

تخمین عوامل تعیین اصابت و ساعت اضافه کاری در نیروی کار شهری ایران

غلامرضا کشاورز حداد

دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشگاه صنعتی شریف

g.k.haddad@sharif.edu

پویان خشابی

دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه باکوونی

pooyan.khashabi@phd.unibocconi.it

تاریخ دریافت: ۸۸/۵/۲۶ تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۰/۲۸

چکیده

ساعت اضافه کاری بالا و هم‌زمان با آن، نرخ بیکاری گستردگی، به صورت جدی در میان نیروی کار بخش‌های مختلف اقتصاد ایران شایع هستند، به طوری که در برخی از سال‌های گذشته بیش از ۶۱ درصد از شاغلان با سابقه‌ی کار بیشتر از ۳۱ سال افزون بر ۴۲ ساعت در هفته در شغل اصلی خود حضور داشته‌اند.^۱ هم‌زمان، بیکاری نسبتاً بالا در بازار کار ایران وجود دارد. به نظر می‌رسد تمایل نیروی کار برای ترمیم و افزایش درآمد، از دلایل اصلی این وضعیت در طرف تقاضای کار باشد. فرضیه‌ی اصلی این مطالعه برای بررسی این بازتوزیع، اثر افزایش دستمزد ساعت اضافه کاری بر نرخ بیکاری بوده است. در این مطالعه، عوامل مؤثر بر اصابت اضافه کاری (تصمیم فرد به انجام اضافه کاری) و نیز عوامل تعیین کننده‌ی حجم ساعت اضافه کاری در میان مزد و حقوق بگیران شهری تک شغلی بخش‌های خصوصی، عمومی و تعاونی ایران مورد بررسی قرار گرفته است. گروه هدف مطالعه، از نتایج آمارگیری هزینه و درآمد خانوار در سال ۸۵ استخراج شد. برای انجام تحلیل‌ها، نتایج برآوردهای هکمن دومرحله‌ای، توبیت و روش تصحیح خطای انتخاب مضعاف نمونه، استخراج و مورد مقایسه قرار می‌گیرد. نتایج این مطالعه، به روشنی شایع بودن اضافه کاری (اصابت اضافه کاری و تعداد ساعت) را میان نیروی کار مرد، متاهل و شاغل در بخش خصوصی نشان می‌دهد. هم‌چنین، درآمدهای غیر شغلی و تعداد فرزندان شاغل، از عوامل کاهش عرضه‌ی اضافه کاری محسوب می‌شوند. شکل تابع دستمزد ساعتی اضافه کاری، کاهش میزان ساعت اضافه کاری در دستمزدهای بالا را نشان می‌دهد، که این نکته، احتمال باز توزیع موفق فرصت‌های شغلی از طریق افزایش دستمزد اضافه کاری را، تقویت می‌کند.

طبقه‌بندی JEL: J22, J23, J33

کلید واژه: اضافه کار، ساعت اضافه کار، درآمد اضافه کار، مدل‌های انتخاب نمونه

۱- مقدمه

در طول دهه‌های گذشته، علاقه‌ی چشم‌گیری به سیاست‌های ایجاد اشتغال از طریق توزیع فرصت‌های شغلی، شکل گرفته است. عموماً از این سیاست‌ها با عنوان تسهیم کار^۱ یا گسترش کار^۲ یاد می‌شود. افزایش توجه به این سیاست‌ها، بهویژه در دوران رکود توسط اتحادیه‌های کارگری، پدیده‌ی رایجی است. یکی از مباحث مطرح در این نظریات، باز توزیع فرصت‌های شغلی موجود از طریق محدود ساعت کاری، بهویژه ساعت‌های اضافه کاری، به روش‌های گوناگون است. در نظریه‌های مربوط به بازار کار استدلال می‌شود که این توزیع دوباره، با کاستن از میزان پرکاری و اضافه کاری، سبب ایجاد فرصت‌های شغلی بیشتری برای بیکاران می‌شود. در حال حاضر پدیده‌های اضافه کاری و پرکاری به صورت جدی در میان شاغلان بخش‌های مختلف اقتصاد ایران شایع است. این اضافه کاری از دو منشاء مهم، نیاز بنگاه‌های اقتصادی در واکنش به شوک‌های طرف تقاضا و تمایل کارگران (نیروی کار) برای ترمیم و افزایش درآمدهای ناشی از کار سرچشمه می‌گیرد. این موضوع در بازار کار ایران به صورت حادتری در سال‌های اخیر مشاهده می‌شود، به طوری که شاخص دستمزد حقیقی نیروی کار برای فاصله زمانی ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۶، کمتر از واحد بوده و روند آن تقریباً نزولی است.^۳ نرخ رشد شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و شاخص دستمزد کارگران از سال ۱۳۷۶ تا سال ۱۳۸۶، به ترتیب دارای ۳۷۴ و ۳۴۷ درصد رشد بوده است^۴، که این به معنی کاهش قدرت خرید درآمدهای ناشی از کار است. این کاهش در قدرت خرید، بازتاب‌های بسیار چشم‌گیری در تعیین رفتار عرضه نیروی کار شاغلان دارد، به طوری که ۶۸ درصد از آن‌ها در سال ۱۳۷۹ بیش‌تر از ۴۲ ساعت در هفته در شغل اصلی خود به فعالیت پرداخته‌اند و این نسبت برای شاغلان مزد بگیر بخش خصوصی ۷۶/۷ درصد بوده است. علاوه بر این، ۶۱ درصد از شاغلان با سابقه‌ی کار بیش‌تر از ۳۱ سال، در سال ۱۳۷۹ بیش‌تر از ۴۲ ساعت در هفته در شغل اصلی خود حضور داشته‌اند و این نسبت برای همین گروه در سال‌های ۱۳۸۰، ۱۳۸۲ و پاییز ۱۳۸۳، به ترتیب به ۶۸/۵، ۶۵/۹ و ۷۲/۱ درصد رسیده، این در حالی است که با کاهش سابقه‌ی کار، درصد افراد با فعالیت بیش‌تر از ۴۳ ساعت در هفته

۱- Work sharing.

۲- Spreading the work.

۳- مرکز آمار ایران، آمارگیری از ویژگی‌های اشتغال و بیکاری خانوار.

۴- همان.

افزایش پیدا می‌کند، به طوری که در پاییز ۸۳/۷۳ درصد از افراد با سابقه‌ی کار کمتر از یک سال، دارای پرکاری بیشتر از ۴۳ ساعت و ۲۷/۳ درصد دارای پرکاری بیشتر از ۶۴ ساعت بوده‌اند.^۱ به همین دلیل، به نظر می‌رسد که در صورت اتخاذ یک تصمیم دقیق و مبتنی بر پژوهش‌های قابل اعتماد، امکان باز توزیع فرصت‌های شغلی میان شاغلان و بیکاران وجود داشته باشد. در ادبیات تجربی موجود، استدلال می‌شود که این باز توزیع می‌تواند منتهی به افزایش فرصت‌های شغلی شود.

سیاست‌های باز توزیع فرصت‌های شغلی برای مبارزه با بیکاری، عموماً از طریق یکی از دو روش "وضع سقف بر ساعت استاندارد (کاهش تعداد ساعت کاری استاندارد)" و "اعمال مقررات دستمزدی بر ساعت اضافه کار (افزایش ضریب دستمزد اضافه کاری)"، پیگیری می‌شوند که روش دوم کمتر مورد توجه سیاست‌گذاران و محققان قرار گرفته است و هدف از این پژوهش، مطالعه‌ی امکان‌پذیر بودن این سیاست می‌باشد.

۱-۱- اعمال مقررات دستمزدی بر ساعت اضافه کار^۲

سابقه‌ی سیاست‌گذارانه این روش به دهه‌ی ۱۹۳۰ در ایالات متحده‌ی آمریکا باز می‌گردد. در آن دوران که اتحادیه‌های کارگری، از نتایج رکود بزرگ آمریکا لطمه دیده بودند. فشار این اتحادیه‌ها منجر به تصویب پیمان استانداردهای عادلانه نیروی کار^۳ (FLSA) شد که کارفرمایان آمریکایی را مؤظف می‌کرد که دستمزد اضافه کاری معادل یک و نیم برابر دستمزد عادی را برای ساعت کاری بیش از چهل و چهار ساعت در هفت‌هه، پرداخت کنند.^۴ هدف از تصویب این مقررات، منصرف کردن بنگاه‌ها از به کارگیری کارکنان با ساعات کاری طولانی و تشویق آن‌ها به استخدام نیروی کار جدید بود، تا بدین روش با مسئله‌ی بیکاری مقابله شود.^۵ در سال‌های اخیر، کشورهای بیشتری این سیاست را به کار بسته‌اند. پس از شصت سال، مشابه این سیاست را دولت فرانسه در سال ۱۹۹۸ با اعمال مقرراتی برای افزایش دستمزد ساعت اضافه کار در این کشور، به

۱- همان.

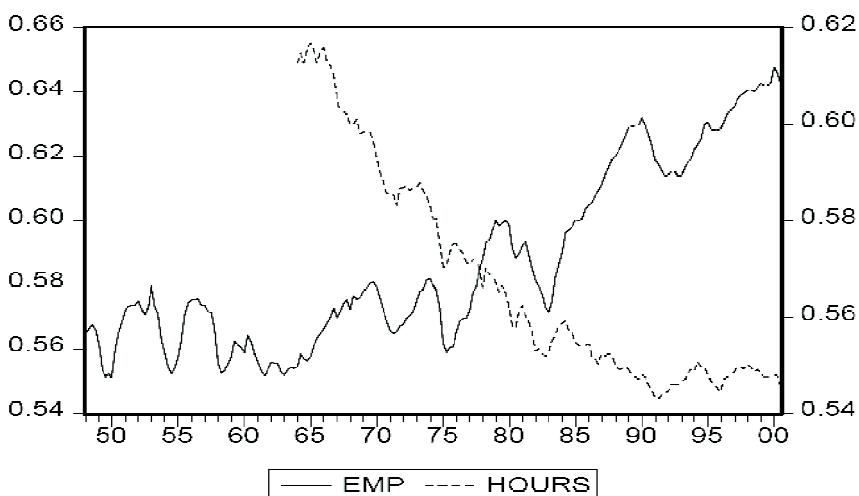
2- Overtime pay regulation.

3- Fair Labor Standards Act.

۴ تعریف میزان اضافه کاری در پیمان FLSA از کاربیشتر از چهل و چهار ساعت در ۱۹۳۹، به کار بیشتر از چهل ساعت در ۱۹۴۰ تغییر یافته است.

5- "...to increase employment by spreading the amount of available work."

اجرا گذاشت. با وجود این سابقه‌ی سیاستی، این پرسش که سیاست یاد شده، تا چه میزان می‌تواند تأثیرات مشت پیش‌بینی شده را محقق کند، هنوز سوالی گشوده و مهم است و در مطالعات بازار کار کشورهای مختلف، مورد توجه قرار می‌گیرد. نمودار (۱-۱)، شواهد قبل توجهی از تأیید این ادعا را در بازار کار ایالات متحده‌ی آمریکا نشان می‌دهد و همان‌طور که دیده می‌شود، فارغ از شوک‌های اقتصادی (به ویژه دو شوک نفتی اوپک)، در ده سال اخیر، رابطه‌ی معکوسی میان اضافه کاری و اشتغال در بازار کار آمریکا مشاهده شده است.



شکل ۱-۱- رابطه‌ی میان ساعت کار و اشتغال در آمریکا ۱۹۴۸-۲۰۰۱

برای این که مقررات بر دستمزدهای اضافه کاری، تأثیری برای افزایش اشتغال داشته باشند، باید، متوسط ساعت اضافه کاری در جامعه را کاهش دهنند، با این وجود، تحقیقات اندکی به طور مشخص، به واکنش حجم ساعت اضافه کار در مقابل اعمال مقررات دستمزدی پرداخته^۱ و نتایج قاطع و یکسانی گزارش نکرده‌اند. دلیل اصلی برای به کارگیری، بسیار ساده است. افزایش در هزینه‌ی نهایی تعداد ساعت کاری نسبت به

۱- ترجو (۱۹۹۷)، کمبود تحقیقات انجام یافته در این زمینه را سبب تأسف داشته و بیان می‌دارد که اعمال مقررات دستمزدی بر ساعت اضافه کار، می‌تواند به طور بالقوه تأثیر قابل توجهی بر بازار کار بگذارد.

