نامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران / سال چهاردهم، شمارهٔ ۲۷، بهار و تابستان ۹۸، ۳۱-۵۷

سطوح و روندهای طول دوره کاری و عوامل مؤثر بر آن در ایران

لیلی نیاکان[۱]
مجید کوششی[۲]
ویدا ورهرامی[۳]

چکیده

در مرحله پساگذار، کاهش باروری تدریجاً نرخ رشد جمعیت در سن کار را کاهش می‌دهد، کاهش یا حتی ثبات طول دوره کار می‌تواند برای اقتصادها نامطلوب باشد. بنابراین، شناسایی عوامل تعیین‌کننده ورود و خروج و طول دوره کار می‌تواند به دور کردن اقتصادهای در حال گذار به اقتصاد سالخورده از این شرایط نامطلوب کمک کند. لذا، هدف این پژوهش، ارائه تصویری از شرایط و وضعیت ورود و خروج نیروی کار از بازار و شناسایی عمده‌ترین عوامل تعیین‌کننده متوسط طول دوره کار در ایران است. بدین منظور، سن ورود به/خروج از بازار کار با استفاده از داده‌های مقطعی سرشماری‌های ۱۳۵۵ تا ۱۳۹۵ محاسبه شد. علاوه بر این، متوسط سالانه

---

۱ استادیار علوم اقتصادی، پژوهشکده بیمه، (نویسنده مسئول)، niakan@irc.ac.ir
۲ استادیار جمعیت‌شناسی، دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه تهران، kooshesh@ut.ac.ir
۳ استادیار علوم اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، vida.varahrami@gmail.com

شاخص‌های مقدار دستمزد، سطح تحصیلات، حقوق بازنشستگی، امید زندگی و شمار فرزندان برای دوره ۱۳۶۵– ۱۳۹۵ به‌صورت سالانه با استفاده از داده‌های سری زمانی و برآورد مدل با روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده شدند. نتایج نشان دادند که میانگین سن تحصیلات مهمترین عاملی است که بر سن ورود مردان به بازار کار و تأخیر در آن اثر داشته است. علاوه بر این، نتایج نشان دادند که وضعیت و شرایط بازار کار خلاف جهت تغییرات جمعیتی– اجتماعی و ناهمسو با بهره‌مندی از امتیازات اقتصادی تغییرات جمعیتی است.

واژه‌های کلیدی: تغییرات جمعیتی، سود جمعیتی دوم، طول دوره کاری، مشارکت اقتصادی، بازنشستگی

مقدمه و بیان مساله

در سطح تحلیل کلان، تولید ناخالص داخلی و بنابراین رشد اقتصادی در همه اقتصادها از دو عامل نرخ بهره‌وری کل و جمعیت در سن کار تبعیت می‌کند. کل تولید تابع تغییرات این دو عامل است. اگر درآمد کار را برآوردی ناخالص از ستاده و مصرف را برآوردی ناخالص از داده تلقی کنیم، آنگاه نرخ بهره‌وری کل در اقتصاد را می‌توانیم نسبتی از درآمد کار به مصرف تعریف کنیم. با استفاده از این برآوردها و با فرض یک مدل ساده اقتصادی با نرخ بهره‌وری ثابت، سود جمعیتی اول را، که بیان‌کننده اثر وضعیت و تغییرات ساختار سنی جمعیت بر اقتصاد کشورها است، می‌توان برآورد کرد. با این وجود، نرخ بهره‌وری متغیر است و بنابراین مطالعه تغییراتی که از این طریق پدیدار می‌شود، خود مستلزم برآوردهایی از پویایی این عامل و اثر آن بر نرخ رشد اقتصادی است. برآورد سود جمعیتی دوم که در نتیجه تغییر در نرخ بهره‌وری تحقق می‌یابد، بر برآوردهای این نرخ از طریق مدل‌های پویا و پیچیده‌تر اقتصادی استوار است. طول دوره کار یکی از متغیرهای مدل پویای اقتصادی است. افزایش نرخ پس‌انداز و توسعه سرمایه انسانی، دو

متغیر اقتصادی دیگر هستند که متأثر از اثر رفتاری تغییرات جمعیتی بوده و تحقق سود جمعیتی دوم را ممکن خواهند کرد.

در پژوهش‌های اقتصاد نسلی و حساب‌های ملی انتقالات فرض می‌شود که تغییرات جمعیتی حادث‌شده در مرحله گذار جمعیتی اول، به‌ویژه افزایش امید زندگی، خواه‌ناخواه و از طریق افزایش تدریجی در میانگین سن خروج از بازار کار منجر به افزایش طول دوره کار خواهد شد. این پدیده‌ای است که در بسیاری از اقتصادهای سالخورده تحقق یافته است. با این وجود، نمونه‌هایی از گذار جمعیتی را می‌توان مثال آورد که مسیر تحقق آنها در کشورهای در حال توسعه متفاوت از جوامع غربی بوده است (کالدول[1]، ۱۹۷۶، کوششی، ۱۳۷۲). برای نمونه بازنشستگی زودهنگام و وضع قوانین سخت‌گیرانه در مورد به‌کارگیری بازنشستگان، آشکارا مانعی در جهت تحقق تعویق مورد انتظار در میانگین سن در هنگام خروج از بازار کار است. حتی در شرایطی که سن خروج از بازار کار ثابت بماند، تحقق دومین سود جمعیتی اگرنه غیرممکن، که بسیار دشوار خواهد بود.

میانگین سن ورود به بازار کار بیش از هر عاملی، تحت تاثیر تمایل عمومی به سطوح مختلف آموزش و سطح مهارت مورد نیاز برای ورود به بازار کار و شرایط اقتصادی حاکم بر بازار کار قرار دارد. برای مثال، هرچه تمایل به آموزش عالی و نرخ ثبت‌نام در این دوره‌های آموزشی بیشتر باشد، ورود به بازار کار با تاخیر بیشتری صورت خواهد گرفت. همچنین نرخ بیکاری از عوامل مهم اثرگذار بر سن شروع کار است. نگاهی کلی به آمارهای سرشماری‌های کشور از آغاز تاکنون نشان می‌دهد که تمایل رو به افزایشی در دو بخش آموزش‌های رسمی همگانی و آموزش عالی و دانشگاهی رخ داده است. برای نمونه، در حالی‌که در سال ۱۳۳۵ حدود ۲۷ درصد از مردان ایرانی ۱۹-۱۰ سال (با این فرض که حداقل سن کار ۱۰ سالگی باشد) دانش‌آموز بودند و بیش از ۵۱ درصد از آنان، با سهمی حدود ۱۶ درصد از کل نیروی کار، در بازار کار حضور داشته‌اند، براساس آخرین سرشماری کشور (۱۳۹۵) نسبت محصلین

1 Caldwell

به حدود ۸۳ درصد، نرخ مشارکت به حدود ۱۰ درصد و سهم جوانان ۱۹-۱۰ سال از کل نیروی کار به کمتر از ۳ درصد رسیده است. تغییرات این شاخص‌ها برای زنان ایرانی نیز چشمگیر بوده است. نسبت دانش‌آموزان دختر در فاصله این دو سرشماری از کمتر از ۱۲ درصد به حدود ۸۰ درصد افزایش یافته و در همان دوره نرخ مشارکت آنان در نیروی کار از حدود ۱۰ درصد به کمتر از ۳ درصد کاهش و در نتیجه سهم زنان ۱۹-۱۰ سال از کل نیروی کار زنان کشور در فاصله این دو سال از ۲۷ درصد به حدود ۳ درصد رسیده است (مرکز آمار ایران، ۱۳۳۵ و ۱۳۹۵). به‌رغم تفاوتی که بین ساکنان شهرها و روستاهای کشور در هر دو مورد وجود دارد، نگاهی به این شاخص نشان می‌دهد که هم در نقاط شهری و هم در نقاط روستایی، این تغییرات روند مشابهی داشته‌اند، یعنی افزایش نسبت محصلین و کاهش شدید در نرخ مشارکت مردان و زنان.

از سوی دیگر خروج از بازار کار و ترک فعالیت‌هایی که مستلزم مشارکت نیروی انسانی است، تحت‌تأثیر عوامل مختلفی از جمله اثرات نهادهای حمایتی و برنامه‌های عمومی (نظام بازنشستگی) قرار دارد. چنانچه نهادها و نظام تامین اجتماعی تداوم حضور در بازار کار را تشویق کنند، سن خروج از بازار کار با تأخیر مواجه خواهد شد. این تأخیر، میانگین سن خروج از بازار کار را افزایش می‌دهد. وقتی سیاست اجتماعی افزایش پوشش بیمه‌ای را هدف قرار می‌دهد، سهم کارکنان تحت پوشش نظام بیمه‌ای، که در سنین پایین بازنشسته می‌شوند، نسل به نسل رو به افزایش خواهد بود. در غیاب هرگونه تشویق نهادی برای تداوم حضور در بازار کار و مهمتر از آن تصویب و اجرای قانون بازنشستگی پیش از موعد و حتی منع قانونی به‌کارگیری بازنشستگان، انتظار می‌رود که میانگین سن در هنگام خروج از بازار کار یا ثابت مانده و یا کاهش یابد. این شرایط در حالی حادث می‌شود که میانگین طول عمر در اثر افزایش امید زندگی، افزایش یابد و قاعدتاً انتظار می‌رود که انگیزه تداوم فعالیت‌های اقتصادی برای تأمین دوران پیری بیشتر شود. خصوصاً در نظام‌های بیمه‌ای توازن هزینه- درآمد که درآن هیچ وجوه ذخیره‌ای وجود ندارد و مزایای جاری از محل درآمد جاری حاصل از حق بیمه‌های پرداختی

توسط کارکنان فعلی پرداخت می‌شود، کوتاه شدن طول دوره کار می‌تواند حساب‌های هزینه- درآمد این نظام‌ها را نامتوازن کرده و در نتیجه این نظام‌های تامین مالی را در معرض ورشکستگی قرار دهد.

