فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی
دانشگاه شهید بهشتی، بهار ۱۳۹۵

Quarterly Journal of Economics and Modelling
Shahid Beheshti University

بررسی تأثیر تحصیلات و تجربه بر درآمد افراد

فرهاد دژپسند *
عباس عرب‌مازار **
شاپور سیفی ***

تاریخ دریافت ۱۳۹۴/۱۱/۲۵ تاریخ پذیرش ۱۳۹۵/۲/۸

چکیده

هدف این مقاله بررسی تأثیر تحصیلات و تجربه کاری بر درآمد ناشی از کار افراد است. در مطالعه حاضر، 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. داده‌های مقطعی استفاده شده از نتایج طرح هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی مرکز آمار ایران در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۴ است. همچنین هفت سطح تحصیلی به صورت بی‌سواد، ابتدایی، راهنمایی، دیپلم، فوق‌دیپلم، لیسانس، فوق‌لیسانس و بالاتر برای افراد در نظر گرفته شده است. بررسی داده‌های درآمد سالانه ناشی از کار افراد نشان داد که نمایه‌های درآمد-سن ترسیم شده برای مردان و زنان در هر یک از این سطوح تحصیلی و در تمام سال‌های مورد بررسی به صورت سهمی شکل و دارای تقعر نسبت به محور سن هستند. همچنین نتایج برآوردها نشان می‌دهد که متغیرهای تحصیلات و تجربه (یادگیری در عمل) هر دو بر متغیر وابسته، درآمد سالانه ناشی از کار تأثیر مثبت دارند لیکن در اغلب موارد اثر تحصیلات بر درآمد ناشی از کار افراد بیش از دو برابر اثر تجربه بر درآمد بوده است.

کلید واژه‌ها: معادله دستمزد مینسر، کاب-داگلاس، درآمد-سن، تحصیلات، تجربه کاری.
طبقه‌بندی JEL: C21، I21، J24.

---

* استادیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی،
F_Dejpasandi@sbu.ac.ir
** دانشیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی،
ab_arabmazar@sbu.ac.ir
*** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی (نویسنده‌ی مسئول)،
sh_sayfi@yahoo.com

بانک مقالات ایران www.edub.ir

۱. مقدمه

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)، شبکه و محیط اجتماعی، سابقه خانوادگی، خصوصیات فردی و بسیاری از عوامل دیگر ایجاد می‌شوند. شایستگی‌ها، مهارت‌ها یا به عبارت خلاصه‌تر سرمایه انسانی فرد، قابلیت‌های وی را به منظور انجام فعالیت‌های مشخصی در بازار کار به خاطر کسب منفعت‌های اقتصادی افزایش می‌دهد. بنابراین در بازار کار دیده می‌شود که با توجه به میزان سرمایه انسانی افراد پاداش‌های اقتصادی گوناگونی برای آنها وجود دارد.

نظریه سرمایه انسانی[۱] (مینسر[۲]، ۱۹۵۸، ۱۹۷۴؛ بیکر[۳]، ۱۹۶۴) بیان می‌کند که آموزش[۴] و یادگیری در عمل[۵] با افزایش مهارت‌ها و دانش افراد باعث افزایش بهره‌وری آنها می‌شود. این افزایش در مهارت‌ها و دانش موجب افزایش دریافتی افراد می‌گردد. بنابراین تحت نظریه سرمایه انسانی، آموزش و یادگیری در عمل از جمله عوامل کلیدی برای عملکرد اقتصادی یک فرد محسوب می‌شوند. طبق این نظریه، همانند فرایند تولید یک سرمایه فیزیکی که توسط عوامل تولید ایجاد می‌شود، تولید سرمایه انسانی نیز نتیجه‌ای از سرمایه‌گذاری در تحصیلات و یادگیری در عمل (تجربه) است. اما بر خلاف سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی بدون داشتن یک فرایند یادگیری در عمل نمی‌تواند قابل انتقال باشد. رابطه‌ی بین دریافتی‌ها و تحصیلات از مدت‌ها قبل مطالعه شده است. برای مثال، والش[۶] (۱۹۳۵) دریافتی‌های در طول عمر افراد دارای سطوح تحصیلی مختلف را محاسبه کرده است. او از پنج منبع مختلف داده‌های ایالات متحده آمریکا

---

[۱] Human capital theory
[۲] Mincer
[۳] Becker
[۴] Education
[۵] on-the-job training
[۶] Walsh

استفاده کرده است. نتـایج او نشـان می‌دهـد کـه افـراد دارای سـطوح تحصـیلی بـالاتر، دریافتی‌های در طول عمر بیشتری را انتظار دارند (باتی[۱]، ۲۰۱۳).

در اغلب مطالعات قبل از پیدایش نظریه سرمایه انسانی، نرخ‌های بازدهی آمـوزش از طریق رویکرد هزینه-منفعت[۲] برآورد می‌شد. در این رویکرد، با برابر قرار دادن هزینه‌های سرمایه‌گذاری آموزشی (شامل هزینه‌های مستقیم تحصیلی و دریافتی‌های از دست رفته در طول دوره زمانی سرمایه‌گذاری برای تحصیلات بیشتر) و منافع تنزیل شده به صورت دریافتی‌های انتظاری آتی بعد از سرمایه‌گذاری برای تحصیلات بیشتر، نرخ‌های بـازدهی محاسبه می‌شدند. این رویکرد هزینه-منفعت در بسیاری از مطالعات سراسر جهان مـورد استفاده قرار گرفته بود. اما بعد از ارائـه مفهـوم نظریـه سـرمایه انسـانی توسـط مینسـر (۱۹۵۸) و بیکر (۱۹۶۴) و پیشنهاد الگـوی اقتصـاد سـنجی توسـط مینسـر (۱۹۷۴) در کتاب مشهورش تحت عنوان "تحصیلات، تجربه، و دریافتی‌هـا"[۳]، ایـن رویکـرد هزینـه-منفعت خیلی کم مورد استفاده قرار گرفته است. تابع دستمزد پیشنهاد شـده‌ی مینسـر (۱۹۷۴) استفاده گسترده‌ای داشته است. چیسویک (۲۰۰۳) جنبـه‌های مختلـف نظـری تابع دریافتی‌های سـرمایه انسـانی مینسـر و اثـرات بلندمـدت آن را بـر ادبیـات تجربـی مستندسازی کرده است.