هزینه‌ی نهایی یک کارگر اضافی، بنگاه را به جایگزینی کارگر به جای ساعت کار تشویق می‌کند. با این استدلال، هرگونه افزایش در نرخ دستمزد اضافه کاری نسبت به هزینه‌های شبه ثابت مربوط به استخدام کارگران اضافی، سبب ترغیب بنگاه برای کاهش تعداد ساعت اضافه کار و در نتیجه افزایش تعداد فرصت‌های شغلی می‌شود، با این حال (و در مقابل برخی نتایج مثبت)، بعضی از مشاهدات نشان می‌دهند که حتی در شرایط وجود نرخ بیکاری بالا، تعداد ساعت اضافه کاری تقاضا شده توسط بنگاه‌ها تغییری نمی‌کند. دلایل این دیرپایی^۱ در تعداد ساعت اضافه کاری را می‌توان در هزینه‌های شبه ثابت^۲ استخدام (شامل هزینه‌های آموزش و مزایای پرداختی به شاغلان) جستجو کرد که تابعی از تعداد شاغلان و مستقل از تعداد ساعت اضافه کاری است. بر این اساس برخی اقتصاددانان درباره‌ی کامیابی قطعی چنین سیاستی تردیدهایی دارند، زیرا افزایش در نرخ دستمزد اضافه کاری یا کاهش سقف تعداد ساعت اضافه کاری، هزینه‌ی متوسط مربوط به اضافه کاری را افزایش می‌دهد و بنگاه‌ها مجبور به تحمل هزینه‌های شبه ثابت استخدام بیشتر در صورت افزایش تعداد کارگران می‌شوند. این افزایش در هزینه‌ها می‌تواند سبب ترغیب بنگاه‌ها به سوی استفاده از فرآیندهای تولید سرمایه‌بر شود، که در این صورت، اثرات این سیاست بر کل اشتغال منفی می‌شود. ثانیاً، اگر امکان جانشینی افراد بیکار به جای افرادی که اضافه کاری می‌کنند کمتر باشد، باز هم این سیاست تأثیر منفی بر اشتغال خواهد گذاشت. در این زمینه باید به ترکیب افراد بیکار از نظر تخصص، توجه ویژه‌ای شود، زیرا در بسیاری از موارد، نیروی کار با مهارت بالا، مکمل نیروی کار فاقد مهارت است و محدود کردن اضافه کاری نیروی کار با مهارت بالا می‌تواند منجر به کاهش فرصت‌های شغلی نیروی کار با مهارت کمتر شود. با مشاهده‌ی این رویکردهای متضاد، موضوع اثربخش بودن اتخاذ چنین سیاستی، زمینه‌ی جالبی برای تحقیق تجربی در این حوزه را فراهم کرده است، که در کنار نوپا بودن تحقیقات در این زمینه، از انگیزه‌های اصلی این مطالعه برای پرداختن به آن بوده است.

در پژوهش پیش رو، در بخش دوم، چارچوب نظری مدل عرضه‌ی ساعت اضافه کار توسط فرد در حالت اعمال مقررات اضافه کاری معرفی شده است. بخش سوم، به ارائه‌ی تصویری از ادبیات تجربی و خلاصه‌ای از پژوهش‌های مشابه پرداخته است. در بخش

1- Persistency.

2- Quasi-Fixed.

چهارم، مدل‌های اقتصاد سنجی و روش‌های برآورد استفاده شده در این پژوهش (روشن انتخاب نمونه منفرد و گسترش تئوریک آن به عنوان انتخاب نمونه‌ی مضاعف) ارائه شده است. بخش پنجم خلاصه‌ای از جامعه‌ی آماری، حجم نمونه و روش‌های نمونه‌گیری را گزارش کرده است و بخش ششم، نتایج برآورد مدل‌های اقتصادسنجی و تحلیل آن‌ها را در بر می‌گیرد. مقاله با جمع‌بندی و نتیجه‌گیری در بخش هفتم، خاتمه می‌یابد.

۲- چارچوب نظری پژوهش

در ادبیات نظری، پدیده‌ی اضافه‌کاری از سه منظر مختلف مورد بررسی قرار گرفته است. این سه منظر عبارتند از:

عرضه اضافه کاری توسط فرد (نیروی کار)
تقاضای اضافه کاری توسط بنگاه

چارچوب توافقی حاصل از چانهزنی بنگاه - نیروی کار در مورد اضافه کاری در هر سه رهیافت، وارد کردن مداخلات نهادهایی خارج از طرف عرضه و تقاضا (عموماً دولت) امری رایج است. هم‌چنین در هر سه مورد، قوانین کار و استخدام و نوع قراردادها، قیود برونو زایی بر مدل تحمیل می‌کنند^۱. با این وجود، می‌توان گفت که در ادبیات نظری توسعه یافته‌ی کنونی، دیدگاه عرضه محور، غالباً طرف تقاضا را نادیده می‌گیرد، ولی دیدگاه تقاضا محور، درجاتی از انتخاب فرد عرضه کننده را مدل کرده است^۲. در هر صورت، باید گفت که این دو رویکرد به ظاهر مجزا، بستگی و ارتباط نزدیکی باهم دارند. برای درک بهتر این ارتباط، فرض کنید تحلیل ما، بر انتخاب فرد برای عرضه نیروی کار متمرکز باشد. در مورد اضافه کاری، ضریب دستمزدی ساعت اضافه کار، نقش مهمی در این مدل ایفا می‌کند. به طور معمول، تحلیل‌های انجام شده، بر برداشت‌های رایج از طرف تقاضا استوارند. اگر به طور موقت، از قوانین اجرایی کار صرف نظر کنیم، این ضریب دستمزدی، بیشتر به صورت عامل انگیزشی برای نیروی

۱- خالص‌ترین مدل طرف عرضه، زمانی اتفاق می‌افتد که نیروی کار، کارکن مستقل (self employed) باشد. در این حالت، تصمیمات فرد، خارج از قیود تحمیلی طرف سوم (از قبیل دولت) قابل تحلیل است. مقدار بهینه‌ی ساعت کاری در این حالت می‌تواند به روش رایج تابع مطلوبیت نوشته شود. تصمیم به کار و ساعت کاری و نوع قرارداد کار، در این سناریو، کاملاً بدون محدودیت وارد و انتخاب می‌شود.

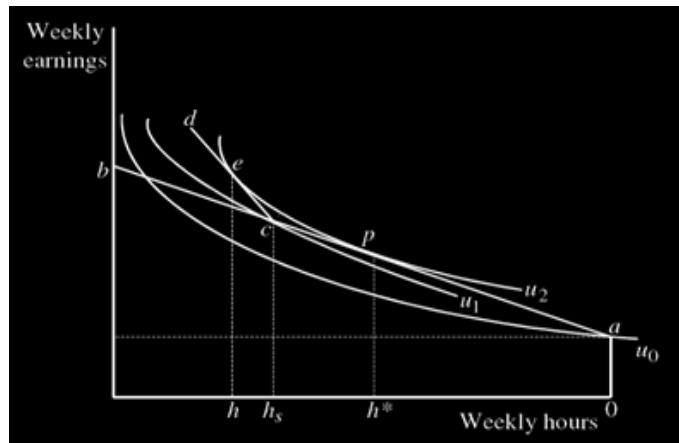
2- Hart (2004), p43.

کار جهت عرضه بیشتر ساعت کاری (در مقایسه با وضعیت نبود ضریب دستمزدی) تعبیر می‌شود.

در ادامه، به معرفی مدل انتخاب فرد به عرضه اضافه کار و نشان دادن تأثیرات حاصل از اعمال مقررات دستمزدی و یا مقررات مربوط به سقف زمان کاری در مقایسه با مدل خالص عرضه اضافه کار (در نبود مقررات)، می‌پردازیم.

۳-۱- مدل عرضه اضافه کار توسط فرد در حضور مقررات اضافه کاری^۱

در مدل نئوکلاسیک عرضه ساعت کاری، مطلوبیت فرد، تحت قید محدودیت بودجه، بیشینه می‌شود.تابع مطلوبیت نیز از تلفیق مصرف و فراغت، تحت محدودیت بودجه‌ای که شامل ترکیب دستمزد پولی و غیر پولی حقیقی است استخراج می‌شود.



شکل ۱-۲ اضافه کاری و پرکاری

برای شروع، فرض کنید هیچ نوع مقررات اضافه کاری (قید ساعت کاری استاندارد و به تبع آن ساعت اضافه کاری) وجود ندارد. با فرض وجود یک دستمزد ساعتی ثابت، محدودیت بودجه در شکل ۱-۲ با خط $b-a$ نشان داده شده است، که در آن h^*

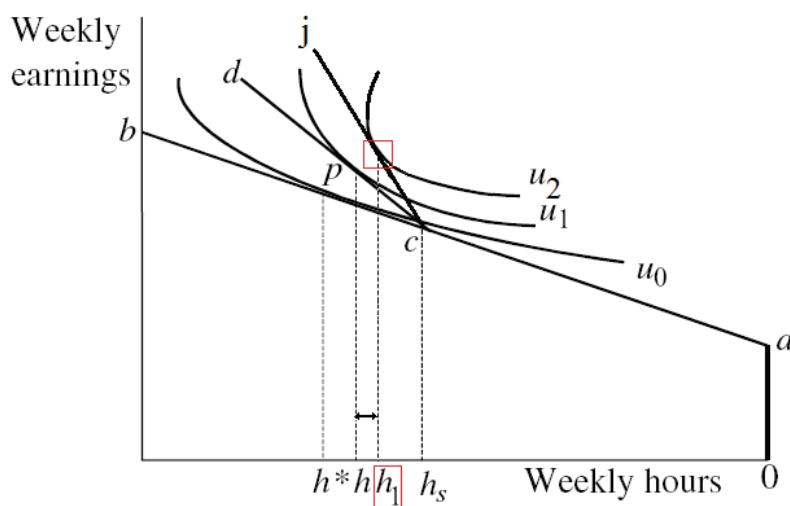
۱- با توجه به گروه هدف این پژوهش و برای پرهیز از پیچیدگی مدل، از وارد کردن شغل دوم، صرف نظر شده است. برای مطالعه‌ی گسترش نظری از این مدل حاوی شغل دوم مراجعه شود به فرد ریکسن، گراورسن و اسمیت (۲۰۰۱).

نشانگر میزان مصرف در صورت کار نکردن بوده و شب خط $a-b$ برابر با میزان دستمزد حقیقی است. منحنی بی‌تفاوتی مانند u_0 در شکل ۱-۲ نیز نمایش دهنده‌ی تمامی ترکیبات مصرف-فراغتی است که مطلوبیت یکسانی را به فرد می‌بخشد. فرض شده است که منحنی‌های بی‌تفاوتی محدب‌اند و میزان بهینه‌ی مصرف-فراغت در نقطه‌ی مماسی خط بودجه بر منحنی بی‌تفاوتی اتفاق می‌افتد. در شکل ۱-۲، نقطه‌ی p ، چنین حالتی را نشان می‌دهد که در آن میزان مطلوب ساعت کاری اختیاری با h^* و میزان مطلوبیت متناظر آن با u_2 نشان داده شده است. در این حالت، با فرض کار کردن فرد به میزان h^* ، به طور مستقیم میزان ساعات فراغت نیز معین می‌شود. در حقیقت، انتخاب p ، یک راه حل میانی برای عرضه‌کننده‌ی نیروی کار است که در انتخاب ساعت کاری خود، با هیچ قیدی روبرو نیست.

