



**دانشگاه غیر دولتی- غیر انتفاعی خاتم**

**دانشکده علوم انسانی**

**گروه علوم اقتصادی**

اثر ساختار مالکیت و گروه های کسب و کار بر هم حرکتی سهام شرکت های بورس تهران

پایان نامه برای دریافت درجه کارشناسی ارشد

در رشته علوم اقتصادی گرایش اقتصاد نظری

**استاد راهنما:**

دکتر مهدی حیدری

**دانشجو:**

سید مرتضی آقاجان زاده امیرکلایی

دی ماه 1400

اظهارنامه دانشجو

**عنوان پايان نامه** : اثر ساختار مالکیت و گروه های کسب و کار بر هم حرکتی سهام شرکت های بورس تهران

**استاد راهنما**: دکتر مهدی حیدری

اينجانب سید مرتضی آقاجان زاده امیرکلایی دانشجوي دوره كارشناسي ارشد رشته علوم اقتصادی گرايش نظری دانشگاه خاتم به شماره دانشجويي 3981300198001 گواهي مي نمايم كه تحقيقات ارائه شده در اين پايان نامه توسط اينجانب انجام شده است و صحت و اصالت مطالب نگارش شده مورد تائيد مي باشد و در موارد استفاده از كار ديگر محققان به مرجع مورد استفاده اشاره شده است. به­علاوه گواهي مي نمايم كه مطالب مندرج در پايان‌نامه تاكنون براي دريافت هيچ نوع مدرك يا امتيازي توسط اينجانب يا فرد ديگري ارائه نشده‌است و در تدوين متن پايان‌نامه چارچوب مصوب دانشگاه را به­طور كامل رعايت كرده‌ام.

کليه حقوق مادی و معنوی مترتب بر نتايج مطالعات، ابتکارات و نوآوری‌های ناشی از تحقيق، همچنين چاپ و تکثير، نسخه برداری، ترجمه و اقتباس از اين پايان نامه کارشناسی ارشد، برای دانشگاه خاتم محفوظ است. نقل مطلب با ذکر منبع بلامانع است.

**امضاء دانشجو:**

**تاريخ:**

چکیده

در این پژوهش با استفاده از داده های روزانه مالکیت شرکت های فعال در بورس اوراق بهادار تهران نشان می دهیم مالکیت مشترک و عضویت در یک گروه کسب و کار بر هم حرکتی قیمت شرکت ها تاثیر مثبتی دارد. علاوه بر این نشان می دهیم که عضویت در گروه کسب و کار تاثیر بیشتری از مالکیت مشترک دارد و مالکیت مشترک تنها در درون گروه های کسب و کار سبب افزایش هم حرکتی می شود. در ادامه با توجه به شواهد معرفی شده نشان می دهیم معاملات هم زمان و هم جهت در گروه های کسب و کار هم حرکتی بیشتر شرکت ها را توضیح می دهد.

**واژه‌های کلیدی:**

**فهرست مطالب**

[فصل 1 : مقدمه 1](#_Toc91325720)

[۱-۱- مقدمه 2](#_Toc91325721)

[۲-۱- هدف تحقیق 2](#_Toc91325722)

[۳-۱- مرور ادبیات 3](#_Toc91325723)

[۴-۱- روش انجام تحقیق 4](#_Toc91325724)

[فصل 2 : داده و روش شناسی 6](#_Toc91325725)

[۱-۲- مقدمه 7](#_Toc91325726)

[۲-۲- داده 7](#_Toc91325727)

[۳-۲- تشکیل جفت های بازار 7](#_Toc91325728)

[۴-۲- اندازه گیری مالکیت مشترک 8](#_Toc91325729)

[۵-۲- محاسبه هم حرکتی 9](#_Toc91325730)

[6-۲- متغیر های کنترلی 9](#_Toc91325731)

[فصل 3 : تجزیه و تحلیل داده‌ها 10](#_Toc91325732)

[۱-۳- مقدمه 11](#_Toc91325733)

[۲-۳- نحوه تعریف وضع فعالیت افراد در طول سال در داده 13](#_Toc91325734)

[۳-۳- تعریف سربازان خدمت نظام وظیفه در داده 15](#_Toc91325735)

[۴-۳- نحوه تغییرات رفتاری متولدین سال‌های مختلف در سنین جوانی 17](#_Toc91325736)

[فصل 4 : روش تخمین 20](#_Toc91325737)

[۱-۴- مقدمه 21](#_Toc91325738)

[۲-۴- ممان‌های استفاده‌شده برای تخمین 22](#_Toc91325739)

[۳-۴- نتایج تخمین 25](#_Toc91325740)

[۱-۳-۴- مقدار تخمین پارامتر‌های مدل 26](#_Toc91325741)

[۲-۳-۴- مطابقت خروجی نهایی مدل با واقعیت 30](#_Toc91325742)

[فصل 5 : بحث و نتیجه‌گیری 36](#_Toc91325743)

[۱-۵- ناهمگنی و تفاوت بین گونه‌های مختلف 37](#_Toc91325744)

[۲-۵- اثر دوره‌ی سربازی بر ارزش فعلی مطلوبیت‌های آتی در هر سن 40](#_Toc91325745)

[۳-۵- پادحقیقت‌: تغییر هزینه تحصیلات دانشگاهی 43](#_Toc91325746)

[۴-۵- جمع‌بندی 45](#_Toc91325747)

[منابع و مراجع 47](#_Toc91325748)

[پیوست‌ها 50](#_Toc91325749)

فهرست جداول

[جدول (‏3‑1) حجم نمونه‌ی هر یک از داده‌های خرد 21](#_Toc56219207)

[جدول (‏4‑1) ممان‌های استفاده‌شده برای تخمین پارامترهای مدل 32](#_Toc56219208)

[جدول (‏4‑2) درصد تصمیم‌های مختلف متولدین سال‌های ۶۵-۶۰ در سنین مختلف 32](#_Toc56219209)

[جدول (‏4‑3) مقدار تخمین پارامترهای مدل مربوط به مشاغل و سربازی 37](#_Toc56219210)

[جدول (‏4‑4) مقدار تخمین پارامترهای مدل مربوط به تحصیلات و ماندن در خانه 37](#_Toc56219211)

[جدول (‏4‑5) مقدار تخمین نسبت هر گونه مشروط به تحصیلات اولیه در ۱۶ سالگی 38](#_Toc56219212)

[جدول (‏5‑1) تفاوت رفتار گونه‌های مختلف در سن ۳۰ و ۴۰ سالگی 47](#_Toc56219213)

[جدول (‏5‑2) تفاوت افراد در تصمیم و ارزش همه‌ي مطلوبیت‌ها بین گونه‌های مختلف و همچنین مشمولین سربازی و غیر مشمولین 48](#_Toc56219214)

[جدول (‏5‑3) تاثیر تغییر هزینه تحصیلات دانشگاهی بر تصمیم تحصیل گونه‌های مختلف 52](#_Toc56219215)

[جدول (‏5‑4) تاثیر تغییر هزینه تحصیلات دانشگاهی بر سال تصمیم تحصیل گونه‌های مختلف 53](#_Toc56219216)

فهرست نمودار

[نمودار (‏3‑1) درصد تصمیم‌های مختلف مردان ۱۶ تا ۶۵ در ایران (داده هزینه و درآمد خانوار) 23](#_Toc56219217)

[نمودار (‏3‑2) درصد تصمیم متولدین ۶۵-۶۰ در سنین مختلف زندگی 25](#_Toc56219218)

[نمودار (‏3‑3) نسبت کل مردان متولد سال‌های مختلف مشغول به کار در سنین مختلف 27](#_Toc56219219)

[نمودار (‏3‑4) نسبت کل مردان متولد سال‌های مختلف در حال تحصیل در سنین مختلف 27](#_Toc56219220)

[نمودار (‏4‑1) لگاریتم درآمد سالیانه معادل‌شده متولدین ۶۵-۶۰ در سنین مختلف زندگی 33](#_Toc56219221)

[نمودار (‏4‑2) لگاریتم انحراف معیار درآمد سالیانه متولدین ۶۵-۶۰ در سنین مختلف زندگی 33](#_Toc56219222)

[نمودار (‏4‑3) درصد مردان در خانه درهر سن (نتایج اصلی) 40](#_Toc56219223)

[نمودار (‏4‑4) درصد مردان درحال تحصیل درهر سن (نتایج اصلی) 41](#_Toc56219224)

[نمودار (‏4‑5) درصد مردان شاغل در مشاغل یقه-سفید درهر سن (نتایج اصلی) 41](#_Toc56219225)

[نمودار (‏4‑6) درصد مردان شاغل در مشاغل یقه-آبی درهر سن (نتایج اصلی) 43](#_Toc56219226)

[نمودار (‏4‑7) درصد مردان درحال انجام خدمت نظام وظیفه درهر سن (نتایج اصلی) 44](#_Toc56219227)

[نمودار (‏5‑1) ارزش فعلی مطلوبیت‌های آتی در هر سن به تفکیک تحصیلات اولیه و وضعیت سربازی افراد 50](#_Toc56219228)

[نمودار (‏5‑2) ارزش فعلی مطلوبیت‌های آتی در هر سن به تفکیک وضعیت سربازی افراد و گونه‌ها 51](#_Toc56219229)

|  |
| --- |
| : مقدمه |

## ۱-۱- مقدمه

بررسی هم حرکتی بازده در سال های اخیر مورد توجه محققان و فعالان بازار سرمایه قرار گرفته است. پس از بحران مالی سال 2007 آمریکا که اقتصاد های جهانی را تحت الشعاع قرار داد، هم بستگی قیمت دارایی ها مورد توجه قار گرفت و در قوانین نظارتی همچون بازل های 2 و 3 مدیریت ریسک ناشی از هم حرکتی بازده دارایی ها اهمیت پیدا کرده است. در این پژوهش سعی می شود با استفاده از مدل برآورد فامامکبث، اثر مالکیت مشترک ناشی از سهامداران بلوکی و گروه های کسب و کار بر هم حرکتی بازده شرکت ها بررسی شود.

## ۲-۱- هدف تحقیق

در این تحقیق، از یک مدل برآورد فاما مکبث برای توضیح هم حرکتی بازده شرکت های بورسی ایران استفاده می کنیم. این پژوهش در حوزه قیمت گذاری دارایی کاربردی[[1]](#footnote-2) است که در ادبیات مالی جای دارد. هدف اولیه ما بررسی اثر مالکیت مشترک ناشی از سهامداران بلوکی مشترک به عنوان یکی از سهامداران تاثیر گذار در حکمرانی شرکت بوده است. همچنین با توجه به شرایط ایران، اثر عضویت در گروه های کسب و کار را بر هم حرکتی بازده شرکت ها بررسی می کنیم و اثر این دو عامل را نسبت به یکدیگر بررسی می کنیم.

## ۳-۱- مرور ادبیات

این تحقیق مشابه آنتوان و پولک (2014) است که برای اولین بار مالکیت مشترک را به عنوان یکی از عوامل تاثیر گذار بر هم حرکتی بازده شرکت ها عنوان کرده است. پدیده هم حرکتی بازده شرکت در میان محققان مالی و فعالان بازار سرمایه مشاده شده است. به صورت سنتی محققان این حوزه، این هم حرکتی را به عوامل بنیادی مرتبط کننده بازده شرکت ها مرتبط می دانستند. برای مثال مقاله شیلر (1989) ارتباط میان نرخ بهره کشور های مختلف را بررسی کرده است. در ادامه باور های اولیه در رابطه با اثر عوامل بنیادی بر هم حرکتی بازده شرکت ها دسته قابل توجهی از مقالات به اثر صنعت بر هم حرکتی شرکت های عضو صنعت پرداخته اند.

در سال های اخیر با توجه به افزایش توجه به عوامل غیربنیادی در ادبیات مالی، یک دسته عوامل غیربنیادی به عنوان عامل ایجادکننده هم حرکتی معرفی شده است. باربریس و شیفر (2003) و باربریس و همکاران (2005) مدل های تئوری جهت پیش بینی هم حرکتی شرکت ها از عوامل غیر بنیادی را پیشنهاد داده اند. در ادامه مطالعات کاربردی متنوعی انجام شده است و موارد دیگر همچون عضویت شرکت در شاخص S&P500 (باربریس و همکاران (2005))، توجه سرمایه گذاران به شرکت ها (وو و شامسودین (2014))، پذیره نویسی توسط بانک سرمایه گذاری[[2]](#footnote-3) (گرولن و همکاران (2014))، باورهای یکسان و مرتبط (دیوید و سیمونوسکا (2016))، هم زمان بودن نیاز های نقدینگی سهامداران شرکت ها (پانتزالیز و وانگ (2017)) و پرداخت سود تقسیمی توسط شرکت ها (حامد و ژی (2019)) به عنوان عوامل ایجاد هم حرکتی در شرکت ها پیشنهاد شده است.