در مرحله پساگذار که کاهش باروری تدریجاً نرخ رشد جمعیت در سن کار را کاهش می‌دهد، کاهش یا حتی ثبات طول دوره کار می‌تواند برای اقتصادها نامطلوب باشد. این‌که چگونه می‌توان اقتصادهای در حال گذار به اقتصاد سالخورده را از این شرایط نامطلوب دور کرد، مستلزم مطالعه و پژوهش در مورد عوامل تعیین‌کننده ورود و خروج و طول دوره کار است. هدف این پژوهش، ضمن ارائه تصویری از شرایط و وضعیت ورود و خروج نیروی کار از بازار، بررسی و پژوهش در مورد عمده‌ترین عوامل تعیین‌کننده متوسط طول دوره کار در ایران است. در این پژوهش، ابتدا به برخی مطالعات انجام‌شده در زمینه طول دوره فعالیت کاری در کشورهای مختلف و عوامل موثر بر آن خواهیم پرداخت و سپس یافته‌های پژوهش ارائه و براساس نتایج پژوهشی بحث و پیشنهادهایی ارائه خواهد شد.

مبانی نظری و پیشینه تحقیق

در حوزه پژوهشی منابع انسانی، جابه‌جایی نیروی کار به جایگزینی یک کارکن با کارکن جدید اطلاق می‌شود. جدایی بین سازمان‌ها و کارکنان ممکن است از طریق خاتمه کار، بازنشستگی، فوت، انتقالات بین سازمانی یا استعفا اتفاق بیفتد. درواقع، نرخ جابجایی در یک سازمان، درصدی از کارکنان در نیروی کار است که در یک دوره معین زمانی، سازمان را ترک می‌کنند (لی ۲۰۰۳). نرخ جابجایی نیروی کار بر طول دوره فعالیت یک کارکن و سن ورود وی به نیروی کار و خروج از آن اثر می‌گذارد. ترکیب دو روند کاهش سن خروج از نیروی کار و تاخیر در ورود به بازار کار، موجب کاهش طول دوره فعالیت می‌شود. کاهش طول دوره فعالیت چند پیامد مهم دارد. اول، مزایای بازنشستگی کمتر در زمان بازنشستگی. این موضوع در

نظام‌های بازنشستگی مبتنی بر مزایای معین[1] کاملاً مشهود است؛ چراکه مستمری بازنشستگی دریافتی افراد در زمان بازنشستگی، متناسب با طول دوره کاری آنها می‌باشد. دوم، دوره فعالیت کوتاه‌تر موجب عدم رضایت نسبت به طول زمان بازنشستگی می‌شود. سوم، افراد و جامعه ممکن است از مزایای کافی برای تحصیل و سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی (نظیر بهبود در سلامت) برخوردار نشوند. چهارم، بازنشستگی زودهنگام به همراه افزایش امید زندگی، موجب می‌شود افراد سال‌های بازنشستگی بیشتری داشته باشند. پنجم، بیشتر این سال‌ها در دوره‌ای از عمر واقع می‌شود که مسأله سلامت افراد اهمیت می‌یابد (لی ۲۰۰۳).

بروگیاوینی و پراچی[2] (۲۰۰۵) در پژوهشی نمونه‌های ملی ۱۵ کشور اروپایی (از ۷۰۰۰ نفر برای دانمارک تا ۲۱،۰۰۰ نفر برای ایتالیا و اسپانیا) را مورد مطالعه قرار دادند. در این مطالعه امید زندگی در سال ۱۹۶۰ و تغییرات آن از ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۱ مورد بررسی قرار گرفته‌اند. آنها در مطالعه خود، نسلی را در نظر گرفتند که تا زمان آمارگیری به بیشتر از سن ۶۵ سالگی رسیده‌اند و قطعاً نیروی کار را ترک کرده‌اند. روند دوره کاری هر دو جنس زن و مرد نشانگر تاخیر در ورود به نیروی کار است که سطح تحصیلات به‌تنهایی توضیح‌دهنده آن نیست. همچنین، میانه سن خروج از نیروی کار برای هر دو جنس کاهش یافته است. مجدداً، میانه طول دوره کاری برای هر دو جنس در تمامی کشورها کاهش پیدا کرده است. نتایج تحلیل رگرسیونی نشان می‌دهد میانه سن ورود به کار در زنان و مردان اختلاف اندکی داشته و افراد دارای تحصیلات دانشگاهی تنها ۲ سال پس از افراد دارای تحصیلات مدرسه وارد نیروی کار می‌شوند. این تاخیر برای افراد دارای تحصیلات تکمیلی، به ۵ سال افزایش می‌یابد. در مورد سن خروج از نیروی کار، میانه مربوط به زنان کمتر از مردان است. در مورد سن خروج از نیروی کار اثر تحصیلات چندان قوی نیست: افراد دارای تحصیلات دانشگاهی تقریباً هم‌زمان با افراد دارای تحصیلات مدرسه، از نیروی کار خارج می‌شوند، درحالی‌که افراد دارای تحصیلات تکمیلی تنها یک سال

1 Defined Benefit
2 Brugiavini & Peracchi

دیرتر نیروی کار را ترک می‌کنند. میانه طول دوره کار برای زنان کمتر از مردان است. این اختلاف برای افراد با تحصیلات دانشگاهی، کمتر از افراد با تحصیلات مدرسه است، ولی برای افراد دارای تحصیلات تکمیلی به ۵ سال هم می‌رسد (بروگیاوینی و پراچی، ۲۰۰۵: ۱۰-۶).

در پژوهش دیگری ون نوردت[1] و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی تغییرات امید زندگی و ارتباط آن با ناتوانی کارگران سالمند در بازه زمانی ۱۹۹۲-۲۰۱۶ در هلند پرداختند. شرکت‌کنندگان در این بررسی ۱۰۷۴ نفر از افراد شاغل ۵۵-۶۵ سال بودند. در این پژوهش ناتوانی با استفاده از شاخص GALI[2] مورد ارزیابی قرار گرفت. ابتدا مدل سری زمانی سه زمانه تشکیل شد، سپس امید زندگی در میان کارگران ناتوان و سایر کارگران با استفاده از MSM و ELEC در نرم‌افزار R تخمین زده شد و درنهایت اثرات تعدیل‌کننده جنسیت و سطح تحصیلات مورد بررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش آنها نشان داد که در بین افراد شاغل، امید زندگی طی ۲۰ سال افزایش یافته است. به‌عنوان مثال در سن ۵۸ سالگی، کل امید زندگی از ۳/۷ به ۵/۵ سال افزایش یافت. امید زندگی با ناتوانی در ۵۸ سالگی از ۰/۸ به ۱/۵ سال افزایش یافته بود و هیچ تفاوتی در امید زندگی بین کارگران زن و مرد ناتوان یا کارگران کم‌سواد وجود نداشت. علاوه بر این پژوهش آنها نشان داد که بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰، نسل‌های بعدی کارگران سالمند معلول، طول عمر کاری بیشتری داشتند.

کادفورس[3] و همکاران (۲۰۱۹) نیز در پژوهش خود به بررسی تاثیر نابرابری اجتماعی در امید زندگی کاری در سوئد پرداختند. در این پژوهش از داده‌های ثبت شده درمورد حقوق بازنشستگی افراد ناتوان و بازنشستگی قبل از موعد در گروه سنی ۵۵-۶۴ سال در مشاغل متفاوت در سال‌های ۲۰۱۱-۲۰۰۶ استفاده شد. نتایج پژوهش نشان داد که در سال ۲۰۱۱ طبق دستورالعمل جدید دولت، حقوق بازنشستگی افراد ناتوان تا ۷۰ درصد کاهش یافت. این تاثیر در

1 Van Noordt
2 Global Activity Limitations Indicator
3 Kadefors

زنان بیش از مردان بود. کاهش حقوق بازنشستگی افراد ناتوان، تعداد متقاضیان دو گروه از افراد دارای مشکلات ذهنی و مشکلات اسکلتی- عضلانی را به ترتیب ۵۸ درصد و ۸۷ درصد کاهش داد. علاوه براین، تعداد افراد متقاضی بازنشستگی رودتر از موعد در کارکنان یقه آبی بیشتر از سایر کارکنان بود. همچنین، نتایج نشان دادند که شغل نسبت به کشور محل تولد تاثیر بیشتری بر امید زندگی کاری داشت.