معادله اقتصادسنجی پیشـنهادی مینسـر بـرای رابطـه بـین دسـتمزدها و موجـودی سرمایه انسانی در واقع مبتنی بر الگوی تحصیل بن-پوراث[۴] (۱۹۶۷) است که بر اسـاس آن افراد تصمیماتشان را درباره سرمایه‌گذاری در تحصیلات به گونه‌ای اتخاذ می‌کنند که خالص ارزش فعلی دریافتی‌هایشان حداکثر می‌شود. به عبارت ساده‌تر، تصـمیمات افـراد درباره‌ی سرمایه‌گذاری در کسب تحصیلات بیشتر، بر مبنای یک مقایسه اتخاذ می‌گردد،

---

[۱] Bhatti

[۲] cost-benefit

[۳] Schooling, Experience, and Earnings

[۴] Ben-Porath

یعنی مقایسه بین دریافتی‌های ممکن فعلی در صورت توقف تحصیل و دریافتی انتظاری آتی در صورتی‌که آنها تصمیم بگیرند سرمایه انسانی بیشتری از طریق فرایند تحصیل کسب کنند. در این الگو، لگاریتم طبیعی دریافتی‌ها یا دستمزد به عنوان تابعی از مؤلفه‌های مهم موجودی سرمایه انسانی در نظر گرفته شده است. در تصریح مدل پیشنهادی مینسر (۱۹۷۴)، لگاریتم دستمزدهای مشاهده شده به عنوان تابعی خطی از تحصیلات و درجه دو از تجربه کاری مدنظر قرار گرفته است. این معادله به صورت جبری زیر است:

(۱)

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 (\text{Schooling})_i + \beta_2 (\text{Experience})_i + \beta_3 (\text{Experience})_i^2 + \varepsilon_i$$

میزان تحصیلات با تعداد سال‌های تحصیل اندازه‌گیری شده است. بر خلاف رویکرد هزینه-منفعت، مدل مینسر فرض می‌کند که تنها هزینه‌های ناشی از سرمایه‌گذاری برای تحصیلات بیشتر عبارتند از دریافتی‌های از دست رفته‌ای که یک فرد اگر تحصیلاتش را در سطح قبلی متوقف می‌کرد، آنها را می‌توانست بدست آورد (باتی، ۲۰۱۳).

در مقاله حاضر به منظور بررسی تأثیر تحصیلات و تجربه بر درآمد افراد در اقتصاد ایران طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ از معادلات مختلفی مانند معادله دستمزد مینسر و تابع تولید کاب-داگلاس، استفاده خواهد شد. در قسمت ۲ مبانی نظری این معادلات بیان می‌شود. در قسمت ۳ داده‌های آماری استفاده شده برای برآورد معادلات ارائه شده‌اند. بررسی نتایج بدست آمده از برآورد معادلات اقتصادسنجی در قسمت ۴ مطرح شده و در قسمت آخر نیز خلاصه و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری تحقیق

در این قسمت مبانی نظری معادله دستمزد مینسر (رابطه ۱) ارائه می‌شود. همچنین توابع تولید کاب-داگلاس، ترانسندنتال و دبرتین و تصریح اقتصادسنجی آن‌ها مورد بحث و بررسی قرار خواهند گرفت.

۲-۱. تابع دریافتی-تحصیلات[۱]

چگونگی تصمیم‌گیری در مورد سرمایه‌گذاری از جمله مباحث دارای پشتوانه علمی قوی در نظریات اقتصادی است. به طور سنتی تصمیم‌گیری افراد برای سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی از طریق تحصیلات و یا یادگیری در عمل (تجربه)، همانند هر سرمایه‌گذاری دیگری با تحلیل هزینه‌ها و منافع آن سرمایه‌گذاری انجام می‌شود. تحلیل‌های هزینه-فایده[۲] معمولاً به سه روش انجام می‌شود (نادری، ۱۳۹۳) که عبارتند از[۳]:

- روش ارزش فعلی خالص (NPV)[۴]؛
- روش نسبت ارزش فعلی منافع به ارزش فعلی هزینه‌ها (PVR)[۵]؛ و
- روش نرخ بازده داخلی (r)[۶].

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[۷]، ۲۰۰۳).

بیکر 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 iام در سال jام می‌باشد. سپس آنها k_j را به این صورت تعریف کردند (چیسویک، ۲۰۰۳):

---

[۱] The Schooling-Earnings Function

[۲] Cost-benefit analysis

[۳] برای آشنایی با جزئیات هر کدام از روش‌های مذکور، مراجعه کنید به کتاب "مباحث پیشرفته در اقتصاد آموزش – کارایی و اثربخشی بیرونی"، نوشته‌ی دکتر ابولقاسم نادری، انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۹۳.

