تحقیقات مدلسازی اقتصادی/ دوره ۱۰، شماره ۳۸،زمستان ۹۸،صفحه ۱۸۰-۱۵۳
«مقاله پژوهشی»

اثر آموزش بر دستمزد نیروی کار در خانوارهای شهری ایران مبتنی بر رگرسیون چندکی*

محسن مهرآرا[۱]، قاسم الهی[۲]

تاریخ دریافت: ۹۸/۰۷/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۸/۱۲/۱۸

چکیده

هدف این مقاله بررسی تاثیر تحصیلات و تجربه کاری بر درآمد ناشی از کار افراد است. بدین منظور با استفاده از داده های هزینه و درآمد بودجه خانوار کشور ایران در سال ۱۳۹۵، معادله دریافتی مینسر مبتنی بر روش رگرسیون چندکی برآورد شده است. نتایج برآورد نشان می‌دهد که هرچند نرخ بازدهی آموزش در همه دهک‌های دریافتی مثبت بوده اما تحصیلات در دهک‌های پایین دریافتی اثر مثبت قوی‌تری نسبت به دهک‌های بالاتر، بر دریافتی افراد داشته است. همچنین متوسط اثرات نهایی متغیر تجربه بر درآمد افراد اثر مثبت داشته و این اثر نیز در دهک‌های پایین به مراتب قوی تر از دهک‌های بالای دریافتی بوده است. ضرایب متغیر جنسیت نشان می‌هد که زن بودن در همه دهک‌های دریافتی اثر منفی بر درآمد افراد داشته اما این اثر در دهک‌های پایین دریافتی بسیار قوی‌تر بوده که این موضوع دلالت بر تبعیض جنسیتی بیشتر علیه زنان در دهک‌های پایین دریافتی دارد. بر اساس تجزیه ماچادو و ماتا، تبعیض جنسیتی(شکاف دریافتی زنان و مردان) در دهک اول ۳۰- درصد و در دهک نهم ۴/۵- درصد به زیان زنان شاغل بوده است،

---

* این مقاله مسخرج از رساله دکتری در رشته اقتصاد می‌باشد.

۱. استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران (نویسنده مسئول) Email: mmehrara@ut.ac.ir
۲. دانشجوی دکتری پردیس بین المللی کیش دانشگاه تهران Email: ghasem.elahi@ut.ac.ir

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

تحصیلات زنان این شکاف را تاحدی به نفع زنان کاهش داده است. مطابق نتایج حاصله بازدهی تحصیلات در ایران به مراتب کمتر از بسیاری از دیگر کشورهای جهان می‌باشد. لذا تجدید نظر در شیوه‌ها و ساختارهای آموزشی به ویژه هدایت آنها معطوف به نیازهای بازار کار و صرفه های اقتصادی ضروری است.

واژه‌های کلیدی: تحصیلات، تجربه کاری، معادله دریافتی مینسر، رگرسیون چندکی.
طبقه‌بندی JEL: J24,I21,C21 .

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

۱. مقدمه

در جامعه امروز درصد بالایی از هرم سنی جمعیت را جوانانی تشکیل می‌دهند که دغدغه اصلی آنها ورود به بازار کار و یافتن شغلی جهت گذران زندگی است. از طرف دیگر، دغدغه دیگر ایشان، برخورداری از سطوح آموزشی بالاتر و قرار گرفتن در موقعیت اجتماعی بهتر، که البته همراه با هزینه تحصیلی و هزینه فرصت ناشی از ورود با تاخیر به بازار کاراست، می‌باشد. لذا این افراد به‌طور ناخودآگاه در پی تحلیل هزینه- فایده بین دستیابی به مقاطع تحصیلی بالاتر و ورود با تاخیر به بازار کار هستند.

اختلاف درآمدها نیز مسئله‌ای است که از دیرباز در میان جوامع مختلف و گروه‌های متفاوت افراد یک جامعه مشاهده شده است. ریشه‌یابی این مسئله و چگونگی رفع آن از زمینه‌هایی بوده که اغلب ذهن اقتصاددانان و سیاست گذاران را به خود مشغول داشته است. پیدایش علم اقتصاد آموزش، توجیه جدیدی از وجود اختلاف درآمدها را برای جوامع مختلف پدید آورده است. آموزش علاوه بر تغییرات کیفی زیادی که برای افراد و جوامع مختلف به همراه دارد، دارای اثرات کمی و اقتصادی بزرگی نیز برای فرد و جامعه فراهم می‌آورد.

امروزه توسعه اقتصادی پایدار، بدون سرمایه‌گذاری بر روی سرمایه انسانی امکان پذیر نیست. آموزش، قدرت خلاقیت و بهره‌وری فرد را افزایش می‌دهد و بسیاری از اقتصاددانان آموزش را جزء جدایی ناپذیر سرمایه انسانی به شمار آورده و آن را در توسعه و رشد اقتصادی موثر می‌دانند (جنتی،۱۳۹۰). همچنین آموزش از طریق راه‌های مختلف دیگر مانند تاثیر بر سلامتی افراد می‌تواند بر افزایش بهره‌وری سرمایه انسانی موثر باشد. با توانمندسازی افراد از طریق سرمایه‌گذاری در آموزش، می‌توان بسیاری از شیوه‌های نامناسب زندگی امروزه را بهبود بخشید و کیفیت سلامت جامعه را تقویت کرد (عمادزاده،۱۳۹۲).

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

شوالتز[1] (۱۹۶۰) مفهوم سرمایه انسانی را وارد ادبیات اقتصادی کرد که به موجب آن نگرش جدیدی را نسبت به سرمایه گذاری و بازدهی سرمایه انسانی ارایه نمود. بر اساس نظریه وی سرمایه انسانی یک عامل تولید است که مانند سایر نهاده‌ها همچون سرمایه فیزیکی و طبیعی میتواند اثرات با اهمیتی بر (بهره وری) تولید داشته باشد. بر اساس این نظریه هزینه‌های صورت گرفته روی تحصیلات و سلامتی افراد که با هدف حفظ یا بهبود بهره‌وری او انجام می شود، دیگر مخارج مصرفی به حساب نمی‌آیند بلکه از ماهیت سرمایه‌گذاری برخوردارند.

اصطلاح سرمایه انسانی برای دانش، مهارت‌ها یا شایستگی‌هایی به کار رفته است که افراد در اختیار دارند. این مهارت‌ها یا شایستگی‌ها از طریق تحصیل، یادگیری در عمل(تجربه)، بهداشت جسمی و روانی، محیط اجتماعی، سابقه خانوادگی، خصوصیات فردی و بسیاری از عوامل دیگر ایجاد می‌شوند (دژپسند ۱۳۹۵).

نظریه سرمایه انسانی (مینسر[2]، ۱۹۵۸، ۱۹۷۴ و بکر[3]، ۱۹۶۴) بیان می‌کند که آموزش و یادگیری در عمل(تجربه) با افزایش مهارت‌ها و دانش افراد باعث افزایش بهره‌وری آنها می‌شود. این افزایش در مهارت‌ها و دانش موجب افزایش دستمزد دریافتی افراد می‌گردد. بنابراین مطابق نظریه سرمایه انسانی، آموزش و تجربه از جمله عوامل کلیدی موثر بر بهره‌وری و در نتیجه دریافتی فرد شاغل محسوب می‌شوند (باتی[4]، ۲۰۱۳). معادله اقتصاد سنجی پیشنهادی مینسر به رابطه بین دستمزد و موجودی سرمایه انسانی مبتنی بر الگوی تحصیل بن-پوراث[5] (۱۹۶۷) اشاره دارد که بر اساس آن افراد تصمیماتشان را درباره سرمایه‌گذاری درتحصیلات به گونه‌ای اتخاذ می‌کنند که خالص ارزش فعلی دریافتی‌هایشان حداکثر شود.

1. Schultz
1.Mincer
2.Becker
3. Bhatti
4. Ben-Porath

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

ایده اصلی نظریه سرمایه انسانی این است که افراد به انتظار بازدهی‌های مادی و غیرمادی آینده، بر روی خود از طرق گوناگون هزینه می‌کنند. انواع مختلف سرمایه‌گذاری بر روی منابع انسانی، ظرفیت‌های کارآمد و بهره‌ورزای افراد را افزایش داده که افزایش دریافتی آنان را به همراه دارد. بنابراین تفاوت دریافتی بین افراد، بیشتر به دلیل تفاوت در کیفیت نیروی کار به معنای میزان انباشت سرمایه انسانی از طریق آموزش رسمی، آموزش ضمن کار و یادگیری به هنگام کار است.