بازنشستگی برای برخی به معنای ترک یک شغل و حتی اشتغال به یک شغل پاره وقت و در نهایت جدایی از نیروی کار می‌باشد. مطالعات نشان می‌دهد که ۲۵ درصد افرادی که بازنشسته شده‌اند، مجدداً به نیروی کار بر می‌گردند که دلایل اصلی آن، امکان استفاده از مزایای بیمه درمان، کاهش پس‌انداز، ارتقای وضعیت سلامت بازنشستگان، تغییر در موقعیت خانوادگی فرد و تحلیل مقرری بازنشستگی (اگر شاخص‌بندی نشده باشد) است (اسکوگ و سیکا[1] ۲۰۱۰: ۳). براساس تعریف طرح آمارگیری بازنشستگی امریکا[2]، افراد در سن ۶۵ سالگی و بیشتر که اشتغال تمام وقت ندارند، بازنشسته محسوب می‌شوند. اشتغال تمام وقت به حداقل ۳۵ ساعت کار هفتگی اطلاق شده است. در تعاریف جدید، با تفکیک نیروی کار به شاغل و بیکار، افرادی که در نیروی کار نیستند، به‌عنوان بازنشسته، ازکارافتاده یا غایب از نیروی کار طبقه‌بندی می‌شوند. بنابراین، فرد ۷۵ ساله‌ای که ۵ ساعت در هفته کار می‌کند، «شاغل» محسوب می‌شود و بنابراین، بازنشسته نیست.

بازنشستگی می‌تواند به‌عنوان یک مرحله (قطع ارتباط با نیروی کار یا اشتغال بلندمدت) یا یک فرآیند کاهش تدریجی فعالیت نیروی کار درنظر گرفته شود. دریافت مزایای بازنشستگی می‌تواند محرک بازنشستگی برای بعضی از افراد باشد. میانگین سن دریافت مزایای تامین اجتماعی از ۱۹۴۰ تا ۱۹۸۵، از ۶۸/۱ سال به ۶۳/۷ سال برای مردان کاهش یافته است. مشابه چنین کاهشی برای زنان نیز مشاهده شده است (اسکوگ و سیکا ۲۰۱۰: ۴-۳).

---

1 Skoog & Ciecka
2 Retirement Confidence Survey (RCS)

رام و رود[1] (۲۰۰۶) رابطه علّی بین وضعیت بازار کار در زمان و مکان ورود بالقوه یا واقعی به بازار کار و عملکرد بازار کار بزرگسالان را بررسی کرده‌اند. نتایج این پژوهش نشان دادند که ۱) وضعیت بازار کار در زمان و مکان ورود بالقوه مستقیماً بر تجربه بازار کار کسانی که واقعاً وارد می‌شوند، اثر می‌گذارد. شرایط سخت ورود منجر به فواصل زودهنگام بیکاری می‌شود؛ بیکاری زودهنگام، منجر به تخریب و عدم انباشت مهارت‌ها می‌شود؛ همچنین، اثرات نارضایتی روانی به‌دنبال دارد و اثربخشی بازار کار را کاهش می‌دهد. ۲) وضعیت بازار کار در زمان و مکان ورود بالقوه، بر تصمیم افراد برای ورود یا عدم ورود به بازار کار در اولین مکان، تاثیرگذار است. به‌عنوان مثال، شرایط ضعیف ورود به بازار کار در زمان تکمیل تحصیلات دانشگاهی، هزینه فرصت تحصیلاتِ بیشتر را کاهش می‌دهد. تحصیلات بالاتر می‌تواند فرصت‌های شغلی بیشتری در دسترس افراد قرار دهد و ریسک بیکاری بعدی را بکاهد؛ اما تحصیلات موجب تأخیر در ورود به بازار کار می‌شود. از آنجاکه بیکاری در مراحل اولیه مشارکت در بازار کار، بالا است، تاخیر در ورود نیز به بیکاری بیشتر بزرگسالان دامن می‌زند. ۳) شرایط بازار کار در زمان و مکان ترک تحصیل، بر تصمیمات مهاجرت داخلی نیز موثر است. تصمیمات مربوط به مهاجرت نیز با تصمیمات مربوط به تحصیل مرتبط بوده و بر عملکرد آنها در بازارهای کار مختلف موثر است (رام و رود، ۲۰۰۶: ۲).

روش و داده‌های تحقیق

سنجش میانگین طول دوره کاری (متغیر وابسته) نیازمند اطلاعات تفصیلی در مورد سن ورود به و خروج از بازار کار برای افرادی است که دوره کاری خود را کامل کرده‌اند. برای دقت بیشتر، ضرورت دارد که این اطلاعات حتی برای افرادی که در بازار کار باقی می‌مانند، ولی بخشی از دوره فعالیت خود را کامل کرده باشند، مانند بازنشستگان، موجود باشد. برای افرادی که اخیراً بازنشسته شده‌اند و سابقاً کار می‌کرده‌اند، مشروط بر این‌که از بازار کار خارج شده باشند، طول

1 Raaum and Roed

دوره کاری از تفاضل سن آنها در زمان توقف آخرین شغل و سن آنها در شروع دوره کاری به‌دست می‌آید. برای افرادی که در حال حاضر در نیروی کار هستند (شاغل یا بیکار)، دوره کاری کامل نشده و تفاضل سن کنونی آنها و سن شروع به کارشان، برآورد جهت‌داری (ناشی از سانسور) از طول دوره کاری آنها می‌باشد. این اندازه دارای اریب کم‌برآوردی خواهد بود.

با هدف کاهش خطاهای مورد اشاره در بالا، با این فرض که نیروی کار کشور متشکل از افراد شاغل و بیکار جویای کار است و افراد بیکار چنانچه تا سنین بزرگسالی اصلی به شغل موردنظر خود دست نیابند، از بازار کار خارج می‌شوند، و مهم‌تر از همه این‌که تجربه نسلی و سنی ورود و خروج از بازار کار همسان است؛ سن ورود به/خروج از بازار کار با استفاده از داده‌های مقطعی سرشماری‌های ۱۳۵۵ تا ۱۳۹۵ محاسبه شده است. برای این منظور، متوسط سن در هر گروه سنی ۵ ساله وسط هر گروه درنظر گرفته می‌شود. رقم مطلق تغییرات از هر گروه سنی به گروه سنی بعد چنانچه مثبت باشد، نشانه ورود و چنانچه منفی باشد، نشانه خروج افراد واقع در آن گروه سنی درنظر گرفته شده و با استفاده از قدر مطلق فراوانی این تغییرات، میانگین سن محاسبه شده است. این برآورد دو خطای توزیع‌شده دارد: اول، شماری از افراد در دامنه سنی ورود به بازار کار ممکن است زودهنگام از بازار خارج شوند و در دامنه سنی خروج از بازار کار ممکن است دیرهنگام به بازار کار وارد شوند. نرخ مرگ در دامنه سنی فعالیت اقتصادی نیز ممکن است موجب خطای مشابهی در برآورد طول دوره کاری شود. چون این عوامل در دو دامنه سنی مورد اشاره، تا حدی به کم‌برآوردی هم میانگین سن ورود به بازار کار و هم میانگین سن خروج از بازار کار منجر می‌شود، فرض تصادفی بودن این خطا در برآورد میانگین طول دوره کاری ناروا نخواهد بود. با این حال، چون محدودیت داده‌ها مانع از کنترل اثر این عوامل بر برآورد طول دوره کار است، بنابراین میانگین‌های برآورد شده، ناخالص خواهد بود.

داده‌های مورد استفاده برای سنجش متغیرهای مستقل، به‌ترتیب عبارتند از: ۱) متوسط دستمزد سالانه (w)؛ ۲) متوسط تحصیلات در هر سال (E)، که با استفاده از نتایج طرح آمارگیری هزینه- درآمد خانوار (مرکز آمار ایران) محاسبه شده‌اند؛ ۳) متوسط حقوق بازنشستگی (B) که از داده‌های صندوق تامین اجتماعی اخذ شده؛ ۴) امید زندگی در هنگام تولد در هر سال (L) که از برآوردهای سالانه وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی استفاده شده است؛ و ۵) متوسط شمار فرزندان (CH) که با استفاده از نتایج طرح سرشماری خانوارها که توسط مرکز آمار انجام می‌شود، محاسبه شده است. این برآوردها برای دوره ۱۳۹۵- ۱۳۶۵ و به‌صورت سالانه صورت گرفته است. تحلیل‌های آماری و پارامترهای مدل با استفاده از نرم‌افزار Eviews، تخمین زده می‌شوند. برای بررسی رابطه بین متغیرهای مورد اشاره، مدل تعادلی از طریق فرمول ۱ تعیین و به‌طور مجزا برای زنان و مردان در دوره مورد بررسی با روش حداقل مربعات معمولی[1] برازش می‌شود:

$$T_t = \alpha_0 + \alpha_1 W_t + \alpha_2 E_t + \alpha_3 B_t + \alpha_4 L_t + \alpha_5 CH_t \qquad (۱)$$