[۴] Net Present Value

[۵] Present Value Ratio

[۶] Internal Rate of Return

[۷] Chiswick

www.edub.ir بانک مقالات ایران

$k_j = C_j / E_{j-1}$. بنابراین می‌توان نشان داد که:

$$E_{ij} = E_{io} + \sum_{j=1}^{n} r_{ij} C_{ij} = E_{io} + \sum_{j=1}^{n} r_{ij} k_{ij} E_{i,j-1} \quad (۲)$$

که با استفاده از اصل استقراء ریاضی[۱]، رابطه فوق را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$E_{ij} = E_{io} \prod_{j=1}^{n} (1 + r_{ij} k_{ij}) \quad (۳)$$

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

$$Ln\ E_{ij} = Ln\ E_{io} + \sum_{j=1}^{n} Ln(1 + r_{ij} k_{ij}) \quad (۴)$$

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:

$$\mathrm{Ln}\ E_{ij} \cong Ln E_{io} + \sum_{j=1}^{n} r_{ij} k_{ij} \quad (۵)$$

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. بیکر و چیسویک (۱۹۶۶) حاصلضرب rk را به عنوان "نرخ بازدهی تعدیل شده" تعریف کرده و آن را با r' نشان دادند. اگر این نرخ برای تمام سرمایه‌گذاری‌ها ثابت فرض شود آنگاه رابطه (۵) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$Ln\ E_{i,j} = Ln\ E_0 + r_i' n_i + U_i \quad (۶)$$

به گونه‌ای که جمله‌ی اخلال U_i اثر سایر متغیرهای حذف شده (مانند شانس، سلامت و ...) بر روی دریافتی‌ها را اندازه‌گیری می‌کند. چیسویک (۱۹۶۷) با ذکر این نکته که سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی را می‌توان به اجراء مختلفی مانند تحصیلات، یادگیری در عمل (تجربه) و ... تقسیم نمود، معادله (۵) را به این صورت نوشت:

---

[۱] the principle of mathematical induction

$$LnE_{ij} = LnE_0 + \sum_{s=1}^{Si} r'_{i,s} + \sum_{j=1}^{Ji} r'_{i,j} + U_i \qquad (۷)$$

جائی‌که طبق تعاریف و علامت‌گذاری‌های 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 سرمایه‌گذاری برای تحصیلات (S_i) و تعداد سال‌های سرمایه‌گذاری برای یادگیری در عمل (J_i).

بیکیر و چیسویک (۱۹۶۶) بیان می‌کنند با وجود آن‌که اطلاعات نسبتاً دقیق و کاملی 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 سرمایه‌گذاری‌ها بر روی سرمایه انسانی نیز اطلاعات بسیار اندک است و شناخت چندانی از آنها وجود ندارد. نویسندگان مذکور اشاره دارند که متأسفانه تنها عملی که در چنین شرایطی می‌توان انجام داد ساده‌سازی هر چه بیشتر روابط بالا است. به همین خاطر، با فرض آن که r'_{is} برای تمام سطوح تحصیلات یکسان بوده و تأثیر متغیر یادگیری در عمل و سایر متغیرهای حذف شده بر دریافتی، در پسماند u'_i منعکس شده باشد، رابطه (۷) را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد:

$$LnE_{ij} = LnE_{io} + r'_i S_{ij} + u'_i \qquad (۸)$$

بنابر این، 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 استفاده کرد و با فرض آن که $k = 1$ باشد، رگرسیون مذکور نرخ بازدهی تحصیلات رسمی را تخمین می‌زند.[۱]

---

[۱] فرض $k = 1$ در مطالعات مربوط به تخمین نرخ بازدهی تحصیلات به کار گرفته می‌شود. البته این یک فرض بحث برانگیز است که نیاز به تخمین‌های تجربی دارد. به هر حال، در مطالعات تجربی مقدار k نزدیک به عدد یک برآورد شده و با استناد به نتایج این مطالعات فرض مذکور غیر واقعی نیست. برای جزئیات بیشتر می‌توان به یادداشت شماره ۱۰ در انتهای مقاله چیسویک (۲۰۰۳) مراجعه نمود.

۲-۲. تابع درآمد کسب شده از محل سرمایه انسانی[۱]

در سال ۱۹۷۴ مینسر در کتاب معروف خود با عنوان "تحصیلات، تجربه و دریافتی‌ها" اصطلاح "تابع دریافتی‌های سرمایه انسانی" را مطرح کرد (چیسویک، ۲۰۱۳). در این کتاب وی بحث سرمایه‌گذاری روی سرمایه انسانی را به دو نوع تمام وقت و پاره وقت تقسیم می‌کند که معمولاً 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 در عمل (تجربه) نسبت به دریافتی بالقوه کاهش خواهد یافت. وی نشان داد که نمایه مقعر دریافتی‌های حاصل از تجربه[۲] که در داده‌های آماری مربوطه مشاهده می‌شود، به کاهندگی نسبت‌های سرمایه‌گذاری (یعنی، سرمایه‌گذاری نسبت به دریافتی‌های بالقوه) اشاره دارد.

مینسر همچنین نشان داده است که یک تفاوت مهم بین نمایه‌های دریافتی-سن[۳] و نمایه‌های دریافتی-تجربه[۴] وجود دارد. تجربه به معنای سال‌های بعد از تحصیلات است و اگر سطح تحصیلات افراد با یکدیگر فرق دارد، 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 نیز با یکدیگر فرق دارند. وی استدلال می‌کند که بین سرمایه‌گذاری برای تحصیلات و سرمایه‌گذاری برای یادگیری در عمل یک تمایل به داشتن همبستگی[۵] مثبت وجود دارد، نه به این خاطر که آنها لزوماً مکمل یکدیگرند بلکه این موضوع نشان دهنده‌ی اهمیت و تسلط تفاوت‌های فردی در بین عوامل مؤثر 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] The Human Capital Earnings Function

[۲] the concave experience earnings profile

[۳] age-earning profiles

[۴] experience-earning profiles

[۵] correlation

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

به منظور تبدیل معادله (۷) به صورت رابطه‌ای که امروزه به تابع دریافتی سرمایه انسانی معروف است، مینسر باید فرض‌هایی را در نظر می‌گرفت تا نشان بدهد وقتی تجربه افزایش می‌یابد میزان سرمایه‌گذاری برای یادگیری در عمل کاهش پیدا می‌کند. قبل از پرداختن به نحوه‌ی استخراج معادله رگرسیون دریافتی سرمایه انسانی توسط مینسر، نکاتی را باید یادآوری نمود.