مطرح شدن نظریه سرمایه انسانی و ورود آن به متون اقتصادی موجی از تحقیقات را برای تخمین معادله مینسر به راه اندخت تا میزان بازدهی آموزش رسمی (تحصیل) بر اساس ضریب تحصیلات در معادله دستمزد برآورد شود. در این مطالعات محققین نمونه های مختلفی را به کار گرفته و با توجه به تفاوت ویژگی ها و شرایط آموزش، نتایج متفاوتی نیز برای کشورها و دوره های مختلف به دست آمده است. (ساخاروپولوس[1]، ۲۰۰۲).

با توجه به اهمیت آموزش و تاثیر آن بر درآمد افراد، در مقاله حاضر به بررسی نرخ بازدهی آموزش و اثر تحصیلات و تجربه بر درآمد افراد، برای کشور ایران در سال ۱۳۹۵ پرداخته شده است. بدین منظور از داده‌های هزینه و درآمد بودجه خانوار در سال ۱۳۹۵، معادله دریافتی مینسر و مدل اقتصاد سنجی رگرسیون چندکی استفاده شده است. بکارگیری رگرسیون چندکی، استفاده از تجزیه ماچادو و ماتا برای تفکیک اثرات مستقیم و غیر مستقیم جنسیت بر دریافتی‌ها (که اولی به اثر تبعیض و دومی به اثر ویژگی‌ها شهرت دارد) و همچنین استفاد از آخرین اطلاعات طرح هزینه-درآمد خانوار از نوآوری‌های این تحقیق به حساب می‌آید. در ادامه در قسمت ۲ این مقاله مبانی نظری و در بخش سوم ادبیات تجربی تحقیق مرور می‌شوند. در قسمت چهارم مدل اقتصاد سنجی تصریح شده و پس از تبیین متغیرها و داده‌ها، نتایج تحقیق ارایه و تحلیل می شوند. در قسمت پنجم مقاله، خلاصه مباحث مذکور ارایه و نتیجه‌گیری می‌شوند.

1. Psacharopoulos

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

۲. مبانی نظری تحقیق

۲-۱. تابع دریافتی- تحصیلات

چگونگی تصمیم‌گیری در مورد سرمایه‌گذری از جمله مباحث دارای پشتوانه علمی قوی در نظریات اقتصادی است. به طور سنتی تصمیم گیری افراد برای سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی از طریق تحصیلات و یادگیری در عمل(تجربه)، همانند هر سرمایه‌گذاری دیگری با تحلیل هزینه‌ها و منافع آن سرمایه‌گذاری انجام می‌شود. تحلیل‌های هزینه- فایده معمولا به سه روش انجام می‌شود (نادری، ۱۳۹۳) که عبارتند از: روش ارزش فعلی خالص(NPV)، روش نسبت ارزش فعلی منافع به ارزش فعلی هزینه‌ها (PVR) و روش نرخ بازده داخلی (r).

استفاده از این روش‌ها برای یافتن نرخ بازدهی آموزش دارای پیچیدگی‌های محاسباتی بوده و با محدودیت داده‌های آماری به ویژه در خصوص ارقام پولی سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی مواجه است (چیسویک[1]، ۲۰۰۳).

بکر و چیسویک (۱۹۶۶) در ساده‌ترین حالت فرض می‌کنند که دریافتی‌های فرد i در سال j (E_{ij}) برابر است با دریافتی‌های اولیه قبل از سرمایه‌گذاری (E_{i0}) به اضافه‌ی مجموع بازدهی‌های سالانه ناشی از سرمایه‌گذاری‌های انجام شده برای سرمایه انسانی، $\sum_{j=1}^{n} r_{ij}\, C_{ij}$ که در آن r_{ij} معادل نرخ بازدهی ناشی از سرمایه‌گذاری C_{ij} برای فرد I ام در سال jام می‌باشد. سپس آنها K_j را به این صورت تعریف کردند (چیسویک، ۲۰۰۳):

$K_j = Cj / Ej - 1$. بنابراین می‌توان نشان داد که:

$$E_{ij} = E_{i0} + \sum_{j=1}^{n} r_{ij}\, C_{ij} = E_{i0} + \sum_{j=1}^{n} r_{ij}\, K_{ij}\, E_{i.j-1} \qquad (۱)$$

که با استفاده از اصل استقرا ریاضی، رابطه فوق را می‌توان به صورت زیر نوشت:

1.Chiswick

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

$$E_{ij} = E_{i0}\prod_{j=1}^{n}(1 + r_{ijK_{ij}}) \quad (۲)$$

با گرفتن لگاریتم از دو طرف رابطه فوق، رابطه زیر بدست می‌آید:

$$LnE_{ij} = LnE_{i0} + \sum_{j=1}^{n} Ln(1 + r_{ijK_{ij}}) \quad (۳)$$

با استفاده از این خاصیت که اگر δ عدد کوچکی باشد آنگاه ، $Ln(1+\delta) \approx \delta$ است رابطه بالا را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$LnE_{ij} \cong LnE_{i0} + \sum_{j=1}^{n} r_{ij}\, K_{ij} \quad (۴)$$

این رابطه لگاریتم دریافتی‌ها را بر حسب نرخ بازدهی ناشی از سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی (r_{ij})، نسبت سرمایه‌گذاری به درآمد دوره قبل (k_j) و تعداد دوره‌های سرمایه‌گذاری (n) نشان می‌دهد. بکر و چیسویک(۱۹۶۶) حاصل ضرب rk را به عنوان "نرخ بازهی تعدیل شده" تعریف کرده و آن را با r' نشان دادند. اگر این نرخ برای تمام سرمایه‌گذاری‌ها ثابت فرض شود آنگاه رابطه (۴) را می‌تون به صورت زیر نوشت:

$$LnE_{ij} = LnE_0 + r'_i n_i + U_i \quad (۵)$$

به گونه‌ای که جمله اخلال U_i اثر سایر متغیرهای حذف شده(مانند شانس، سلامت و...) بر روی دریافتی ها را اندازه گیری می‌کند. چیسویک (۱۹۶۷) با ذکر این نکته که سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی را می‌توان به اجزا مختلفی مانند تحصیلات، یادگیری در عمل(تجربه) و ... تقسیم نمود، معادله (۴) را به این صورت نوشت:

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

$$LnE_{ij} = LnE_0 + \sum_{s=1}^{Si} r'_{i.s} + \sum_{j=1}^{Ji} r'_{i.j} + U_i \qquad (۶)$$

جائی که طبق تعریف و علامت گذاری‌های بالا r'_{is} و r'_{ij} به ترتیب برابر با $r_s k_s$ و $r_j k_j$ بوده و عبارتند از: نرخ‌های بازدهی تعدیل شده‌ی ناشی از تعداد سال‌های سرمایه-گذاری برای تحصیلات (S_i) و تعداد سال‌های سرمایه‌گذاری برای یادگیری در عمل (J_i) .

بکر و چیسویک (۱۹۶۶) بیان می‌کنند با وجود آنکه اطلاعات نسبتا دقیق و کامل در مورد تعداد سال‌های تحصیلات رسمی وجود دارد ولی در مورد یادگیری در عمل دسترسی کمتری به اطلاعات لازم وجود داشته و در مورد سایر سرمایه گذاری‌ها بر روی سرمایه انسانی نیز اطلاعات بسیار اندک است و شناخت چندانی از آنها وجود ندارد. نویسندگان مذکور اشاره دارند که متاسفانه تنها عملی که در چنین شرایط می‌توان انجام داد ساده سازی هرچه بیشتر روابط بالاست. به همین خاطربا فرض آنکه r'_{is} برای تمام سطوح تحصیلات یکسان بوده و تاثیر متغیر یادگیری در عمل و سایر متغیرهای حذف شده بر دریافتی، در پسماند U'_i منعکس شده باشد، رابطه (۶) را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد:

$$LnE_0 = LnE_{i0} + r'_i S_{ij} + U'_i \qquad (۷)$$

بنابراین با انجام رگرسیون LnE_{ij} بر روی S_{ij} برآوردی از $r'=rk$ بدست می‌آید. از این معادله رگرسیون می‌توان برای تخمین نرخ بازدهی تعدیل شده‌ی ناشی از تحصیلات

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

استفاده کرد و با فرض آنکه k=1 باشد، رگرسیون مذکور نرخ بازدهی تحصیلات رسمی را تخمین می‌زند[۱].