در ادامه این شاخه جدید ادبیات و با توجه به افزایش اهمیت ادبیات مالکیت مشترک[[3]](#footnote-4)، آنتوان و پولک (2014) اثر مالکیت مشترک صندوق های سرمایه گذاری را بر هم حرکتی را بررسی کرده است و یافته است با افزایش مالکیت مشترک میان شرکت ها، هم حرکتی بازده شرکت ها افزایش پیدا می کند. در ادامه کوچ و همکاران (2016) نشان داده است که شرکت ها با توجه به هم بستگی نیاز های نقدینگی مالکان خود، با یکدیگر هم حرکتی نشان می دهند و نیازی به مالکیت مستقیم برای ایجاد هم حرکتی نیست. شایان به ذکر است که مطالعات انجام شده در این حوزه، با استفاده از داده های مالکیت صندوق های سرمایه گذاری انجام شده است و با توجه به نیاز های متفاوتی که این مالکان دارند، می تواند اثر مالکیت مشترک بر هم حرکتی شرکت ها، صرفا ناشی از این نوع به خصوص مالکیت باشد. از طرفی دیگر، در سال های اخیر ادبیات به مسئله اهمیت مالکان بلوکی در حکمرانی شرکتی پرداخته است.[[4]](#footnote-5) در همین راستا، در این مقاله اثر مالکیت مشترک مالکان بلوکی بر هم حرکتی شرکت ها بررسی شده است.

از طرفی دیگر یکی دیگر از ویژگی های بازار سرمایه ایران وجود گروه های کسب و کار است. گروه های کسب و کار حدود 85% از ارزش بازار ایران را در اختیار دارند. گروه کسب و کار عبارت است از مجموعه از شرکت های مرتبط که لزوما دارای مالک مشترک نمی باشند ولی از طریق ارتباطات مالکیتی به یکدیگر ارتباط دارند. گروه های کسب و کار پدیده مهمی هستند در کشور های در حال توسعه یافته و در حال توسعه وجود دارند و در رابطه با اثرات مثبت و منفی آن ها در ادبیات بحث وجود دارد (خانا و توماس (2007)). برخلاف اهمیت گروه های کسب و کار، مشاهدات ما نشان می دهد که پژوهشی در رابطه با اثر گروه های کسب و کار بر هم حرکتی بازده شرکت ها انجام نشده است. این مقاله، با توجه به فراهم بودن داده های مالکیت بلوکی به صورت روزانه، ابتدا اثر مالکیت مشترک سهامداران بلوکی و عضویت در گروه های کسب و کار را به عنوان عامل ایجاد هم حرکتی در قیمت شرکت ها بررسی می کند.

## ۴-۱- روش انجام تحقیق

در این پژوهش از مجموعه داده های فراهم شده در سایت شركت مديريت فناوري بورس تهران و کدال استفاده شده است. از این مجموعه داده سهام صندوق های سرمایه گذاری معامله پذیر حذف شده اند. برای بررسی گروه های کسب و کار از داده های مقاله علی آبادی و همکاران (2022) استفاده شده است که با استفاده از الگوریم آلمیدا و همکاران (2011) با آستانه 40 درصد گروه های کسب و کار تشکیل شده است. با توجه به محدودیت این داده به سال های 1393 الی 1398 مطالعات اصلی مقاله را نیز به این بازه محدود کرده ایم.

برای محاسبه هم حرکتی بازده شرکت ها از روش استفاده شده در مقاله آنتوان و پولک (2014) استفاده شده است و با توجه به همین مقاله، از روش برآورد فامامکبث برای برآورد ضرایب استفاده شده است.

۵-۱- خلاصه فصل‌ها

ساختار ادامه‌ی پایان‌نامه بدین صورت است. در فصل دوم، تابع مطلوبیت لحظه‌ای افراد در تصمیم‌های مختلف و با توجه به ويژگی فرد ارائه شده و مدل تصمیم‌گیری افراد در هر دوره از زندگیشان مطرح می‌شود. همچنین نحوه حل عددی مدل را نیز بحث می‌کنیم. در فصل سوم داده‌های به‌کار رفته را توضیح خواهیم داد و شرایط کلی کشور در طول دو دهه‌ی اخیر از لحاظ تصمیم گیری افراد در بازار کار را بررسی خواهیم‌کرد. در ادامه و در فصل چهارم، روش تخمین و نتایج تخمین پارامتر‌های مدل توضیح داده خواهدشد. در فصل پنجم، نتایج تخمین پارامترهای مدل، مطابقت خروجی مدل با داده‌ها و همچنین تفاوت بین‌ افراد در گونه‌های مختلف بررسی خواهد شد و در نهایت جمع‌بندی و پیشنهادها ارائه خواهدشد.

|  |
| --- |
| : داده و روش شناسی |

## ۱-۲- مقدمه

در این پژوهش سعی داریم تا اثر مالکیت مشترک و گروه های کسب و کار را بر هم حرکتی بازده شرکت ها بررسی کنیم. در این راستا نیاز است تا مالکیت مشترک و عضویت در گروه های کسب و کار تعریف شوند. در ادامه نیز نیاز است تا هم حرکتی بازده شرکت ها را متناسب با شرایط بازار تعریف کنیم. در این بخش نحوه محاسبه و اندازه گیری های مطرح شده شرح داده می شود.

## ۲-۲- داده

در این پژوهش از داده های سابقه معاملاتی و سابقه اطلاعات شرکت ها شامل سهامداران بلوکی در آغاز و پایان هر روز نماد های عضو بورس اوراق بهادار تهران در سایت شركت مديريت فناوري بورس تهران استفاده شده است. در این راستا داده های مورد نیاز کرال شده است و پس از تمیز کردن دیتا مورد استفاده قرار گرفته است. در راستای دریافت اطلاعات ترازنامه ای و مشخصات شرکت ها، از سایت کدال استفاده شده است و مشخصات مورد نیاز جهت محاسبه متغیر های کنترل و متغیر های مورد نیاز استخراج شده است. برای بررسی گروه های کسب و کار نیز از داده های مقاله علی آبادی و همکاران (2022) استفاده شده است. داده های این مقاله به صورت دستی جمع آوری شده است و محدود به سال های 1393 الی 1398 می باشد. در این داده گروه های کسب و کار بازار بورس تهران با توجه به الگوریتم آلمیدا و همکاران (2011) تشکیل شده است.

این پژوهش با توجه به داده های گروه های کسب و کار، محدود به سال های 93 الی 98 می باشد و با توجه به ویژگی های متفاوت صندوق های سرمایه گذاری معامله پذیر، این صندوق ها نیز از داده های مورد بررسی حذف شده اند.

## ۳-۲- تشکیل جفت های بازار

دو شرکت دارای حداقل یک مالک مشترک را ما در یک جفت قرار داده ایم. با توجه به این تعریف در بازار ایران در سال های مورد بررسی، 17522 جفت شناسایی شده است که 9% جفت های امکان پذیر بازار می باشد. برای عضویت جفت در گروه های کسب و کار نیز چنانچه هر یک از دو شرکت درون جفت متعلق به یک گروه کسب و کار می باشند، آن جفت را به عنوان عضو یک گروه کسب و کار در نظر می گیریم.

## ۴-۲- اندازه گیری مالکیت مشترک

در ادبیات ملاک های متنوعی برای اندازه مالکیت مشترک پیشنهاد شده است که به صورت کلی می توان آن ها را به دو دسته تقسیم بندی کرد. دسته اول عبارتند از ملاک های دارای مدل که با توجه به مدلی که ملاک در نظر می گیرد اقدام به اندازه مالکیت مشترک بین دو شرکت می کند. این دسته ملاک ها تفسیر اقتصادی بهتری دارند ولی اکثر این ملاک ها دارای جهت می باشند و در سطح شرکت یا صنعت تعریف می شوند و نیاز به اطلاعات زیادی دارند که معمولا در دسترس نیست. دسته دوم نیز مدل های بدون پشتوانه هستند که در ادبیات مورد استفاده قرار گرفته اند. این دسته ملاک ها تفسیر اقتصادی مشخصی ندارند و دارای ویژگی های نامطلوبی هستند.

در بررسی اصلی ما اثر مالکیت مشترک را بر هم حرکتی جفت های بازار سرمایه بررسی می کنیم. در این راستا به ملاکی در سطح جفت نیاز داریم که جهت دار نباشد و بتواند تفسیر اقتصادی مناسبی داشته باشد. در نتیجه ما اصلاحی بر ملاک مورد استفاده در مقاله آنتوان و پولک (2014) تا بتواند توزیع متفاوت مالکیت مشترک را در نظر بگیرد. ما ملاک آن ها را صورت بندی دوباره کردیم. در این صورت بندی دوباره، ملاک قبلی را وزندهی مجدد کردیم تا بتواند توزیع را در نظر بگیرد. ملاک پیشنهادی ما عبارتند از:

که در این رابطه تعداد سهام مالک f در پریود t و قیمت سهام شرکت i می باشد. برای شرکت j نیز تعریف متغیر ها مانند شرکت i می باشد. این ملاک اصلاح شده تعداد مالک برابر یکسان را نشان می دهد. به عبارت دیگر اگر سهام دو شرکت به صورت کامل میان n مالک مشترک به صورت مساوی تقسیم شود، ملاک معرفی شده عدد n را محاسبه می کند.

در هر روز، مالکیت مشترک را با توجه به ملاک معرفی شده محاسبه می کنیم و در هر ماه متوسط ماهانه مالکیت مشترک را به عنوان مالکیت مشترک در آن ماه پیشنهاد می کنیم. جدول 1 محاسبات انجام شده در سطح های مختلف را نشان می دهد. ملاک اصلاح شده به صورت متوسط مقدار های بالاتر عددی را محاسبه کرده است. در گروه های کسب و کار به صورت متوسط، مالکیت مشترک 5 برابر مالکیت مشترک در بیرون گروه های کسب و کار است. در جفت های حاضر در صنعت مشترک نیز این رابطه با نسبت 3 برابر قرار است.

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | جدول 1: خلاصه آماری محاسبه مالکیت مشترک با دو ملاک متفاوت | | | | | | | | | |
|  | MFCA | | | | | FCA | | | | |
| زیرمجموعه | میانگین | انحراف معیار | حداقل | میانه | حداکثر | میانگین | انحراف معیار | حداقل | میانه | حداکثر |
| همه | 0.146 | 0.244 | 0.002 | 0.056 | 4.619 | 0.123 | 0.165 | 0.002 | 0.053 | 0.97 |
| یک گروه کسب و کار | 0.473 | 0.412 | 0.004 | 0.407 | 4.041 | 0.378 | 0.255 | 0.004 | 0.372 | 0.967 |
| گروه کسب و کار متفاوت | 0.097 | 0.158 | 0.003 | 0.042 | 2.899 | 0.085 | 0.114 | 0.003 | 0.04 | 0.97 |
| یک صنعت | 0.341 | 0.408 | 0.005 | 0.183 | 4.041 | 0.254 | 0.242 | 0.004 | 0.161 | 0.956 |
| صنعت متفاوت | 0.116 | 0.191 | 0.002 | 0.049 | 4.619 | 0.103 | 0.139 | 0.002 | 0.047 | 0.97 |

## ۵-۲- محاسبه هم حرکتی

برای محاسبه هم حرکتی بازده شرکت ها از فرکانس ماهانه استفاده کرده ایم. در این راستا ابتدا مدل چهار عاملی کارهارت را از دو ماه قبل از ماه مورد نظر، کالیبره می کنیم تا پارامتر های تخمین برآورد شود. پس از آن هم بستگی میان باقی مانده های روزانه مدل، در ماه مورد بررسی را محاسبه می کنیم. در این قسمت از ماه هایی که روز معاملاتی مشترک آن ها کمتر از 10 روز بوده است را حذف کرده ایم. با توجه به شرایط بازار ایران، بازده صنعت را نیز به مدل کارهارت اضافه کرده ایم تا بتوانیم هم حرکتی های بنیادی شرکت ها را خارج کنیم.