اولاً برای تصمیم‌گیری در مورد سرمایه‌گذاری بر روی سرمایه انسانی به این نکته باید توجه کرد که بسیاری از عناصر تصمیم‌گیری (از جمله منافع غیر اقتصادی تحصیلات مانند نقش آموزش در ارتقای منزلت اجتماعی، بهبود سلامت و بهداشت، و توسعه سیاسی-فرهنگی) به طور کامل و دقیق قابل سنجش با ارقام پولی نیستند (نادری، ۱۳۹۳). به همین خاطر، مینسر معادله (۷) 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. ثانیاً بر اساس نظریه بهینه‌سازی تخصیص منابع، افراد در ابتدای دوره زندگی به طور نسبی سرمایه‌گذاری بیشتری انجام می‌دهند (نادری، ۱۳۹۳).

مینسر به خاطر ردیابی داده‌های آماری[۱] و عمدتاً از آنجا که اطلاعات مربوط به تحصیلات و تجربه به واحد سال قابل دسترسی است، نسبت سرمایه‌گذاری $k_t = C_t / E_{t-1}$ را به جای ارقام مطلق پولی (C_t) در نظر گرفته و همچنین برای ساده‌سازی ریاضی[۲] شکل خطی کاهش در سرمایه‌گذاری را به شکل نمایی[۳] آن ترجیح داده و بدین منظور رابطه $k_t = k_0 - \frac{k_0}{T^*} T_t$ را در نظر می‌گیرد که در آن، k_t نسبت

[۱] statistical tractability
[۲] mathematical simplicity
[۳] exponential forms

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 تحصیلی یکسان باشد، با جایگذاری‌های لازم در رابطه (۷)، عبارت زیر بدست خواهد آمد:

$$LnE_{it} = LnE_{io} + r_s k_s S_i + \left(r_j k_o\right) T_i - \left(\frac{r_j k_o}{2T^*}\right) T_i^2 \qquad (۹)$$

که در آن r_j نرخ بازدهی ناشی از سرمایه‌گذاری برای یادگیری در عمل (تجربه) است. با نمادگذاری‌های جدید، تابع رگرسیون دریافتی سرمایه انسانی مینسر را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$LnE_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 T_i + \beta_3 T_i^2 + U_i \qquad (۱۰)$$

به گونه‌ای که E_i، S_i و T_i به ترتیب عبارتند از: دریافتی‌ها، تعداد سال‌های تحصیل، و تعداد سال‌های تجربه کاری بالقوه بعد از تحصیل (یعنی سن منهای تعداد سال‌های تحصیل منهای شش)، βها ضرایب رگرسیون بوده و فرض شده که جمله اختلال U_i به صورت نرمال با واریانس همسان توزیع شده است. انتظار می‌رود که ضرایب β_0، β_1 و β_2 دارای علامت مثبت بوده و با توجه به تقعر نمایه دریافتی-سن، برای β_3 علامت منفی مورد انتظار خواهد بود (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 فردی بدست آمده و نتیجه یک فرایند بازار کار است.
- این تابع هزینه پولی سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی را به سال‌های تحصیل و سال‌های تجربه کاری برگردانده است.
- این تابع قابلیت پذیرش سایر متغیرهای اثرگذار بر دریافتی‌ها را دارد.

بانک مقالات ایران www.edub.ir

- ضرایب معادله رگرسیون دارای تفاسیر اقتصادی است.
- با وجود آن که دریافتی‌ها دارای چولگی به سمت راست بوده و با افزایش سطح تحصیلات، نابرابری در دریافتی‌ها افزایش می‌یابد لیکن به خاطر استفاده از لگاریتم طبیعی دریافتی‌ها به عنوان متغیر وابسته، پسماندها به یکدیگر نزدیکتر شده و به صورت نرمال و با واریانس یکسان توزیع می‌شوند.
- فرم تابعی آن به گونه‌ای است که با گرفتن واریانس از لگاریتم طبیعی دریافتی‌ها (متغیر وابسته)، مطالعه‌ی دریافتی‌ها و نابرابری درآمد را سهولت می‌بخشد.

توماس لومیو[۱] برای بررسی اینکه آیا ساختار معادله (۱۰) فرم تبعی مناسبی است یا خیر، ادبیات تصریح‌های[۲] مختلف تابع دریافتی را مرور کرده و نتیجه گرفته است که آن برای یک تخمین اولیه مناسب است. وی نتیجه گرفته است که تابع دریافتی سرمایه انسانی (معادله ۱۰) برای مدل‌سازی رابطه بین دریافتی‌ها، تحصیلات و تجربه یک روش نسبتاً دقیق و با صرفه است (چیسویک، ۲۰۰۳).

همان‌طور که در مقدمه گفته شد در این مطالعه علاوه بر استفاده از معادله دستمزد مینسر برای توضیح تغییرات درآمد افراد توسط متغیرهای تحصیلات و تجربه، به کمک توابع دیگری نیز این امر مورد بررسی قرار خواهد گرفت. برای این منظور چنانچه تصور شود که درآمد سالانه یک فرد نوعی متأثر از دو متغیر تحصیلات و تجربه به عنوان دو نهاده برای ایجاد درآمد است، می‌توان از انواع توابع تولید استفاده کرد و از آنها برای پیش‌بینی ارقام درآمدی افراد بهره جست. به هر حال، در این مقاله توابع کاب-داگلاس، ترانسندنتال و دبرتین به طور جداگانه برای مردان و زنان در سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ برآورد خواهند شد. در ادامه توضیحات مختصری درباره مبانی نظری این توابع ارائه می‌شود.