۲-۲. تابع درآمد کسب شده از محل سرمایه انسانی

در سال ۱۹۷۴ مینسر در کتاب معروف خود با عنوان «تحصیلات، تجربه و دریافتی‌ها» اصطلاح تابع دریافتی‌های سرمایه انسانی را مطرح کرد. در این کتاب وی بحث سرمایه‌گذاری روی سرمایه انسانی را به دو نوع تمام وقت و پاره وقت تقسیم می‌کند که معمولا اولی از تحصیلات و دومی در حین انجام کار بدست آمده و اولی بر دومی تقدم دارد. همچنین مینسر معتقد است که وقتی تجربه زیاد می‌شود، به دلایل متعدد سرمایه‌گذاری برای یادگیری درعمل (تجربه) نسبت به دریافتی بالقوه کاهش خواهدیافت. وی نشان داد که نمایه مقعیر دریافتی‌های حاصل از تجریه که درداده‌های آماری مربوطه مشاهده می‌شود به کاهندگی نسبت‌های سرمایه‌گذاری اشاره دارد (چیسویک، ۲۰۱۳).

مینسر همچنین نشان داده است که یک تفاوت مهم بین نمایه‌های دریافتی-سن و نمایه‌های دریافتی-تجربه وجود دارد. اگر سطح تحصیلات افراد با یکدیگر متفاوت باشد، آنها در سنی که سرمایه‌گذاری بعد از تحصیلات(یادگیری در عمل) را شروع می‌کنند نیز با یکدیگر متفاوت بوده و به همین خاطر نمایه‌های دریافتی آنها با یکدیگر فرق دارند. وی استدلال می‌کند که ببین سرمایه‌گذاری برای تحصیلات و سرمایه‌گذاری برای یادگیری در عمل یک تمایل به داشتن همبستگی مثبت وجود دارد، نه به این خاطر که آنها لزوما مکمل یکدیگرند بلکه این موضوع نشان دهنده اهمیت و تسلط تفاوت‌های فردی در بین عوامل موثر بر انباشت سرمایه انسانی است. به عبارت دیگر افرادی که بخواهند سرمایه‌گذاری بیشتری بر روی سرمایه انسانی انجام دهند، این سرمایه‌گذاری بر روی هر دو نوع آن بیشتر

۱. در مطالعات تجربی مقدار k نزدیک به عدد یک برآورد شده و با استناد به نتایج این مطالعات برای ساده سازی معادله مذکور فرض k=1 در نظر گرفته می‌شود. برای جزئیات بیشتر می‌توان به یادداشت شماره ۱۰ در انتهای مقاله چیسویک(۲۰۰۳) مراجعه نمود.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

خواهد بود. در غیاب اطلاعات مستقیم از تجربه کاری، مینسر "کسر کردن سن اتمام تحصیلات از سن گزارش شده" را پیشنهاد می‌کند (چیسویک، ۲۰۱۳).

قبل از پرداختن به نحوه استخراج معادله رگرسیون دریافتی سرمایه انسانی توسط مینسر باید این نکته را در نظر گرفت که برای تصمیم‌گیری در مورد سرمایه‌گذاری بر روی سرمایه انسانی بسیاری از عناصرتصمیم‌گیری (از جمله منافع غیر اقتصادی تحصیلات مانند نقش آموزش در ارتقای منزلت اجتماعی، بهبود سلامت و بهداشت و توسعه سیاسی-فرهنگی) به طور دقیق قابل سنجش با ارقام پولی نیستند به همین خاطر مینسر معادله رگرسیون مربوط به این تابع را به نحوی بسط می‌دهد که بتواند نمایه دریافتی را به صورت یک الگوی ریاضی-اقتصاد سنجی و با لحاظ کردن یادگیری در عمل(تجربه) مشخص کند (نادری، ۱۳۹۳).

مینسر به خاطر ردیابی داده‌های آماری و عمدتا از آنجا که اطلاعات مربوط به تحصیلات و تجربه به واحد سال می‌باشد، نسبت سرمایه‌گذاری $k_t = C_t/E_{t-1}$ را به جای ارقام مطلق پولی (C_t) در نظر گرفته و همچنین برای ساده سازی ریاضی شکل خطی کاهش در سرمایه‌گذاری را به شکل نمایی آن ترجیح داده و بدین منظور رابطه $k_t = k_0 - \frac{k_0}{T^*}T_t$ را در نظر می‌گیرد که درآن، k_t نسبت سرمایه‌گذاری سال Tام یادگیری در عمل، k_0 همان نسبت در اولین سال و T^* تعداد سال‌های سرمایه‌گذاری خالص مثبت هستند. اگر LnE_t لگاریتم دریافتی‌ها در سال t بوده و $r_s k_s$ برای تمام سطوح تحصیل یکسان باشد، با جایگذاری‌های لازم در رابطه (۶) ، عبارت زیر بدست خواهد آمد:

$$LnE_{it} = LnE_{i0} + r_s k_s S_i + (r_j k_0)T_i - \left(\frac{r_j k_0}{2T^*}\right)T_i^2 \qquad (۸)$$

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

که در آن r_j نرخ بازدهی ناشی از سرمایه‌گذاری برای یادگیری در عمل(تجربه) است. در نهایت با نمادگذاری جدید تابع رگرسیون سرمایه انسانی مینسر، معادله دریافتی فرد شاغل به صورت زیر تصریح شده است:

$$LnE_i = \beta_0 + \beta_1 edu + \beta_2 exp + \beta_3 exp^2 + U_i \quad (۹)$$

که در آن ei، edu، exp، به ترتیب دریافتی‌ها، تعداد سال های تحصیل و تعداد سال-های تجربه کاری بالقوه بعد از تحصیل(یعنی سن منهای تعداد سال های تحصیل منهای شش) می‌باشند. β ها ضرایب رگرسیون بوده و فرض شده که که جمله اختلال U به صورت نرمال با واریانس همسان توزیع شده است. انتظار می‌رود که ضرایب β_0،β_1، β_2 دارای علامت مثبت بوده و با توجه به تقعر نمایه دریافتی-تجربه، ضریب β_3 دارای علامت منفی باشد (نادری،۱۳۹۳).

تابع دریافتی سرمایه انسانی دارای ویژگی‌های برجسته‌ی زیر است که آن را جذاب می‌کند (چیسویک، ۲۰۱۳):

- فرم تابعی آن بر اساس رفتار بهینه‌سازی سرمایه‌گذاری فرد در بازار کار بدست می‌آید.

- این تابع هزینه پولی سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی را بر حسب سال‌های تحصیل و سال‌های تجربه کاری استفاده می‌کند.

- این تابع قابلیت پذیرش سایر متغیرهای اثرگذار بر دریافتی‌ها را دارد.

توماس لومیو[1] (۲۰۰۶) با بررسی اینکه آیا ساختار معادله، فرم تبعی مناسبی است یا خیر، تصریح‌های مختلف تابع دریافتی را در ادبیات مرور کرده و نتیجه گرفته است که این معادله برای یک تخمین اولیه مناسب بوده و برای مدل‌سازی رابطه بین دریافتی‌ها، تحصیلات و تجربه یک روش نسبتا دقیق است.

1. Thomas Lumio

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

۳. پیشینه تحقیق

افشاری (۱۳۷۷) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی اثر تحصیلات عالی و تجربه بر دریافتی شاغلان (بخش خصوصی- دولتی) در ایران با استفاده از مدل مینسر» به تخمین تابع دریافتی مینسر با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و حداقل مربعات وزنی پرداخته است. نتایج حاصل از تحقیق ایشان نشان می‌دهد که هر سال اضافی تحصیل در آموزش عالی، بین ۱۰,۴۷ تا ۱۱,۷ درصد به دریافتی شاغلان می‌افزاید و هرسال تجربه کاری برای دانش آموختگان آموزش عالی نیز ۳,۵ درصد به دریافتی‌ها اضافه می کند.

کسرائی(۱۳۸۴) با به‌کار بردن تابع دریافتی مینسر وتحلیل دو سطحی در ایران برای سال ۱۳۸۲ نتیجه می گیرد که سطح سواد و تجربهٔ بر درآمد افراد تاثیر مثبت دارد. هم‌چنین، تبعیض جنسی در تفاوت درآمدی افراد وجود دارد. به‌طوری که با فرض ثبات سایر شرایط درآمد حاصل از شغل مردان به‌طور متوسط، ۷۴ درصد بیشتر از زنان است.