روش حداقل مربعات معمولی، یکی از روش‌های مهم برای تخمین پارامترهای مدل‌ها است و کاربرد زیادی در تخمین معادلات رگرسیونی دارد. تخمین زننده‌های حداقل مربعات معمولی بدون اریب، کارا و سازگار هستند و اصطلاحاً آنها را تخمین‌زننده خطی نااریب می‌نامند (سوری ۱۳۹۴: ۸۴). بهره‌گیری از این خصوصیات مستلزم برقرار بودن فروض کلاسیک و پایایی متغیرها است. این فروض مشتمل بر خصوصیات باقیمانده مدل رگرسیونی (ε_t) است. مهمترین نکته در مورد باقیمانده، تصادفی بودن توزیع آن است. باقیمانده مدل، یک متغیر تصادفی است و مثل همه متغیرهای تصادفی دارای یک تابع توزیع احتمال و در نتیجه میانگین و واریانس است. اولین فرض این است که به ازای هر مقدار معین از متغیرهای توضیح‌دهنده، میانگین تمام مقادیر ممکن ε_t برابر صفر می‌باشد. دومین فرض، ثابت بودن واریانس جمله باقیمانده به‌ازای مقادیر

1Ordinary Least Square

مختلف متغیرهای مستقل است: $var\left(\varepsilon_t\right) = \delta 2$. هرگاه واریانس جمله باقیمانده ثابت باشد، می‌گوییم مدل واریانس همسان و در غیر این صورت واریانس ناهمسان است. سومین فرض این است که ε_i و ε_j به ازای تمامی مقادیر $i \neq j$ از یکدیگر مستقل باشند. یعنی کوواریانس آنها $covar(\varepsilon i, \varepsilon j) = 0$ صفر است. در چنین حالتی گفته می‌شود که جمله‌های باقیمانده خودهمبستگی ندارند. چهارمین فرض این است که تابع توزیع باقیمانده‌های مدل نرمال باشد؛ بنابراین با توجه به فرض‌های اول و دوم و سوم می‌توان گفت که ε_t دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت δ^2 است. پنجمین فرض این‌که متغیرهای توضیح‌دهنده، غیرتصادفی هستند (درخشان ۱۳۹۵: ۸۰). پیش از برآورد پارامترهای مدل، این فرض‌ها برای متغیرهای مورد بررسی آزمون خواهند شد.

وضعیت و روند تغییرات طول دوره کار

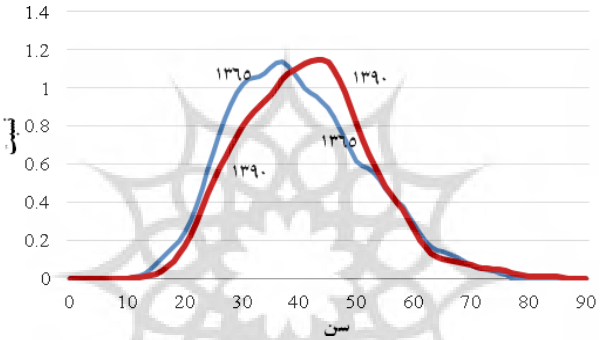
نگاهی کلی به وضعیت فعالیت و نرخ‌های مشارکت اقتصادی مردان و زنان ایرانی، نشان می‌دهد که در طول نیم قرن اخیر و در بستر تغییرات شگرف اجتماعی، کاهش چشمگیری در نرخ مشارکت سنین پایین و بالای نیروی کار کشور رخ داده است. در حالی که بخش مهمی از تغییرات اجتماعی در دو دهه منتهی به پیروزی انقلاب اسلامی رقم خورده است، اما تنها در فاصله ۳۰ سال (۱۳۶۵ تا ۱۳۹۵) نرخ مشارکت اقتصادی مردان جوان ایرانی (زیر ۲۰ سال) به یک سوم و مردان سالمند (۶۵ ساله و بالاتر) به کمتر از نصف کاهش یافته است. بر اساس نتایج تفصیلی سرشماری‌های کشور، در سال ۱۳۶۵ حدود ۱۸ درصد از کل جمعیت زیر ۲۰ سال (مردان حدود ۳۰ درصد و زنان کمتر از ۸ درصد) و حدود ۲۸ درصد از جمعیت ۶۵ ساله و بالاتر (به‌ترتیب برای مردان و زنان حدود ۵۳ و کمتر از ۳ درصد) از نظر اقتصادی فعال بوده‌اند، حال آنکه این ارقام در سال ۱۳۹۵ به‌ترتیب به کمتر از ۷ درصد (مردان حدود ۱۰ درصد و زنان کمتر از ۳ درصد) و حدود ۱۲ درصد (به‌ترتیب برای مردان و زنان حدود ۲۰ و ۵ درصد) رسیده

است. این تغییرات به‌روشنی نشان می‌دهند که حضور مردان و زنان ایرانی در سنین پایین و بالای نیروی کار به‌نحو چشمگیری کاهش یافته که بی‌تردید از طول دوره کار و سال‌های عمر فعال کاسته است.

استنباط اثر این تغییرات بر کل اقتصاد ایران دشوار نیست: با کاهش نرخ مشارکت جمعیت واقع در سنین پایین و بالای دامنه سنی فعالیت اقتصادی، سهم آنان از تولید اقتصادی به‌تدریج و به‌طور قابل‌توجهی کاهش یافته است. براساس روش‌شناسی حساب‌های ملی انتقالات، نمایه سنی درآمد کار، که متشکل از دو بخش شامل حقوق و دستمزد و درآمد فعالیت‌هایی که توسط هر فرد در واحدهای خوداشتغالی انجام می‌شود، تغیر مهمی یافته است. این حساب‌ها، شامل حساب‌های درآمد کار و مصرف برای ایران در سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۰ ساخته شده است. شکل ۱ نمایه‌های سنی درآمد کار مزدی را براساس یافته‌های پروژه حساب‌های ملی انتقالات ایران برای دو سال ۱۳۶۵ و۱۳۹۰ نشان می‌دهد. تفاوت اصلی مربوط به سنین آغازین نمایه، یعنی سنین ورود به بازار کار است. مقایسه نمایه سنی درآمد کار در سال ۱۳۶۵ با نمایه سال ۱۳۹۵، به‌روشنی نشان می‌دهد که درآمد سرانه مزدی جوانان زیر ۲۰ سال به‌طور قابل‌توجهی کاهش یافته و تغییر مهمی در الگوی سنی تولید در فاصله این دو سال رخ داده است. کاهش درآمد سرانه مزدی در سنین پایین تا حدود زیادی ناشی از افزایش تمایل افراد به تحصیل و حضور در مدارس و دانشگاه‌ها است. این تمایل به‌طور قابل توجهی سن ورود به بازار کار را به تعویق انداخته و در نتیجه نمایه سنی سال‌های نیمه دوم دهه ۱۳۷۰ و پس از آن را متاخر کرده است.

از سوی دیگر، براساس جدیدترین برآوردها (پژوهشکده بیمه، ۱۳۹۷، کوششی و ترکاشوند، ۱۳۹۶) امید زندگی مردان و زنانی که در شرایط زیستی (مرگ‌ومیر) سال ۱۳۹۵ به ۲۰ سالگی می‌رسند، به ترتیب حدود ۵۵ و ۵۷ سال است. مقایسه این ارقام با برآوردهای سال ۱۳۶۵ (زنجانی و کوششی، ۱۳۷۱، میرزائی، کوششی و ناصری، ۱۳۷۵) که امید زندگی مردان و زنانی را که به ۲۰ سالگی رسیده‌اند به‌ترتیب حدود ۴۷ و ۴۹ سال نشان می‌دهد، مشخص می‌کند که

در فاصله سال‌های ۹۵-۱۳۶۵ حدود ۷ سال به میانگین سال‌های عمر مورد انتظار افراد در این سنین افزوده شده است. براساس این برآوردها بیش از دوسوم (حدود ۷۲ درصد) از سال‌های عمر مورد انتظار مردان و زنانی که به ۲۰ سالگی می‌رسند، در فاصله ۲۰ تا ۶۵ سالگی عمر می‌شود. این در حالی است که مردان سهم کمی و زنان سهم بسیار ناچیزی از متوسط سال‌های عمر مورد انتظار در سن ۲۰ سالگی را در بازار کار حضور دارند (شکل ۱).



شکل ۱. درآمد کار مزدی نسبت به متوسط درآمد کار سنین ۴۹-۳۰ سال، ایران، ۱۳۶۵ و ۱۳۹۰

منبع: محاسبات نویسندگان

جدول ۱ جزئیات مهم بیشتری را در مورد سال‌های عمر فعال نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، در سال ۱۳۹۵ متوسط سال‌های ناخالص عمر فعال[1] برای مردان و زنان کشور به سختی از ۲۲ سال تجاوز می‌کند. گرچه این رقم، ناخالص سال‌های عمر فعال است و بخشی از این سال‌ها هم متعلق به افراد زیر ۲۰ سال می‌باشد. به عبارت دیگر، در این شرایط در سال ۱۳۹۵ حدود ۴۰ درصد از سال‌های مورد انتظار عمر هر فرد ایرانی که به ۲۰ سالگی می‌رسد،

۱ کل سال‌های حضور در بازار کار با مجموع نرخ‌های سالانه مشارکت از ۱۰ سالگی تا ۶۵ سالگی و مجموع سال‌های اشتغال به کار با مجموع نرخ‌های سالانه اشتغال محاسبه شده است و بیان‌کننده این است که هر فردی که به ۱۰ سالگی می‌رسد، انتظار می‌رود چند سال در بازار کار حضور داشته باشد و یا مشغول به انجام فعالیت اقتصادی باشد (یعنی حذف سال‌های بیکاری).