حال فرض می‌شود که اعمال قانون توسط دولت یا چانهزنی‌های اتحادیه‌های کارگری، منجر به اجرای مقررات مربوط به ساعت کاری استاندارد شود، که در نتیجه‌ی آن hs ، میزان ساعت کاری استاندارد (قانونی) تعریف شده است. در این حالت، فرد ملزم می‌شود از نقطه‌ی p به نقطه‌ی c حرکت کرده و به میزان $h^* > hs$ کار نماید. در این جا، فرد عرضه‌کننده‌ی کار، مایل به قبول شرایط جدید و عرضه ساعت کار است زیرا میزان

مطلوبیت (u_1) متناظر با نقطه‌ی c ، بیشتر از میزان مطلوبیت حالت جایگزین (u_0) که در آن ساعت کاری فرد برابر با h^* است. بنابراین، در این حالت، فرد به اصطلاح دچار "پرکاری"^۱ می‌شود. ممکن است ترجیحات عرضه‌کننده‌ی نیروی کار به سبب دریافت یک تعییض قیمتی دستمزد جایه‌جا شود، در این حالت، دولت با اعمال مقررات اضافه‌کار، بنگاه را ملزم به پرداخت دستمزد اضافه کار برای ساعات کاری پس از hs می‌شود. در وضعیت جدید، افزایش شب خط بودجه $c-d$ ، نشان‌گر این ضریب افزایش دستمزد اضافه کاری است و نقطه‌ی h^* را قبلی را با ساعت افزایش دستمزد اضافه کاری نشان می‌دهد. البته این مسئله، می‌تواند منجر به کاری $(h - hs)$ و مطلوبیت u_2 نشان می‌دهد. نتایج متفاوتی شود و بسته به ترجیحات نیروی کار، ممکن است سبب افزایش یا کاهش ساعت اضافه کاری عرضه شده توسط آنها شود. در شکل ۲-۲، حالتی از خمیدگی به عقب منحنی‌های بی‌تفاوتی (u_2) نشان داده شده است. همان‌طور که دیده می‌شود،

افزایش دستمزد ساعت اضافه کاری (از شیب خط $c-d$ به شیب خط $j-d$)، منجر به کاهش ساعت اضافه کاری عرضه شده توسط نیروی کار به میزان $h-h_1$ شده است.



شکل ۲-۲ اضافه کاری و عقب خمیدگی در منحنی بی تفاوتی

سناریوهای بالا، واکنش‌های متفاوتی را در پاسخ به اعمال مقررات دستمزدی اضافه کار پیش‌بینی می‌کنند، که این تفاوت نتایج، به عوامل مختلفی همانند طبیعت بازار کار، ترجیحات بنگاه و ترجیحات نیروی کار باز می‌گردد. این مسئله، اهمیت انجام مطالعه‌ی تجربی را برای رسیدن به درک کامل‌تری از بازار کار کشورمان، بیش از پیش نمایان می‌کند.

۳- ادبیات تجربی

ادبیات تجربی اضافه کاری، به طور مشخص به دو شاخه تقسیم می‌شود. شاخه اول، مطالعات انجام گرفته بر طرف تقاضا (در سطح بنگاه) و شاخه دوم مطالعات انجام گرفته بر طرف عرضه (در سطح فرد) می‌باشد. شاخه‌ی دوم که مورد توجه ماست، غالباً به رابطه‌ی عرضه‌ی اضافه کاری با عوامل مؤثر احتمالی می‌پردازد. می‌توان گفت که بخش چشم‌گیری از مطالعات تجربی، به تأثیر کاهش ساعت کار بر اشتغال- به ویژه در (اروپا)، پرداخته و تحقیقات در مورد ویژگی‌های ساعت اضافه کار و تأثیر سیاست

افزایش نرخ دستمزد اضافه کار بر آن، به این مقدار، گستردگی نیست. با این وجود بیشتر مطالعات در این حوزه نتیجه می‌گیرند که نرخ دستمزد بالا برای اضافه کاری و مقررات ساعت کار هفتگی، در کوتاه مدت سبب افزایش نسبت اشتغال به ساعت کار سرانه‌ی کارگر می‌شود. (نگاه کنید به اهرنبرگ و شومن (۱۹۸۲))^۱. از سوی دیگر، از آنجایی که نرخ‌های دستمزد بالا برای اضافه کاری سبب افزایش هزینه‌های نیروی کار می‌شوند و از این رو دارای اثرات منفی بر تقاضا برای کارگران و تعداد ساعت کار هستند، این نتیجه، نمی‌تواند به طور حتم بر اثرات مثبت بر اشتغال دلالت داشته باشد. ترجو (۱۹۹۳)^۲، با مطالعه‌ی تأثیر مقررات دستمزدی اضافه کاری نتیجه می‌گیرد که در حضور اتحادیه‌های کارگری، گستردگی پرداخت نرخ بالاتر برای اضافه کاری افزایش یافته ولی تعداد ساعت و احتمال اصابت آن برای نیروی کار، کاهش می‌یابد. هامرمش و ترجو^۳ (۲۰۰۰)، بیان می‌کنند که پاسخ رفتاری بنگاه‌ها به مقررات دستمزدی اضافه کاری، تابعی از ساختار هزینه‌های نیروی کار، انعطاف پذیری دستمزدها و طبیعت نهاده‌های نیروی کار، از جمله اتحادیه‌هاست. ترجو (۱۹۹۷) نیز، تأثیر اعمال مقررات دستمزدی بر ساعت اضافه کار را با استخراج تغییرات سری زمانی ساعت اضافه کاری کارکنان مورد اصابت، بررسی می‌کند و نتیجه می‌گیرد که تأثیر این سیاست بر اشتغال، بسته به میزان انعطاف پذیری دستمزد ساعت عادی کار، می‌تواند مؤفق یا ناموفق باشد. وی نتیجه می‌گیرد که اعمال مقررات برای افزایش دستمزد ساعت اضافه کار، لزوماً سبب عدم استفاده‌ی بنگاه‌ها از کارکنان خود در ساعت اضافه کاری نمی‌شود. باتاچاریا، دلیر و مکوردی^۴ (۲۰۰۲) نیز، تأثیر تغییر در مقررات دستمزدی اضافه کار را بر ساعت اضافه کاری در ایالت کالیفرنیا، بررسی و آن را مؤثر گزارش می‌کنند. لوگای و شریبر^۵ (۲۰۰۶) نیز کارایی سیاست‌های تسهیم کار در فرانسه را سی سال پس از اعمال آن‌ها بررسی کرده‌اند. از پژوهش‌های جدیدتر در این عرصه نیز می‌توان به مطالعه‌ی ریوسو و فن آورس^۶ (۲۰۰۸)، در مورد اثرات متقابل ساعت کاری و بیکاری بر هم اشاره کرد.

1- Ehrenberg & Schumann.

2- Trejo.

3- Hamermesh & Trejo.

4- Bhattacharya, DeLeire & MaCurdy.

5- Logeay C, Schreiber.

6- Raposo & van Ours.

۳-۲- تصویری از پژوهش‌های پیشین: عرضه ساعت اضافه کاری در سطح فردی بسیاری از پژوهش‌های انجام گرفته در سطح فردی^۱ که به مطالعه‌ی تمایل اضافه کاری و میزان ساعت آن می‌پردازند، بر دو بازار کار با سرشت کاملاً متفاوت، تمرکز داشته‌اند. در یک سرطیف، بازار کار ایالات متحده‌ی آمریکاست که بسیار تنظیم شده با مقررات^۲ است. در این بازار، تعریف ساعت مورد شمول قانون اضافه کاری و حداقل میزان دستمزد ساعت اضافه کار، کاملاً توسط قوانین و مقررات، بیان و تنظیم شده است. در سر دیگر این طیف، بازار کار بریتانیا، بازاری کم مقررات و آزاد (حداقل در زمینه‌ی قوانین اضافه کاری) به شمار می‌رود. در وسط طیف و در میان این دو نوع بازار کار، کشور آلمان قرار دارد که مقررات اضافه کاری در حد ایالات متحده را تجربه نکرده است. با این حال، سیاست‌های اقتصادی دولت‌های جدید و فشار اتحادیه‌های کارگری، سبب اعمال مقررات اضافه کاری بیشتری نسبت به بریتانیا شده است. مطالعات پیشگامانه‌ای برای بازار کار ایالات متحده توسط ترجو (۱۹۹۳) انجام گرفته است، که این مطالعات به بررسی شواهد خرد^۳ از تمایل به اضافه کار و ساعت اضافه کاری، می‌پردازد. بائر و زیمرمن (۱۹۹۹) نیز یافته‌های خویش در این موارد را برای آلمان ارایه می‌دهند. هم‌چنین مطالعه‌ی مشابهی توسط بل و هارت (۱۹۹۹) برای بریتانیا انجام گرفته که در این قسمت بررسی شده است.

برای بریتانیا، متغیر دستمزد ساعتی استاندارد، تأثیر منفی بر میزان ساعت اضافه کاری داشته است. این تأثیر، با اثر درآمدی طرف تقاضا، کاهنده بودن تولید حاشیه‌ای ساعت اضافه کار^۴ برای طرف تقاضا و هم‌چنین تلفیقی از این دو اثر، سازگار است.^۵ ترجو (۱۹۹۳)، اثر جانشینی معنادار و مثبتی را برای ساعت اضافه کار نسبت به دستمزد ساعتی برای ایالات متحده گزارش می‌کند، بنابراین، با غلبه‌ی اثر جانشینی، نتایج معکوسی در بازار کار آمریکا گزارش می‌نماید. این تضاد میان یافته‌های آمریکا و بریتانیا، ممکن است نمایان گر تفاوت بازارهای کم مقررات و پرمقررات در مسئله‌ی اضافه کاری باشد. افزایش دستمزد ساعتی استاندارد در ایالات متحده، ممکن است

1- Individual Based.

2- Regulated.

3- Micro Evidence.

4- Decreasing Marginal Productivity of Overtime Hours.

5- این مسئله، می‌تواند به عنوان خروج از پروسه‌ی چانه‌زنی طرفین نیز تفسیر شود.

کارگران را به چشم‌پوشی از ساعات فراغت، در جهت بهره‌گیری از درآمد نسبتاً بالای اضافه کاری، تشویق کند (توجه کنید که طبق قوانین کار در آمریکا، کارفرما ملزم است حداقل ۱,۵ برابر دستمزد ساعتی استاندارد را به عنوان دستمزد اضافه کاری، پردازد، بنابراین با افزایش دستمزد ساعتی استاندارد، دستمزد اضافه کاری نیز، بیشتر افزایش می‌یابد).

نتایج بریتانیا نشان می‌دهد که ساعات هفتگی استاندارد، با اضافه کاری، رابطه‌ی منفی داشته‌اند. هنگامی که این یافته، با نتایج یاد شده در مورد دستمزد استاندارد تلفیق می‌شود، می‌تواند نشان‌گر یک اثر درآمدی در طرف عرضه ساعات کاری باشد. بنابراین، می‌توان گفت که درآمد استاندارد کمتر، محرك عرضه ساعات اضافه کاری بیش‌تر توسط نیروی کار، به منظور افزایش درآمد کل خویش است. از نگاه طرف تقاضا نیز، قضیه روشن است. در یک بازار کم مقررات، هزینه استخدام نیروی کار جدید (استخدام، بیمه، آموزش، هزینه‌های رفاهی...) نسبت به هزینه‌های اضافه کاری نیروی حاضر، بسیار بیش‌تر است، بنابراین، ساعات کاری کمتر سبب افزایش تقاضای اضافه کار توسط بنگاه‌ها می‌شود. این نتیجه در مورد یافته‌های آلمان، تکرار نشده است. در بازار کار آلمان، ساعات هفتگی استاندارد، با اضافه کاری، رابطه‌ی مثبت داشته است. البته میزان این تأثیرات، بسیار کوچک بوده است، با این حال، این نتیجه‌گیری با نتایج هوبلر^۱ (۱۹۸۹) در مورد آلمان، در تضاد است.^۲ در مطالعه‌ی مورد بررسی در مورد آلمان، چنین نتیجه‌گیری می‌شود که احتمال اضافه کاری با افزایش ساعات کار، کمتر می‌شود.