رامشی و همکاران(۱۳۹۲) در پژوهشی اقدام به برآورد نرخ بازدهی فردی آموزش در ایران بر حسب جنسیت دانش آموختگان شاغل و نوع آموزش، مبتنی بر تابع دریافتی مینسر در سال ۱۳۸۱ کرده است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که نرخ بازده آموزش دارندگان تحصیلات عالی، بیشتر از سایر افراد، برای شاغلان در بخش خصوصی بیشتر از شاغلان در بخش دولتی، برای کارفرمایان کمتر از غیر کارفرمایان و برای زنان بیشتر از مردان است.

دژپسند و همکاران(۱۳۹۵) به بررسی تاثیر تحصیلات و تجربه کاری بر درآمد ناشی از کار افراد در خانوارهای شهری و روستایی ایران طی سال های ۱۳۹۳-۱۳۸۴ پرداخته اند. در این مطالعه از معادله رگرسیون دستمزد مینسر، و تابع تولید کاب داگلاس برای بررسی رابطه بین تحصیلات و تجربه و درآمد ناشی از کار افراد استفاده شده است. بررسی داده-های درآمد سالانه ناشی از کار افراد نشان داده که نمایه‌های درآمد- سن ترسیم شده برای مردان و زنان در هر یک از سطوح تحصیلی و در تمام سال‌های مورد بررسی به صورت سهمی شکل و مقعر نسبت به محور سن هستند. همچنین نتایج برآوردها نشان می‌دهد که متغیرهای تحصیلات و تجربه بر درآمد سالانه ناشی از کار تاثیر مثبت دارند.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

مهدوی و پیروزراهی(۱۳۹۷) نرخ بازده خصوصی تحصیلات تکمیلی در ایران را با استفاده از مدلهای چندسطحی مبتنی بر آمارهای هزینه-درآمد خانوار در سال ۱۳۹۲ برآورد می‌کند. مهم‌ترین نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تحصیلات تکمیلی بر درآمد حاصل از شغل افراد تأثیر مثبت دارد و میزان این تأثیرگذاری برای هر سال اضافی تحصیلات تکمیلی حدود ۱۲/۳ درصد است. میزان تأثیر تجربه کاری بر دریافتی‌ها نیز حدود ۲/۶ درصد برآورد شده است.

موک و نکاتارامن[1] (۱۹۹۹) با برآورد تابع دریافتی مینسر برای اقتصاد ویتنام نشان می‌دهند که نرخ بازده خصوصی آموزش ابتدایی و دانشگاهی، به ترتیب به طور متوسط ۱۳ و ۱۱ درصد است. اما این مقادیر در سطح متوسطه و فنی حرفه‌ای بین ۴ تا ۵ درصد است. بازدهی تحصیلات بالاتر برای زنان (۱۲درصد)، بیش از مردان (۱۰درصد) است.

هارمون[2] (۲۰۰۲) با استفاده از تابع دریافتی مینسر به ارزیابی بازده آموزش بر حسب نوع جنسیت پرداخته اند. آنها میزان نرخ بازده را حدود ۷ درصد برآورد کرده اند است. از نظر آنها تفاوت معنی‌داری بین دریافتی مردان و زنان وجود دارد و مردان با سطح برابر سواد، بیشتر از زنان دریافتی دارند. همچنین تجربه در دریافتی افراد نقش مهمی دارد. نتایج حاکی از آن است که رابطه دریافتی فرد و متغیر تجربه مقعر است.

راسی و هرش[3] (۲۰۰۸) بر اساس داده‌های مربوط به فارغ التحصیلان کالج در سال ۲۰۰۳ به ارزیابی بازده آموزش بر اساس تابع دریافتی مینسر پرداخته و بازده آموزش در این کالج ها را برای افراد نمونه حدود ۳,۲ درصد برآورد کرده‌اند. همچنین بر اساس محاسبات آنها نرخ بازده آموزش برای فارغ التحصیلان رشته‌های هنر، علوم انسانی و علوم اجتماعی بسیار کمتر از فارغ التحصیلان رشته‌های فنی و مهندسی است و بازده فارغ التحصیلان رشته‌های مهندسی حدود ۷ درصد بیشتر از فارغ التحصیلان در رشته‌های هنر و علوم انسانی است.

1. Peter.R.Moock and Venkataraman
2. Harmoon
3. Rossi & Hersh

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

گوانوان[۱] (۲۰۱۲) اثر آموزش بر دریافتی نیروی کار را در کشور اندونزی در بازه زمانی ۲۰۰۹- ۱۹۸۹ و با استفاده از معادله دریافتی مینسر، مورد بررسی قرار داده داده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که اثر آموزش بر درآمد نیروی کار همواره مثبت بوده و در سطح تحصیلی بالاتر مانند تحصیلات دانشگاهی این اثر بیشتر بوده و سطح تحصیلات پایین و اولیه کمترین اثر مثبت را داشته است.

رومل و پورگایلیس[۲] (۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های خرد کشور لاتویا نرخ بازدهی آموزش طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۶برای این کشور محاسبه کرده اند که به عنوان مثال در سال ۲۰۱۰، ۷/۸ درصد بوده است. بازدهی آموزش برای نیروی کار دراین کشور طی همه دوره‌های زمانی مثبت بوده و فقط مقدار آن با توجه شرایط اقتصادی و شرایط آموزش در سال‌های مختلف، متفاوت بوده است.

پاتریونز[۳] و ساخاروپولوس(۲۰۱۸) در مقاله‌ای، مطالعات انجام شده در ۱۳۹ کشور در زمینه نرخ بازدهی آموزش را بررسی کرده‌اند. این مطالعه نشان می‌دهد که نرخ بازدهی آموزش برای دوران مدرسه برای این کشورها به طور میانگین ۹ درصد بوده و طی دوره-های مختلف تغییرات زیادی نداشته است و نرخ بازدهی آموزش برای تحصیلات تکمیلی همواره بالای ۱۰ درصد بوده و به مرور زمان نیز افزایشی بوده است. همچنین نرخ بازدهی آموزش در کشورهای با درآمد پایین‌تر، بیشتر از کشورهای با درآمد بالاتر بوده است.

دپکین[۴] و همکاران (۲۰۱۹) با استفاده از معادله مینسر نرخ بازدهی آموزش برای کشورآفریقای جنوبی را طی سه سال متوالی محاسبه کرده‌اند. نرخ بازدهی آموزش طی این دوره تقریبا ۱۸ درصد بوده به طوری که این نرخ برای زنان بیشتر از مردان و همچنین برای مناطق شهری بیشتر از مناطق روستایی بوده است.

4. Guanawan
1.Romele & Purgailis
2.Patrions
3.Depcken

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

هوف استیونز[1] و همکاران (۲۰۱۹) نرخ بازدهی آموزش فنی و حرفه‌ای را برای ایالت کالیفرنیا کشور امریکار بررسی کرده اند. نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد که نرخ بازدهی آموزش فنی و حرفه‌ای برای رشته‌های مختلف به طور میانگین بین ۱۴ تا ۴۵ درصد بوده که بیشترین نرخ بازدهی برای رشته‌هایی می‌باشد که مربوط به بخش بهداشت و درمان هستند.

٤. الگو، داده‌ها و نتایج تجربی

٤-١. مدل رگرسیون چندکی

در آمار و ادبیات اقتصادسنجی، میانگین یکی از معیارهای تمرکز است و مقدار آن به تنهایی نمی‌تواند اطلاعات کاملی و دقیقی از جامعه آماری و شکل توزیع به دست دهد. به همین ترتیب رگرسیون معمولی (مبتنی بر میانگین شرطی) نیز با نقص‌هایی همراه است و اطلاعات کاملی در خصوص تاثیر متغیرهای توضیحی در سطوح یا کوانتیل‌های مختلف متغیر وابسته فراهم نمی‌کند. در این راستا، چندکها یا صدک‌ها در کنار هم می‌توانند شکل توزیع و روابط میان متغیرها در صدک‌های مختلف را به صورت جامع‌تری به تصویر بکشند. روش رگرسیون چندک (کوانتایل) که توسط کوانکر و باست[2] (۱۹۷۸) معرفی شد، برخلاف روش حداقل مربعات معمولی اثر نهایی متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته در نقاط مختلف توزیع و نه فقط میانگین را برآورد میکند. این روش نسبت به روش حداقل مربعات معمولی دارای مزایایی است، ازجمله ویژگی‌های این روش حساسیت کمتر نسبت به داده‌های پرت است، از طرف دیگر در این روش تخمین‌ها نسبت به عدم نرمال بودن قوی و مستحکم[3] هستند. علاوه بر مزیت‌های فوق رگرسیون کوانتایل نسبت به

1..Huff Stevens
2.Koenker and Bassett
3.Robust

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

حداقل مربعات معمولی، در حضور ناهمسانی واریانس از استحکام نتایج بیشتری برخوردار است.