## 6-۲- متغیر های کنترلی

ما در این پژوهش در نظر داریم تا اثر مالکیت مشترک و گروه های کسب و کار را بر هم حرکتی بازده شرکت ها بررسی کنیم. در نتیجه عوامل مرتبط دیگر که می تواند بر هم حرکتی بازده شرکت ها اثر بگذارد را به عنوان کنترل در نظر می گیریم. در این راستا دو دسته متغیر های کنترل تعریف شده است. دسته اول متغیر ها در سطح جفت تعریف می شوند. متغیر SameIndustry متغیر های دامی می باشد که چنانچه دو شرکت در یک گروه صنعتی قرار داشته باشند برابر یک می باشد. متغیر CrossOwnership نیز برای کنترل مالکیت ضربدری به مدل اضافه شده است. این متغیر عبارت است از حداکثر مالکیت ضربدری در ماه مورد بررسی میان دو شرکت.

دسته دیگر متغیر های کنترل، متغیر های کنترل کننده مشخصات شرکت ها می باشند. ما این دسته متغیر ها را براساس مقاله آنتوان و پولک (2014) تعریف کرده ایم. جهت کنترل اندازه دو شرکت، متغیر های Size1 و Size2 تعریف شده اند که شرکت بزرگتر در جفت را به عنوان شرکت 1 در نظر گرفته ایم. این دو متغیر رتبه صدکی شرکت ها براساس اندازه در روز معاملاتی می باشد که در هر دوره میانگین آن برابر صفر و انحراف معیار آن برابر یک شده است. متغیر BookToMarket1 و BookToMarket2 نیز با همین روش و برای نسبت ارزش دفتری به بازاری تعریف شده است. علاوه بر موارد فوق از متغیر های کنترل SameSize و SameBookToMarket استفاده شده است که منفی مقدار اختلاف رتبه صدکی اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازاری است.

|  |
| --- |
| : تجزیه و تحلیل داده‌ها |

## ۱-۳- پیش بینی هم حرکتی

در ابتدا با توجه به ادبیات، اثر مالکیت مشترک بر هم حرکتی شرکت بررسی می شود. در این راستا هم حرکتی ماه آینده را با توجه به مالکیت مشترک در دوره حاضر را بررسی می کنیم. شکل 1 این رابطه را به صورت تصویری نشان داده است. همانطور که انتظار داشتیم، جفت های دارای مالکیت مشترک بیشتر، هم حرکتی بازده بیشتری را نسبت به بقیه جفت ها نشان می دهند. در شکل 2 رابطه هم حرکتی با مالکیت مشترک در حضور گروه های کسب و کار بررسی شده است. به صورت تصویری عضویت در گروه کسب و کار سبب افزایش هم حرکتی نسبت به دیگر جفت ها شده است و رابطه مالکیت مشترک و هم حرکتی نیز صرفا در گروه های کسب و کار می تواند برقرار باشد و بیرون گروه های کسب و کار این رابطه برقرار نیست.

|  |
| --- |
|  |
| شکل 1: رابطه هم حرکتی بازده آینده شرکت ها و مالکیت مشترک |
|  |
| شکل 2: رابطه هم حرکتی بازده آینده شرکت ها و گروه های کسب و کار و مالکیت مشترک |

به منظور بررسی دقیق تر، ما هم حرکتی بازده شرکت ها در دوره آینده را با توجه به متغیرهای تعریف شده‌ی MFCA، SameGroup و ضرب این دومتغیر برآورد کرده ایم:

معادله فوق را برای هر ماه به صورت سطح مقطعی برآورد می کنیم و میانگین سری زمانی آن را به روش فاکا و مکبث 1973 گزارش می کنیم تا مسئله با هم بستگی بین زمانی میان دوره های مختلف وجود نداشته باشد. علاوه بر این از شیوه نیوی و وست 1987 برای اصلاح محاسبه انحراف معیار ها استفاده شده است تا هم بستگی میان دوره های زمانی مختلف اصلاح شود.

نتایج برآورد در جدول 2 آورده شده است. در دو ستون اول رابطه هم حرکتی و مالکیت مشترک بررسی شده است. همانطور که انتظار می رفت مالکیت بر هم حرکتی بازده شرکت ها اثر معناداری نشان می دهد. در ادامه بررسی را با متغیر عضویت در یک گروه کسب و کار انجام می دهیم که اثر این متغیر بر هم حرکتی به صورت تقریبی 10 برابر اثر مالکیت مشترک می باشد. با استفاده هر دو متغیر در برآورد، مالکیت مشترک اثر خود را از دست می دهد که می تواند نشان دهنده اثر گروه های کسب و کار در مقایسه با مالکیت مشترک باشد. در ادامه در جدول 3 بررسی اثر مالکیت مشترک درون گروه های کسب و کار را نشان می دهد. در این جدول، در دو ستون اول برآورد را محدود به زیرمجموعه هایی از جفت های شناسایی شده کرده ایم. ستون اول تایید می کند که مالکیت مشترک در گروه های کسب و کار می تواند سبب افزایش هم حرکتی بازده شرکت ها شود ولی در بیرون گروه های کسب و کار یکسان این متغییر اثر معنا داری ندارد. برای بررسی دقیق تر متغیر تعاملی دو ملاک مالکیت مشترک و یکسان بودن گروه کسب و کار را اضافه می کنیم و نتایج قبلی را تایید می کند. این شیوه برآورد با توجه به هم بستگی متغیر های کنترل از دقت کمتری برخوردار است.

## ۲-۳- سطح بالای مالکیت مشترک

## ۳-۳- کلیه جفت های بازار سرمایه

|  |
| --- |
| : کانال تاثیر |

## ۱-۴- مقدمه

از آن‌جا که به دلیل نبود داده تابلوئی طولانی از نیروی کار در ایران، نمی‌توان مدل را به روش حداکثر درست‌نمایی تخمین زد، از روش ممان‌های شبیه‌سازی شده بهره می‌بریم. در این روش باید ممان‌هایی از داده در نظر گرفته، و سپس پارامتر‌های مدل را طوری در نظر گرفت که ممان‌های که از شبیه‌سازی مدل حاصل می‌شود با توجه به معیار مشخصی نزدیک به ممان‌های داده باشد. در این روش پس از حل مدل، برای تعداد مشخصی[[5]](#footnote-6) از افراد، تصمیم‌گیری از ۱۶ سالگی تا سن بازنشستگی طبق مدل شبیه‌سازی شده، و سپس ممان‌های مورد نظر از این شبیه‌سازی محاسبه می‌شود. هر یک از این افراد دارای شوک‌های متفاوتی به حالت‌های مختلف در سنین زندگی خود هستند که یکی از منابع ایجاد تغییرات در رفتار افراد است. همچنین شرایط اولیه مانند سطح تحصیلات و همچنین گونه فرد نیز بر روی نحوه‌ تصمیم‌گیری اثر گذاشته و باعث تغییرات بین افراد می‌شود.

از روش ممان‌های شبیه‌سازی‌‌ شده مطابق مک‌فادن[[6]](#footnote-7) (۱۹۸۹) و پیکس و پولارد[[7]](#footnote-8) (۱۹۸۹) برای تخمین پارامترهای مدل استفاده می‌کنیم. به دنبال مقادیری برای پارامترهای مدل می‌گردیم که مجموع وزنی توان دوم فاصله‌ی بین ممان‌هایی که از داده بدست‌ می‌آید با ممان‌هایی که از شبیه‌سازی مدل حاصل می‌شود، کمینه شود. این روش تخمین مشابه با روش ممان‌های تعمیم‌یافته[[8]](#footnote-9) است اما با آن متفاوت می‌باشد. زیرا ممان‌هایی که از داده محاسبه می‌شود از نمونه‌های متفاوتی می‌باشد، برای مثال ممان‌های مربوط به درآمد افراد فقط از بخشی از داده که شامل افرادی است که مشغول به کار هستند محاسبه می‌شود.

## ۲-۴- ممان‌های استفاده‌شده برای تخمین

ممان‌هایی که برای تخمین در نظر گرفته شده‌اند مربوط به تصمیم‌های شغلی افراد است که با توجه به ویژگی افراد مانند سن و سطح تحصیلات دسته‌بندی می‌شود. این ممان‌ها شامل نسبت افراد که در مشاغل یقه‌-سفید (یقه-‌آبی)، نسبت افراد در حال تحصیل، نسبت افراد در خانه و در خدمت نظام وظیفه و همچنین درآمد معادل‌شده سالیانه[[9]](#footnote-10) افراد به تفکیک سن و سطح تحصیلات است. جدول (‏4‑1) شامل ممان‌های در نظر گرفته شده‌است.

برای اینکه گروهی همگن از افراد را در نظر بگیریم، این ممان‌ها را برای گروهی از افراد که متولدین سال مشخصی هستند را انتخاب می‌کنیم. در شبیه‌سازی متولدین سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۶۵ را در نظر گرفته‌ایم. در این صورت با توجه به داده‌های در دسترس می‌توان ممان‌هایی برای سنین ۱۶ تا ۳۶ سالگی این گروه از افراد محاسبه کرد. اگر افراد از گروه‌های تولد مختلف را در نظر می‌گرفتیم، از آن‌جا که این سنین مختلف زندگی را در سال‌های متفاوتی گذرانده‌اند، عوامل خارجی دیگری اثرگذار می‌شود که این مدل جوابگو نخواهد بود. برای در نظر گرفتن متولدین سال‌های مختلف باید از مدل‌های تعادل عمومی استفاده شود. در جدول (‏4‑2) درصد تصمیم‌های مختلف متولدین سال‌های ۶۵-۶۰ در سنین مختلف به همراه تعداد این افراد در نمونه به تفکیک سن گزارش شده‌است. همچنین در نمودار (پیوست-4) در پیوست (ب)، تصمیم این افراد در سال‌هایی از زندگی‌شان که در داده‌ها موجود است، نشان‌ داده شده‌است.

طبق جدول (‏4‑2) در سن ۱۶ سالگی نسبت بیشتری از افراد در حال تحصیل هستند و در سن ورود به دانشگاه، یعنی ۱۸ سالگی، نسبت افراد در حال تحصیل افت زیادی دارد. بخش زیادی از این افراد در شغل‌های یقه-‌آبی کار کرده و با افزایش سن دارای روند صعودی نیز هست، در حالی که نسبت افرادی که درشغل‌های یقه-‌آبی کار می‌کنند، با افزایش سن به حدود ۸۰ درصد می‌رسد. در سن ۲۱ سالگی درصد افرادی که به خدمت سربازی می‌روند بیشترین مقدار را داشته و سپس افت می‌کند. همچنین در نمودار (‏4‑1) میانگین درآمد این افراد در مشاغل مختلف به تفکیک سطح تحصیلات آمده‌است.

جدول (‏4‑1) ممان‌های استفاده‌شده برای تخمین پارامترهای مدل

|  |  |
| --- | --- |
| ممان‌های کلی در نظر گرفته‌شده | تعداد ممان‌ها\* |
| درصد افراد مشاغل یقه-سفید |  |
| درصد افراد مشاغل یقه-آبی |  |
| نرخ شرکت در تحصیلات |  |
| نرخ ماندن در خانه |  |
| نرخ شرکت در خدمت نظام وظیفه |  |
| میانگین و واریانس درآمد معادل‌شده سالیانه مشاغل یقه-آبی |  |
| میانگین و واریانس درآمد معادل‌شده سالیانه مشاغل یقه-سفید |  |
| \*البته تعداد ممان‌ها بسته به اینکه متولدین چه سالی را درنظر بگیریم متفاوت خواهد بود، اما در مجموع حدود ۴۰۰ ممان برای تخمین ضرایب مدل وجود دارد. همچنین همه‌ي ممان‌ها به تفکیک دارای تحصیلات دانشگاهی و بدون تحصیلات دانشگاهی هستند. | |

جدول (‏4‑2) درصد تصمیم‌های مختلف متولدین سال‌های ۶۵-۶۰ در سنین مختلف

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | تصمیم هر فرد در هر سن: | | | | |  |
| سن | درخانه | تحصیل | یقه-سفید | یقه-آبی | سربازی | تعداد کل |
|  |  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |
| ۲۴ |  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |
| ۲۷ |  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |
| ۳۶ |  |  |  |  |  |  |

|  |
| --- |
| C:\Users\claudioq\Dropbox\Labor\Codes\Data analysis\Results\income cohort 60.wmf  نمودار (‏4‑1) لگاریتم درآمد سالیانه معادل‌شده متولدین ۶۵-۶۰ در سنین مختلف زندگی |
| C:\Users\claudioq\Dropbox\Labor\Codes\Data analysis\Results\income deviation cohort 60.wmf  نمودار (‏4‑2) لگاریتم انحراف معیار درآمد سالیانه متولدین ۶۵-۶۰ در سنین مختلف زندگی |

نمودار (‏4‑1) سه پدیده را درباره‌ی درآمد حاصل از کارهای مزد و حقوق‌بگیری را نشان می‌دهد. اول این‌که با افزایش سن، درآمد افزایش می‌یابد که می‌تواند نشان‌دهنده‌ی اثر افزایش تجربه‌ی کاری یا وارد شدن افراد با تحصیلات بالاتر به بازار کار باشد. حقیقت دوم، بیشتر بودن درآمد افراد در شغل‌های یقه-سفید نسبت به شغل‌های یقه-‌‌‌آبی است. و حقیقت سوم، بالاتر بودن درآمد افراد تحصیل‌کرده چه در شغل‌های یقه-سفید و چه در شغل‌های یقه-‌آبی نسبت به افراد بدون تحصیلات دانشگاهی است. در نمودار (‏4‑2) انحراف معیار درآمد معادل‌شده‌ی افراد نیز به تفکیک سطح تحصیلات و نوع شغلی رسم شده‌است که طبق انتظار نشان می‌دهد درآمدهای بالاتر با واریانس و تغییرات بیشتری بین افراد همراه است. البته افرادی که در مشاغل یقه-سفید و بدون تحصیلات دانشگاهی هستند دارای انحراف معیار کمتری به نسبت سایر افراد با درآمد یکسان می‌باشند. این افراد درصد کمی از کل جمعیت (در ۲۲ سالگی حدود یک درصد کل افراد و در ۳۵ سالگی حدود ۲ درصد) را شامل می‌شوند که بررسی ویژگی‌ شغلی و نحوه‌ی ورود به آن مشاغل برای بررسی این مشاهده لازم می‌باشد.