۴- روش‌های برآورد - مدل‌های اقتصاد سنجی پژوهش

روش‌های اقتصادسنجی با متغیر وابسته‌ی گسسته، از اصلی‌ترین روش‌هایی است که در حوزه‌ی مطالعات بازار کار استفاده می‌شود، به طوری که مثال‌های رایج این روش‌ها در متون اقتصادسنجی، غالباً مطالعات بازار کار است. با توجه به ماهیت انتخاب اضافه کاری لازم است از روش تحلیل اقتصادسنجی مناسب برای یک فرآیند انتخاب

1- Hubler.

۲- هوبلر (۱۹۸۹)، گزارش می‌کند که اثرات اضافه کاری، کاملاً بر نتایج پیش‌بینی شده‌ی طرف تقاضای تئوری بازار کار، منطبق‌اند. در یافته‌های وی، ساعات اضافه کار، با نرخ درآمد و ساعات کار استاندارد، رابطه‌ی منفی داشته و با هزینه‌های غیر پولی استخدام (استخدام، بیمه، آموزش، هزینه‌های رفاهی...، رابطه‌ی مثبت دارد.

مضاعف، استفاده شود، که در سال‌های اخیر به تکرار در تحلیل‌های اقتصادی بازار کار و مهاجرت نیروی کار استفاده شده است. مدل نظری ارائه شده در بخش دوم، به تصمیم به اضافه کاری در میان شاغلان در پی اعمال مقررات اضافه کاری می‌پردازد. بنابراین، در صورتی که عوامل مؤثر بر اصابت اضافه کاری بر گروه شاغلان، تخمین زده شود، ممکن است دچار خطای انتخاب نمونه (به علت سانسور کردن نمونه) شویم، زیرا اگر بخواهیم معادله‌ی ساعات اضافه کار را بر اساس ویژگی‌های اقتصادی، اجتماعی، منطقه‌ای و ویژگی‌های طرف تقاضای نیروی کار برای کل جامعه برآورد کنیم، در این حالت، دستمزدها و ساعات اضافه کار نمی‌توانند برای افراد غیر شاغل و یا افراد بدون اضافه کاری مشاهده شوند، چون این افراد بنا به دلایلی وارد بازار کار یا بازار اضافه کار نشده‌اند و دستمزدی از این جهت دریافت نمی‌کنند، در این صورت گفته می‌شود که نمونه‌ی سانسور شده است، زیرا تنها داده‌های زیر مجموعه‌ای از کل جمعیت قابل دسترس است. در این وضعیت، استفاده از مدل‌های مناسب برای نمونه‌های سانسور شده و روش‌های تصحیح خطای انتخاب نمونه، ضرورت دارد. مطالعه‌ی حاضر نیز، این جهت مستثنی نبوده است. در نتیجه، تلاش شده است که دقیق‌ترین و کامل‌ترین روش‌ها برای انجام برآوردهای سازگار استفاده و با استفاده از روش تصحیح خطای مضاعف، هر دو خطای ناشی از انتخاب نمونه تصحیح شوند. در ادامه به معرفی مختصراً از روش‌های اقتصادسنجی انتخاب منفرد و انتخاب مضاعف، پرداخته می‌شود.

۴-۱- انتخاب نمونه‌ی منفرد^۱

مسئله‌ی انتخاب نمونه و خطای حاصل از آن، توجه زیادی را در میان ادبیات اقتصادسنجی، به خود جلب کرده است. مثال رایج برای این مسئله، زمانی است که خروجی متغیر مدل، تنها توسط قسمتی از نمونه‌ی اصلی (زیر نمونه)، مورد مشاهده قرار گیرد. در این حالت (یا حالات مشابه دیگر) برآوردهای به دست آمده توسط رگرسیون‌های رایج خطی، نسبت به پارامترهای جمعیت، ناسازگار خواهند بود، مگر در حالتی که زیر نمونه‌ی مذکور، به طور استثنای زیر مجموعه‌ی^۲ تصادفی از نمونه‌ی اصلی

1- Single Sample Selection.
2- Random Subset.

باشد. با وجود این که مسئله انتخاب، غالباً به عنوان مشکلی ناشی از فقدان داده‌ها^۱ یا سانسورسازی به نظر می‌رسد، هسته‌ی اصلی مشکل، نه کمبود مشاهدات از متغیر خروجی، بلکه گنجاندن غیرتصادفی متغیرها در زیر نمونه‌ی انتخاب شده است. مشکل از آن جا ریشه می‌گیرد که رگرسیون‌های خطی موجود، از تخمین سازگار پارامترها (حتی بر روی نمونه‌ی اصلی)، زمانی که جزء اخلال معادله‌ی انتخاب و رگرسیون همبسته باشند، ناتوان می‌مانند.

روش‌های حل این مشکل برای انتخاب واحد، به طور معمول با فرض نرمال بودن توزیع نمونه‌ی اصلی، اطلاعات کیفی از پروسه‌ی انتخاب را با فرض ساختار چند مقداری نرمال^۲ وارد مدل رگرسیون می‌کنند و تصحیح خطای ناشی از انتخاب، تخمین‌های سازگاری از جامعه‌ی اصلی، ارائه می‌دهد. مشهورترین توسعه نظری روش مذکور، توسط هکمن (۱۹۷۶ و ۱۹۷۹)، انجام شده است.

مدل عمومی

$$y_{1i} = X_i \beta_1 + u_{1i} \quad (1-4) \quad (\text{برای کسانی که اضافه‌کاری می‌کنند})$$

$$y_{2i} = X_i \beta_2 + u_{2i} \quad (2-4) \quad (\text{برای کسانی که اضافه‌کاری نمی‌کنند})$$

(این مطالعه ما برابر با صفر)

$$I_i^* = Z_i \gamma + \varepsilon_i \quad (3-4)$$

$$\begin{cases} I_i = 1 & \text{اگر} & I_i^* > 0 \\ I_i = 0 & \text{اگر} & I_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (4-4) \text{ و } (5-4)$$

در نتیجه مقدار مشاهده شده y_i ، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{cases} y_i = y_{1i} & \text{اگر} & I_i = 1 \\ y_i = y_{2i} & \text{اگر} & I_i = 0 \end{cases} \quad (6-4) \text{ و } (7-4)$$

و کواریانس آن‌ها به صورت زیر نوشته می‌شود:

1- Missing Data.

2- Multivariate Normal Structure.

$$\text{cov}(u_{1i}, u_{2i}, \varepsilon_i) = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \sigma_{1\varepsilon} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} & \sigma_{2\varepsilon} \\ \sigma_{1\varepsilon} & \sigma_{2\varepsilon} & 1 \end{bmatrix} \quad (8-4)$$

با فرض نرمال بودن، می‌توان برای هر فرد نوشت:

$$u_{1i} = y_{1i} - E(y_{1i} | I_1 = 1) = y_{1i} - X_i \beta_2 + \sigma_{2\varepsilon} \phi(Z_i \gamma) / \Phi(Z_i \gamma) \quad (9-4)$$

با توجه به این مطالب، در صورت رویارویی با مسأله‌ی انتخاب نمونه، نحوه تخمین ضرایب مدل به صورت زیر خواهد بود:

از کل نمونه، همراه با تخمین s ، می‌توان مقدار $\phi(Z_i \gamma) / \Phi(Z_i \gamma)$ را برای هر مشاهده‌ی مورد انتخاب محاسبه کرد، سپس با گنجاندن این متغیر در مدل، می‌توان معادله را برآورد و نتایج سازگاری آن استخراج کرد. از این فرآیند دو مرحله‌ای که برمبنای مطالعه‌ی مشهوری از هکمن^۱ (۱۹۷۶) طراحی شده است، غالباً با نام مدل هکیت دومرحله‌ای^۲، مطرح می‌شود.

۴-۳- انتخاب نمونه‌ی مضاعف^۳

با وجود این که مدل انتخاب نمونه، کاملاً توسعه، یافته و مورد استفاده است، گسترش تئوریک این مسأله برای انتخاب مضاعف (دوگانه) چندان مورد استفاده قرار نگرفته است، که علت آن می‌تواند پیچیدگی به کارگیری این روش باشد. با این حال، ادبیات موجود در این زمینه، کاملاً دقیق و شفاف بوده و ابزارهای ارزشمندی در اختیار محققان قرار می‌دهد. سابقه‌ی توسعه‌ی مدل انتخاب نمونه برای انتخاب چندگانه، به مطالعات پژوهش‌گرانی همچون بهرمن، ولف و تونالی^۴ (۱۹۸۱)، هم^۵ (۱۹۸۲)، ونتی و وایز^۶ (۱۹۸۲) و بسیاری دیگر باز می‌گردد. با این حال، صورت‌بندی اصلی این مدل‌ها، توسط تونالی^۷ (۱۹۸۶)، انجام گرفت که در مطالعه‌ی ما نیز روش وی، مورد تأکید بوده است.

1- Heckman (1976).

2- Two Step Heckit Model.

3- Double Sample Selection.

4- Behrman, Wolfe & Tunali.

5- Ham.

6- Venti & Wise.

7- Tunali.

۳-۳-۴ مدل عمومی

مدل عمومی که در اینجا استفاده می‌شود، مدل معرفی شده توسط هکمن (۱۹۷۶) همراه با گنجاندن معادله‌ی دوم انتخاب در داخل مجموعه است. برای فرد i ام درون نمونه‌ی تصادفی، داریم:

$$\begin{cases} Y_{1i}^* = \beta'_1 X_{1i} + U_{1i} \\ Y_{2i}^* = \beta'_2 X_{2i} + U_{2i} \\ Y_{ri} = \beta'_r X_{ri} + \sigma_r U_{ri} \end{cases} \quad (10-4)$$

که در بالا، X_{mi} ها، بردارهای $Km \times 1$ تایی از متغیرهای توضیحی ($m=1,2,3$)، β_m ها، بردارهای $Km \times 1$ تایی از ضرایب مجهول، U_{mi} یک پارامتر مقیاس^۱ مجهول و U_{ri} ها، جزء اخلاق‌هایی با متوسط صفر و ماتریس کواریانس زیر هستند:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 1 & \rho & \rho_{12} \\ \rho & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{12} & \rho_{23} & 1 \end{bmatrix} \quad (11-4)$$

با تعریف دو متغیر دومقداری D_1 و D_2 برای تعیین خروجی دو معادله‌ی انتخاب، می‌توان افراد درون نمونه‌ی اصلی را، به صورت زیر دسته‌بندی کرد:

$$D_1 \begin{cases} 1 & \text{اگر} & Y_1^* > 0 \\ 0 & \text{اگر} & Y_1^* \leq 0 \end{cases} \quad (12-4)$$

$$D_2 \begin{cases} 1 & \text{اگر} & Y_2^* > 0 \\ 0 & \text{اگر} & Y_2^* \leq 0 \end{cases} \quad (13-4)$$

می‌توان چنین گفت که مقادیر Y_3 مشاهده می‌شوند، اگر و فقط اگر $D_2=1$ باشد که به نوبه خود زمانی حاصل می‌شود که $Y_1^* = 1$ و $Y_2^* = 1$ باشند. هدف اصلی این مدل، تخمین ویژگی‌های معادله‌ی هدف است که در آن، متغیرهای Y_1^* و Y_2^* پیوسته ولی مشاهده‌ناپذیر هستند. با توجه به صورت بندی بالا، می‌توان معادله‌ی رگرسیون تصمیم را برای مشاهدات Y_i به صورت زیر بازنویسی کرد:

1- Scale Parameter.

$$E(Y_3 | Y_1 = 1) = \beta'_3 X_3 + \sigma_3 E(U_3 | Y_1 = 1) \quad (14-4)$$

$$= \beta'_3 X_3 + \sigma_3 E(U_3 | Y_1^* > 0, Y_2^* > 0) \quad (15-4)$$

که در آن، امید شرطی Y_2^* ، نشانگر خروجی مشترک دو قاعده‌ی انتخاب است.