مدل اقتصادسنجی کوانتایل یا رگرسیون برای کوانتایل τ ام متغیر وابسته به‌عنوان تابع خطی از متغیرهای توضیح‌دهنده به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_i = x_i'\beta_\tau + U_{\tau i}\,,\quad Quant_\tau(y_i|x_i) = x_i'\beta_\tau \qquad (۱۰)$$

در رابطه مذکور، $\mathrm{Quant}_\tau(y_i|x_i)$ کوانتایل y_i را به‌شرط x_i نشان می‌دهد و متضمن آن است که $\mathrm{Quant}_\tau(U_{\tau i}|x_i) = 0$. در ساختار رگرسیون کوانتایل ، اثر متغیرهای توضیحی بر توزیع شرطی متغیر وابسته بر اساس مینیمم کردن مجموع قدر مطلق خطاها تخمین زده می‌شود. برای برآورد ضرایب مدل فوق از حداقل سازی قدر مطلق خطاها با وزن‌دهی مناسب به صورت رابطه (۱۱) استفاده می‌شود:

$$\min \beta_\tau = \min\{ \sum_{i:y_i \geq x_i'\beta_\tau} \tau\,|y_i - x_i'\beta_\tau| + \sum_{i:y_i < x_i'\beta_\tau} (1-\tau)|y_i - x_i'\beta_\tau| \ \} \qquad (۱۱)$$

لازم به ذکر است که انگیزه اصلی به کارگیری رگرسیون چندک‌ها در این پژوهش برآورد بازدهی آموزش در چندک های مختلف به ویژه چندک های پایین دستمزد است تا سیاست‌گذار تصویر دقیق تری از بازدهی برنامه های آموزشی به تفکیک گروه‌های مختلف به‌دست آورد.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

٤-۲. الگوی تحقیق و داده های آماری

در مطالعه حاضر از داده های خام درآمد و هزینه خانوارهای شهری سال ۱۳۹۵ استفاده شده است. پرسشنامه بودجه خانوار از چهار بخش کلی تشکیل شده است. قسمت اول، خصوصیات اجتماعی اعضای خانوار را شامل می شود. قسمت دوم، محل سکونت و تسهیلات و لوازم عمده زندگی خانوار، قسمت سوم هزینه های خانوار و قسمت چهارم مربوط به درآمد اعضار خانوار می باشد که در قالب یک فایل به صورت سالانه ارائه می شود.

الگوی تحقیق بصورت زیر تصریح می شود:

$$\begin{aligned} \mathrm{LnE_i} = {} & \beta_0 + \beta_1 \mathrm{edu} + \beta_2 \mathrm{exp} + \beta_3 \mathrm{exp}^2 \\ & + \beta_3 \mathrm{married} + \beta_4 \mathrm{gender} + \mathrm{U_i} \end{aligned} \qquad (۱۲)$$

در ادامه متغیرهای تحقیق تبیین می گردد.

تحصیلات(edu): در پرسش نامه هزینه و درآمد خانوار، دو ستون به منظور شناسایی سطح سواد و تحصیلات افراد وجود دارد. یک ستون وضع سواد و تحصیل و دیگری با استفاده از کدهای تحصیل، مدرک تحصیلی فرد را مشخص می کند. ستون دوم فقط برای افرادی پر می شود که در ستون وضع سواد و تحصیل اظهار کرده اند که با سواد هستند. در مقاله حاضر متغیر سطح تحصیلات به گونه ای از داده های موجود استخراج و ساخته شده که با توجه به سال های مورد نیاز برای هریک از مقاطع برای ابتدایی عدد ۵، راهنمایی ۸، دیپلم ۱۲، فوق دیپلم ۱۴، کارشناسی ۱۶، کارشناسی ارشد ۱۸ و دکتری ۲۳ در نظر گرفته شده است.

تجربه کاری بالقوه(exp): به دلیل آنکه اطلاعات دقیقی از میزان تجربه کاری افراد در دسترس نیست، در ادبیات، از تجربه کاری بالقوه افراد به عنوان متغیری جایگزین برای

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

متغیر تجربه، استفاده می شود. فرضی که برای ساختن این متغیر وجود دارد این است که افراد بلافاصله پس از پایان تحصیل، وارد بازار کار می شوند. متغیر تجربه کاری بالقوه به صورت متغیر زیر تعریف می شود:

$$Expi = agei - schoolingi - 6 \quad (۱۳)$$

در رابطه (۱۳) exp_i نشان دهنده تعداد سال های تجربه بالقوه فرد i ام، $schooling_i$، تعداد سال های تحصیل فرد i ام و عدد "۶" بیان کننده ی تقریبی از سن فرد هنگام ورود به دوره ابتدایی است.

اثر تجربه بر دستمزد بصورت یک تابع درجه دوم تصریح می شود. در واقع افزایش تجربه دو اثر متضاد بر دستمزدها دارد. با افزایش تجربه، انتظار می رود مهارت فرد و در نتیجه بهره وری وی افزایش یابد. اما اثر دوم مربوط به افزایش سن و کهولت می شود بطوریکه با افزایش تجربه، سن و توانایی های جسمی و ذهنی فرد شاعل به تدریج کاهش یافته و انتظار می رود متغیر تجربه از این کانال اثر منفی بر دستمزد داشته باشد. در سطوح پایین تجربه، اثر اول(مهارت) بر اثر دوم (کهولت) عموماً قالب میگردد اما در سطوح بالای سن و تجربه، به تدریج اثر دوم فایق شده بطوریکه در نهایت اثر تجربه بر بهره وری پس از عبور از نقطه ماکزیمم منفی است.

وضعیت زناشویی(married): در پرسش نامه هزینه و درآمد خانوار، در قسمت خصوصیات اجتماعی اعضای خانوار، ستونی با عنوان وضع زناشویی وجود دارد که در آن، وضعیت زناشویی افراد با چهار گزینه مشخص می شود. دارای همسر، بی همسر بر اثر فوت همسر، بی همسر بر اثر طلاق، هرگز ازدواج نکرده. برای در نظر گرفتن این متغیر، متغیر مجازی به نحوی تعریف می شود که برای افراد دارای همسر، عدد یک و برای سایر موارد عدد صفر نشان داده شود.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

جنسیت(gender): متغیر جنسیت نیز از دو بخش زنان و مردان تشکیل شده که در داده‌های مربوطه از عدد (۱) برای جنسیت مرد و از عدد (۲) برای نشان دادن جنسیت زن استفاده شده است.

درآمد ماهیانه ناشی از کار(E): منظور از درآمد ماهیانه این است که یک فرد در یک ماه مشخص چه میزان دستمزد از مشاغل مزد و حقوق بگیری خصوصی دریافت می کند. برای محاسبه این متغیر از بخش اول قسمت چهارم پرسش نامه بودجه ی خانوار که درآمدهای پولی اعضای شاغل خانوار از مشاغل مزد و حقوق بگیری را شامل می گردد، استفاده می شود. دراین تحقیق از درآمد حقوق بگیری افراد برای یک سال در بخش خصوصی به عنوان متغیر دریافتی‌ها استفاده شده است.

تفاوت میانگین و انحراف معیار درآمد افراد به تفکیک تحصیلات در سطوح دیپلم، کارشناسی، کارشناسی ارشد و دکتری در جدول (۱) ارایه شده است. همانطور که مشاهده می شود با افزایش سطح تحصیلات میانگین و همچنین نوسانات دریافتی‌ها افزایش پیدا کرده و البته در سطح تحصیلات دکترا این تفاوت ها بسیار چشم گیر تر می شود. بطور مثال میانگین دریافتی در مقطع دکتری بیش از دوبرابر میانگین دریافتی در مقطع ارشد می باشد. هچنین نوسانات دریافتی‌ها در بین افراد دارای تحصیلات دکترا (۹۵۰۰۰۰۰)تومان بوده در حالی که برای افراد دارای تحصیلات دیپلم، کارشناسی و کارشناسی ارشد به ترتیب (۱۰۵۰۰۰۰)، (۱۱۹۰۰۰۰) و (۱۷۳۰۰۰۰) تومان بوده است، مقدار بالای انحراف معیار در مقطع دکترا می‌تواند به این علت باشد که بسیاری از مشاغل و پست‌های مدیریتی با حقوق و مزایای بسیار بالا متعلق به افراد دارای مدرک دکترا می‌باشد و از طرف دیگر بسیاری از این افراد به دلیل کیفیت پایین تحصیلات یا مشاغل نامربوط، دریافتی‌های بسیار پایینی دارند. در ضمن مقادیر میانگین و انحراف معیار بر خلاف دیگر معیارهای مرکزی یا پراکندگی مانند میانه یا میانگین قدرمطلق انحرافات، همواره تحت تاثیر مشاهدات بسیار بزرگ یا کوچک قرار می گیرند.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

جدول۱: میانگین و نوسانات دریافتی ماهانه در سطح‌های مختلف تحصیلات (سال ۱۳۹۵)

سطح تحصیلات	میانگین دریافتی‌ها	نوسانات دریافتی‌ها(انحراف معیار)
دیپلم	۱۱۳۰۰۰۰	۱۰۵۰۰۰۰
کارشناسی	۱۶۴۰۰۰۰	۱۱۹۰۰۰۰
کارشناسی ارشد	۲۰۸۰۰۰۰	۱۷۳۰۰۰۰
دکترا	۴۸۶۰۰۰۰	۹۵۰۰۰۰۰

توضیحات: واحد اندازه گیری مقادیر میانگین و انحراف معیار دریافتی‌ها به تومان می‌باشد.