## ۳-۴- نتایج تخمین

در تخمین مدل سعی می‌شود ضرایب مدل به گونه‌ای انتخاب شود که رفتار تصمیم‌گیری انتخاب شغل و تحصیلات متولدین سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۶۵ توجیه شود. به صورت دقیق‌تر، سعی می‌شود تابع هدف که مجموع مجذور فاصله‌ي ممان‌های بدست‌آمده از داده با ممان‌های بدست‌آمده از شبیه‌سازی مدل است، کمینه شود. کمینه کردن این تابع هدف به صورت عددی انجام می‌شود و یک فرایند تکرار شونده‌است؛ یعنی با استفاده از الگوریتم بهینه‌یابی مشخصی، تابع در نقاط زیادی و با معیار مشخصی حرکت می‌کند تا با اطمینان خاصی به یک نقطه بهینه برسد. به همین دلیل شناخت تابع هدف و نحوه رفتار آن،‌ و همچنین انتخاب روش بهینه‌یابی مناسب اهمیت می‌یابد. از طرفی دیگر، حل مدل برای هر مجموعه‌ي مشخص از پارامتر‌ها هزینه‌بر بوده و زمان نسبتا زیادی می‌گیرد که از انتخاب روش‌هایی که فضای بزرگی از پارامترها را گشته تا نقطه بهینه را پیدا کنند، جلوگیری می‌کند.

در عمل، ابتدا سعی می‌شود تابع هدف در نقاط مختلفی برای پارامتر‌ها که به نظر نگارنده منطقی به‌نظر می‌رسد حل شده و آن‌قدر پارامتر‌ها تغییر یابد تا رفتار شبیه‌سازی‌شده منطقی بوده و تا حد قابل قبولی با واقعیت مشاهده‌شده در داده همخوانی داشته باشد. این کار پیشنهاد اساتید خبره در این زمینه مانند آقای کین نیز می‌باشد. این عمل کمک می‌کند تا پژوهش‌گر با تغییر دادن پارامتر‌های مدل به صورت دستی و مشاهده‌کردن نتایج و نحوه تغییرات مدل، نسبت به رفتار مدل و تابع هدف نیز شناخت پیدا کند. همچنین در مراحل اولیه برنامه‌نویسی برای حل مدل، این کار باعث می‌شود خطاهای ممکن در کدنویسی را نیز راحت‌تر شناسایی کرده و آن را برطرف کرد. برای مثال اگر با افزایش پارامتر هزینه‌ي تحصیلات، افراد بیشتری ادامه تحصیل داده و بیشتر درس بخوانندکه به طور واضح خلاف شهود است، نشان می‌دهد احتمالا در کدنویسی اشتباهی وجود دارد. از آن مهم‌تر می‌تواند به پژوهش‌گر کمک کند تا خطاهای موجود در شناسایی مدل را نیز پیدا کند، یعنی ممکن است حالتی یافت شود که تغییر دو پارامتر با یکدیگر، باعث شود نتایج رفتاری شبیه‌سازی‌شده تغییری نیابد. این مشاهده نشان می‌دهد که تخمین این دو پارامتر با یکدیگر ممکن نبوده و مشکل‌زا خواهد بود و باید در مدل و تئوری رفتاری در نظر گرفته‌شده اصلاحاتی اعمال شود. برای مثال در مدل ساختاری ما، مقدار پارامترهای ارزش اجاری نیروی کار یا همان ، باید از مدل کنار گذاشته شود، زیرا در یک مدل تعادل جزئی که طرف تقاضای نیروی کار مدل‌ نمی‌شود، این مقدار برای سال‌های مختلف قابل شناسایی نبوده و با پارامتر مقدار ثابت در تابع دستمزد یکی می‌شود. این پارامتر در مدل تعادل جزئي مانند کین و وولپین (۱۹۹۴) نیز کنار گذاشته شده، ولی در مدل تعادل عمومی مانند لی (۲۰۰۵) تخمین زده‌می‌شود.

در مجموع در مدل نهایی ۵۷ پارامتر وجود دارد که مقدار تخمینی آن‌ها در جدول (‏4‑3) گزارش شده‌است. در تخمین علاوه بر کمینه کردن تابع هدف دو معیار دیگر نیز در نظر گرفته می‌شود؛ یکی منطقی بودن مقدار پارامترها، و دیگری مقبول بودن نحوه رفتار شبیه‌سازی‌شده‌ي مدل برای سنین بالاتر از ۴۰ سالگی. از آن‌جایی که در حال حاضر تا سنین ۳۶ سالگی متولدین سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۶۵ را می‌توان مشاهده کرد، ممان‌های مربوط به بازار کار و یا تحصیلات نیز تا همان سنین را پوشش می‌دهد. اما مدل می‌تواند به‌ازای هرمجموعه مشخص از مقادیر پارامتر‌ها، رفتار و تصمیم‌گیری افراد را تا سن‌های بالاتر نیز شبیه‌سازی کند. در نتیجه اگر فقط ممان‌های موجود را درنظر گرفته و به نحوه‌ي رفتار مدل در سنین ۱۶ تا ۳۶ سال توجه کرده و صرفا مقدار تابع هدف را کمینه کنیم، ممکن است نتایجی حاصل شود که بسیار غیرقابل قبول باشد. نمونه‌ای از این نتیجه در پیوست (ج)‌ آمده است که در آن، رفتار شبیه‌سازی شده برای سنین بالاتر غیرقابل توجیه می‌باشد، درحالی که مطابقت مدل با واقعیت برای سنین پایین‌تر که در داده‌ها نیز وجود دارد بسیار خوب بوده و حتی در ممان‌های مربوط با دستمزد افراد، مطابقت بهتری نسبت ‌به نتایج نهایی دارد.

### ۱-۳-۴- مقدار تخمین پارامتر‌های مدل

در جدول (‏4‑3) مقدار تخمین پارامترهای مدل مربوط به بازار کار و سربازی آمده‌است. طبق نتایج، هرسال تحصیل بیشتر درآمد مشاغل یقه-سفید را حدود ۱۳.۳ و درآمد مشاغل یقه-آبی را حدود ۵.۵ درصد افزایش می‌دهد. همچنین دریافت مدرک کارشناسی نیز اثر متفاوتی به ترتیب ۲۸.۰ و ۹.۹ درصد بر درآمد مشاغل یقه-سفید و یقه-آبی دارد. در مدل فرض کردیم که دریافت دیپلم تاثیر متفاوتی بر دو شغل نداشته و مقدار آن بر روی درآمد هر شغل حدود ۱۳.۷ درصد است. همچنین هر سال تجربه‌ي کاری در مشاغل یقه-سفید درآمد مشاغل یقه-سفید را حدود ۹.۱ و درآمد در مشاغل یقه-آبی را حدود ۲.۹ درصد افزایش می‌دهد. مشابه آن، هر سال تجربه‌ي کاری مشاغل یقه-آبی، درآمد ناشی از اشتغال در مشاغل یقه-آبی را حدود ۱۱.۲ درصد و درآمد اشتغال در کارهای یقه-سفید را ۲.۰ درصد می‌افزاید.

پارامتر‌هایی که در نتایج اشتباه گزارش شده در پیوست (ج) آمده است نیز نزدیک به پارامتر‌های تخمین نهایی مدل است، اما در برخی پارامترهای خاص تفاوت زیادی وجود داشته که رفتار شبیه‌سازی شده در سن‌های بالاتر را غیر قابل باور می‌کند. یکی از پارامتر‌هایی که تخمین اشتباه غیرمنطقی شده‌است، مقدار تاثیر تجربه‌ي کاری مشاغل یقه-آبی بر روی درآمد مشاغل یقه-سفید است که مقدار بالایی تخمین زده شد. به همین دلیل، طبق رفتار مدل که در نمودار (پیوست-5) تا نمودار (پیوست-10) آمده‌است، افراد ابتدا بیشتر وارد مشاغل یقه-آبی شده و بعد از سنین حدود ۴۰ سالگی که تجربه‌ي کاری در مشاغل یقه-آبی آن‌ها افزایش یافت، به کار در مشاغل یقه-سفید روی ‌می‌آورند. به همین دلیل مهم است که در کنار مطابقت خروجی مدل با داده‌ها، تخمین مدل در سنین بالاتر و همچنین منطقی بودن پارامترهای تخمین‌زده شده نیز درنظر گرفته شود.

در جدول (‏4‑4) مقدار تخمین پارامترهای مدل مربوط به تحصیلات و ماندن در خانه آمده که نشان می‌دهد، هزینه تحصیلات در دوره‌ي کارشناسی حدود ۴۰.۵ میلیون ریال در سال، و هزینه دوره تحصیلات تکمیلی حدود ۴۷.۷ میلیون ریال اضافه بر این مقدار در سال می‌باشد. هرچند شاید با وجود دانشگاه‌های دولتی و کاهش هزینه‌های تحصیل برای قشری از دانشجویان توانمندتر، بهتر باشد هزینه‌ي تحصیلات تابعی از گونه هر فرد در سن ۱۶ سالگی باشد، اما از آن‌جا که در داده اطلاعات کافی برای هزینه تحصیلات وجود نداشته، تخمین هریک از این هزینه‌ها به صورت جداگانه را با خطا مواجه می‌کند. به همین تصمیم گرفتیم هزینه‌ي تحصیلات برای همه‌ي گونه‌ها مقدار ثابتی درنظر گرفته شود، که در عمل، مقدار هزینه‌ي تحصیلات در سطح میانگین را برای دوره‌ي کارشناسی و همچنین تحصیلات تکمیلی نشان می‌دهد. اگر فردی با وقفه به تحصیلات ادامه دهد، یعنی اگر تصمیم به تحصیلات بگیرد اما قبل آن به فعالیت دیگر مشغول بوده است، هزینه‌ای حدود ۳۱.۱ میلیون ریال متحمل می‌شود که این هزینه می‌تواند هم هزینه‌های مستقیم ناشی از بازگشت به تحصیل و هم هزینه‌های روانی ناشی از فاصله گرفتن از آن باشد.

طبق مدل، این‌که هر فرد در سن ۱۶ سالگی دارای چه مقادیر ثابتی در فعالیت‌های مختلف است، یا به عبارتی در کدام گونه قرار دارد، تابعی از سطح تحصیلات وی تا قبل از این سن می‌باشد. سطح تحصیلات را در دو دسته‌ي تحصیلات کامل یعنی ۱۰ سال، و دسته دیگر تحصیلات کمتر از ۱۰ سال در نظر می‌گیریم. مقدار تخمین نسبت هر گونه مشروط به تحصیلات اولیه در ۱۶ سالگی در جدول (‏4‑5) می‌آید. مطابق نتایج، صرف‌نظر از تحصیلات اولیه افراد، بخش بیشتری را گونه نوع یک تشکیل می‌دهد که این افراد، عمدتا تحصیلات دانشگاهی نداشته و وارد بازار کار به ویژه مشاغل یقه-آبی می‌شوند. نحوه‌ رفتار و تصمیم‌گیری هر یک از گونه‌ها به صورت جداگانه در پیوست (د) آمده‌است. گونه‌های نوع سوم و چهارم که مهارت بیشتری در تحصیلات داشته، بیشتر در افرادی که در سن ۱۶ سالگی دارای تحصیلات اولیه ۱۰ سال به‌طور کامل هستند دیده می‌شود.