اگر $0 \neq E(U_3 | Y_1^* > 0, Y_2^* > 0)$ باشد، رگرسیون خطی Y_{3i} بر روی X_{3i} ، منجر به تخمین ناسازگار پارامترهای معادله‌ی تصمیم می‌شود. تخمین سازگار معادله‌ی رگرسیون هدف، نیازمند داشتن اطلاعاتی از شکل امید شرطی $E(U_3 | Y_1^* > 0, Y_2^* > 0)$ و بهدلیل آن، توزیع شرطی جزء اخلال است. برای رسیدن به این توزیع، اعمال چارچوب اضافی بر مدل مورد نیاز است. این چارچوب، به وسیله‌ی تعیین یک وضعیت سه مقدارهی نرمال^۱ تشکیل می‌شود و با استفاده از اطلاعات جداسازی نمونه‌ای^۲، ما را به تخمین امید شرطی مجھول سمت راست معادلات ۱۵-۴ و ۱۴-۴ تا میزان ثابت تناسب^۳ قادر می‌کند. در نتیجه‌ی این عملیات، می‌توان بردار ضرایب رگرسیون خطی بالا را بدست آورد.

فرض می‌کنیم که دو قاعده (معادله) انتخاب در مدل ما، مستقل از هم باشند ($\rho = 0$)، این فرض، بدین معنی است که متغیرهای مشاهده نشده برای معادله‌ی اول انتخاب، با متغیرهای مشاهده نشده برای معادله‌ی دوم انتخاب، نابسته هستند. می‌توان نشان داد که در صورت مستقل بودن دو قاعده‌ی انتخاب، معادله‌ی ۱۴-۴ برای حالت تصادفی^۴، به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$Y_3 = \beta'_3 X_3 + \sigma_3 \rho_{13} \lambda_1 + \sigma_3 \rho_{23} \lambda_2 + W_3 \quad (16-4)$$

که در آن W_3 ، عبارت باقیمانده‌ها و ضرایب لامبدا، به صورت زیر تعیین می‌شوند:

$$\lambda_1 = \phi(\beta'_1 X_1) / [1 - \Phi(\beta'_1 X_1)] \quad (17-4 \text{ الف})$$

$$\lambda_2 = \phi(\beta'_2 X_2) / [1 - \Phi(\beta'_2 X_2)] \quad (17-4 \text{ ب})$$

که در آنها $(\cdot)\phi$ و $(\cdot)\Phi$ ، به ترتیب، نمادهای تابع چگالی توزیع نرمال استاندارد شده و تابع توزیع تجمعی هستند. معادلات (۱۷-۴ - الف) و (۱۷-۴ - ب)، عبارات آشنای ادبیات انتخاب نمونه می‌باشند که توسط روش پربویت دوگانه^۵، قابل محاسبه‌اند. با

1- Trivariate Normal Specification.

2- Sample Separation Information.

3- Constant of Proportionality.

4- Stochastic Version.

5- Bivariate Probit.

گنجاندن این دو مقدار در معادله‌ی رگرسیون و تصحیح خطای می‌توان به برآوردهای سازگاری در مدل انتخاب مضاعف رسید. به طور کاربردی، تصحیح خطای انتخاب مضاعف به روش فوق، در دو مرحله انجام می‌پذیرد:

مرحله‌ی اول؛ ابتدا با استفاده از مدل پربویت دوگانه، پارامترهای معادلات انتخاب اول و دوم را به دست می‌آید. با به دست آوردن این پارامترها و محاسبه باقیمانده‌ی رگرسیون‌ها، توابع چگالی توزیع نرمال استاندارد شده و تابع توزیع تجمعی برای هر یک از معادلات انتخاب، محاسبه می‌نماییم.

در مرحله‌ی دوم؛ با بنای نسبت لامبدا (معادله‌ی ۱۷-۴) برای هر دو معادله و گنجاندن آن‌ها در معادله‌ی هدف (به صورتی که در معادله‌ی ۱۶-۴ آمده است)، ضرایب لامبدا، برآورد^۱ و در صورت معناداری، خطای مضاعف انتخاب، گزارش می‌شود. عدم معناداری این ضرایب به این مفهوم است که متغیرهای مؤثر در قواعد انتخاب، منجر به حصول یک زیر نمونه‌ی کاملاً تصادفی از نمونه‌ی اصلی شده‌اند. در این حالت، خطای انتخاب مضاعف، وجود نداشته و می‌توان با حذف متغیرهای لامبدا، رگرسیون خطی متعارفی انجام داد و نتایج سازگاری از آن استخراج کرد. نکته‌ی قابل توجه دیگر، احتمال درون‌زایی متغیر دستمزد ساعتی در معادله‌ی (۱۶-۴) است. به همین سبب، معادله‌ی (۱۶-۴)، با استفاده از متغیرهای ابزاری^۲، برآورد و سپس درون‌زا بودن متغیرهای دستمزدی فرد، با استفاده از روش هاسمن^۳ (۱۹۸۳)، آزمون می‌شود.

۵- جامعه‌ی آماری، حجم نمونه، روش‌های نمونه‌گیری

جامعه‌ی آماری در این پژوهش، اعضای خانوارهای شهری حاضر در "نمونه‌گیری آماری از هزینه درآمد خانوار" سال ۱۳۸۵، منتشر شده توسط مرکز آمار ایران، با حجم نمونه‌ی ۱۴۱۷۵ خانوار است. از آن‌جایی که این آمارگیری، در مقیاس خانوار طبقه‌بندی شده و اطلاعات اعضای هر خانواده، نسبت به سرپرست گزارش شده است، برای تحلیل داده، بنای یک کد شناسایی واحد برای هر فرد حاضر در مجموعه، ضروری است. این کد از ترکیب شماره‌ی خانوار با شماره‌ی ردیف اعضای هر خانواده، ایجاد می‌شود و

۱- این ضرایب، در مدل هکیت، همان ضریب "معکوس نسبت میل" است که به علت وارد کردن تک خطای انتخاب در مدل، تنها یک ضریب از آن گزارش می‌شود

2- Instrumental Variable.

3- Hausman.

مخصوص هر فرد می‌باشد. تعداد کل نمونه (افراد) در این مجموعه داده‌ها، ۵۷۹۸۶ نفر است.

از آن جا که این طرح به بررسی عوامل تمایل به اضافه کاری و ساعات آن می‌پردازد، برای تحلیل معادله‌ی اصابت ساعات اضافه کار^۱، افراد شاغل، بر مبنای ستون شاغل/ بیکار مندرج در قسمت درآمدی مزد و حقوق بگیران، انتخاب شده‌اند. تعداد کسانی که در ماه گذشته^۲، مزد یا حقوق بیشتر از صفر برایشان گزارش شده، ۹۹۳۵ نفر بوده است. همان‌طور که در خلاصه‌ی پژوهش تأکید شده است، مدل تئوریک تحلیل ما، بر روی افراد تک شغله مرکز است، بنابراین، حضور افراد دو یا چند شغله، سبب ایجاد خطای در نتایج تحلیل می‌شود.^۳ برای شناسایی این افراد، با بررسی کد شغلی، افرادی که دو یا چند شغل حقوق بگیری داشته‌اند، از داده‌ها حذف شده‌اند. هم‌چنان، با انطباق کد واحد فردی، افراد مشترکی که در بخش مشاغل آزاد نیز درآمد ماه قبل شان ثبت بود، از داده‌ها خارج شده‌اند. معیار دیگر برای تصفیه افراد غیر تک شغله، ستون‌هایی از قسمت درآمدهای متفرقه خانوار بوده است. افرادی که "درآمد حاصل از محل فروش مصنوعات ساخته شده توسط اعضای خانوار" در ماه گذشته برای شان ثبت گزارش شده است، بنا به احتمال نک شغله نبودن، از مجموعه داده‌ها کنار گذاشته شده‌اند. در نهایت، تعداد ۸۷۷۷ نفر فرد شاغل تک شغله برای تخمین معادله‌ی اصابت اضافه کاری، در معادلات وارد شده‌اند.

جداول ۱-۵ و ۲-۵، شامل خلاصه‌ای از آمارهای توضیحی برای دو حجم نمونه‌ی شاغلان و شاغلان دارای اضافه کاری و تعریف‌های آن‌هاست که در ادامه آورده می‌شود.

1- Selection Equation.

۲- برای ما، درآمدهای مستمر یا غیرمستمر در ماه گذشته ملاک بوده است، بنابراین در سانسور کردن افراد غیرشاغل، وجود درآمد کل ماه گذشته مورد نظر بوده است.

۳- از آن جا که داده‌های درآمدی ما از قسمت درآمد خانوار از مشاغل مزد و حقوق بگیری استخراج شده است، طبیعتاً، تعداد کمی از این افراد، شغل آزاد یا شغل حقوق بگیری دوم (یا چندم) داشتند.

جدول ۵-۱- آمارهای توصیفی از نمونه‌ی افراد شاغل

Descriptive Statistics	حجم نمونه‌ی کل شاغلان		حجم نمونه‌ی شاغلان با اضافه‌کاری	
	Mean	Std. Deviation	Mean	Std. Deviation
Age	۳۴,۸۷۷	۱۱,۳۲۸	۳۴,۳۳۷	۱۱,۳۱
Gender	.۸۰۲۰	.۳۴۵۰	.۰,۹۲۰	.۰,۲۷۱
Weekly Hours	۴۸,۹۹۹	۱۰,۶۸۲	۵۶,۲۲۹	۱۱,۳۳۸
Weekly Overtime	۸,۰۵۹	۱۰,۱۹۷	۱۱,۲۴۲	۱۰,۴۰۳
Married	.۰,۷۳۲	.۰,۴۴۲	.۰,۷۲۹	.۰,۴۴۴
Normal Hourly Wage (Net)	۱۲۰,۸۱,۷۵	۹۸۵۹,۴۴	۱۰۴,۹۹,۳	۷۴۳۸,۰۲۳
Overtime Hourly Income (Net)	۱۰,۳۴۳,۶۴	۱۹۹۳۶,۳۳	۱۴۴۲۷,۵۹	۲۲۲۵۹,۳۴
Last Month's Total Income (Net)	۲۳۴,۲۴۲۰	۱۶۷۵۲۸۱	۲۴۲,۹۷۸۷	۱۷۱,۰۵۴۴
Number of Non-working Children	۱,۳۸۶	۱,۴۷۲	۱,۳۸۶	۱,۴۷۲
Number of Working Children	.۰,۰۹۲	.۰,۳۷۱	.۰,۰۹۰	.۰,۳۷۴
Other Income	۸۶۰,۲۲,۰۴	۴۰۱,۳۶۹,۹	۸۱۶,۶۲,۲۹	۴۰۸,۰۹۴,۷

جدول ۵-۲- معرفی و توضیحات مربوط به نحوه تولید متغیرها

متغیر	توضیحات
سن	متغیر گسته‌ی سن افراد شاغل
مجذور سن	مجذور سن
جنس	۰ شاغلان زن ۱ شاغلان مرد
وضع شغلی	۱ بخش عمومی ۲ بخش تعاونی ۳ بخش خصوصی
متغیر مجازی اضافه کار	تعداد ساعت‌کار در هفته ≥ 44 تعداد ساعت‌کار در هفته < 44
تعداد ساعت‌کار در هفته	میزان ساعت‌های کار در روز * تعداد روزهای کار در هفته
تعداد ساعت‌کار در هفت‌هفته	(۴۴- تعداد ساعت‌کار در هفته) مقادیر ثبت مقادیر منفی و صفر
وضعیت تأهل	۰ هرگز ازدواج نکرده ۱ بی‌همسر براثر فوت همسر + بدون فرزند فاقد درآمد ۲ بی‌همسر بر اثر طلاق + بدون فرزند فاقد درآمد
تحصیلات	۱ دارای همسر ۱ بی‌همسر براثر فوت همسر + دارای فرزند فاقد درآمد ۱ بی‌همسر بر اثر طلاق + دارای فرزند فاقد درآمد
مجذور تحصیلات	۰ بی‌سواد ۱ باسواد تا پایان دوره ابتدایی ۲ پایان دوره راهنمایی تحصیلی ۳ دیپلم، پایان متوسطه و پیش‌دانشگاهی ۴ مدرک کاردانی یا کارشناسی ۵ مدرک کارشناسی ارشد و بالاتر
نرخ ساعتی دستمزد استاندارد (حال)	نرخ ساعتی دستمزد استاندارد (مزد و حقوق و مزایای مستمر ماه گذشته / ۴۴ ساعت) *(\frac{۷}{۳})
نرخ ساعتی دستمزد اضافه کاری (حال)	(مزایای غیرمستمر ماه گذشته / تعداد ساعت‌کاری در ماه) *(\frac{۷}{۳})
کل درآمد ماه گذشته (حال)	مجموع درآمد (مستمر + غیر مستمر)
تعداد فرزندان فاقد درآمد	تعداد فرزندان غیر شاغل برای سرپرست خانوار و همسر
تعداد فرزندان دارای درآمد	تعداد فرزندان شاغل برای سرپرست خانوار و همسر
درآمدهای غیر شغلی	درآمد حاصل از اجاره‌ی محل کسب، باغ، زمین، مستغلات، منزل، حق کسب و درآمد حاصل از حساب پس انداز سپرده‌ی ثابت، سهام، بیمه و نظایران کمک هزینه‌ی تحصیلی، کمک‌های دریافتی خانوار از سازمان‌های اجتماعی دریافتی‌های انتقالی از خانوارهای دیگر.