٤-۳. نتایج تخمین

در جدول (۲) نتایج تخمین معادله دریافتی سرمایه انسانی مینسر بر اساس مدل رگرسیون کوانتایل آورده شده است. همانطور که مشاهده می شود اثر تحصیلات بر دریافتی شاغلین (بازده تحصیلات) در همه دهک های دریافتی مثبت است. به علاوه این اثر در دهک های پایین دریافتی بسیار قوی تر از دهک های بالای دریافتی است(بازدهی تحصیلات برای دهک اول ۴/۴درصدو در دهک نهم ۳/۲ درصد می باشد). لذا بنظر می رسد آموزش و تحصیلات می تواند نقش قوی‌تری در افزایش دریافتی دهک های پایین تر و کاهش نابرابری ایفا کند که این موضوع می تواند به لحاظ سیاست گذاری با اهمیت تلقی شود. همچنین برای متغیر توضیحی جنسیت مشاهده می شود که جنسیت زن در همه دهک ها اثر منفی بر دریافتی‌ها داشته و شدت این اثر در دهک های پایین دریافتی(۲۷- درصد در دهک اول) بسیار بیشتر از دهک های بالای دریافتی (۸- درصد در دهک نهم)می باشد. این نتیجه دلالت بر تبعیض علیه زنان در بازار کار به ویژه در دهک های پایین دارد. به عبارت دیگر تبعیض و اختلاف دریافتی زنان و مردان در دهک های پایین دریافتی به مراتب بیشتر از دهک های بالای دریافتی می باشد. ضرایب متغیر وضعیت زناشویی نیز نشان می دهد که تاهل همواره تاثیر مثبت بر دریافتی افراد داشته و مقدار این تاثیر در دهک های پایین دریافتی بیشتر از دهک های بالا می باشد.

برای بررسی اثر تجربه بر دریافتی شاغلین، توان دوم متغیر تجربه نیز در الگو لحاظ شده است. نتایج نشان می دهد که اثر تجربه بر دریافتی مطابق انتظار غیر خطی است

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

بطوریکه ضریب (توان اول) تجربه مثبت و توان دوم آن منفی می باشد. لذا هر چند با افزایش تجربه، دریافتی افراد افزایش می یابد اما این اثر کاهنده بوده و در نقطه ای به صفر رسیده و در نهایت منفی می شود. این نتیجه نشان می دهد که در سطوح پایین تجربه (یا سن) اثر افزایش مهارت بر اثر کهولت غلبه کرده و افزایش تجربه، بهره وری فرد را بالا می برد. اما برایند این دو اثر بتدریج کاهش یافته و در نهایت (احتمالاً در حدود سن بازنشستگی) اثر افزایش کهولت بر افزایش مهارت فایق آمده و افزایش بیشتر تجربه اثر منفی بر دریافتی شاغلین بر جای میگذارد. از آنجا که متغیر تجربه بصورت یک تابع درجه دوم وارد معادله شده است نمی توان ضرایب آن را را به سادگی تفسیر کرد. لذا متوسط اثرات نهایی تجربه در همه دهک ها برآورد و برای تفسیر گزارش شده است. همانطور که ملاحظه می گردد دهک‌های پایین دریافتی از افزایش تجربه، نسبت به دهک های بالای دریافتی بیشتر منتفع شده‌اند.

جدول ۲: نتایج تخمین معادله دریافتی مینسر بر اساس روش رگرسیون چندکی

	دهک اول	دهک دوم	دهک سوم	دهک چهارم	دهک پنجم	دهک ششم	دهک هفتم	دهک هشتم	دهک نهم
تحصیلات	۰/۰۴۴۱ (۰/۰۰۰)	۰/۰۴۲۶ (۰/۰۰۰)	۰/۰۴۰۷ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳۷۹ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳۵۹ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳۴۵ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳۴۰ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳۳ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳۲۵ (۰/۰۰۰)
تجربه	۰/۰۳۹۵ (۰/۰۰۰)	۰/۰۲۹۱ (۰/۰۰۰)	۰/۰۲۵۷ (۰/۰۰۰)	۰/۰۲۳ (۰/۰۰۰)	۰/۰۲۰۴ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۸۹ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۷۷ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۶۷ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۴۴ (۰/۰۰۰)
توان دوم تجربه	−۰/۰۰۰۶۵ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۰۰۴۷ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۰۰۴ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۰۰۳۴ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۰۰۳ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۰۰۲۷ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۰۰۲۴ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۰۰۲۲ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۰۰۱۸ (۰/۰۰۰)
جنسیت	−۰/۲۷۷۸ (۰/۰۰۰)	−۰/۲۴۳۰ (۰/۰۰۰)	−۰/۱۸۱۳ (۰/۰۰۰)	−۰/۱۳۵۳ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۹۴۴ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۹۲۵ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۸۵۵ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۷۶۸ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۸۵۸ (۰/۰۰۰)
وضعیت زناشویی	۰/۱۰۸۵ (۰/۰۰۰)	۰/۰۹۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۹۰۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۸۶۶ (۰/۰۰۰)	۰/۰۸۲۱ (۰/۰۰۰)	۰/۰۷۱۴ (۰/۰۰۰)	۰/۰۶۱ (۰/۰۰۰)	۰/۰۵۴ (۰/۰۰۰)	۰/۰۵۱۵ (۰/۰۰۰))
تجربه(متوسط اثرات نهایی)	۰/۰۱۳۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۰۱ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۹۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۸۹ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۸۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۷۹ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۷۷ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۷۵ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۷ (۰/۰۰۰)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

از آنجایی که رابطه دریافتی و تجربه بصورت فرم درجه دوم می باشد می توان تجربه حداکثر کننده دریافتی را نیز با مشتق گیری از تابع دریافتی برآورد نمود. جدول (۳) میزان تجربه در سطح حداکثر دریافتی را برای سه دهک اول، پنجم و دهم ارایه می دهد. همانطور که مشاهده می شود در دهک اول دریافتی به طور متوسط افراد در سطح تجربه ۳۰ سال به سطح حداکثر دریافتی خود خواهند رسید. در حالی که این عدد برای دهک میانی و دهک بالای درآمدی به ترتیب ۳۴ و ۴۰ سال خواهد بود. لازم به ذکراست این اعداد سطحی از تجربه را نشان می‌دهد که تابع دریافتی در سطوح مذکور حداکثر می‌شود. به عبارت دیگر در این سطوح از تجربه کاری، دریافتی فرد به بالاترین سطح خود خواهد رسید، اما این افراد احتمالاً در سطح تجربه‌ای پایین‌تر از مقادیر محاسبه شده(به ترتیب ۳۰ ، ۳۴ و ۴۰)، بازنشسته خواهند شد.

جدول ۳: میزان تجربه در سطح حداکثر دریافتی

	دهک اول	دهک پنجم	دهک نهم
میزان تجربه در سطح حداکثر دریافتی	۳۰	۳۴	۴۰

٤-٤. سهم تبعیض جنسیتی در تفاوت دریافتی زنان و مردان

نمودار (۱) تفاوت توزیع دریافتی زنان و مردان را بر اساس رگرسیون کوانتیل[1] که به تجزیه ماچادو و ماتا[2] شهرت دارد نشان می دهد. برای این منظور در گام اول ۱۰۰ رگرسیون کوانتیل برآورد شده و خطاهای معیار با روش بوت استرپ[3] با ۱۰۰ بار تکرار، تخمین زده می شوند. در واقع شکاف جنسیتی یا تفاوت دریافتی میان زنان و مردان[4] می تواند به دلیل تفاوت ضرایب[5] (تفاوت دستمزد با فرض ثابت بودن ویژگی‌ها) و تفاوت

1. Quantile Regression
2. Machado and Mata Decomposition(2005)
3. Bootstrapping
4. Total Differential
5. Effects of Coefficients
6. Effects of Characteristics

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

ویژگی های آنها[1] (مانند تحصیلات) باشد. اثر اول را می توان تبعیض در بازار کار علیه زنان تفسیر کرد[2].

