of the Gender Earnings Gap: Individual-specific Intercept and Individual-specific Slope Models", *Journal of Econometrics* 61, no. 1: 23–42.

Assaad, R., and M. Arntz (2005), "Constrained Geographical Mobility and Gendered Labor Market Outcomes Under Structural Adjustment: Evidence from Egypt", *World Development* 33, no. 3: 431–454.

Melly, B. (2005), "Public-private Sector Wage Differentials in Germany: Evidence from Quantile Regression", *Empirical Economics* 30, no. 2: 505–520.

Tansel, A. (2005), "Public-Private Employment Choice, Wage Differentials, and Gender in Turkey", *Economic Development and Cultural Change* 53, no. 2: 453–477.