برآوردها و تحلیل نتایج

در این قسمت، نتایج برآوردهای انجام شده به همراه تحلیلی از این نتایج، ارائه می‌شود. نتایج این مطالعه، بر دو مبنای تقسیم‌بندی شده‌اند. اولین مبنای تقسیم‌بندی نتایج، روش تصحیح خطای انتخاب بوده است، به طوری که در ابتدای فصل، نتایج مدل انتخاب نمونه‌ی واحد و در ادامه مدل انتخاب نمونه‌ی مضاعف، آورده شده است. معیار دیگر تقسیم‌بندی، تابع برآورد شده می‌باشد. در قسمت انتخاب نمونه‌ی واحد، ابتدا نتایج اصابت اضافه‌کاری (تصمیم به اضافه‌کاری) ارائه و در ادامه، نتایج برآورد عوامل مؤثر بر حجم ساعات اضافه‌کاری نشان داده شده است.

۶-۱- نتایج برآورد مدل‌های انتخاب نمونه‌ی منفرد

۶-۱-۱- نتایج برآورد ویژگی‌های اصابت اضافه‌کاری (پروبیت)

ابتدا به مطالعه‌ی نتایج حاصل از برآورد مشخصه‌های تصمیم به اضافه‌کاری (اصابت اضافه‌کاری) پرداخته می‌شود. نتایج حاصل از مرحله‌ی اول از مدل هکیت (پروبیت)، در ستون (۱) جدول ۶-۱ گزارش شده‌اند، که حاوی ضرایب تخمین زده شده و اثرات حاشیه‌ای متغیر بر احتمال اضافه‌کاری فرد می‌باشد. تمامی اثرات حاشیه‌ای، از میانگین کل اثرات، نسبت به متغیر مستقل متناظر، ساخته شده‌اند. برای متغیرهای مجازی نیز تعریف اثر حاشیه‌ای گزارش شده، به صورت تغییر در مقادیر پیش‌بینی شده‌ی مدل، در اثر تغییر گسسته‌ی متغیر مستقل از 0^+ به 1 ، مد نظر بوده است.

جدول ۶-۱- نتایج برآورد اصابت و حجم ساعات اضافه کاری در مدل های انتخاب نمونه واحد

اصابت اضافه کاری		حجم ساعات اضافه کاری		
(۱)	پریویت	(۲) هکیت	(۳) توبیت	روش برآورد
اثر حاشیه ای بر Pr(OT>0)	ضریب (انحراف معیار)	ضریب (انحراف معیار)	ضریب (انحراف معیار)	متغیر توضیحی
.۰۳۸۳	۱,۰۳۰ *** (۰,۰۴۲)	۲,۹۹۴ *** (۰,۶۳۱)	۲,۴۱۲ *** (۰,۴۷۱)	جنسیت
.۰۰۱۵	.۰,۰۴۵*** (۰,۰۰۸)	۱,۰۶۵ *** (۰,۰۱۴)	۰,۰۲۹** (۰,۰۱۴)	سن
- .۰,۰۰۰۲	- .۰,۰۰۰۰۵ *** (۰,۰۰۰۱)	- .۰,۰۱۱ *** (۰,۰۰۳)	--	مجدور سن
.۰,۰۴۸	.۰,۱۴۱ *** (۰,۰۴۷)	۴,۵۶۴ *** (۰,۳۶۰)	۴,۴۲۸ *** (۰,۳۵۰)	وضعیت تأهل
.۰,۰۷۵	.۰,۲۲۹ *** (۰,۰۳۷)	۲,۵۹۶ *** (۰,۳۲۰)	۰,۹۶۰ *** (۰,۰۳۰)	مدرک تحصیلی
- .۰,۰۱۲	- .۰,۰۳۶ *** (۰,۰۰۶)	- .۰۷۰ *** (۰,۰۰۵)	۰,۱۰۴ ** (۰,۰۰۵)	مجدور مدرک تحصیلی
.۰,۰۰۲	.۰,۰۰۵ (۰,۰۱۹)	۱,۶۳۶ *** (۰,۱۵۲)	۱,۶۰۵ *** (۰,۱۰۲)	بخشن شغای
--	--	- .۰,۰۰۰۰۷ *** (۰,۰۰۰)	- .۰,۰۰۰۰۸۳۷ *** (۰,۰۰۰)	دستمزد ساعتی اضافه کار
- .۰,۰۰۰۰۱۳	- .۰,۰۰۰۴ *** (۰,۰۰۰)	- .۰,۰۰۰۸ (۰,۰۰۱)	--	دستمزد ساعتی نرمال
- .۰,۰۰۰	- .۰,۱۰۰-۰۸ (۰,۰۰۰)	- ۱,۷ * ۱۰-۶ (۰,۰۰۰)	۳,۶۸۵-۰۸ (۰,۰۰۰)	درآمد غیر شغلی
--	- .۱,۰۳ *** (۰,۱۷۲)	۲۸,۳۷۷ *** (۱,۲۳۲)	۳,۳۷۷ *** (۰,۹۲۸)	ثابت
- .۰,۰۰۲۶	- .۰,۰۷۹* (۰,۰۴۰)	--	--	تعداد کودکان شاغل
--	--	- ۲,۴۲۶ *** (۰,۰۸۲۰)	--	معکوس نسبت میل (IMR)

*** معنادار در سطح آماری٪ ۱۰ * معنادار در سطح آماری٪ ۵ * معنادار در سطح آماری٪ ۱

متغیر جنسیت (gender)، با علامت مثبت خود، بنا بر نعریف، نشان دهنده تمایل بیشتر به اضافه کاری توسط مردان در بازار کار است، به شکلی که با تغییر جنسیت فرد از زن به مرد، احتمال اضافه کاری وی بیش از ۳۸٪ افزایش می یابد. البته، باقیستی این

نکته را در کنار نرخ مشارکت بانوان در بازار کار در نظر گرفت. به هر شکل، سپردن مسئولیت تأمین معاش اعضا خانواده به آقایان بنابر سنت، فرهنگ و قانون مدنی، می‌تواند از دلایل اصلی این موضوع محسوب شود. در همین راستا، ضریب متغیر موهومی وضعیت تأهل نیز، با داشتن علامت مثبت، مطابق انتظار ما، تصمیم به اضافه کاری در میان کارکنان متأهل را بیشتر از کارکنان مجرد گزارش می‌کند. این موضوع، با در نظر گرفتن هزینه‌های ناشی از تأهل (اضافه شدن هزینه همسر و احتمالاً فرزندان به سبد هزینه‌ها، تغییر در سبک زندگی و ...)، قابل تفسیر است و افراد متأهل، ۵٪ بیشتر از مجردان، تصمیم به اضافه کاری می‌گیرند.

ضرایب تخمین زده شده برای سن فرد، نشان از یک الگوی U شکل معکوس برای تصمیم به اضافه کاری میان فعالان بازار کار دارد. ضریب سن در تابع تخمین اصابت اضافه کاری، مثبت و ضریب محدود سن، منفی است، که بیان از وجود ماکزیمم در شکل الگوی سنی تمایل به اضافه کاری دارد. این پدیده، با در نظر گرفتن افزایش کارایی و توان افراد در سنین جوانی و کاهش تدریجی آن در ادامه زندگی و مواجهه با پدیده‌ی کهولت، قابل توجیه است. هم‌چنین، احتمال انباشت ثروت در طول دوره کاری زندگی فرد و کاهش عرضه ساعات کار، از دیگر حالات توجیه‌گر این وضعیت است. نتایج این قسمت، با نتایج گزارش شده توسط هارت و بل (۲۰۰۰) و بائور (۱۹۹۹) کاملاً همسو است.

متغیر دیگری که در این بین مورد بررسی قرار گرفته، متغیر مربوط به تحصیلات و مدرک تحصیلی فرد است که صورت آخرین مدرک تحصیلی اخذ شده در فصل قبل، آورده شده است. در این مورد نیز دیده می‌شود که نقش تحصیلات در اصابت اضافه کاری به فرد از الگوی U شکل معکوس تبعیت می‌کند، به نوعی که افراد واقع در میانه‌ی طیف مدارک تحصیلی، از احتمال بیشتری نسبت به دو سر طیف برای انجام اضافه کاری برخوردار هستند. ضریب مثبت متغیر تحصیلات، احتمالاً تمایل طرف تقاضا برای به کارگیری فرد تحصیل کرده و متخصص، به میزان بیش از ساعت استاندارد در هفت‌هه را گزارش می‌کند، با این وجود، ضریب منفی محدود این متغیر، نشان از معکوس شدن تدریجی این روند در طیف بالای مدارک تحصیلی دارد. از آن‌جا که ساعت اضافه کاری ثبت شده، به طور ضمنی، نشان‌گر انطباق ترجیحات طرفین عرضه و تقاضای در بازار نیروی کار است، می‌توان چنین گفت که بازار کار کشور ما، شرایط مناسب‌تری

برای اضافه کاری افراد با مدارک متوسط فراهم کرده است. ترجو (۱۹۹۳) نیز نتایج مشابهی (البته برای سال های تحصیل) گزارش می کند.

بخش شغلی فرد، در نتایج تحلیل، سطح معنی داری پایینی را به نمایش گذاشته است. با این حال، علامت مثبت ضریب این متغیر، گرایش وقوع اضافه کاری را در میان کارکنان شاغل در بخش خصوصی، تأیید می کند. این موضوع، منطبق بر مباحث مطرح شده در بحث تقسیم کار است که معمولاً در آن، اضافه کاری در مقایسه با استخدام کارگر جدید، به صرفه تر معرفی می شود. از آن جا که بخش خصوصی، در تخصیص منابع، نسبت به بخش های دولتی و تعاونی، بهینه تر رفتار می کند، طبیعی است که شاهد احتمال بالاتر اضافه کاری در میان شاغلان این بخش باشیم.