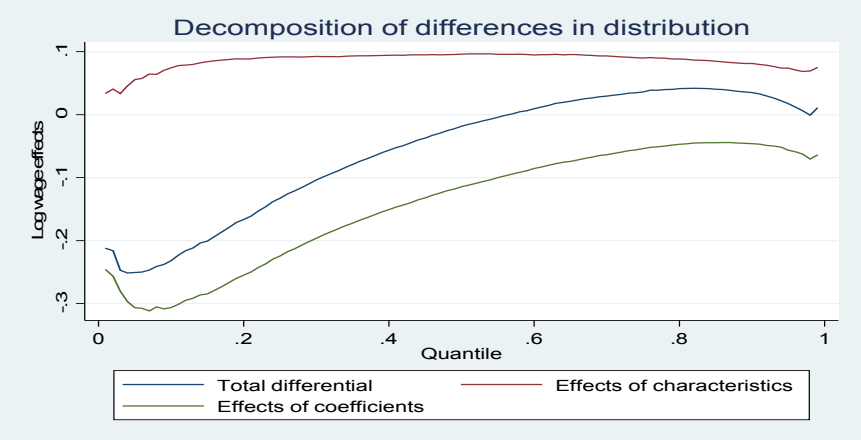
مطابق نتایج حاصله، شکاف جنسیتی یا تفاوت دریافتی زنان و مردان در کوانتیل پایین دریافتی (کوانتیل ۱۰درصد یا دهک اول) برابر ۰/۲۳-درصد برآورد می شود. اما اختلاف دریافتی ناشی از تبعیض جنسیتی(تفاوت ضرایب بین زنان و مردان) در این دهک به حدود ۳۰- درصد بالغ می گردد. در واقع اثر ویژگی ها به ویژه تحصیلات توانسته است ۷٪ این شکاف را به نفع زنان جبران کند. به عبارت دیگر تحصیلات و تجربه توانسته است بخشی از شکاف جنسیتی علیه زنان را ترمیم کرده اند. لذا هرچند تبعیض جنسیتی منشا ۳۰ درصد اختلاف دریافتی بین زنان و مردان در کوانتیل های پایین (دهک اول)دستمزد محسوب می شود اما ۷درصد از این شکاف به دلیل تفاوت های جنسیتی در توزیع تحصیلات و تجربه زنان و مردان به نفع زنان تعدیل شده است. با حرکت به سمت بالای توزیع دریافتی‌ها، این شکاف بطور قابل ملاحظه ای کاهش می یابد. به علاوه اثرات تبعیض جنسیتی نیز در اختلاف دستمزد کوانتیل های بالا بطور قابل ملاحظه ای کم می شود و بطور مثال در دهک نهم به ۴/۵- درصد می رسد. به علاوه اثر ویژگی ها یا متغیرهایی مانند تحصیلات و تجربه در اختلاف دریافتی زنان و مردان در تمامی دهک ها مثبت و کم و بیش ثابت مانده اند که نشان می‌دهد تحصیلات و تجربه به نفع زنان عمل کرده و اثرات بیشتری بر دریافتی زنان نسبت به مردان داشته اند بطوریکه این عوامل بخشی از تبعیض جنسیتی به زیان زنان را جبران کرده است . به عبارت دیگر اختلاف دریافتی این دو گروه(زنان و مردان) در

---

۱. به صورت سنتی، تبعیض جنسیتی به شکل تفاوت عرض از مبدا ها در معادله دریافتی زنان و مردان (با استفاده از متغیر دامی عرض از مبدا) تفسیر و اندازه گیری شده است. اما نتیجه مذکور تنها در صورتی معتبر است که تبعیض جنسیتی تنها عرض از مبدا معادله دریافتی مینسر را تحت تاثیر قرار داده باشد. در حالت عمومی‌تر چنانچه کلیه ضرایب (عرض از مبدا و شیب ها) تحت تاثیر تفاوت‌های جنسیتی قرار گرفته باشند بایستی تمامی این تفاوت‌ها را در محاسبه تبعیض جنسیتی لحاظ کرد. لذا در روش ماچادو و ماتا تبعیض جنسیتی در شکل عمومی آن (تغییر عرض از مبدا و کلیه ضرایب دیگر) تعریف و برآورد می شود.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

کوانتیل های مختلف به لحاظ اختلاف ویژگی ها (مانند تحصیلات و تجربه) به نفع زنان مثبت بوده است که نشان می دهد بازار کار پاداش بیشتری به تحصیلات و تجربه زنان داده است هر چند این پاداش قابل ملاحظه نیست.



نمودار ۱: نمودار تفکیک اثر جنسیت

۵. خلاصه و نتیجه گیری

در این پژوهش به منظور بررسی اثر تحصیلات بر دریافتی شاغلین و محاسبه نرخ بازدهی آموزش از معادله دستمزد مینسر مبتنی بر داده های هزینه و درآمد بودجه خانوارهای شهری کشور ایران در سال ۱۳۹۵ و مدل اقتصاد سنجی رگرسیون چندکی استفاده شده است. بر اساس معادله دریافتی مینسر، لگاریتم دریافتی‌ها به عنوان تابعی از تحصیلات و سایر متغیر های کنترل مانند تجربه و جنسیت تصریح شده و ضریب تحصیلات به عنوان یازدهی آموزش برآورد می گردد. از آنجایی که بازدهی آموزش در گروه ها (چندک های) پایین و بالای دریافتی میتواند متفاوت باشد و این موضوع به لحاظ سیاست گذاری اهمیت ویژه ای دارد از رگرسیون کوانتیل یا چندکی برای برآورد تابع دریافتی مینسر استفاده می شود. مطابق نتایج حاصله، آموزش در دهک های پایین دریافتی (با ضریب ۴/۴ درصد برای دهک اول) نرخ بازدهی بالاتری نسبت به دهک های بالای

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

دریافتی (با ضریب ۲/۳ درصد برای دهک نهم) دارد. به عبارت دیگر تحصیلات در گروه های پایین دریافتی اثر مثبت قوی تری داشته است. این موضوع می تواند برای سیاست گذاران در حوزه آموزش و نیروی کار بسیار حائز اهمیت باشد. در واقع سیاست گذاران بایستی تمرکز ویژه ای بر آموزش در چندک های پایین دریافتی‌ها برای توانمندسازی آنها و کاهش نابرابری درآمدی داشته باشند. همچنین یافته های تحقیق نشان می دهد که تجربه اثر غیر خطی (به صورت فرم درجه دوم) بر دریافتی افراد دارد. متوسط این اثر از (۱/۳ درصد) برای دهک اول به (۰/۷ درصد) برای دهک نهم کاهش می یابد. لذا تجربه نیز در دهک های پایین دریافتی اثر مثبت قوی تری در مقایسه با دهک های بالای دریافتی دارد. فرم درجه دوم متغیر تجربه در معادله مینسر دلالت بر نزولی بودن اثر تجربه بر دریافتی افراد دارد. با افزایش تجربه، ابتدا دریافتی‌ها با نرخی کاهنده افزایش یافته و به حداکثر خود میرسند و سپس کاهش می یابند. میزان تجربه در سطح حداکثر دریافتی برای سه کوانتیل یا گروه دریافتی‌ها نشان می دهند که افراد در گروه های بالای دریافتی در سن بالاتری به سطح حداکثر دریافتی (و احتمالاً بازنشستگی) می رسند، این مقدار برای دهک بالای دریافتی ۴۰ سال، در حالی که برای پایین ترین دهک ۳۰ سال تجربه بوده است.