---

[۱] Thomas Lemieux

[۲] specifications

۲-۳. تابع کاب-داگلاس[۱]

یکی از توابع ریاضی که دارای کاربردهای فراوانی در علم اقتصاد است تابع کاب-داگلاس است. این تابع را می‌توان در مباحث تولید، مصرف و ... مورد استفاده قرار داد. در حوزه اقتصاد آموزش که به نوعی با موضوع مقاله حاضر در ارتباط است، می‌توان چنین تصور نمود که درآمد (INC) هر فرد را می‌توان به کمک دو متغیر سطح تحصیلات (edu) و تجربه (exper) توضیح داد و از این رو، تابع کاب-داگلاس برای این مورد به صورت زیر می‌تواند نوشته شود:

$$INC = A(edu)^{\alpha}(\exp er)^{\beta} \qquad (۱۱)$$

با گرفتن لگاریتم طبیعی از دو طرف تابع بالا و افزودن جمله اختلال (U) به طرف راست آن ، یک معادله رگرسیون خطی بدست می‌آید که در اقتصادسنجی با روش تخمین OLS قابل برآورد است:

$$\ln INC = \ln A + \alpha \ln(edu) + \beta \ln(\exp er) + U \qquad (۱۲)$$

در این معادله رگرسیون α و β کشش‌های جزئی هستند و $\ln A$ عرض از مبدأ معادله است. یکی از ویژگی‌های مهم تابع کاب-داگلاس همگن بودن آن است. این تابع همگن از درجه $(\alpha + \beta)$ می‌باشد که نشانگر بازده تابع نیز است. اگر $\alpha+\beta=1$، $\alpha+\beta>1$ یا $\alpha+\beta<1$ باشد آنگاه تابع به ترتیب دارای بازدهی ثابت، نزولی یا صعودی نسبت به مقیاس است.

ثابت بودن کشش‌های جزئی و دارا بودن کشش جانشینی برابر یک در تابع کاب-داگلاس از جمله ایراداتی است که به این تابع پر کاربرد در اقتصاد گرفته می‌شود و به همین خاطر توابع دیگری مانند ترانسندنتال (متعالی) و یا دبرتین را در زمینه‌های مختلف به کار گرفته‌اند.

---

[۱] Cobb-Douglas function

۳. شرحی بر داده‌های آماری

در مطالعه حاضر درآمد، میزان تحصیلات و تجربه سه متغیر اصلی مورد استفاده در برآورد معادلات هستند. داده‌های مورد استفاده به صورت مقطعی بوده و برگرفته از نتایج طرح هزینه و درآمد مرکز آمار ایران برای سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ است. برای این منظور در هر یک از سال‌های مذکور با توجه به سن قانونی بازنشستگی برای مردان و زنان در ایران[۱]، کلیه افراد شاغل ۱۸ تا ۵۹ ساله مرد و ۱۸ تا ۵۴ ساله زن (در تمام مناطق شهری و روستایی) در نظر گرفته شد و سپس این افراد در گروه‌های مختلف سن-جنسیت-تحصیلات دسته‌بندی شدند. برای میزان تحصیلات تعداد هفت گروه به صورت زیر در نظر گرفته شد: بی‌سواد، ابتدایی، راهنمایی، دیپلم، فوق‌دیپلم، لیسانس، فوق‌لیسانس و بالاتر. به این ترتیب با توجه به سنین و میزان تحصیلات مورد اشاره برای مردان و زنان به ترتیب ۲۹۴ و ۲۵۹ گروه مختلف سن-جنسیت-تحصیلات قابل تصور است. همچنین حداقل سن برای داشتن تحصیلات دیپلم، فوق‌دیپلم، لیسانس، فوق لیسانس و بالاتر به ترتیب ۱۸، ۲۰، ۲۲ و ۲۵ سال فرض شده است.

برای هر یک از سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ به داده‌های خام طرح هزینه و درآمد خانوار شهری و روستایی مراجعه شد و با استفاده از فایل‌های اطلاعاتی این داده‌های آماری (که در قالب فایل‌های ACCESS موجود هستند) و به کمک نرم افزار آماری SAS، برای هر یک از گروه‌های سن-جنسیت-تحصیلات، متوسط درآمد سالانه‌ی ناشی از کار افراد شاغل در گروهای مورد نظر محاسبه شد و از آن به عنوان درآمد سالانه یک فرد نوعی برای برآورد معادلات استفاده گردیده است.

میزان تحصیلات (به واحد سال) برای هریک از گروهای هفت‌گانه تحصیلی نیز به این صورت است: بی‌سواد، ۰؛ ابتدایی، ۵؛ راهنمایی، ۸؛ دیپلم، ۱۲؛ فوق‌دیپلم، ۱۴؛

---

[۱] در ماده ۷۶ قانون تأمین اجتماعی چنین آمده است : "مشمولین این قانون در صورت حائز بودن شرایط زیر حق استفاده از مستمری بازنشستگی را خواهند داشت: ۱ـ حداقل ده سال حق بیمه مقرر را قبل از تاریخ تقاضای بازنشستگی پرداخته باشند. ۲ـ سن مرد به شصت سال تمام و سن زن به پنجاه و پنج سال تمام رسیده باشد."

لیسانس، ۱۶، فوق‌لیسانس و بالاتر، ۲۰ سال. همچنین برای متغیر تجربه همان‌طور که در مبانی نظری اشاره شد در هر گروه سن-جنسیت-تحصیلات، تعداد سال‌های تحصیل را با عدد شش (سن قانونی برای شروع تحصیلات فرد) جمع کرده و حاصل آن از سن گزارش شده برای فرد کم شده است.