جدول (‏4‑3) مقدار تخمین پارامترهای مدل مربوط به مشاغل و سربازی

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | مشاغل یقه-سفید | مشاغل یقه-آبی | خدمت نظام وظیفه | |
| مقدار ثابت |  |  |  | |
| مقدار ثابت گونه ۱ |  |  |  | |
| مقدار ثابت گونه ۲ |  |  |  | |
| مقدار ثابت گونه ۳ |  |  |  | |
| مقدار ثابت گونه ۴ |  |  |  | |
| تجربه کار یقه-سفید |  |  |  | |
| مجذور تجربه کار یقه-سفید |  |  |  | |
| تجربه کار یقه-آبی |  |  |  | |
| مجذور تجربه کار یقه-آبی |  |  |  | |
| تحصیلات (عبارت خطی) |  |  |  | |
| دریافت مدرک لیسانس |  |  |  | |
| دریافت مدرک دیپلم |  | |  |
| واریانس کوواریانس شوک‌ها |  |  |  | |
| مشاغل یقه-سفید |  |  |  | |
| مشاغل یقه-آبی |  |  |  | |
| خدمت نظام وظیفه عمومی |  |  |  | |
| \*استاندارد ارور تخمین‌ها در پرانتز آمده‌است. | | | |

مقدار نرخ رجحان زمانی یا ضریب تعدیل در خروجی نتایج برابر با ۰.۷۹ تخمین زده‌شده، هرچند این مدل برای تخمین ضریب تعدیل بین‌دوره‌ای افراد مناسب نمی‌باشد و باید مدل‌های چرخه زندگی که در آن تصمیم مصرف و سرمایه‌گذاری افراد هم در سطح فرد و هم در سطح خانوار مدل می‌شود، استفاده کرد. طبق نتایج نسبت افرادی که به خدمت نظام وظیفه در بخش‌های نظامی یا انتظامی می‌روند در بین گونه‌های مختلف دارای ناهمگنی است. برای مثال گونه اول که کمتر از سایر گونه‌ها نیز ادامه تحصیل می‌دهند، حدود ۲۱ درصد، گونه‌ی دوم ۱۷ درصد و گونه‌های سوم و چهارم که تحصیلات دانشگاهی بیشتری داشته حدود ۸ درصد، به سربازی می‌روند. در مجموع خروجی شبیه‌سازی مدل نشان می‌دهد حدود ۱۷ درصد از کل مردان به سربازی رفته‌اند، هرچند چون مدل نمی‌تواند نرخ حدود ۱ درصد سربازی در سن‌های بالا رو توضیح دهد، مقدار نسبت کل افرادی که خدمت رفته‌اند را کمتر از واقعیت تخمین می‌زند. همچنین سربازی در بخش‌های نظامی یا انتظامی به صورت ناهمگنی بین گونه‌ها بر مطلوبیت‌های آتی افراد اثر می‌گذارد که در بخش بعدی دقیق‌تر بررسی خواهیم کرد.

جدول (‏4‑4) مقدار تخمین پارامترهای مدل مربوط به تحصیلات و ماندن در خانه

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | تحصیلات | ماندن در خانه |
| مقدار ثابت |  |  |
| مقدار ثابت گونه ۱ |  |  |
| مقدار ثابت گونه ۲ |  |  |
| مقدار ثابت گونه ۳ |  |  |
| مقدار ثابت گونه ۴ |  |  |
| هزینه شروع تحصیلات با وقفه |  |  |
| هزینه تحصیلات دوره کارشناسی |  |  |
| هزینه بیشتر تحصیلات تکمیلی |  |  |
| سن بیشتر از ۳۰ سال |  |  |
| سن کمتر از ۱۹سال |  |  |
| داشتن مدرک لیسانس |  |  |
| واریانس خطاها |  |  |
| \*استاندارد ارور تخمین‌ها در پرانتز آمده‌است. | | |

جدول (‏4‑5) مقدار تخمین نسبت هر گونه مشروط به تحصیلات اولیه در ۱۶ سالگی

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | گونه اول | گونه دوم | گونه سوم | گونه چهارم |
| تحصیلات اولیه: |  |  |  |  |
| ۹ سال و کمتر از آن |  |  |  |  |
| ۱۰ سال |  |  |  |  |
| ضریب تعدیل |  | | | |
| نسبت افراد دسته دوم (مجبور به شرکت در خدمت نیستند) |  |  |  |  |
| \*استاندارد ارور تخمین‌ها در پرانتز آمده‌است. | | | | |

### ۲-۳-۴- مطابقت خروجی نهایی مدل با واقعیت

نسبت مردان در خانه در هر سن در شبیه‌سازی مدل برای نتایج نهایی پارامتر‌ها به‌همراه مقدار این نسبت در داده‌ي هزینه و درآمد خانوار در نمودار (‏4‑3) رسم‌ شده‌است. در سنین پایین ۱۶ تا ۲۰ سالگی، این روند صعودی بوده و سپس تا سنین ۴۰ سالگی کاهش می‌یابد. علت اصلی بالا بودن نسبت افراد بدون کار و غیر محصل در سنین ۲۰ تا ۲۵ سالگی می‌تواند پشت کنکوری‌ها و همچنین نرخ‌ بیکاری بالا در این سنین باشد که در نمودار (پیوست-3) نیز مشاهده می‌شود. بعد از ۴۰ سالگی، نرخ ماندن در خانه از ۱۰ درصد تا حدود ۱۲.۵ درصد به آرامی افزایش می‌یابد، هرچند در واقعیت و در سنین بالا مانند ۶۰ تا ۶۵ سالگی، نرخ خانه ماندن بدلیل بازنشستگی بخش زیادی از نیروی کار بیشتر از این مقدار در مدل می‌باشد. اما از آن‌جا که بازنشستگی مدل نشده و در این پژوهش اهمیتی نداشته، خروجی مدل نیز نمی‌تواند این حقیقت را نشان دهد.

|  |
| --- |
| C:\Users\claudioq\Dropbox\Labor\Codes\Data analysis\Results\SimResult\1.1 home 65.wmf  نمودار (‏4‑3) درصد مردان در خانه درهر سن (نتایج اصلی) |

درصد افرادی که در هر سن در حال تحصیل هستند نیز در نمودار (‏4‑4) به همراه درصد افرادی که طبق مدل در هر سن به تحصیل می‌پردازند رسم شده‌است. در ۱۶ سالگی حدود ۶۴ درصد از جمعیت مردان متولدین سال‌های ۶۰-۶۵ در حال تحصیل بوده‌اند که مدل نیز عدد نزدیکی را نشان می‌دهد، که این درصد در حال تحصیل با افت شدیدی همراه می‌شود؛ به ویژه در سن ۱۸ سالگی و قبل از ورود به مقطع تحصیلی دانشگاهی این نسبت افت بیشتری دارد. خروجی مدل رفتار مناسبی مطابق افت درصد افراد درحال تحصیل در بین سنین ۲۰ تا ۲۳ سالگی را نشان نمی‌دهد. در واقع مدل نمی‌تواند به خوبی نحوه‌ی رفتار و تصمیم‌گیری متولدین سال‌های مشخص را در بین سنین ۲۰ تا ۲۳ توجیه کند؛ طبق نمودار (‏4‑6) نیز درصد افرادی که در مشاغل یقه-آبی مشغول هستند در بین سنین ۲۰ تا ۲۳ سالگی بیشتر از خروجی شبیه‌سازی مدل است.

|  |
| --- |
| C:\Users\claudioq\Dropbox\Labor\Codes\Data analysis\Results\SimResult\1.2 study 65.wmf  نمودار (‏4‑4) درصد مردان درحال تحصیل درهر سن (نتایج اصلی) |
| C:\Users\claudioq\Dropbox\Labor\Codes\Data analysis\Results\SimResult\1.3 white 65.wmf  نمودار (‏4‑5) درصد مردان شاغل در مشاغل یقه-سفید درهر سن (نتایج اصلی) |

در نمودار (‏4‑5) و نمودار (‏4‑6) نیز به‌ترتیب درصد افرادی که در مشاغل یقه-سفید و مشاغل یقه-آبی در حال کار کردن هستند را نشان می‌دهد. خروجی مدل در توجیه رفتار کار کردن در مشاغل یقه-سفید در سنین پایین دارای نوسانی است که می‌تواند ناشی از مقدار شوک‌های تصادفی وارد شده به مطلوبیت ناشی از کار در مشاغل یقه-سفید باشد؛ اما روند صعودی نرخ مشاغل یقه-سفید را به خوبی نشان می‌دهد و بعد از سن ۳۵ سالگی در حدود ۱۲ درصد ثابت می‌ماند. ثابت ماندن درصد افرادی که در سنین‌ بالاتر در مشاغل یقه-آبی کار می‌کنند در بین متولدین سال‌های قبل‌تر که در داده وجود دارند نیز مشاهده می‌شود.

طبق نمودار (‏4‑6) درصد افرادی که در مشاغل یقه-آبی کار می‌کنند نیز تا حدود ۳۵ سالگی افزایش می‌یابد و بعد از آن در حدود ۷۶ درصد باقی می‌ماند. در بین سنین ۱۹ و ۲۰ سالگی، درصد افرادی که در مشاغل یقه-آبی کار می‌کنند رشد خود را از دست می‌دهد و در حدود ۴۳ درصد باقی می‌ماند؛ علت اصلی این حقیقت، افرادی است که در این سنین مشمول خدمت نظام وظیفه شده و به خدمت نظام وظیفه می‌روند. این تغییر در مدل نیز مشاهده می‌شود، هرچند افت این نسبت در خروجی مدل بیشتر از واقعیت است که می‌تواند به دلیل فرض دو ساله بودن دوره‌ی خدمت سربازی برای همه‌ی مشمولین باشد، درحالی که بخشی از نیروهای سرباز دارای کسری خدمت از طرق مختلفی هستند که طول دوره‌ی خدمتشان را کمتر می‌کند.

یکی از تفاوت‌های مهم خروجی مدل با واقعیت که قبل‌تر نیز بیان شد، اختلاف رفتار خروجی مدل با داده در سنین ۲۰ تا ۲۳ سالگی است. بعد از بیست سالگی نسبت کسانی که در مشاغل یقه-آبی کار می‌کنند به نرخ یکسانی در خروجی مدل افزایش می‌يابد، اما در واقعیت به‌نظر می‌رسد در سال‌های ۲۰ تا ۲۳ سالگی با نرخ بیشتری وارد بازار کار و مشاغل یقه-آبی شده‌اند. یا می‌توان به گونه‌ای دیگر به این حقیقت نگاه کرد؛ در سنین ۲۵ تا ۲۷ سالگی متولدین این سال‌های مشخص کمتر کار کرده و در خانه و یا در حال تحصیل بوده‌اند. این پدیده در بین متولدین بازه‌های زمانی دیگر مشاهده نمی‌شود و علت اصلی این رفتار، بخش تقاضای نیروی کار و همچنین تغییر ظرفیت‌های دانشگاهی در بین‌ سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ می‌تواند باشد. در پیوست (ب) رفتار شرکت در مشاغل یقه-آبی متولدین سال‌های مختلف ارائه خواهدشد؛ به‌نظر می‌رسد نمی‌توان با مدل‌های تعادل جزئی که سمت تقاضای نیروی کار و تغییرات شرایط اقتصادی کشور، و همچنین تغییر ظرفیت‌های دانشگاهی را درنظر نمی‌گیرد این حقیقت و رفتار متولدین این سال‌ها را توجیه کرد.

|  |
| --- |
| C:\Users\claudioq\Dropbox\Labor\Codes\Data analysis\Results\SimResult\1.4 blue 65.wmf  نمودار (‏4‑6) درصد مردان شاغل در مشاغل یقه-آبی درهر سن (نتایج اصلی) |

درصد مردان در حال انجام خدمت نظام وظیفه در بخش‌های نظامی یا انتظامی در نمودار (‏4‑7) هم برای خروجی مدل و هم داده‌ها برای متولدین این سال‌ها رسم شده‌است. طبق نمودار خروجی مدل به‌خوبی افزایش شرکت در خدمت نظام وظیفه در سنین ۱۹ و ۲۰ سالگی را نشان می‌دهد، اما نمی‌تواند نرخ نزدیک یک درصدی افراد حاضر در خدمت سربازی را در سنین بالای ۳۰ سال به خوبی توجیه کند. طبق داده بخش کوچکی از مردان در سن ۱۸ سالگی به خدمت نظام وظیفه رفته‌اند؛ در واقع احتمال اینکه فرد بعد از اتمام سن ۱۸ سالگی وارد سربازی شود کم است. به‌همین دلیل در مدل فرض شده کسی تا قبل از ۱۹ سالگی وارد خدمت نظام وظیفه نمی‌شود.