در مورد متغیر جنسیت نیز ضرایب بدست آمده نشان می دهند که زن بودن تاثیر منفی بر دریافتی شاغلین داشته (با ثابت ماندن سایر متغیرهای لحاظ شده در الگو) دارد. این تاثیر در در دهک های پایین دریافتی(۲۷- درصد برای دهک اول) بسیار بیشتر از دهک های بالای دریافتی (۸/۵ - درصد برای دهک نهم) است. در واقع تبعیض جنسیتی در بازار کار در کوانتیل های پایین دریافتی نسبت به کوتنتیل های بالای دریافتی بیشتر است. تجزیه ماچادو و ماتا نیز برای مقایسه تفاوت میان توزیع دریافتی زنان و مردان بر اساس رگرسیون کوانتیل دلالت بر آن دارد که شکاف جنسیتی (تفاوت دریافتی زنان و مردان) در دهک اول دریافتی‌ها(۲۳- درصد) به مراتب بیشتر از دهک نهم (۴/۵- درصد) می باشد. هنوز تبعیض جنسیتی علیه زنان (به مفهوم تفاوت کوانتیل توزیع دریافتی‌های زنان و مردان با فرض ثابت بودن سایر شرایط) به مراتب شدید تر است. تفاوت دریافتی ناشی از تبعیض

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

جنسیتی برای دهک اول ۳۰- درصد و برای دهک نهم ۴/۵- درصد برآورد می شود. لذا جهت گیری سیاست ها در بازار کار برای کاهش تبعیض جنسیتی علیه زنان به ویژه در دهک های پایین ضروری است.

برای متغیر وضعیت زناشویی نیز نتایج بیانگر این موضوع هستند که تاهل همواره تاثیر مثبت بر دریافتی افراد داشته اند و این تاثیر مثبت در دهک های بالای دریافتی کمتر از دهک های پایین دریافتی است.

نتایج این مطالعه در خصوص اندازه بازدهی تحصیلات (۳/۲ تا ۴/۴) به مراتب کمتر از این رقم در مطالعات انجام شده برای دیگر کشورهای جهان (به‌طور مثال ۷/۸ درصد در مطالعه پورگایلیس برای کشور لاتویا یا ۹ تا ۱۰ درصد در مطالعه پاتریونز و ساخاروپولوس برای تعداد زیادی از کشورهای جهان) می‌باشد. نتایج مذکور دلالت بر آن دارد که آموزش‌های رسمی در اقتصاد ایران بازدهی کمی در مقایسه با سایر کشورها داشته و متناسب با نیازهای بازار کار در کشور نبوده است. لذا توصیه می‌شود سیاست‌گذاران کشور عنایت ویژه‌ای به توسعه شاخص‌های مختلف سرمایه انسانی از جمله هزینه‌های تحقیق و توسعه و آموزش در کشور داشته باشند. بدین منظور تجدید نظر در نظام آموزشی کشور در کلیه مقاطع بسیار ضروری است و آموزش‌های رسمی بایستی کاربردی و معطوف به نیازهای بازارکار به ویژه تکنولوژی‌ها و علوم نوین باشد. در این میان کاهش طول دوره‌ها و همزمان افزایش کارایی و کیفیت آنها در برخی رشته‌ها و مقاطع تحصیلی نیز می‌تواند مورد توجه قرار گیرد.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

منابع و مآخذ

- Afshari, Z. (1998). The effect of higher education on earnings in Iran employees by using the Mincer model. Journal of research and planning on higher education, 17, 59-78. (In Persian)
- Bhatti, S. (2013). Estimation of the Mincerian wage model and different econometrics issues. PHD dissertation. University de Bourgogne.
- Chiswick, B. R. (2003). Jacob Mincer, experience and the distribution of earning. IZA Discussion paper. No. 87.
- Depcken, C., Chiseni, C. & Ita, E. (2019). Returns to Education in South Africa: Evidence from the National Income Dynamics Study. Zagreb International Review of Economics & Business, 22(1), 1-12.
- Dezhpasand, F., Arabmazar, A. & Seyfi, Shapur. (2016). Study the impact of education and experience on earning. Journal of economics and modeling. 7(25), 75-101. (In Persian)
- Eide, E. R. & Showalter, M. H. (2010). Human capital, in economics of education, Edited by: Dominic J. Brewer and Patrick J. McEwan, Oxford, Academic Press, 27-32.
- Emadzadeh, M., Samadpur, N., Ranjbar, H. & Firuzeh, A. (2014). The Effect of Education on health in Iran: A Production Function Approach. Journal of economic modeling research, 4(15), 147-178. (In Persian)
- Falahati, A., Fattahi, S. & Goli, S. (2017). Demand for education and estimating the share of education in income inequality. Journal of quantity economics, 11(37), 23-44. (In Persian)
- Gunawan, E. (2012) International Journal of Social Sciences and Humanity Studies, 4(1), 1309-8063 (Online)
- Harmon, C., Hogan, V. & Walker, I. (2002). "Dispersion in the economic return to schooling". Labor economics, 10(2), 205-214.
- Jannati Moshkani, A., Sameti, m., Khosh akhlagh, R., Esfahani, R. & Emadzadeh, M. (2011). The Impact of Education Costs on Human Capital and Economic Growth Using Computable General Equilibrium Model. Journal of economic modeling research, 2(5), 103-130. (In Persian)
- Keshavarz, G. & Javaheri, M. (2017). overeducation and Wages in the Labor Market: Evidence from Iranian microeconomics Data. Journal of economic research, 52(2), 345-368. (In Persian)
- Mahdavi, A. & Piruzrahi, Z. (2018). Assessment of private return rate of postgraduate education in Iran using multilevel models. Journal of research and planning on higher education, 4, 145-162. (In Persian)
- Mincer, J. (1960). "Investment in human capital and personal income distribution". Journal of political economy, 66, 281-302.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

- Mincer, J. (1974). "Schooling, experience and earning". Columbia UN. Press, New York.
- Mook, P., Patrinos, H. & Venkataraman, M. (1999). Education and Earnings in a transition economy the case of Vietnam. Economics of education review, 22(5), 503-510.
- Naderi, A., Rameshi, R. & Nami, K. (2013). Rates of Education Efficiency in Iran by Gender of Employed Graduates and Type of Education. Journal of educational planning studies, 5, 30-42. (In Persian)
- Psacharopoulos, G. & Patrinos, H. (2018). Returns to Investment in Education: A Decennial Review of the Global Literature. World Bank, policy research working papers, 2018-04.
- Psacharopoulos, G. & Patrinos, H. A. (2004). Returns to investment in education: A further update. Education economics, 12(2), 111-134.
- Romele, L. & Purgailis, M. (2013). Estimation of private and social rates of return to investments in education in Lativa. European Integration studies, 7, 51-59.
- Romele, L. & Purgailis, M. (2013). Estimation of private and social rates of return to investments in education in Latvia. *European Integration Studies*, 7, 51-59.
- Rossi, A. & Hersch, J. (2008). Double your major, double your return?. Journal of economics of education review, 27, 375-386.
- Schultz, T. (1960), Capital formation by education. Journal of political Economy, 68(6), 571-583.
- Stevens, H., Kurlaender, M. & Grosz, M. (2019). Career Technical Education and Labor Market Outcomes Evidence from California Community College, 54(4), 986-1026

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]

The Effect of Education on Labor Wages in Iranian Urban Households Based on Quantile Regression*

Mohsen Mehrara[1], **Ghasem Elahi**[2]

Received: 2019/10/12 **Accepted: 2020/03/08**

Abstract

The purpose of this article is to examine the impact of education and work experience on earning. For this purpose, Mincer's wage equation, quantile regression estimation method and the microdata from Iranian survey of household income and expenses in 2016 have been used. Estimation results show that education returns are positive in all income quantiles, and education in lower-income quantiles has a stronger positive effect than in higher-income quantiles. Also, the average experience have a positive effect on the earnings of individuals, with a stronger effects in low-income quantiles than high-income quantiles. Gender coefficients show that female earnings in all income quantiles are much lower than males, but this negative effect was much bigger in lower-income quantiles, implying gender-based discrimination against women in low-income quantiles. According to Machado and Mata's decomposition, gender discrimination (against females) was estimated, -30% in the first decile, and -4.5% in the ninth decile. Women's education has narrowed the gap somewhat on behalf of women. According to the results, education efficiency in Iran is far lower than many other countries in the world. Therefore, it is necessary to reform educational structures, in particular to guide them towards labor market needs and economic benefits.

Keywords: Education, Work Experience, Mincer Earning Equation, Quantile Regression.
JEL Classification: C21, I21, J24.

* This Article is from a Doctoral Thesis in Economics.

1. Prof. of Economics, University of Tehran, (Corresponding Author) Email: mmehrara@ut.ac.i
2. PhD Student of Kish International Campus, University of Tehran Email: ghasem.elahi@ut.ac.ir

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2024-09-20]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1398.10.38.7.8]
[DOI: 10.29252/jemr.10.38.153]