دستمزد ساعتی کار استاندارد نیز، دارای ضریب منفی، ولی بسیار کوچک در تخمین ماست. منفی بودن ضریب دستمزد ساعتی کار استاندارد، با رویکرد تحلیل اثر درآمدی این متغیر برای طرف عرضه، هم سو است. همچنین این پدیده با کاهنده بودن تولید حاشیه ای ساعت اضافه کار^۱ برای طرف تقاضا و همچنین تلفیقی از این دو اثر، سازگار است^۲. با این وجود، همان طور که ترجو (۱۹۹۳) گزارش کرده است، برای بازارهای تنظیم شده توسط مقررات، ممکن است کانال دیگری، سبب تغییر علامت این متغیر شود. در بازارهایی که قوانین کارشناس، ضریب دستمزدی برای ساعت اضافه کاری پیش بینی کرده است، افزایش دستمزد ساعتی استاندارد، ممکن است کارگران را به چشم پوشی از ساعت فراغت، در جهت بهره گیری از درآمد نسبتاً بالای اضافه کاری، تشویق کند، زیرا که کارفرما ملزم است حداقل p برابر دستمزد ساعتی استاندارد را به عنوان دستمزد اضافه کاری، بپردازد، بنابراین با افزایش دستمزد ساعتی استاندارد، دستمزد اضافه کاری نیز، بیشتر افزایش می یابد. با غلبه ای این اثر جانشینی بر اثر درآمدی، ممکن است بسته به میزان تنظیم بازار کار به وسیله ای مقررات، در کنار عوامل دیگر، ضریب دستمزد ساعتی کار استاندار، علامت مثبت به خود گیرد. این موضوع، با وجود مقررات زدگی بازار کار کشور ما، در نتایج تخمین، اتفاق نیفتاده است. ولی کوچک بودن ضریب این متغیر را توجیه می کند.

۱- Decreasing Marginal Productivity of Overtime Hours.

۲- این مسئله، می تواند به عنوان خروجی از پروسه‌ی چانهزنی طوفین نیز تفسیر شود.

سایر درآمدهای فرد (درآمدهای غیر شغلی) نیز، با وجود سطح نسبتاً پایین معنا داری، اثر منفی بر تصمیم فرد به اضافه کاری نشان می‌دهند، با این تفسیر که در صورت بهره‌مندی فرد از درآمدهای غیر شغلی، از قبیل درآمد حاصل از اجاره، پس‌انداز سپرده، کمک هزینه و غیره، قسمتی از معیشت نیروی کار تأمین شده و در نهایت تمایل کمتری برای اضافه کاری را در فرد ایجاد می‌کند. علامت منفی برای ضریب متغیر تعداد فرزندان شاغل فرد نیز، به نوعی می‌تواند مشابه مسئله‌ی درآمدهای غیر شغلی تفسیر شود. با افزایش تعداد فرزندان شاغل، والدین، علاوه بر کاهش هزینه خانوار، از یک منبع درآمدی احتمالی نیز، برخوردار می‌شوند که همانند متغیر سایر درآمدهای غیر شغلی، نقش منفی در اصابت اضافه کاری فرد، ایفا می‌کند.

۶-۲- نتایج برآورد حجم ساعات اضافه کاری (هکیت و توبیت)

در این قسمت نیز، پس از محاسبه احتمال اضافه کاری توسط مدل پروبیت و با استفاده از مرحله‌ی دوم مدل هکمن دو مرحله‌ای، خطای انتخاب تصحیح شده و مشخصه‌های تخمین زده شده برای مقدار ساعات اضافه کاری در میان مزد و حقوق بگیران بازار کار ایران، گزارش می‌شود. ستون‌های (۲) و (۳) جدول ۱-۶، نتایج برآورد حجم ساعات کاری را به روش‌های توبیت و هکیت، گزارش می‌کنند. همانند قبل، مردان، نقش پررنگ‌تری در عرضه ساعات اضافه کاری به بازار کار ایفا می‌کند، البته، در این قسمت، نقش تعداد ساعات اضافه کاری، در مقایسه با قسمت پیش به مراتب افزایش یافته است.

در مورد نقش سن فرد در عرضه میزان ساعات اضافه کار نیز، الگوی U شکل برآورد قبلی، قابل بحث است، زیرا ضریب مجدور سن، با وجود بی‌معنی شدن، منفی است. ضریب مثبت متغیر سن فرد را نیز، می‌توان همانند حالت پیشین، در اثر افزایش کارایی و توانایی به کار، ارزیابی کرد که در تعداد ساعات بیشتر اضافه کاری، منعکس می‌شود. در این قسمت نیز، نیروی کار متأهل، ساعات بیشتری را در مقایسه با مجردان، اضافه کاری می‌کنند. افزایش ساعات اضافه کار شده، در اثر تأهل، همانند منطق بخش پیش قابل تفسیر است. در اینجا نیز، هزینه‌های ناشی از تأهل، پس از تصمیم فرد به اضافه کاری، سبب عرضه ساعات بیشتری توسط وی به بازار کار می‌شود. نتایج مربوط به متغیرهای تحصیلی نیز، روند نتایج قبل را دنبال می‌کند. در اینجا نیز، با افزایش سطح تحصیلات، حجم ساعات اضافه کاری فرد بیشتر می‌شود، ولی مجدور آن، رابطه‌ی

معکوسی با حجم ساعات اضافه کاری دارد. بخش شغلی، همچنان مانند قسمت قبل، گرایش آشکاری به سمت بخش خصوصی دارد و نشان می‌دهد که بخش خصوصی در صورت به کارگیری فرد مورد نیاز خویش در چارچوب اضافه کاری، مدت زمان اضافه کاری بیشتری را نیز در مقایسه با بخش عمومی و تعاقنی از وی تقاضا می‌کند. این موضوع از طرف عرضه نیز می‌تواند به صورت تمایل بیشتر کارکنان به اضافه کاری در بخش خصوصی، به علت بالاتر بودن دستمزد، تفسیر شود.^۱

نکته‌ی بسیار جالب توجه در این قسمت، علامت منفی دستمزد ساعتی اضافه کاری است که هم‌زمان با معنی دار شدن این متغیر، امکان اعمال سیاست‌گذاری برای کاهش ساعت اضافه کاری را نوید می‌دهد. با این حال، پیش‌بینی کارایی این سیاست‌ها، به عوامل متعدد دیگری نیز بستگی دارد، که در قسمت نتیجه‌گیری مورد بحث قرار گرفته است. منفی شدن ضریب این متغیر، نشان‌دهنده وقوع پدیده‌ی عقب خم‌شدگی، در فسمت اضافه کاری بازار کار ایران است، به طوری که طبق این نتیجه اگر دستمزد اضافه کاری (ضریب دستمزدی اضافه کار) را افزایش دهیم، میزان ساعات کار عرضه شده توسط نیروی کار کاهش یافته و بنگاه‌ها برای رفع نیاز کاری خود، ملزم به استخدام نیروی کار جدید می‌شوند. معنی داری کامل ضریب لامبدا^۲ نیز از وجود خطای انتخاب تصحیح شده خبر می‌دهد. نتایج مدل توابیت برای تخمین تعداد ساعات کاری نیز، کاملاً مؤید نتایج قسمت‌های قبلی است که در ستون اول جدول ۱-۶ آورده شده است.

۶-۳- نتایج برآورد مدل انتخاب نمونه‌ی مضاعف

برای شروع تخمین‌ها، از نتایج تخمین پروبیت دوگانه که مشخص می‌کند چه کسانی تمایل به عرضه کار و چه کسانی از افراد مذکور، تمایل به عرضه ساعات اضافه کار دارند، استفاده شده است. دو قاعده‌ای که برای انتخاب مورد استفاده ما قرار گرفته، به شکل زیر نشان داده شده است: برای مرحله‌ی اول تصحیح خطای ناشی از انتخاب مضاعف، ابتدا مدل رگرسیون دوگانه پروبیت برای تخمین احتمال تصمیم به کار

۱- قانون‌گذار، ضریب دستمزدی اضافه کاری در بخش خصوصی را بیش از بخش‌های عمومی و تعاقنی تعیین کرده است. همچنین، بخش خصوصی به علت حساسیت بیشتر به کارایی کارکنان، انگیزه‌ی بالاتری برای ارائه‌ی دستمزد بیشتر به نیروی کار دارد.

2- Lambda.

و تصمیم به اضافه کاری به کار گرفته می‌شود. از آنجا که طبق مدل تئوریک تونالی (۱۹۸۶)، بردار متغیرهای توضیحی هر دو معادله انتخاب باید مشترک باشند،

$$D1 = \begin{cases} 1 & \text{اگر ساعت کار بزرگ‌تر از صفر داشته باشد} \\ . & \text{اگر ساعت کار برابر با صفر داشته باشد} \end{cases}$$

$$D2 = \begin{cases} 1 & \text{اگر ساعت اضافه کار بزرگ‌تر از صفر داشته باشد} \\ . & \text{اگر ساعت اضافه کار برابر با صفر داشته باشد} \end{cases}$$

جدول ۲-۶- الگوی قاعده‌ی انتخاب در مدل انتخاب مضاعف

	$D1=.$	$D1=1$
$D2=0$	هیچ ساعت کاری عرضه نمی‌کند.	فقط ساعت کار نرمال عرضه می‌کند.
$D2=1$	---	ساعت کار نرمال و اضافه کار عرضه می‌کند.

مدل زیر برای تحلیل تصمیم به کار و اضافه کاری برآورد می‌شود. لازم به یادآوری است که برآورد زیر برای کل افراد شاغل و عدم شاغل، دارای اضافه کاری و فاقد آن است، بنابراین، تنها می‌توان متغیرهای توضیحی عمومی مشترک و یکسان را در آن، گنجاند.

تحمیین قاعده‌ی انتخاب اول

تصمیم به کار = (سن، مجدور سن، جنسیت، تحصیلات، مجدور تحصیلات، وضعیت تأهل، خالص درآمدهای غیر شغلی ماه گذشته، تعداد فرزندان دارای درآمد)

تحمیین قاعده‌ی انتخاب دوم

تصمیم به اضافه کاری = (سن، مجدور سن، جنسیت، تحصیلات، مجدور تحصیلات، وضعیت تأهل، خالص درآمدهای غیر شغلی ماه گذشته، تعداد فرزندان دارای درآمد) نتایج مدل پروبیت دوگانه در ستون‌های (۱) و (۲) جدول ۳-۶ گزارش شده‌اند:

جدول ۶-۳- نتایج برآورد حجم ساعات اضافه کاری - مدل انتخاب نمونه‌ی مضاعف

روش برآورد	قاعده‌ی دوم انتخاب	قاعده‌ی اول انتخاب	پروبیت دوگانه (۲)	رگرسیون OLS (۳)
متغیر توضیحی	(تصمیم به کار)	(تصمیم به کار)	ضریب ضدیب	ضریب (انحراف معیار) عرضه ساعت‌های اضافه کار
جنسیت	*** ۱,۹۸۹	*** ۱,۹۵۷	*** ۱,۹۵۷	*** ۳,۶۸۱
سن	*** ۱۱,۲۰	*** ۱۱,۲۰	*** ۱۱,۲۰	*** ۰,۵۰۲
مجذور سن	*** ۰,۰۰۳	*** ۰,۰۰۲	*** ۰,۰۰۲	*** -۰,۰۰۴
وضعیت تأهل	*** ۰,۶۵۱	*** ۰,۵۲۶	*** ۰,۵۲۶	*** ۴,۶۰۶
مدرک تحصیلی	*** -۰,۰۴۶	*** ۰,۱۱۳	*** ۰,۱۱۳	*** ۰,۴۲۵
مجذور مدرک تحصیلی	*** ۰,۰۴۴	-۰,۰۰۵	-۰,۰۰۵	--
اُبخش شغلی ^۱	--	--	--	*** ۰,۶۶۰
دستمزد ساعتی نرمال ^۲	--	--	--	*** -۰,۰۰۱۲
جذر دستمزد ساعتی اضافه کار ^۳	--	--	--	*** ۰,۰۱۸۷
درآمد غیر شغلی	*** -۳,۰۰۶ - ۰۷	*** -۲,۵۱۲ - ۰۷	*** -۲,۵۱۲ - ۰۷	* -۸,۶۱۲ - ۷
تعداد کودکان شاغل	*** - ۰ ۵۵	- ۰ ۳۷	- ۰ ۳۷	--
لامبدا ۱	--	--	--	*** ۱۰,۴۸۷
لامبدا ۲	--	--	--	*** -۱۱,۶۶۳
ثابت	*** - ۰ ۹۸۴	*** - ۰ ۹۳۷	*** - ۰ ۹۳۷	- ۱,۰۰۸

* معنادار آماری در سطح اطمینان ۱۰٪ ** معنادار آماری در سطح اطمینان ۵٪ *** معنادار آماری در سطح اطمینان ۱٪

با به کارگیری مقادیر برآرش شده‌ی $\hat{\beta}_i'X_i$ از معادلات اصابت کار و اصابت اضافه کاری، توابع چگالی توزیع نرمال استاندارد و تابع توزیع انباشته‌ی آن برای هر یک از معادلات انتخاب، محاسبه می‌شود. با استفاده از برآوردهای بالا، می‌توان نسبت‌های لامبدا (معکوس نسبت میل) را برای معادلات انتخاب اول و دوم استخراج کرد.

$$\lambda_i = \phi(\hat{\beta}_i'X_i)/[1 - \Phi(\hat{\beta}_i'X_i)]$$

۱- از آنجایی که در بررسی پروبیت دوگانه، تمامی افراد اعم از شاغل و غیر شاغل وارد مدل می‌شوند، وارد کردن متغیرهای مربوط به اشتغال، از جمله بخش شغلی و انواع دستمزد به متغیرهای برآورد، امکان پذیر نیست. این متغیرها با علامت ^۲ مشخص شده‌اند. در صورت میل کردن $(\hat{\beta}_i'X_i)\Phi$ به سمت یک، لامبدا به بی‌نهایت می‌گراید. در نمونه‌ی آماری تحقیق این مورد مشاهده نشده است.