صرف فعالیت اقتصادی می‌شود و چنانچه مرگ‌ومیر نیروی کار و سال‌های انتظار برای شغل (یا بیکاری) را از رقم متوسط سال‌های عمر فعال کم کنیم، این سهم کمتر هم خواهد شد.

نکته مهم این‌که، در سال ۱۳۹۵ تفاوت قابل‌بحثی بین سال‌های ناخالص عمر فعال و سال‌های ناخالص اشتغال به فعالیت اقتصادی مردان دیده می‌شود. به عبارت دیگر، در فاصله سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۵ به‌طور متوسط حدود ۳ تا ۵ سال از میانگین ناخالص عمر فعال مردان ایرانی در اثر بیکاری ازدست رفته است. در طول این سال‌ها، سهم سال‌های عمر از دست رفته از ناخالص عمر فعال برای مردان حدود ۱۰ درصد و برای زنان حدود ۲۰ درصد بوده است. به معنای دیگر، حدود یک‌پنجم از ۴۰ درصد سهمی که عمر فعال مردان ایرانی از کل سال‌های مورد انتظار عمرشان داشته در اثر بیکاری طول عمر مستهلک شده است. مقایسه مردان شهری و روستایی کشور، همان‌طور که انتظار می‌رود، نشان می‌دهد که مردان روستایی سال‌های بیشتری از عمر خود را در بازار کار حضور دارند. براساس آمارهای آخرین سرشماری کشور، مردان روستایی وقتی به ۲۰ سالگی می‌رسند، حدود ۴۲ سال از عمر خود را صرف تولید اقتصادی می‌کنند، در حالی که مردان شهری با حدود ۷ سال کمتر، تقریباً ۳۵ سال از عمر خود را در بازار کار هستند. مقایسه نرخ مشارکت مردان شهری و روستایی نشان می‌دهد که گسترش تمایل مردان شهری به ادامه تحصیل و خروج زودهنگام‌تر آنان از بازار کار به خاطر پوشش بیشتر بازنشستگی، نقش مهمی در این تفاوت داشته است.

برای زنان، که هم در نقاط شهری و هم در نقاط روستایی سهم ناچیزی از عمر خود را در بازار کار (مزدی و خوداشتغالی) صرف می‌کنند، وضعیتی متفاوت با مردان می‌توان مشاهده کرد. زنان ایرانی، شهری و روستایی، به‌طور کلی کمتر از ۱۵ درصد از عمر خود در را در بازار کار حضور دارند. البته لازم است خاطر نشان شویم که آن بخش از فعالیت اقتصادی زنان که به تولید خانگی کالاها و خدمات منجر ولی تبدیل به مزد و سود نمی‌شود، در این آمارها به حساب نیامده است. در مقایسه با تفاوتهای مردان شهری و روستایی، متوسط سال‌های عمر فعال زنان شهری و روستایی چندان متفاوت نیست. همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، متوسط

سال‌های ناخالص عمر فعال زنان در هر دو گروه حدود ۷ سال است، اگرچه متوسط ناخالص سال‌های از دست رفته عمر فعال در اثر بیکاری برای زنان شهری کمی بیشتر از زنان روستایی است. نکته مهم دیگر در این مقایسه این‌که برعکس مردان، متوسط سال‌های ناخالص عمر فعال زنان در فاصله ۱۳۹۵-۱۳۶۵ افزایش قابل‌توجهی داشته است. از این نظر که انتظار می‌رفت در بستر تغییرات اجتماعی سه دهه گذشته، در صورت مساعد بودن شرایط بازار کار برای زنان افزایش متوسط سال‌های عمر فعال آنان بیشتر از آنچه دیده می‌شود، باشد، اضافه شدن کمتر از ۳ سال به سال‌های عمر فعال آنان، ان هم در شرایطی که حدود ۲۰ درصد از این سال‌ها در اثر بیکاری مستهلک می‌شود، وضعیت را باید نامطلوب تلقی کرد.

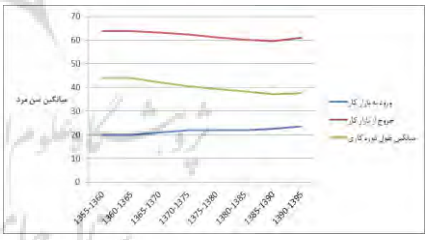
جدول1. میانگین سال‌های ناخالص کل و از دست رفته عمر فعال به‌تفکیک جنس و شهری- روستائی، ۱۳۹۵-۱۳۶۵

جنس	سال	کل		شهری		روستایی	
		میانگین ناخالص سال‌های عمر فعال	سال‌های از دست رفته در اثر بیکاری	میانگین ناخالص سال‌های عمر فعال	سال‌های از دست رفته در اثر بیکاری	میانگین ناخالص سال‌های عمر فعال	سال‌های از دست رفته در اثر بیکاری
مرد	۱۳۶۵	۴۶,۴	۴,۸	۴۳,۸	۵,۳	۴۹,۱	۴,۲
	۱۳۷۵	۴۳,۸	۳,۰	۴۱,۴	۳,۱	۴۷,۶	۲,۸
	۱۳۸۵	۴۱,۱	۳,۲	۳۹,۱	۲,۹	۴۵,۲	۴,۰
	۱۳۹۰	۳۷,۹	۴,۲	۳۵,۷	۴,۱	۴۳,۵	۴,۳
	۱۳۹۵	۳۷,۰	۳,۲	۳۵,۲	۳,۳	۴۲,۲	۳,۱
زن	۱۳۶۵	۴,۵	۰,۹	۴,۴	۱,۰	۴,۴	۰,۶
	۱۳۷۵	۵,۴	۰,۵	۴,۹	۰,۵	۶,۰	۰,۶
	۱۳۸۵	۶,۶	۱,۱	۶,۵	۱,۱	۶,۶	۱,۲
	۱۳۹۰	۶,۰	۱,۲	۶,۲	۱,۴	۵,۳	۰,۶
	۱۳۹۵	۷,۱	۱,۴	۷,۲	۱,۵	۶,۸	۱,۰

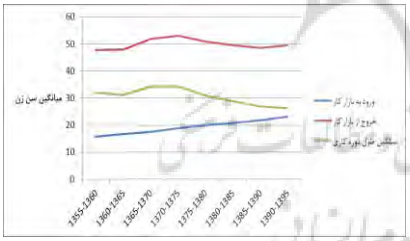
منبع آمارها: نتایج تفصیلی سرشماری‌های کشور در سال‌های ۹۵-۱۳۶۵، محاسبات از نویسندگان

شکل ۲ زمان و عمر صرف شده در انجام فعالیت اقتصادی توسط مردان و زنان ایرانی را از زاویه و نگاه دیگری نشان می‌دهد. همان‌طور که در این شکل ملاحظه می‌شود، در فاصله

سال‌های قبل و بعد از انقلاب (نیمه دوم دهه ۱۳۵۰ تا نیمه اول دهه ۱۳۹۰) ۳ سال به میانگین سن ورود مردان ایرانی به بازار کار افزوده شده و در سوی دیگر تقریباً به همین میزان از میانگین سن در هنگام خروج از بازار کار کاسته شده است. در نتیجه دامنه سنی[1] که اکثر مردانِ در سن کار (میانگینی از نیروی کار) فعال و یا شاغل هستند، از حدود ۴۴ سال به حدود ۳۸ سال کاهش یافته است. همین کاهش برای میانگین طول دوره کار زنان نیز مشاهده می‌شود. همان‌طور که در شکل ۳ نشان داده شده است، میانگین سن ورود زنان به بازار کار از ۱۶ سال در سال ۱۳۶۵ به حدود ۲۳ سال در سال ۱۳۹۵ کاهش یافته، در حالی که میانگین سن خروج آنان از بازار کار افزایش چندانی نداشته است. در مورد سن زنان در هنگام ورود به بازار کار این نکته گفتنی است که در دهه اول پس از انقلاب با توجه به تمایل کمتر دختران به ادامه تحصیل و نرخ مشارکت ناچیز در نیروی کار، زنان در سنین خیلی پایین تمایل به انجام فعالیت اقتصادی داشته و از سنینی حول و حوش میانگین سن ازدواج (۲۵-۲۰ سالگی) و میانگین سن فرزندزائی (۳۰-۲۵ سالگی) به سرعت از بازار کار خارج می‌شده‌اند. تنها در سال‌های دهه ۱۳۷۰ تغییری اندک در این الگو ظاهر شده که احتمالاً بیشتر به خاطر رونق بازار کار در دوره سازندگی و پس از جنگ و کاهش باروری بوده است.