|  |
| --- |
| در نهایت می‌توان گفت مدل ارائه شده می‌تواند روند تصمیم‌گیری بازار کار و تصمیم تحصیلات متولدین سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۶۵ را به‌خوبی توجیه کند؛ هرچند باید دقت شود که در بررسی پادحقیقت‌های ممکن باید با احتیاط برخورد کرد. یعنی برای پاسخ دادن به بسیاری از سوالات مهم است که طرف تقاضای نیروی کار و شرایط اقتصاد کلان کشور نیز در نظر گرفته شده و در مدل بیاید. علاوه بر ممان‌های مربوط به تصمیم‌های مختلف افراد در سنین جوانی که در این بخش دیدیم، مطابقت مدل بر داده مربوط به ممان‌های دستمزد مشاغل مختلف در پیوست (د) می‌آید. خروجی دستمزدی مشاغل یقه-آبی نیز انحراف مدل در سنین ۲۰ تا ۲۳ سالگی از واقعیت را نشان می‌دهد. بالاتر بودن دستمزد مشاغل یقه-آبی نسبت به خروجی مدل با بالاتر بودن نسبت افرادی که در واقعیت در این سنین در مشاغل یقه-آبی فعالیت می‌کنند همخوانی دارد.  C:\Users\claudioq\Dropbox\Labor\Codes\Data analysis\Results\SimResult\1.5 mil 65.wmf  نمودار (‏4‑7) درصد مردان درحال انجام خدمت نظام وظیفه درهر سن (نتایج اصلی) |

|  |
| --- |
| : بحث و نتیجه‌گیری |

## ۱-۵- ناهمگنی و تفاوت بین گونه‌های مختلف

خروجی مدل ناهمگنی و تفاوت زیادی بین گونه‌های مختلف از لحاظ دارایی اولیه افراد در مهارت‌های مختلف و تحصیلات را نشان می‌دهد. در جدول (‏5‑1)، درصد تصمیم‌های هر یک از گونه‌ها در سنین ۳۰ و ۴۰ سالگی گزارش شده‌است. در ۳۰ سالگی گونه یک کمترین درصد در حال تحصیل را داشته و بیشتر از بقیه در مشاغل یقه-آبی فعالیت می‌کنند، همان‌طور که در پیوست (ه) نیز نمودار رفتار مختلف گونه‌ها رسم‌شده است، گونه یک کمتر از بقیه گونه‌ها تحصیل کرده و سریع‌تر به مشاغل یقه-آبی روی می‌آورند. گونه دوم نیز رفتار مشابهی داشته با این تفاوت که بیشتر از گونه اول تحصیل کرده و دیرتر وارد بازار کار می‌‌شوند. همچنین نرخ ماندن در خانه‌ي این گونه نیز بیشتر از گونه اول است؛ در ۴۰ سالگی ۱۵.۷ درصد گونه دوم درخانه می‌مانند درحالی که این مقدار در بین افراد گونه یک حدود ۷.۳ است.

تحصیلات در بین افراد گونه ۳ بیشتر از بقیه رایج بوده و بدلیل مقدار دارایی بیشتر این افراد در مشاغل یقه-سفید، بیشتر از بقیه سایر گونه‌ها نیز در مشاغل یقه-سفید فعالیت می‌کنند. در ۳۰ سالگی ۱۹.۵ درصد از افراد گونه سوم در حال تحصیل بوده که چندین برابر سایر گونه‌ها است. می‌توان گفت افراد گونه ۳ در مشاغل یقه-سفید دارای برتری بوده و با تحصیلات و مهارت بیشتر نسبت به سایر گونه‌ها وارد این مشاغل می‌شوند. افراد گونه چهارم نیز رفتاری مشابه گونه اول و سوم به‌طور همزمان دارند، یعنی بخشی از آن‌ها تحصیل کرده و وارد مشاغل یقه-سفید شده و بخشی دیگر به در مشاغل یقه-آبی مشغول به کار می‌شوند. این افراد تحصیلات کمتری به نسبت گونه سوم داشته و نسبت به گونه اول درصد کمتری در مشاغل یقه-آبی کار می‌کنند. در نمودار (پیوست-12) تا نمودار (پیوست-15) در پیوست (ه) نیز درصد هریک از تصمیم‌ها در طول زندگی هر یک از گونه‌ها به صورت جداگانه رسم شده‌است.

جدول (‏5‑1) تفاوت رفتار گونه‌های مختلف در سن ۳۰ و ۴۰ سالگی

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | همه افراد | گونه اول | گونه دوم | گونه سوم | گونه چهارم |
| **درصد هر تصمیم در سن ۳۰ سالگی:** | | | | | |
| ماندن درخانه |  |  |  |  |  |
| تحصیلات |  |  |  |  |  |
| مشاغل یقه-سفید |  |  |  |  |  |
| مشاغل یقه-آبی |  |  |  |  |  |
| خدمت نظام وظیفه |  |  |  |  |  |
| **درصد هر تصمیم در سن ۴۰ سالگی:** | | | | | |
| ماندن درخانه |  |  |  |  |  |
| تحصیلات |  |  |  |  |  |
| مشاغل یقه-سفید |  |  |  |  |  |
| مشاغل یقه-آبی |  |  |  |  |  |
| خدمت نظام وظیفه |  |  |  |  |  |

علاوه بر تفاوت بین گونه‌های مختلف، ناهمگنی دیگر بین افراد از لحاظ تحصیلات اولیه در ۱۶ سالگی و همچنین تغییرات رفتاری بین مشمولین خدمت نظام وظیفه و غیرمشمولین مشاهده می‌شود. در جدول (‏5‑2) مقادیر تعداد سال تحصیل و تجربه مشاغل مختلف به تفکیک گونه، تحصیلات اولیه و وضعیت مشمول بودن خدمت در خروجی مدل گزارش شده‌است. مطابق جدول قبلی افراد گونه سوم بیشتر از بقیه گونه‌ها در هر شرایط مختلفی تحصیل کرده و در ۳۰ سالگی بیشترین تعداد سال تحصیل را دارند. همچنین افراد گونه سوم نیز بیشترین تجربه‌ی کاری در مشاغل یقه-سفید را بدست می‌آورند. بر خلاف تاثیر مقدار دارایی افراد در مهارت‌ها و تحصیلات بر تصمیم‌گیری آن‌ها در طول زندگی، اختلاف تحصیلات اولیه در سن ۱۶ سالگی اختلاف زیادی را ایجاد نمی‌کند، هرچند طبق مدل گونه‌افراد با تحصیلاتی که تا ۱۶ سالگی کسب کرده‌اند همبستگی داشته و می‌تواند یکی از عوامل تعیین‌کننده آن باشد.

جدول (‏5‑2) تفاوت افراد در تصمیم و ارزش همه‌ي مطلوبیت‌ها بین گونه‌های مختلف و همچنین مشمولین سربازی و غیر مشمولین

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | گونه اول | گونه دوم | گونه سوم | گونه چهارم | همه افراد |
|  | تحصیلات در سن ۱۶ سالگی: ۱۰ سال کامل  دسته اول: مجبور به شرکت در خدمت نظام وظیفه | | | |  |
| مقدار ارزش فعلی همه‌ي مطلوبیت‌های آتی در ۱۶ سالگی |  |  |  |  |  |
| تعداد سال تحصیل\* |  |  |  |  |  |
| تجربه مشاغل یقه-سفید\* | ‍ |  |  |  |  |
| تجربه مشاغل یقه-آبی\* |  |  |  |  |  |
|  | تحصیلات در سن ۱۶ سالگی: ۱۰ سال کامل  دسته دوم: عدم شرکت در خدمت نظام وظیفه | | | |  |
| مقدار ارزش فعلی همه‌ي مطلوبیت‌های آتی در ۱۶ سالگی |  |  |  |  |  |
| تعداد سال تحصیل |  |  |  |  |  |
| تجربه مشاغل یقه-سفید |  |  |  |  |  |
| تجربه مشاغل یقه-آبی |  |  |  |  |  |
|  | تحصیلات در سن ۱۶ سالگی: کمتر از ۱۰ سال  دسته اول: مجبور به شرکت در خدمت نظام وظیفه | | | |  |
| مقدار ارزش فعلی همه‌ي مطلوبیت‌های آتی در ۱۶ سالگی |  |  |  |  |  |
| تعداد سال تحصیل |  |  |  |  |  |
| تجربه مشاغل یقه-سفید |  |  |  |  |  |
| تجربه مشاغل یقه-آبی |  |  |  | ۰,۶۰۰ |  |
|  | تحصیلات در سن ۱۶ سالگی: کمتر از ۱۰ سال  دسته دوم: عدم شرکت در خدمت نظام وظیفه | | | |  |
| مقدار ارزش فعلی همه‌ي مطلوبیت‌های آتی در ۱۶ سالگی |  |  |  |  |  |
| تعداد سال تحصیل |  |  |  |  |  |
| تجربه مشاغل یقه-سفید |  |  |  |  |  |
| تجربه مشاغل یقه-آبی |  |  |  |  |  |
| \*تعداد سال تحصیلات، تجربه مشاغل یقه-سفید و یقه-آبی به صورت میانگین برای افراد در ۳۰ سالگی گزارش شده‌است. | | | | | |

همچنین در جدول فوق مقدار ارزش فعلی همه‌ي مطلوبیت‌های آتی که فرد می‌تواند از ۱۶ سالگی تا آخر عمر کسب کند آمده که اختلاف زیاد بین گونه‌ها را نیز نشان می‌دهد. اختلاف بین افراد از لحاظ مقدار اولیه تحصیلات در ۱۶ سالگی به‌اندازه اختلاف افراد گونه‌های مختلف نیست. مشابه کین و وولپین (۱۹۹۷) بخش زیادی از اختلاف ارزش فعلی افراد در ۱۶ سالگی را اختلاف بین گونه‌های آن‌ها توضیح می‌دهد، در واقع حدود ۸۱ درصد واریانس بین افراد در ارزش فعلی همه‌ی مطلوبیت‌هایی که می‌توانند کسب کنند از اختلاف بین گونه‌ها ناشی می‌شود. همان‌طور که کین و ولپین (۱۹۹۷) نتیجه می‌گیرد، از آن‌جا که گونه افراد مبهم بوده و به صورت دقیق مشخص نیست از کجا ناشی می‌شوند کار سیاست گذاری را سخت می‌کند. اما به‌وسیله‌ي داده‌ي بهتر که در کار کین و ولپین (۱۹۹۷) استفاده شده و اطلاعات پدر و مادر افراد نیز در داده موجود است، نشان می‌دهند که درآمد و تحصیلات خانواده‌ي فرد با گونه فرد همبستگی داشته و می‌توان بر اساس آن گونه‌های مختلف افراد را در سیاست‌ها مورد هدف قرار داد.

## ۲-۵- اثر دوره‌ی سربازی بر ارزش فعلی مطلوبیت‌های آتی در هر سن

در جدول (‏5‑2) می‌توان تاثیر شرکت در خدمت نظام وظیفه در بخش‌های نظامی یا انتظامی را بر ارزش فعلی مطلوبیت افراد در ۱۶ سالگی مشاهده کرد. در همه‌ی شرایط اولیه تحصیلات و در همه‌ی گونه‌ها، شرکت‌کنندگان خدمت نظام وظیفه عمومی دارای ارزش فعلی مطلوبیت‌های آتی کمتری در ۱۶ سالگی هستند که این تفاوت بین گونه‌های مختلف نیز ناهمگن است. در بین افرادی که تحصیلات اولیه ۱۰ سال کامل دارند، کسانی که مجبور به شرکت در سربازی هستند، میزان مطلوبیت آن‌ها حدود ۱۹ درصد کاهش می‌یابد. این کاهش مطلوبیت برای افرادی که تا ۱۶ سالگی کمتر از ۱۰ سال تحصیل کرده‌اند به حدود ۱۶ درصد می‌رسد.

|  |
| --- |
| C:\Users\claudioq\Dropbox\Labor\Codes\Data analysis\Results\life-time earning by mil and educ16.wmf  نمودار (‏5‑1) ارزش فعلی مطلوبیت‌های آتی در هر سن به تفکیک تحصیلات اولیه و وضعیت سربازی افراد |

در نمودار (‏5‑1) نیز مقدار انتظاری ارزش فعلی مطلوبیت‌های آینده در هر سن به تفکیک سطح تحصیلات در ۱۶ سالگی و همچنین وضعیت سربازی افراد رسم‌ شده‌است. همان‌طور که دیده می‌شود افرادی که تحصیلات اولیه بالاتر در ۱۶ سالگی دارند دارای مطلوبیت‌های بالاتری در دوره زندگی هستند. همچنین میزان انتظاری مطلوبیت‌های آتی افرادی که به سربازی می‌روند در همه‌ی سنین کمتر از سایر افراد است؛ البته نمی‌توان گفت اثر خدمت سربازی برای همه‌ي افراد در همه‌ي سنین منفی است و این مقایسه دارای تورش انتخاب[[10]](#footnote-11) است، زیرا بیشتر افرادی که به خدمت نظام وظیفه عمومی می‌روند را افراد گونه‌های اول و دوم شامل می‌شود که دارای مقدار انتظاری مطلوبیت فعلی کمتری به نسبت افراد گونه‌های سوم و چهارم هستند.