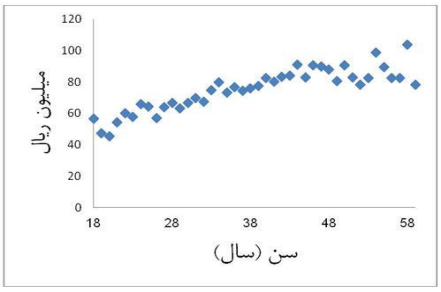
۳-۱. ارائه داده‌های درآمدی

در این قسمت داده‌های متوسط درآمد سالانه ناشی از کار یک فرد برای سال ۱۳۹۳ ارائه می‌شود. به همین منظور با استفاده از داده‌های درآمد سالانه افراد می‌توان نمایه‌های درآمد-سن[۱] برای مردان و زنان را رسم نمود. در اینجا تنها به عنوان مثال، در نمودارهای (۱) الی (۴) برخی از این نمایه‌ها به نمایش درآمده است. به هر حال، تمام نمایه‌ها را برای سطوح هفت‌گانه تحصیلی می‌توان به طور جداگانه برای مردان و زنان ترسیم کرد که عموماً دارای ویژگی‌های مشابهی هستند.

در یک نگاه کلی به این نمودارها به وضوح قابل مشاهده است که اولاً در هر نمودار تعدادی داده پرت وجود دارد و ثانیاً این نمایه‌ها عموماً سهمی شکل بوده و دارای تقعر رو به محور افقی (سن) می‌باشند. البته در ترسیم نمایه‌های درآمد سن برای تمام گروه‌های تحصیلی در تمام سال‌های مورد بررسی ملاحظه شد که هر چه سطح تحصیلات کمتر باشد سهمی شکل بودن این نمایه حالت خود را از دست می‌دهد. از آن‌جا که افراد با سطوح تحصیلی پائین در مشاغل غیر تخصصی اشتغال داشته، به همین خاطر این امر ممکن است بر نمایه درآمد-سن تأثیرگذار باشد. همچنین مشاهده شد که نمایه‌های درآمد-سن مربوط به زنان معمولاً هنگام افزایش سطح تحصیلات، سهمی شکل بودن آن مشخص‌تر می‌شود. به طور خاص، سهمی شکل بودن نمایه درآمد-سن برای شاغلین زن دارای تحصیلات عالی (در مقایسه با زنان دیپلم و کمتر) مشخص‌تر است.

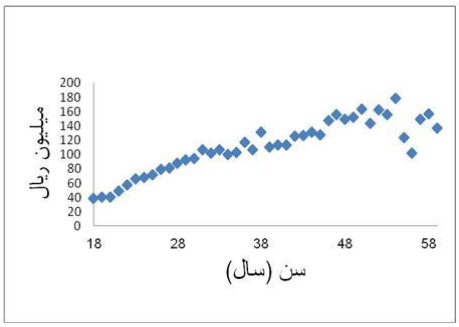
---

[۱] Income-age profiles



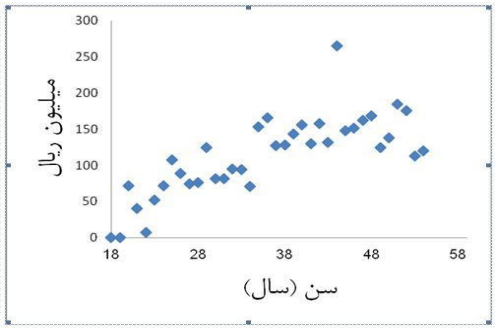
نمودار (۱): نمایه درآمد-سن برای شاغلین مرد دارای تحصیلات ابتدایی در سال ۱۳۹۳

مأخذ: نتایج پژوهش.



نمودار (۲): نمایه درآمد-سن برای شاغلین مرد دارای تحصیلات دیپلم در سال ۱۳۹۳

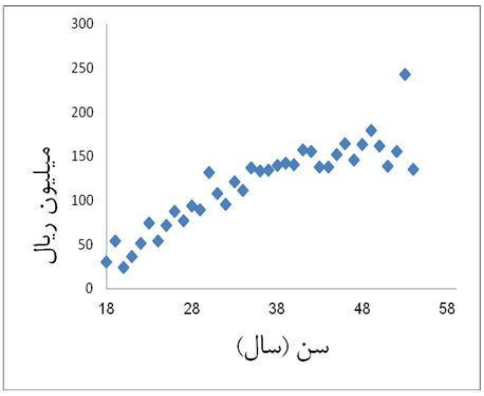
مأخذ: نتایج پژوهش.



نمودار (۳): نمایه درآمد-سن برای شاغلین زن دارای تحصیلات فوق‌دیپلم در سال ۱۳۹۳

مأخذ: نتایج پژوهش.

www.edub.ir بانک مقالات ایران



نمودار (۴): نمایه درآمد-سن برای شاغلین زن دارای تحصیلات لیسانس در سال ۱۳۹۳

مأخذ: نتایج پژوهش.

۴. نتایج تجربی

همان‌گونه که قبلاً اشاره شد در این پژوهش به منظور بررسی تأثیر تحصیلات و تجربه بر درآمد افراد از دو معادله مینسر و کاب-داگلاس استفاده شده است. تصریح این معادلات رگرسیون به صورت زیر است:

تابع دستمزد مینسر: $\ln INC = \alpha + \beta(edu) + \gamma_1(\exp er) + \gamma_2(\exp er)^2 + U$

تابع کاب-داگلاس: $\ln INC = \ln A + \alpha \ln(edu) + \beta \ln(\exp er) + U$

در معادلات فوق متغیرهای INC، edu و exper به ترتیب نشانگر درآمد سالانه، سطح تحصیلات و تجربه یک فرد نوعی بوده و ln لگاریتم طبیعی متغیرها را نشان می‌دهد و U نیز جمله اخلال است.

معادلات اقتصاد سنجی مورد نظر با استفاده از نرم افزار Eviews و به کمک روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد شدند.