سرانجام، برای آزمون کردن خطای انتخاب مضاعف و تصحیح آن (در صورت وجود)، معادله‌ی زیر حاوی متغیرهای λ_1 و λ_2 ، به روش رگرسیون OLS، برآورد و ضرایب لامبدا گزارش می‌شود.

ساعت اضافه کاری = (سن، مجردور سن، جنسیت، تحصیلات، بخش شغلی، وضعیت تأهل، دستمزد ساعتی نرمال، جذر دستمزد ساعتی اضافه کار، درآمدهای غیر شغلی λ_1 و λ_2)

همان‌طور که در بخش ۵-۴ گفته شد، با استفاده از روش OLS، برای تخمین مدل جدید، بایستی امکان وقوع درون‌زاپی در مدل نیز مورد بررسی قرار گیرد. برای این امر، ابتدا فرض می‌شود که متغیرهای دستمزدی درون‌زاپی دارند. بر مبنای این فرض، متغیرهای ابزاری برای دستمزدها به شرح زیر تشکیل می‌شوند:

دستمزد ساعتی نرمال = (سن، مجردور سن، جنسیت، تحصیلات، بخش شغلی، دستمزد ساعتی نرمال، جذر دستمزد ساعتی اضافه کار، درآمدهای غیر شغلی λ_1 و λ_2)
جذر دستمزد ساعتی اضافه کار = (سن، مجردور سن، جنسیت، تحصیلات، بخش شغلی، دستمزد ساعتی نرمال، جذر دستمزد ساعتی اضافه کار، درآمدهای غیر شغلی λ_1 و λ_2)

با گنجاندن این متغیرهای ابزاری در داخل مدل، مرحله‌ی آخر تخمین، با حضور متغیرهای انتخاب مضاعف، انجام گرفته و نتایج در ستون (۳) جدول ۳-۶ گزارش شده‌اند.

۶-۴-آزمون درون‌زاپی

برای بررسی درستی فرضیه بروزنزا بودن متغیرهای دستمزدی، پس از برآورد مدل (۱-۶)، آزمون درون‌زاپی برای متغیرهای دستمزدی (دستمزد ساعتی استاندارد) انجام می‌شود.

جدول ۶-۶ نتایج آزمون درون‌زاپی

P-value	آماره	آزمون درون‌زاپی
.,..	267.92049 F(1,6285)	Wu-Hausman F test
.,...0	257.49790 Chi-sq(1)	Durbin-Wu-Hausman chi-sq test

همان طور که از نتایج آزمون ملاحظه می شود، فرض ما درباره وجود بروزن زایی دستمزد در مدل، رد شده و نتایج تخمین معادله حجم ساعات اضافه کار - ستون (۳) جدول ۳-۶ - قابل قبول است.

همان طور که در ستون (۳) جدول (۳-۶) دیده می شود، معنی دار شدن ضرایب لامبدها، حکایت از وجود خطای انتخاب مضاعف دارد، که در این مدل، خطای آن ها، تصحیح شده است. معنی دار شدن لامبدها، نتایج مدل هکیت را (ستون (۲) جدول ۶-۱) که در آن فقط خطای دوم انتخاب (معناداری لامبدا ۲) مورد بررسی قرار گرفته است، تأیید می کند. همچنان، نتایج به دست آمده در مورد سن، با نتایج مدل های قبل، کاملا همسو می باشد. با افزایش سن، میزان اضافه کاری افزایش یافته و در ادامه کاهش می یابد. این موضوع (همان طوری که قبل مورد بحث قرار گرفت) می تواند به علت کاهش توان جسمی نیروی کار در سنین کهولت، مورد تفسیر قرار گیرد. همچنان، وضعیت تأهل، تأثیر به سزایی در میزان ساعات اضافه کاری عرضه شده به بازار کار دارد و با ضریب نسبتا بزرگ مثبت، اضافه کاری بیشتر شاغلان متأهل را نشان می دهد. مدل انتخاب مضاعف نیز، همانند مدل های هکیت و توبیت، شاغلان بخش خصوصی را در ساعات اضافه کاری، فعال تر معرفی می کند. نکته بسیار جالب در این نتایج، شکل هندسی دستمزد اضافه کاری است. همان طور که از جدول فوق مشاهده می شود، دستمزد ساعات اضافه کاری، با توان (۱/۲) وارد معادله تخمین شده است. میزان معناداری این متغیر در کنار معناداری سایر متغیرها و توضیح دهنده مدل، نشان از شکل هندسی کاو^۱ برای دستمزد اضافه کاری دارد.تابع این متغیر، به شکل U معکوس بوده و دارای ماکزیمم در میانه ساعات اضافه کار است. بدین معنی که افراد واقع در کران بالا و پایین دستمزد اضافه کار ساعات اضافه کاری کمتری عرضه کرده و افراد واقع در میانه طیف، بیشتر به اضافه کاری می پردازند. مطلب فوق، شواهد قابل تامی از احتمال وقوع پدیده عقب خم شدگی در دستمزدهای بالای اضافه کاری را ارائه می کند. این مطلب، فرضیه اولیه مطالعه مبنی بر احتمال کاهش ساعات اضافه کار از طریق افزایش دستمزد اضافه کاری را تقویت می کند. از آن جا که رویکرد انتخاب

مضاعف، کامل‌ترین برآوردها را پس از تصحیح هر دو خط‌عرضه می‌کند، منطبق بودن نتایج آن، با نتایج مدل‌های بالا، احتمال صحت فروض گرفته شده را افزایش می‌دهد.

نتیجه‌گیری

عوامل اصابت اضافه کار و مشخصه‌های ساعات اضافه کاری در بازار کار ایران (به جز موارد نادری)، منطبق بر یکدیگرند. بنابراین نتایج، چنین نتیجه گرفته می‌شود که اضافه کاری در ایران، پدیده‌ای متمایل به سمت مردان است. هم‌چنین، ساعات اضافه کاری در کشورمان با افزایش سن، بیشتر شده، ولی نرخ این روند، کاهشی است، که، بیشتر به کاهش توانایی نیروی کار برمی‌گردد. تصمیم به اضافه کار و حجم ساعات آن، بسیار وابسته به شرایط خانوار ارزیابی می‌شود. نیروی کار متاهل و عائله‌مند به وضوح، ساعات اضافه کاری بیشتری عرضه می‌کند، اما در صورت برخورداری از منابع درآمدی دیگر، احتمال اضافه کاری آن‌ها، پایین‌تر می‌آید. مؤید دیگر این مسئله، رابطه‌ی معکوس میان تصمیم به اضافه کار و حجم آن با تعداد فرزندان شاغل در خانوار است. با وجود مشاهده‌ی رابطه‌ی معکوس میان ساعات اضافه کار و دستمزد ساعتی اضافه کاری، پیش‌بینی کارایی سیاست تقسیم کار از طریق افزایش ضریب اضافه کاری، نیازمند مطالعات بیشتر است. در صورت دسترسی به داده‌های تفکیکی از خصوصیات نیروی کار (میزان مهارت، سابقه‌ی کار، یقه‌ی آبی / سفید...) و بررسی ماهیت بیکاری در ایران (به طور مثال این سئوال که آیا بیکاری پدیده‌ای میان کارگران کم مهارت است یا نه؟)، می‌توان کارایی این سیاست و تأثیر آن بر اشتغال را بهتر پیش‌بینی کرد. چنین ملاحظاتی، امکان اظهار نظر قاطع در این زمینه را پیچیده و دشوار کرده است. با این وجود، شکل هندسی تابع دستمزد اضافه کاری، این فرضیه را که شاغلان مزد و حقوق بگیر، در صورت افزایش دستمزد اضافه کاری، ساعات کاری کمتری را عرضه می‌کند، تقویت می‌کند.

فهرست منابع

- 1- Bauer, T., K.F. Zimmermann (1999). ‘Overtime Work and Overtime Compensation in Germany’, Scottish Journal of Political Economy, 46, 419-436.

- 2- Bhattacharya J, DeLeire T & MaCurdy T (2002) The California Overtime Experiment: Labor Demand and the Impact of Overtime Regulation on Hours of Work, No 24, Working Papers from Harris School of Public Policy Studies, University of Chicago.
- 3- Behrman, J., B. Wolfe. & I. Tunali. (1981) "Determinants of Women's Earnings in a Developing Country. A Double Selectivity Extended Human Capital Approach." Institute for Research on Poverty Discussion Paper.
- 4- Ehrenberg, R.G., P.L. Schumann, (1982a). Longer Hours or More Jobs?, Cornell Studies in Industrial and Labor Relations 22, Ithaca, NY: Cornell University
- 5- Frederiksen A., Graversen E. K. & Smith N. (2001), "Overtime work, dual job holding and taxation", IZA discussion paper No. 323.
- 6- Gregory M., Kalwij A.S. (2000), "Overtime hours in Great Britain over the period 1975-1999: A Panel Data Analysis", IZA discussion paper No. 153, May .
- 7- Ham J. C. (1982), Estimation of a Labour Supply Model with Censoring due to Unemployment and Underemployment, The Review of Economic Studies, 49(1982): 335-354
- 8- Hamermesh, D.S., Trejo, S.J., (2000). The Demand for Hours of Labor: Direct Evidence from California. Review of Economics and Statistics 82, 38– 47.
- 9- Hart R.A. (2004), "The Economics of Overtime Working", Cambridge University Press, 2004.
- 10- Hubler, O., (1989). Individual Overtime Functions with Double Correction for Selectivity Bias, Economics Letters 29: 87–90
- 11- Logeay C., Schreiber S. (2006), Testing the effectiveness of the French work-sharing reform: forecasting approach, Applied Economics, 2006, 38, 2053–2068
- 12- Raposo P. & Van Ours. C, (2008), "How Working Time Reduction Affects Employment and Earnings "IZA Discussion Paper No. 3723,
- 13- Trejo, S. J. (1993) "Overtime Pay, Overtime Hours, and Labor Unions," Journal of Labor, Economics, 11, 253-278.
- 14- Trejo, S. J. (1997). "Does the Statutory Overtime Premium Discourage Long Workweeks?", University of California at Santa Barbara, Economics Working Paper Series wp21-95R, Department of Economics, UC Santa Barbara.
- 15- Tunali I, (1986) A General Structure for Models of double - Selection and an Application to a Joint Migration/Earning Process with Remigration, Reses re III Labor Economics, Volume 8, Pan B. pages 235-282.
- 16- Venti, S F. & Wise D. A., (1982). "Test scores, educational opportunities, and individual choice," Journal of Public Economics, Elsevier, vol. 18(1), pages 35-63, June.