می‌توان اثر سربازی بر مقدار انتظاری ارزش فعلی مطلوبیت‌های آینده در ۱۶ سالگی را بین گونه‌های مختلف افراد در جدول (‏5‑2) دید. بیشترین اثر در بین گونه اول و حدود ۱۶ درصد و کمترین اثر در بین افراد گونه سوم و حدود ۱ درصد است. علت اصلی این پدیده ورود سریع‌تر افراد گونه اول به بازار کار و کسب تجربه در مشاغل یقه-آبی است که باعث می‌شود افراد مشمول خدمت نظام وظیفه کمتر تجربه کسب کرده و بر همه‌ی درآمدهای آینده‌ی آن‌ها اثر می‌گذارد. درحالی که افراد گونه سوم در صورتی که مشمول خدمت نظام وظیفه هم باشند انگیزه‌ی تحصیلات بیشتری برای افزایش مطلوبیت دوران خدمت خود دارند که باعث می‌شود در سنین بالاتر مقدار ارزش فعلی بالاتری نیز داشته باشند.

|  |
| --- |
| C:\Users\claudioq\Dropbox\Labor\Codes\Data analysis\Results\life-time earning by mil and educ16 and type.wmf  نمودار (‏5‑2) ارزش فعلی مطلوبیت‌های آتی در هر سن به تفکیک وضعیت سربازی افراد و گونه‌ها |

در نمودار (‏5‑2) نیز به تفکیک هر یک از گونه‌ها، مقدار انتظاری ارزش فعلی مطلوبیت‌های آینده در هر سن به تفکیک وضعیت نظام وظیفه رسم شده‌است. حقیقت جالب توجه اثر بسیار متفاوت بین گونه‌های مختلف افراد است. از آن‌جا که سربازی انگیزه‌ی تحصیلات بیشتر را بین افراد مجبور به شرکت در خدمت نظام وظیفه ایجاد می‌کند، در سنین بالاتر و در حدود ۵۰ سالگی مقدار انتظاری ارزش فعلی مطلوبیت‌ها تا سن بازنشستگی بیشتر از سایر افراد می‌شود؛ اما در سنین پایین‌تر و جوانی سربازی اثر منفی بر مطلوبیت افراد در بین همه‌ي گونه‌ها می‌گذارد. افراد گونه‌ی چهارم که مجبور به خدمت نظام وظیفه هستند، انگیزه‌ی تحصیلات اثر به‌سزایی بر سطح تحصیلات آن‌ها گذاشته و در سنین بالاتر حدود ۲.۵ سال بیشتر دارای تحصیلات هستند؛ به همین دلیل در سنین بالاتر دارای درآمدهای بالاتری نیز می‌باشند. همچنین آزمون‌های آماری نشان می‌دهد در سطح یک درصد، تعداد سال تحصیلات و همچنین تجربه‌ی کاری یقه-سفید افرادی که مجبور به شرکت در سربازی هستند، در سن ۴۵ سالگی بالاتر از سایر افراد با گونه‌ی مشابه می‌باشد.

## ۳-۵- پادحقیقت‌: تغییر هزینه تحصیلات دانشگاهی

می‌توان با تغییر پارامتر هزینه‌ی تحصیلات دانشگاهی و شبیه‌سازی مدل با پارامتر‌های جدید اثر این سیاست را بر تحصیلات به تفکیک گروه‌های مختلف سنجید. اثر سیاست تغییر هزینه تحصیلات در دو حالت افزایش ۵۰ درصدی هزینه تحصیلات و همچنین کاهش ۵۰ درصدی (تغییر صورت گرفته در پارامتر اعمال می‌شود.) در جدول (‏5‑3) نشان داده شده‌است. در حالت کاهش هزینه تحصیلات میانگین تعداد سال تحصیل از ۱۱.۱۱ سال به ۱۱.۵۸ سال رسیده و درصد افرادی که مدرک لیسانس می‌گیرند نیز ۱۷.۲ به ۱۹.۲ تغییر می‌کند. این تغییر در حالت افزایش هزینه تحصیلات کمتر بوده و میانگین تعداد سال تحصیل به ۱۰.۸۵ و درصد افراد فارغ التحصیل از دوره‌ی لیسانس به ۱۶.۲ درصد تغییر پیدا می‌کند.

جدول (‏5‑3) تاثیر تغییر هزینه تحصیلات دانشگاهی بر تصمیم تحصیل گونه‌های مختلف

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | همه افراد | گونه اول | گونه دوم | گونه سوم | گونه چهارم |
| درصد افرادی که مدرک لیسانس می‌گیرند: | | | | | |
| کاهش هزینه تحصیل |  | ۰,۱ |  |  |  |
| حالت عادی |  |  |  |  |  |
| افزایش هزینه تحصیلات |  |  |  |  |  |
| تعداد سال تحصیل |  |  |  |  |  |
| کاهش هزینه تحصیل |  |  |  |  |  |
| حالت عادی |  |  |  |  |  |
| افزایش هزینه تحصیلات |  | ۸,۸۰ |  |  |  |

اثر این دو سیاست بر افراد در گونه‌های مختلف نیز متفاوت است. گونه اول تقریبا واکنشی به تغییر هزینه تحصیلات نشان نمی‌دهند و طبق روند قبلی خود در سنین پایین‌تر وارد بازار کار می‌شوند. اما افراد گونه دوم که در حالت عادی دارای از تقریبا وارد دانشگاه نمی‌شوند، حدود ۱۳.۶ درصد از آن‌ها با کاهش هزینه تحصیلات از دوره‌ی لیسانس فارغ‌التحصیل می‌شوند. مانند گونه اول، تغییر هزینه تحصیلات بر گونه سوم نیز اثر قابل توجهی نمی‌گذارد، با این تفاوت که افراد گونه سوم تحصیلات بالای خود را حفظ می‌کنند. میانگین تعداد سال تحصیل در بین افراد گونه چهارم از ۱۶.۹ سال در حالت عادی به ۱۵.۹ سال بعد از افزایش هزینه‌ی تحصیلات و به ۱۸.۶ سال به‌طور میانگین بعد از کاهش ۵۰ درصدی هزینه‌ی تحصیلات می‌رسد.

جدول (‏5‑4) تاثیر تغییر هزینه تحصیلات دانشگاهی بر سال تصمیم تحصیل گونه‌های مختلف

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | گونه اول | گونه دوم | گونه سوم | گونه چهارم |
| میانگین ارزش فعلی همه‌ی مطلوبیت‌های آتی در ۱۸ سالگی: کاهش ۵۰ درصدی هزینه‌ي تحصیلات دانشگاهی | | | | |
| حالت عادی |  |  |  |  |
| کاهش هزینه تحصیل |  |  |  |  |
| تغییر ناخالص |  |  |  |  |
| اثر خالص با کسر هزینه\* |  |  |  |  |
| میانگین ارزش فعلی همه‌ی مطلوبیت‌های آتی در ۱۸ سالگی: افزایش ۵۰ درصدی هزینه‌ی تحصیلات دانشگاهی | | | | |
| افزایش هزینه تحصیلات |  |  |  |  |
| تغییر ناخالص |  |  |  |  |
| اثر خالص با افزودن هزینه‌ اضافی\*\* |  |  |  |  |
| \* هزینه به‌ازای هرفرد ایجاد شده از کاهش هزینه تحصیلات معادل میلیون ریال در ۱۸ سالگی است.  \*\*درآمد به‌ازای هرفرد حاصل شده از افزایش هزینه تحصیلات معادل میلیون ریال در ۱۸ سالگی است. | | | | |

اثر سیاست تغییر هزینه‌ی تحصیلات دانشگاهی بر ارزش فعلی همه‌ی مطلوبیت‌های که افراد می‌توانند از ۱۸ سالگی تا آخر عمر کسب کنند در جدول (‏5‑4) مشاهده می‌شود. همان‌طور که انتظار می‌رود با افزایش هزینه‌ي تحصیلات، افراد گونه سوم و چهارم که بیشتر از بقیه تحصیل می‌کردند با کاهش مطلوبیت مواجه می‌شوند، در حالی که تغییر چندانی بر مطلوبیت افراد گونه اول و سوم نخواهد داشت. اگر قرار باشد این هزینه‌ی اضافی پرداخت‌شده به طور مساوی بین افراد تقسیم گردد، ارزش آن در سن ۱۸ سالگی برای هر فرد بر اساس داده‌ی شبیه‌سازی‌شده معادل ۱۰.۶ میلیون ریال (این هزینه‌ی سرانه در ۱۸ سالگی برابر تنزیل شده‌ی همه‌ي هزینه‌های وارد شده در سنین بالاتر بر اساس شرکت کردن افراد در دانشگاه در داده‌ي شبیه‌سازی شده محاسبه گردیده‌است.) خواهد بود. در این صورت اثر خالص این سیاست بر گونه‌های اول و دوم مثبت شده ولی همچنان گونه‌های سوم و چهارم با کاهش مطلوبیت مواجه می‌شوند. می‌توان گفت این سیاست مانند بازتوزیع بین افراد از گونه‌های سوم و چهارم که ارزش فعلی بالاتری دارند به افراد گونه اول و دوم است.

کاهش هزینه‌ي تحصیلات دانشگاهی نیز دارای اثر ناخالص مثبتی بر ارزش همه‌ی مطلوبیت‌ها در ۱۸ سالگی برای همه‌ي گونه‌ها دارد که بیشترین اثر آن بر گونه‌های سوم و چهارم است که حتی در شرایط عادی و بدون کاهش هزینه تحصیلات، تحصیلات بالایی دارند. اگر قرار باشد این هزینه‌ي کاسته شده به طور مساوری توسط همه‌ي افراد تامین شود، براساس داده‌ی شبیه‌سازی شده، به ازای هر فرد مقدار ۱۸.۰ میلیون ریال در ۱۸ سالگی کاسته می‌شود. اثر خالص کاهش هزینه‌ی تحصیلات برای همه‌ی گونه‌ها منفی خواهد بود که نتیجه‌ی قابل توجهی است. بنابراین کاهش هزینه‌ی تحصیلات با تحمیل کردن پرداخت هزینه به همه‌ی افراد منفعتی برای هیچ یک از گونه‌ها ایجاد نکرده که نشان می‌دهد این سیاست از لحاظ اجتماعی صرفه‌ی اقتصادی ندارد.

## ۴-۵- جمع‌بندی

در این مطالعه با استفاده از یک مدل تصمیم‌گیری گسسته در چهارچوب پویا، تصمیم‌گیری مردان متولد نیمه‌ی اول دهه ۱۳۶۰ در انتخاب شغل و تحصیلات را بررسی کردیم. این مدل، توسعه‌یافته‌ی مدل‌های اولیه سرمایه‌گذاری نیروی انسانی است که با اعمال تغییراتی در آن مانند درنظر گرفتن خدمت وظیفه عمومی مردان، سعی شده با حقایق بازار کار ایران هماهنگ شود. این پژوهش مشابه مقاله‌ي اثرگذار کین و ولپین (۱۹۹۴) است که با استفاده از داده‌ی پانلی متولدین سال خاصی در آمریکا، مدل را با روش حداکثر درست‌نمایی تخمین می‌زند. به‌دلیل نوع داده‌ی در دسترس در این پژوهش مدل را با استفاده از روش ممان‌های شبیه‌سازی شده تخمین زده‌ایم.