شکل ۲. میانگین دوره کاری مردان کشور در طول دوره ۱۳۹۵-۱۳۵۵



شکل ۳. میانگین دوره کاری زنان کشور در طول دوره ۱۳۹۵-۱۳۵۵

منبع: محاسبات نویسندگان

۱ مفهوم دامنه سنی کار که می‌تواند به‌عنوان برآوردی از طول دوران کار استنباط شود را نباید با میانگین ناخالص عمر فعال خلط کرد. این دامنه بیان‌کننده سال‌های عمر فعال نیست، بلکه نشان‌دهنده متوسط زمانی است که در این سنین مردان یا زنان در بازار کار حضور دارند. دامنه کوچک‌تر نشان‌دهنده تأخیر در ورود به بازار کار یا تسریع در خروج از آن و یا همان‌طور که در مورد ایران دیده می‌شود، هر دوی آن‌ها است.

براساس آمار بانک جهانی در سال ۲۰۱۵، حدود ۴۹/۵ درصد جمعیت جهان را زنان تشکیل می‌دهند، درحالی‌که تنها ۳۹ درصد تولید ناخالص داخلی جهان به این گروه از جمعیت نسبت داده می‌شود. همچنین به گزارش سازمان بین‌المللی کار، در دو دهه گذشته، نرخ مشارکت اقتصادی روند نزولی داشته است. بر این اساس نرخ مشارکت اقتصادی مردان از ۷۹/۹ درصد در سال ۱۹۹۵ به ۷۶/۱ درصد در سال ۲۰۱۵ کاهش یافته و این نرخ برای زنان از ۵۲/۴ به ۴۹/۶ درصد رسیده است. بنابراین، در سال ۲۰۱۵ فاصله جنسیتی موجود در نرخ مشارکت اقتصادی در کل جهان، حدود ۲۶ واحد نقطه درصدی است، یعنی‌شانس زنان برای مشارکت در بازار کار به این میزان کمتر از مردان بوده است.

یکی از مشکلات زنان در مواجهه با بازار کار، ساعات کار بیشتر با درآمد کمتر (به‌طور میانگین، ۱۰ تا ۳۰ درصد کمتر از درآمد مردان) است که موجب چالش در بازار کار جهانی شده است. زنان و مردان تحت شرایط نابرابری کار می‌کنند و زنان حداقل دو برابر مردان به کارهای بدون مزد، نظیر مراقبت از فرزندان و خانه‌داری مشغولند. جدول ۲ نرخ مشارکت اقتصادی در چند کشور آسیایی و خاورمیانه را نشان می‌دهد. براساس اطلاعات این جدول، در کشورهایی نظیر ترکیه، پاکستان و حتی افغانستان، که به لحاظ فرهنگی و اجتماعی با ایران شباهت‌هایی دارند، نرخ مشارکت اقتصادی زنان نسبت به ایران بالاتر است (جدول ۲).

جدول۲. نرخ مشارکت اقتصادی در چند کشور آسیایی و خاورمیانه به‌تفکیک جنس، حدود ۲۰۱۷

نام کشور	زن	مرد	کل	نام کشور	زن	مرد	کل
تایلند	۶۴	۷۹	۷۳	ترکیه	۳۵	۷۴	۵۴
مالزی	۵۵	۸۲	۶۹	ایران	۱۴	۶۴	۳۹
فیلیپین	۵۱	۷۸	۶۶	سوریه	۱۶	۷۲	۴۵
اندونزی	۵۰	۸۵	۶۸	مصر	۲۵	۷۳	۴۹
پاکستان	۲۵	۷۰	۴۸	بحرین	۴۶	۸۷	۷۲
هندوستان	۳۰	۷۶	۵۵	عربستان سعودی	۲۲	۸۰	۵۶
افغانستان	۲۰	۸۱	۵۲	اردن	۱۴	۶۲	۳۹

منبع: سایت سازمان بین‌المللی کار (ILO)، برای ایران: مرکز آمار ایران، طرح آمارگیری نیروی کار.

براساس نتایج آمارگیری سال ۱۳۹۵، نرخ مشارکت کل جمعیت ۱۰ ساله و بالاتر در ایران حدود ۳۹ درصد است که با توجه به این‌که جمعیت در سن فعالیت، بخش بزرگی از جمعیت کشور را تشکیل می‌دهد، بیانگر شرایط نامناسب بازار کار در فراهم آوردن موقعیت‌های شغلی برای جمعیت بالقوه فعال می‌باشد. در این سال، نرخ مشارکت اقتصادی مردان حدود ۶۴ درصد و برای زنان ۱۴ درصد بوده است. با توجه به اینکه زنان نیمی از جمعیت و ۴۶ درصد از دانش‌آموختگان دانشگاه‌ها و موسسات آموزش عالی را تشکیل می‌دهند، پایین بودن نرخ فعالیت این گروه به معنای عدم مشارکت بخشی بزرگ و توانمندی از جمعیت در توسعه اقتصادی کشور است. علیرغم اینکه به‌نظر می‌رسد با افزایش تحصیلات، تمایل زنان به مشارکت در بازار کار افزایش می‌یابد، اما از درصد زنان امیدوار این گروه برای ورود به بازار کار طی سالیان اخیر کاسته شده است.

مدل عوامل تعیین‌کننده طول دوره کار

از الزامات مهم در برآوردهای معادلات اقتصادی با داده‌های سری زمانی و تخمین مدل با روش حداقل مربعات معمولی، انجام آزمون پایایی است. به‌طورکلی یک فرآیند تصادفی هنگامی پایا نامیده می‌شود که میانگین و واریانس آن طی زمان ثابت باشد و مقدار کوواریانس بین دو دوره زمانی، تنها به فاصله یا وقفه بین این دو دوره بستگی داشته و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه کوواریانس نداشته باشد (نوفرستی، ۱۳۹۱، ۸۵). برای شناسایی سری‌های زمانی پایا از ناپایا، روش‌های متعددی وجود دارد که مهمترین آنها آزمون ریشه واحد دیکی- فولر و دیکی- فولر تعمیم یافته است. بنابراین ابتدا پایایی متغیرهای الگوی پیشنهادی را بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[1] مورد بررسی قرار می‌دهیم تا مشخص شود رگرسیون ما کاذب است یا خیر. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر ریشه واحد داشتن متغیرهای سری زمانی بر اساس آماره آزمون مک کینون در جداول ۳ و ۴ بررسی شده است.

1 Augmented Dicky Fuller

جدول ۳. آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای جامعه زنان

متغیر (در سطح یا با یکبار تفاضل‌گیری)	آماره مشاهده شده در سطح یا با یکبار تفاضل‌گیری	٪۱۰	درجه پایایی
طول دوره کاری	-۳/۶۹	-۳/۲۰	I(0)
متوسط دستمزد سالانه	-۳/۶۳	-۳/۱۹	I(0)
تحصیلات	-۴/۶۶	-۳/۶۱	I(0)
متوسط تعداد فرزندان	-۳/۶۸	-۳/۲۵	I(0)
امید به زندگی	-۴/۵۵	-۳/۱۱	I(0)
میزان حقوق بازنشستگی	-۴/۴۶	-۳/۶۱	I(0)

منبع: محاسبات نویسندگان

جدول ۴. آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای جامعه مردان

متغیر (در سطح با یکبار تفاضل‌گیری)	آماره مشاهده شده در سطح یا با یکبار تفاضل‌گیری	٪۱۰	درجه پایایی
طول دوره کاری	-۳/۶۷	-۳/۲۰	I(0)
متوسط دستمزد سالانه	-۴/۰۰	-۳/۱۹	I(0)
تحصیلات	-۴/۶۶	-۳/۶۱	I(0)
متوسط تعداد فرزندان	-۳/۶۸	-۳/۲۵	I(0)
امید به زندگی	-۳/۵۶	-۳/۱۱	I(0)
میزان حقوق بازنشستگی	-۳/۴۶	-۳/۶۱	I(0)

منبع: محاسبات نویسندگان

طبق نتایج جداول ۳ و ۴ همه متغیرها پایا هستند. برازش مدل با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی انجام شده است. نتایج برآورد ضرایب الگوی ایستای طول دوره کاری زنان و مردان، در جدول ۵ در قالب مدل اول و دوم ارائه می‌شود. برای اینکه بفهمیم ضرایب مدل

رگرسیونی که برآورد شده، از درجه اطمینان برخوردار هستند یا خیر، باید خودهمبستگی جملات باقیمانده را بررسی کنیم. برای اینکار از آزمون بروش-گادفری[1] برای بررسی وجود خودهمبستگی استفاده می‌کنیم که نتایج آن برای مدل اول در جدول ۷ آمده است. باتوجه به احتمال آماره F برای دو مدل، فرض صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی را نمی‌توان رد کرد و جملات باقیمانده دارای خودهمبستگی نیستند.