۴-۱. نتایج برآورد معادله دستمزد مینسر برای مردان

در جدول (۱) ضرایب برآورد شده معادله دستمزد مینسر برای مردان برای سال‌های

مورد بررسی نشان داده شده است. همچنین برای بررسی آزمون‌های آماری، مقدار آماره‌ی t در زیر هر یک از مقادیر ضرایب تخمینی نوشته شده است. علاوه بر این، در سه ستون آخر این جدول مقدار ضریب تعیین تعدیل شده ($\overline{R}^2$)، آماره F و تعداد مشاهدات آمده است.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، ضرایب برآورد شده معادلات مینسر در تمام سال‌های مورد بررسی از نظر آماری معنادار بوده و علامت این ضرایب نیز موافق انتظار است. همچنین مقدار ضریب تعیین تعدیل شده ($\overline{R}^2$) نشان می‌دهد که در تمام سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ معادله دستمزد برآورد شده از قدرت توضیح‌دهندگی نسبتاً بالایی برخوردار است. مقدار $\overline{R}^2$ در این سال‌ها بین ۶۴٪ تا ۸۰٪ در نوسان است که نشان می‌دهد طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ برای مردان، متغیرهای تحصیلات (EDU) و تجربه یا یادگیری در عمل (EXPER) بین ۶۴ تا ۸۰ درصد از تغییرات درآمد سالانه ناشی از کار یک مرد شاغل را توضیح می‌دهند. مقادیر آماره F در سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ نیز معنادار بودن کلی معادلات رگرسیون برآورد شده‌ی سال‌های مختلف را تأیید می‌کنند.

جدول (۱) همچنین نشان می‌دهد علامت ضریب متغیر توان دوم تجربه (EXPER^2) در تمام سال‌های مورد بررسی منفی بوده که این موضوع با توجه به مبانی نظری بیان شده در مورد معادله دستمزد مینسر، کاملاً موافق با انتظار بوده و نشان می‌دهد که درآمد سالانه ناشی از کار یک فرد به صورت سهمی شکل است. همان‌طور که قبلاً اشاره شد تجربه طبق تعریف رابطه مستقیم با سن دارد (۶- تعداد سال‌های تحصیل – سن = تجربه) و از این رو، رگرسیون برآورد شده مؤید آن است که درآمد سالانه‌ی ناشی از کار یک فرد تا سن مشخصی بالا رفته، به اوج رسیده و سپس همراه با افزایش عمر فرد این درآمد کاهش خواهد یافت.

جدول (۱): ضرایب برآورد شده معادلات مینسر در سال‌های مختلف برای مردان

(متغیر وابسته = لگاریتم درآمد سالانه فرد)

سال	شرح	EDU	EXPER	$(EXPER)^2$	$\overline{R}^2$	آماره F	تعداد مشاهدات
۱۳۸۴	ضریب	۰/۰۷۲۶	۰/۰۷۳۸	-۰/۰۰۱۱	۰/۷۳	۲۴۷	۲۷۲
	آماره t	۲۳/۲۸۴۱	۱۳/۳۵۸۳	-۹/۳۹۵۳			
۱۳۸۵	ضریب	۰/۰۷۸۴	۰/۰۷۳۸	-۰/۰۰۱۲	۰/۷۸	۳۱۷	۲۷۳
	آماره t	۲۷/۳۰۴۱	۱۵/۷۰۹۸	-۱۰/۹۳۳۰			
۱۳۸۶	ضریب	۰/۰۷۸۶	۰/۰۷۲۵	-۰/۰۰۱۲	۰/۷۵	۲۷۷	۲۷۴
	آماره t	۲۵/۹۴۹۲	۱۴/۰۶۶۹	-۱۰/۳۹۴۰			
۱۳۸۷	ضریب	۰/۰۶۷۴	۰/۰۷۶۸	-۰/۰۰۱۳	۰/۷۵	۲۸۱	۲۷۸
	آماره t	۲۴/۱۷۹۸	۱۶/۸۷۵۴	-۱۲/۶۰۴۷			
۱۳۸۸	ضریب	۰/۰۶۷۱	۰/۰۷۶۱	-۰/۰۰۱۲	۰/۸۰	۳۷۰	۲۷۱
	آماره t	۲۸/۱۶۲۰	۱۸/۷۵۰۸	-۱۳/۶۹۷۸			
۱۳۸۹	ضریب	۰/۰۶۶۸	۰/۰۸۲۷	-۰/۰۰۱۴	۰/۶۸	۱۷۰	۲۸۱
	آماره t	۱۸/۱۱۲۶	۱۴/۱۵۲۰	-۱۰/۶۷۴۱			
۱۳۹۰	ضریب	۰/۰۶۵۸	۰/۰۷۶۴	-۰/۰۰۱۳	۰/۷۳	۲۵۱	۲۸۰
	آماره t	۲۲/۶۸۴۷	۱۶/۳۳۰۷	-۱۲/۰۹۳۳			
۱۳۹۱	ضریب	۰/۰۶۲۶	۰/۰۷۷۵	-۰/۰۰۱۳	۰/۷۸	۳۴۱	۲۸۳
	آماره t	۲۵/۶۱۵۳	۲۰/۲۹۴۰	-۱۵/۰۲۳۵			
۱۳۹۲	ضریب	۰/۰۶۱۲	۰/۰۶۹۸	-۰/۰۰۱۲	۰/۷۵	۲۷۰	۲۷۶
	آماره t	۲۴/۰۲۲۷	۱۶/۳۴۳۵	-۱۲/۴۰۵۴			
۱۳۹۳	ضریب	۰/۰۷۰۰	۰/۰۷۸۱	-۰/۰۰۱۳	۰/۷۶	۲۹۰	۲۷۴
	آماره t	۲۴/۶۸۷۵	۱۶/۹۳۹۰	-۱۲/۳۷۱۵			

مأخذ: نتایج پژوهش.