در مدل افراد از ۱۶ تا ۶۵ سالگی تلاش می‌کنند تا در هر دوره، ارزش فعلی همه‌ی مطلوبیت‌های آتی را بیشینه کنند. دو گروه از افراد در مدل وجود دارند که تفاوت اصلی آن‌ها در این است که گروه اول دو سال به خدمت سربازی می‌روند، در حالی که گروه دوم در آن شرکت نمی‌کنند. این مدل به‌دنبال بررسی عواقب غیبت از سربازی افراد مشمول بر مطلوبیت و درآمد‌های آینده نبوده و به صورت ساده فرض شده‌است که افراد گروه اول از سربازی غیبت نمی‌کنند. افراد گروه دوم در هر دوره می‌توانند یکی از چهار تصمیم ماندن در خانه، تحصیل، کار در مشاغل یقه-سفید یا مشاغل یقه-آبی را اتخاذ کنند. همچنین افراد گروه دوم که مشمول خدمت نظام وظیفه هستند مجبورند بعد از ۱۸ سالگی و پایان تحصیلات دو سال را به خدمت بروند. تعریف ما از سربازی به‌طور خاص خدمت نظام وظیفه در بخش‌های نظامی یا انتظامی می‌باشد.

نتایج نشان می‌دهد که مدل‌ ساختاری توسعه‌یافته‌ در این پژوهش با شرایط بازار کار ایران سازگار بوده و می‌تواند روند تصمیم‌گیری مردان متولد نیمه اول دهه ۶۰ شمسی را بین تحصیلات و کار کردن توجیه کند، هرچند برای مطابقت کامل مدل با واقعیت نیاز است تا مدل پیچیده‌تری که سمت تقاضای نیروی کار را همراه وضع کلان اقتصادی کشور در نظر می‌گیرد استفاده شود. برای مثال می‌شود برای بهبود مطابقت مدل با داده‌ها و همچنین جواب دادن به سوالات پیچیده‌تر، از ایده‌ی مدل‌های تعادل عمومی مانند لی (۲۰۰۵) که سمت تقاضای نیروی کار را با مدل کردن بخش حقیقی اقتصاد تخمین می‌زند بهره برد. هرچند کشور ایران که درآمدهای نفتی و تحریم‌ها بر اقتصاد کشور و به تبع آن تقاضای نیروی کار اثر می‌گذارد نیاز به بررسی بیشتر و درنظر گرفتن مدل پیچیده‌تری وجود دارد.

بعد از تخمین مدل، اثر سیاست تغییر هزینه‌ی تحصیلات دانشگاهی بر میانگین تعداد سال تحصیل و همچنین مطلوبیت افراد سنجیده می‌شود که نشان می‌دهد اثر متفاوتی بر گونه‌های مختلف افراد (افراد با گونه‌های مختلف دارای مهارت‌های اولیه متفاوتی در تحصیلات و بازار کار هستند که بر مطلوبیت کسب‌شده در هر تصمیم وارد شده و بین افراد اختلاف ایجاد می‌کند.) می‌گذارد. کاهش ۵۰ درصدی هزینه‌ی تحصیلات که به طور مساوی توسط همه‌ی افراد تامین مالی شود باعث می‌شود ارزش همه‌ی مطلوبیت‌های انتظاری در سن ۱۶ سالگی برای همه‌ی گونه‌ها کاهش یابد؛ در نتیجه کاهش هزینه‌ي تحصیلات در حال حاضر بازدهی اجتماعی نداشته و توجیه اقتصادی نیز ندارد.

در حالت افزایش هزینه‌ی تحصیل در دانشگاه، به‌گونه‌ای که شهریه‌ي اضافی پرداخت‌شده در این طرح به صورت مساوی بین افراد تقسیم شود، می‌تواند بر ارزش فعلی همه‌ي مطلوبیت‌های آتی افرادی که کمتر تحصیل می‌کنند اثر مثبت قابل توجهی داشته باشد. اما به دو دلیل این نتیجه باید با ملاحظه و بررسی بیشتری برخورد شود؛ دلیل اول نبودن قید بودجه و ناتوانی در قرض گرفتن هزینه‌ها توسط افراد در مدل است. همچنین وقتی هزینه‌ي تحصیلات افزایش یابد، به دلیل مخارج بالاتر انگیزه برای تحصیل افراد کاهش می‌یابد، اما در واقعیت کاهش عرضه‌ی نیروی کار تحصیل‌کرده باعث افزایش دستمزد این افراد شده و انگیزه‌ی تحصیلات بیشتر را ایجاد می‌کند که این ساز و کار در مدل تعبیه نشده‌است.

برای بهبود این مدل می‌توان از مدل‌های تعادل عمومی که سمت تقاضای نیروی کار را نیز بررسی می‌کنند استفاده کرد، هرچند این نوع مدل نیازمند شناخت کامل‌تری از شرایط اقتصادی کشور و مدل‌سازی مناسب با این شرایط می‌باشد. برای مثال در یک اقتصاد نفتی تحت تاثیر تحریم‌های بین‌المللی، مدل کردن سمت تقاضای نیروی کار با یک تابع تولید کاپ-داگلاس ساده گمراه کننده بوده و نمی‌تواند مدل مناسبی برای کشوری مانند ایران باشد. همچنین حل مدل‌های تعادل عمومی هزینه‌‌ي بیشتری داشته که از بررسی مدل‌های پیچیده جلوگیری می‌کند، هرچند امیدواریم با پیشرفت تکنولوژی و بهره‌مندی از توان محاسباتی کارت‌های گرافیکی به صورت موازی، در سال‌های آتی مدل‌های تعادل عمومی مختلف برای کشور ایران تخمین زده‌شود.

|  |
| --- |
| منابع و مراجع |

* Aguirregabiria, V., & Mira, P. (2010). Dynamic discrete choice structural models: A survey. Journal of Econometrics, 156(1), 38-67.
* Aldrich, E. M., Fernández-Villaverde, J., Gallant, A. R., & Rubio-Ramírez, J. F. (2011). Tapping the supercomputer under your desk: Solving dynamic equilibrium models with graphics processors. Journal of Economic Dynamics and Control, 35(3), 386-393.
* Bellman, R. (1966). Dynamic programming. Science, 153(3731), 34-37.
* Ben-Porath, Y. (1967). The production of human capital and the life cycle of earnings. Journal of political economy, 75(4, Part 1), 352-365.
* Bezanson, J., Edelman, A., Karpinski, S., & Shah, V. B. (2017). Julia: A fresh approach to numerical computing. SIAM review, 59(1), 65-98.
* Eckstein, Z., & Van den Berg, G. J. (2007). Empirical labor search: A survey. Journal of Econometrics, 136(2), 531-564.
* Eisenhauer, P. (2019). The approximate solution of finite‐horizon discrete‐choice dynamic programming models. Journal of Applied Econometrics, 34(1), 149-154.
* Fernández-Villaverde, J., & Valencia, D. Z. (2018). A practical guide to parallelization in economics (No. w24561). National Bureau of Economic Research.
* Griliches, Z. (1977). Estimating the returns to schooling: Some econometric problems. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1-22.
* Heckman, J. J. 1981, The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time-Discrete Data Stochastic Process. Structural Analysis of Discrete Data, 179-95.
* Heckman, J. J., & Sedlacek, G. (1985). Heterogeneity, aggregation, and market wage functions: an empirical model of self-selection in the labor market. Journal of political Economy, 93(6), 1077-1125.
* Keane, M. P., & Wolpin, K. I. (1994). The solution and estimation of discrete choice dynamic programming models by simulation and interpolation: Monte Carlo evidence. the Review of economics and statistics, 648-672.
* Keane, M. P., & Wolpin, K. I. (1997). The career decisions of young men. Journal of political Economy, 105(3), 473-522.
* Keane, M. P., Todd, P. E., & Wolpin, K. I. (2011). The structural estimation of behavioral models: Discrete choice dynamic programming methods and applications. In Handbook of labor economics (Vol. 4, pp. 331-461). Elsevier.
* Lee, D. (2005). An estimable dynamic general equilibrium model of work, schooling, and occupational choice. International Economic Review, 46(1), 1-34.
* Lee, D., & Wolpin, K. I. (2006). Intersectoral labor mobility and the growth of the service sector. Econometrica, 74(1), 1-46.
* Lee, D., & Wolpin, K. I. (2010). Accounting for wage and employment changes in the US from 1968–2000: A dynamic model of labor market equilibrium. Journal of Econometrics, 156(1), 68-85.
* McFadden, D. (1989). A method of simulated moments for estimation of discrete response models without numerical integration. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 995-1026.
* Mincer, J., & Polachek, S. (1974). Family investments in human capital: Earnings of women. Journal of political Economy, 82(2, Part 2), S76-S108.
* Pakes, A., & Pollard, D. (1989). Simulation and the asymptotics of optimization estimators. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1027-1057.
* Richard, B. (1957). Dynamic programming. Princeton University Press, 89, 92.
* Roy, A. D. (1951). Some thoughts on the distribution of earnings. Oxford economic papers, 3(2), 135-146.
* Salehi-Isfahani, D., & Egel, D. (2007). Youth exclusion in Iran: The state of education, employment and family formation. The Middle East Youth Initiative Working Paper, (3).
* Willis, R. J. (1986). Wage determinants: A survey and reinterpretation of human capital earnings functions. Handbook of labor economics, 1, 525-602.

**Abstract:**

Structural modeling of youth education and labor market decision-making is essential for evaluating various policies that cannot be experimented. This paper utilizes a dynamic discrete choice model to explain the labor market and education choices of cohorts born in 1360-1365 Iranian years. We add some features to a basic human capital model to be compatible with Iran’s labor market conditions. The model is solved numerically with the standard recursive method in all points of completely discrete state space. The final model has 57 parameters, which are estimated using the simulated method of moment, which tries to minimize the distance between model simulation moments and data moments according to a certain criterion. The data moments are calculated with the Household Income and Expenditure Survey (HIES) as well as the Labor Force Survey collected by the Statistical Center of Iran. Using model simulation, we show that reducing university education cost lead to life-time utility loss of all youth and this policy has no economic justification. But increasing cost of education has a positive effect on lifetime utility of a significant proportion of less-educated individuals, also this redistributive policy causes overall welfare gain.

**Keywords:** University education, Structural modeling, blue-collar, white-collar occupation, Conscription, Compulsory military service

SupervisorSignature

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | **KHATAM University**  **Non- governmental, Non-profitable**  **Faculty of Humanities**  **Department of Economics** |  |
| **Modeling Career Decision of Men in Iran;**  **Effect of tuition subsidy on university enrollment** | | |
| A thesis submitted to the Graduate Studies Office  In partial fulfillment of the requirements for  The degree of M.A in  Economics/ Theoretical Economics | | |
| **Supervisor:**  Dr. Mohammad Hoseini  **By:**  Ehsan Sabouri Kenari  October 2020 | | |

1. Empirical Asset Pricing [↑](#footnote-ref-2)
2. Investment Bank [↑](#footnote-ref-3)
3. با توجه به افزایش صندوق های سرمایه گذاری دنبال کننده شاخص در آمریکا، مسئله مالکیت مشترک در میان شرکت های آمریکا افزایش داشته است و این امر سبب شده است که در ادبیات مسئله بررسی مالکیت مشترک و عملکرد شرکت ها و همچنین رفتار بازده ای شرکت ها مورد توجه قرار گیرد. برای مثال آذر و همکاران (2018) با افزایش مالکیت مشترک میان شرکت های هواپیمایی رقابت قیمتی شرکت ها کاهش پیدا می کند. اما در این رابطه بحث و گفت و گو همچنان ادامه دارد و مقالات زیادی در رد و تایید اثر مالکیت مشترک بر روی رفتار شرکت ها وجود دارد. برای مثال مقاله لوولن و لوری (2021) مقالات سال های گذشته را بررسی کرده است و یافته است که در بررسی های گذشته، اثر دیگر فاکتور های تاثیر گذار به اشتباه به مالکیت مشترک مرتبط شده است. [↑](#footnote-ref-4)
4. در این حوزه مطالعات مروری توسط ادمانس و هولدرنس (2017)، ادمنس (2014) و هولدرنس (2003) انجام شده است. [↑](#footnote-ref-5)
5. شبیه‌سازی برای ۱۰۰۰۰ نفر انجام می‌شود. [↑](#footnote-ref-6)
6. McFadden [↑](#footnote-ref-7)
7. Pakes and Pollard [↑](#footnote-ref-8)
8. Generalized Method of Moments [↑](#footnote-ref-9)
9. از آن‌جا که در مدل افراد می‌توانند فقط به صورت تمام‌وقت کار کنند، درآمد‌های درنظر گرفته شده برای هر ممان، درآمد سالیانه‌ معادل با دستمزد هر فرد در داده است. همچین چون در سال‌های قبل از ۱۳۸۴ تعداد ساعت کاری افراد در پرسش‌نامه جمع‌آوری نشده است،‌ از داده‌ی درآمد در این سال‌های استفاده نکرده‌ایم. [↑](#footnote-ref-10)
10. Selection bias [↑](#footnote-ref-11)