جدول ۵- برآورد ضرایب الگوی ایستای طول دوره کاری

متغیرها	مدل دوم (مردان)			مدل اول (زنان)		
	مقدار آماره t	ضرایب	احتمال	مقدار آماره t	ضرایب	احتمال
مقدار ثابت مدل	۶/۰۳۳	۲/۰۲۴	۰/۰۳۰۴	۵/۲۵	۱/۶۰	۰/۰۲۸۱
متوسط دستمزد سالانه	۵/۵۷۷	۱/۳۲	۰/۰۳۲۸	۵/۱۶	۰/۵۲	۰/۰۳۱۵
تحصیلات	-۲/۷۳۷	-۰/۰۴	۰/۰۳۹۳۶	-۲/۹۵	-۰/۰۷	۰/۰۳۶۱
مبلغ حقوق بازنشستگی	۱۷/۷۹۷	-۰/۹۸	۰/۰۴۰۱۵	۲۱/۰۱	-۱/۰۸	۰/۰۳۹۵
امیدزندگی	۳/۱۱۰	۲/۳۸	۰/۰۳۵۱۳	۸/۵۵	۲/۱۵	۰/۰۳۲۲
متوسط تعداد فرزندان	۴/۵۴۴	۰/۹۱	۰/۰۲۴۵	۶/۱۴	-۰/۰۲	۰/۰۲۰۳
مجذورR		۰/۹۹			۰/۹۹۴	
دوربین- واتسون		۲/۰۷			۲/۰۱۵	
سطح معناداری(F)	F(۱/۳۶)		۰/۶۲۲۱	F(۱/۳۸)		۰/۸۱۰۹

منبع: محاسبات نویسندگان

آزمون‌های انجام شده نشان می‌دهد که مدل مورد نظر به‌خوبی توصیف شده است. تمام ضرایب در مدل طول دوره کاری زنان و مردان معنادار است. در مدل زنان، متغیر دستمزد دارای ضریب ۰/۵۱ است و نشان می‌دهد که افزایش دستمزد منجر به افزایش طول دوره کاری

1 Breusch-Godfrey

می‌شود؛ چون فرد انگیزه دارد بیشتر کار کند. در مورد مردان ضریب این متغیر ۱/۳ است و بیانگر تاثیرگذاری بیشتر دستمزد بر طول دوره کاری مردان می‌باشد.

ضریب متغیر تحصیلات برای زنان ۰/۰۷- و برای مردان ۰/۰۴- است و حاکی از تاثیر منفی بیشتر بر دوره کاری زنان نسبت به مردان است. علامت منفی نشان‌دهنده این است که با افزایش سطح تحصیلات، طول دوره کاری کم می‌شود. چون افراد با تحصیلات بالاتر به احتمال زیاد حقوق بالاتری به‌دست می‌آورند، لذا به دلیل اشتغال به تحصیل هم دیرتر شاغل می‌شوند و هم زودتر تمایل به خروج از بازار کار دارند. اشتغال در سنین بالاتر منجر می‌شود که افراد به لحاظ فیزیکی سریع‌تر فرسوده شده و امکان ابتلا به بیماری و پیری زودرس در آنها افزایش یابد؛ لذا اثر منفی بر طول دوره کاری دارد. ضریب متغیر مبلغ حقوق بازنشستگی، برای زنان ۱/۰۸- و برای مردان ۰/۹۸- است که بیانگر این است که با افزایش حقوق بازنشستگی، تمایل افراد به بازنشستگی زودتر بیشتر شده و بنابراین طول دوره کاری آنان کمتر می‌شود. این ضریب برای زنان بیشتر از مردان است. متغیر امید زندگی (L) برای زنان دارای ضریب ۲/۱۵ و برای مردان دارای ضریب ۲/۳۸ است. لذا هر چه امید زندگی بالاتر رود، فرد انتظار دارد بیشتر زنده باشد، بنابراین نیاز به درآمد بیشتر شده و لذا طول دوره کاری بیشتر می‌شود. به‌طور مورد انتظار، این تأثیر برای مردان قوی‌تر از زنان است.

ضریب متغیر تعداد فرزندان (CH) ۰/۰۲- برای زنان و ۰/۹۱ برای مردان است. هرچه تعداد فرزندان مردان بیشتر باشد، طول دوره کاری آنها بیشتر می‌شود. احتمالاً وظیفه مردان در تأمین معاش خانواده و بنابراین نیاز به درآمد کار نقش مهمی در شکل‌گیری این رابطه دارد. اما در مورد زنان تأثیر شمار فرزندان بر طول دوره کار منفی است. به عبارت روشن‌تر، با افزایش تعداد فرزندان، احتمالاً به خاطر وظیفه مادری و نقش اصلی در مراقبت از کودکان، طول دوره کاری زنان کاهش می‌یابد. ضریب تعیین دو مدل نیز حاکی از خوبی برازش هر دو مدل است.

اکنون به بررسی سایر آزمون‌های نقض فروض کلاسیک برای اطمینان از تخمین‌های مدل و بررسی اینکه آیا فروض کلاسیک برقرار هستند یا خیر، می‌پردازیم. آزمون صفر بودن میانگین جمله خطا (باقیمانده‌ها)، با توجه به آماره آزمون و احتمال مربوطه، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن میانگین باقیمانده‌ها رد نمی‌شود. برای آزمون ثابت بودن واریانس جمله خطا، از آزمون گلچسر[1] استفاده می‌شود. این آزمون مشخص می‌کند که آیا جملات باقیمانده ناهمسان هستند یا خیر. با توجه به آماره F و ارزش احتمالی آن که برابر ۰,۲۳ و ۰,۳۵ شده است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود واریانس ناهمسانی در دو مدل رد می شود. آزمون نرمال بودن جمله خطا،آماره آزمون Jarque-Bera معادل ۲/۲۷۶۴ و ۲/۵۴۱۸ با ارزش احتمال ۰,۳۲ و ۰,۳۶ می‌باشد. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن جمله خطا در دو مدل زنان و مردان تایید می‌شود.

بحث و نتیجه‌گیری

نیم‌قرن اخیر را می‌توان گذرگاه تاریخی بزرگ‌ترین تحولات اجتماعی- اقتصادی و فرهنگی با تأثیراتی عمیق بر همه وجوه زندگی ایرانیان نامید: تقاطعی از وقوع گذارهای جمعیتی- اجتماعی. در میان این تحولات، جابجایی‌های گسترده جمعیت و در نتیجه وارونه شدن ترکیب زیست‌گاهی کشور از الگویی روستایی به الگوهای ساده و پیچیده‌تر زیست شهری، همراه با تغییرات گسترده و متأثر از جریان نوسازی در سبک زندگی و منتج به تغییرات وسیع در نگرش-ها و ایده‌آل‌ها، افزایش طول عمر ایرانیان در اثر کاهش سطح مرگ‌ومیر، و کاهش خیره‌کننده در سطح باروری اهمیت ویژه‌ای دارند. این تغییرات در عین حال که چالش‌هایی در خود دارند، برای اقتصاد ایران مطلوب هستند و خرد کشورداری حکم می‌کند در کنار تلاش برای کاهش اثرات نامطلوب، با بهره‌گیری از پی‌آمدهای مثبت و مطلوب این تغییرات، آسایش و رفاه اجتماعی- اقتصادی بیشتری برای ایرانیان فراهم شود. بنابراین، در این پژوهش تلاش شده تا با

1 Glesjer

مطالعه و پژوهش در مورد وضعیت کنونی و عوامل تعیین‌کننده بهره‌گیری از افزایش طول عمر در تولید اقتصادی، امکان و زمینه بهره‌برداری از این امتیازات ارزیابی شوند. روندهای کلی نشان می‌دهد که میانگین طول دوره کار با افزایش پوشش آموزش و تحصیل، در اثر تأخیر در ورود به بازار کار که در اثر کاهش نرخ مشارکت اقتصادی در سنین پائین رخ می‌دهد و با افزایش پوشش بازنشستگی، که با توجه به قوانین بازنشستگی به خروج زودهنگام از بازار کار می‌انجامد، رو به کاهش بوده است. به‌منظور بررسی بیشتر، مدلی برای تعیین تاثیر متغیرهای مستقل بر روی طول مدت کاری به تفکیک زنان و مردان و همچنین تعیین متغیرهای مستقلی که تاثیر بیشتری نسبت به سایرین بر روی متغیر وابسته دارند، طراحی شد. نتایج مدل عوامل تعیین‌کننده طول دوره کاری نیز نشان می‌دهد که میانگین سن تحصیلات مهمترین عاملی است که بر سن ورود مردان به بازار کار و تأخیر در آن اثر داشته است. این عامل از یک‌سو بازتابی از اثر نهاد آموزش رسمی بر بازار کار است و از سوئی بازتابی از اثر بازار کار بر تمایل به آموزش‌های رسمی است. ناتوانی نهاد آموزش رسمی در ارتقای مهارت‌های شغلی و نرخ بالای بیکاری و برآورد ذهنی افراد از اشتغال انتظاری در صورت تداوم تحصیل بعد از آموزش متوسطه و تمایل بیشتر به تحصیلات تکمیلی برای کسب امتیاز دست‌یابی به شغل و یا شغل بهتر، مهمترین عوامل بینابینی اثر نهاد آموزش و کار بر کوتاه شدن طول دوره کاری است.

نتایج حاکی از این است که در زنان، افزایش دستمزد از طریق افزایش انگیزه کار بیشتر، منجر به افزایش طول دوره کاری می‌شود. در مردان ضریب این متغیر ۱/۳ و بیانگر تاثیرگذاری بیشتر دستمزد بر طول دوره کار مردان است. ضریب متغیر میزان تحصیلات برای زنان ۰/۰۷- و برای مردان ۰/۰۴- است و حاکی از تاثیر منفی بیشتر بر دوره کاری برای زنان نسبت به مردان می‌باشد. علامت منفی نشان‌دهنده این است که با افزایش سطح تحصیلات، طول دوره کاری کوتاه‌تر می‌شود. چون افراد با تحصیلات بالاتر به احتمال زیاد دستمزد بیشتر یا سود بالاتری به‌دست می‌آورند، لذا هم دیرتر شاغل می‌شوند و هم به دلایل متعدد، از جمله شانس بالاتر

یافتن شغل جدید به خاطر مهارت بیشتر هم ناشی از تحصیلات بالاتر و هم سوابق کاری، زودتر تمایل به خروج از بازار کار دارند. ضریب متغیر حقوق بازنشستگی، برای زنان ۱/۰۸- و برای مردان ۰/۹۸- است که بیانگر این است که با افزایش حقوق بازنشستگی، افراد بیشتر تمایل دارند که زودتر تقاضای بازنشستگی کنند و طول دوره کاری کمتر می‌شود. این ضریب برای زنان بیشتر از مردان است. متغیر امید زندگی برای زنان دارای ضریب ۲/۱۵ و برای مردان ۲/۳۸ است. لذا هر چه امید زندگی بالاتر رود، فرد انتظار دارد بیشتر زنده باشد، پس به درآمد کار هم نیاز بیشتری دارد. در نتیجه طول دوره کاری بیشتر می‌شود. این افزایش برای مردان بیشتر از زنان است. ضریب متغیر تعداد فرزندان برای زنان ۰/۰۲- و برای مردان ۰/۹۱ است. هرچه تعداد فرزندان مردان بیشتر باشد، چون وظیفه اداره زندگی و تأمین معاش عرفاً بر عهده مردان است، طول دوره کاری آنها بیشتر می‌شود. اما در مورد زنان، نقش و وظیفه مراقبتی آنان با افزایش تعداد فرزندان مهمتر و بنابراین طول دوره کاری آنها کوتاهتر می‌شود. در کل جمع‌بندی نتایج نشان می‌دهد که از میان متغیرهای مورد بررسی در این مطالعه، امید زندگی بیشترین تاثیر را بر طول دوره کاری زنان و مردان طی دوره مورد بررسی دارد. متغیر تعداد فرزاندان برای زنان و متغیر میزان تحصیلات برای مردان دارای کمترین اثرگذاری بر دوره کاری آنها است.

مقایسه نتایج حاصل از مطالعه عوامل تعیین‌کننده طول دوره کار با پژوهش‌های انجام شده و مرتبط، به‌طور غیرمستقیم بیان‌کننده همسویی آنها با نتایج به‌دست آمده از این پژوهش است. برای نمونه براساس مطالعه صفاکیش و محسن‌خانی (۱۳۹۵)، حدود ۷۲ درصد از زنان غیر فعال، مسئولیت‌های شخصی یا خانوادگی را به‌عنوان مهم‌ترین دلیل عدم فعالیت در بازار کار برشمرده‌اند؛ حدود ۲۰درصد از زنان به‌علت اشتغال به تحصیل از فعالیت در بازار کار بازمانده‌اند؛ و حدود ۲/۲۳درصد بیماری، ناتوانی جسمی موقت و بارداری و ۲/۰۵ درصد بی‌نیازی از انجام کار را دلیل عدم فعالیت خود ذکر کرده‌اند. زنانی که دلسردی و ناامیدی از یافتن کار را علت عدم مشارکت خود ذکر کرده‌اند، حدود ۰/۸۴ درصد بوده است. بررسی علل

غیرفعال بودن مردان در این مطالعه، الگوی کاملاً متفاوتی را نشان می‌دهد. اشتغال به تحصیل یا آموزش، بی‌نیازی از انجام کار، و بیماری و ناتوانی جسمی موقت به ترتیب با ۵۱/۴۵، ۲۱/۲۰ و ۱۰/۱۴درصد، سه علت اصلی عدم جستجوی کار از سوی مردان غیر فعال را تشکیل می‌دهند.

نتایج پژوهش تصویر روشنی از آمادگی و حتی آگاهی نظام برنامه‌ریزی از این مهم و برای این منظور را نشان نمی‌دهد. اگر چنین بود، قوانینی آن‌چنان سخت و دست‌وپاگیر برای بازنشستگی پیش از موعد و منع به‌کارگیری بازنشستگان در قوه قانون‌گذاری وضع نمی‌شد. در شرایطی که فرصت بهره‌گیری از سود جمعیتی به‌سرعت رو به پایان است و برآورد می‌شود که این فرصت در آغازین سال‌های دهه ۱۴۱۰ به تغییرات نامطلوب بر نرخ رشد اقتصادی کشور تغییر مسیر دهد، وضع چنین قوانینی تعجب‌آور است. باتوجه به نتایج می‌توان به صراحت گفت که با وضع فعلی بازار کار، سطح کنونی بهره‌وری و مشخصاً دوره کاری محدود، ایران هرگز قادر به جبران مشکلات ناشی از بار اقتصادی- اجتماعی سالخوردگی جمعیت، که قریب‌الوقوع است، نخواهد بود.

منابع

- پژوهشکده بیمه، (۱۳۹۷)، ***جداول عمر کشور در سال ۱۳۹۵ براساس آمارهای ثبت مرگ در ایران***، تهران.
- درخشان، مسعود، (۱۳۹۵)، "***اقتصادسنجی تک معادلات با فروض کلاسیک***"، جلد اول، تهران: انتشارات سمت.
- مرکز آمار ایران (سالهای مختلف)، درگاه ملی آمار ایران، نتایج سرشماری عمومی نفوس و مسکن ۱۳۳۵ تا ۱۳۹۵.
- زنجانی، حبیب‌الله و مجید کوششی، (۱۳۷۱)، ***بررسی مرگ‌ومیر در ایران***، مرکز مطالعات و تحقیقات معماری و شهرسازی ایران.
- سوری، علی، (۱۳۹۴)، ***اقتصادسنجی مقدماتی***، جلد اول، نشر فرهنگ شناسی.

- صفاکیش، محدثه و زهره فلاح محسن‌خانی، (۱۳۹۵)، "بررسی عدم مشارکت زنان در بازار کار ایران"، ***مجله بررسی‌های آمار رسمی ایران***، سال ۲۷، شماره ۱، صص: ۱۰۳-۱۱۹.
- کوششی، مجید (۱۳۷۲)، "پس‌افتادگی گذار جمعیتی ایران و نتایج جمعیتی اجتماعی آن"، سمینار مسایل جمعیتی ایران، دانشگاه شیراز.
- کوششی، مجید و محمد ترکاشوند (۱۳۹۶)، "تعدیل اریب برآورد مرگ و میر کودکان با استفاده از روش براس تراسل و رویکرد نسل‌های فرضی بین دو سرشماری در ایران"، ***فصلنامه مطالعات جمعیتی***، شماره ۱، صص: ۵-۳۶.
- میرزایی، محمد، کوششی، مجید و محمد باقر ناصری، (۱۳۷۵)، "برآورد و تحلیل شاخص‌های حیاتی، جمعیتی کشور در سرشماری‌های ۱۳۶۵ و ۱۳۷۰"، بخش تحقیقات جمعیت‌شناسی، مؤسسه مطالعات و تحقیقات اجتماعی دانشگاه تهران.
- نوفرستی، محمد، (۱۳۹۱)، "***ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی***"، تهران: انتشارات درسا.
- uuugvvnn, A., & Peaacch,, F. 22005.. “The nnnghhof wokknng iives nnEuocpe.” *Journal of the European Economic Association*, *3*(2/3): 477-486.
- aa ddvell, .. C 11976.. “Toward A ee aaæement of ee mogaaphcc Taaniiii ion Theoyy.” *Population and Development Review*, 2,(3/4): 321-366.
- aa defo,,, .. , oooooo, ,,, ss rrrgeen, P. ,,, yy nnnde,, L., & Albnn, M. 22019). “Soclll nnequaiiyy nn wokknng iife expecnnncy nn Sweden.” *Zeitschrift für Gerontologie und Geriatrie*, 52(1), 52-61.
- Lee, .. 22003.. “The demogaaphcc nnnniiii on: hheee cenuussss of fundamenlll change.” *Journal of Economic Perspectives*, 17(4), 167-190.
- aa aum, ,,, & øø ed, .. 22006.. “oo buii ness cycee condttions at the iime of bblor makket enyyy affect fuuuee empooyment poopppec???” *The Review of Economics and Statistics*, 88(2), 193-210.
- Skoog, G. .. , & ccccka, ... 22010.. “Meauunng yeass of nnaciivtty, yeass nn eeiieemen,, iime oo eeiieemen,, and age at eeiieement wtthnn hhe Makkov mode..” *Demography*, 47(3), 609-628.
- van Noordt, M., Van Den Hout, A. D. L., van der Pas, S., van Tilburg, T., & Deeg, D. 22019.. “hh anges nn wokknng iiee expectancy wtth daaabllty nn the ee hhennnd”””” 1992–2016. *Scandinavian Journal of Work, Environment and Health*, 45(1), 73-81.