۴-۲. نتایج برآورد معادله دستمزد مینسر برای زنان

از آنجا که برای برآورد موجودی سرمایه انسانی یک کشور در ابتدا موجودی سرمایه انسانی مردان و زنان به طور مجزا برآورد شده و سپس با تجمیع آنها ارزش موجودی سرمایه انسانی کل کشور بدست می‌آید، لذا معادله دستمزد مینسر برای زنان برآورد شد که نتایج آن در جدول (۲) خلاصه شده است.

جدول (۲): ضرایب برآورد شده معادلات مینسر در سال‌های مختلف برای زنان

(متغیر وابسته = لگاریتم درآمد سالانه فرد)

سال	شرح	EDU	EXPER	$(EXPER)^2$	$\overline{R}^2$	آماره F	تعداد مشاهدات
۱۳۸۴	ضریب	۰/۱۵۳۶	۰/۰۶۶۳	-۰/۰۰۰۹	۰/۸۵	۴۱۸	۲۱۸
	آماره t	۳۵/۱۷۶۲	۷/۹۷۳۲	-۴/۲۲۱۸			
۱۳۸۵	ضریب	۰/۱۵۴۵	۰/۰۶۷۵	-۰/۰۰۱۰	۰/۷۹	۲۸۰	۲۲۴
	آماره t	۲۸/۷۱۷۸	۷/۰۲۱۲	-۴/۰۴۳۶			
۱۳۸۶	ضریب	۰/۱۵۷۸	۰/۰۷۲۷	-۰/۰۰۱۱	۰/۷۵	۲۲۸	۲۲۷
	آماره t	۲۵/۸۱۲۸	۵/۷۳۴۰	-۳/۴۶۸۳			
۱۳۸۷	ضریب	۰/۱۴۵۳	۰/۰۷۸۶	-۰/۰۰۱۲	۰/۷۸	۲۶۶	۲۲۸
	آماره t	۲۷/۷۹۸۱	۸/۱۳۶۵	-۵/۱۷۰۹			
۱۳۸۸	ضریب	۰/۱۴۰۲	۰/۰۷۰۴	-۰/۰۰۱۱	۰/۷۱	۱۸۰	۲۲۴
	آماره t	۲۲/۹۰۲۵	۶/۲۳۸۳	-۳/۸۶۵۲			
۱۳۸۹	ضریب	۰/۱۳۹۱	۰/۰۸۵۹	-۰/۰۰۱۴	۰/۶۵	۱۴۴	۲۳۷
	آماره t	۱۹/۷۷۶۹	۷/۰۶۴۴	-۴/۶۴۵۰			
۱۳۹۰	ضریب	۰/۱۲۸۴	۰/۰۶۳۲	-۰/۰۰۰۹	۰/۷۹	۲۸۷	۲۳۲
	آماره t	۲۸/۹۳۶۷	۷/۴۲۲۶	-۴/۲۸۳۵			
۱۳۹۱	ضریب	۰/۱۲۱۸	۰/۰۶۴۲	-۰/۰۰۰۹	۰/۷۱	۱۹۴	۲۳۲
	آماره t	۲۳/۳۷۳۷	۶/۲۹۵۵	-۳/۳۰۸۷			
۱۳۹۲	ضریب	۰/۱۲۸۳	۰/۰۴۱۹	-۰/۰۰۰۵	۰/۷۵	۲۳۰	۲۲۶
	آماره t	۲۶/۱۵۲۱	۴/۴۷۱۳	-۲/۱۵۸۲			
۱۳۹۳	ضریب	۰/۱۲۱۰	۰/۰۹۳۶	-۰/۰۰۰۷	۰/۶۴	۱۳۵	۲۲۸
	آماره t	۱۹/۸۵۰۱	۵/۲۳۳۴	-۲/۵۲۱۱			

مأخذ: نتایج پژوهش.

همان‌گونه که از جدول (۲) مشهود است، ضرایب برآورد شده معادلات مینسر برای زنان نیز در تمام سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ از نظر آماری معنادار بوده و علامت این ضرایب نیز موافق انتظار است. همچنین ضریب تعیین تعدیل شده ($\overline{R}^2$) نشان می‌دهد که در تمام سال‌های مورد بررسی معادله دستمزد برآورد شده از قدرت توضیح‌دهندگی نسبتاً بالایی برخوردار است. مقدار $\overline{R}^2$ در این سال‌ها بین ۶۴٪ تا ۸۵٪ در نوسان است که نشان می‌دهد طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ برای زنان، متغیرهای تحصیلات (EDU) و تجربه یا یادگیری در عمل (EXPER) بین ۶۴ تا ۸۵ درصد از تغییرات درآمد سالانه ناشی از کار یک زن شاغل را توضیح می‌دهند. مقادیر آماره F در سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ نیز معنادار بودن کلی معادلات رگرسیون برآورد شده‌ی سال‌های مختلف را تأیید می‌کنند.

نکته قابل ذکر در جدول (۲) آن است که در تمام سال‌های مورد بررسی ضریب برآورد شده برای تحصیلات (EDU) بیشتر از ضریب تجربه (EXPER) است که نشان می‌دهد درآمد سالانه ناشی از کار زنان بیشتر متأثر از سطح تحصیلات آنها بوده است تا تجربه (یادگیری در عمل). برای مثال، مشاهده شده است که حتی میزان تأثیر تحصیلات بر درآمد ناشی از کار زنان بیش از سه برابر اثر تجربه بر درآمد آنها است (سال ۱۳۹۲ در جدول ۲ را ببینید). این در حالی است که جدول (۱) نشان داد تأثیر تجربه و تحصیلات مردان بر درآمد سالانه ناشی از کار آنها تقریباً برابر است و تأثیر تحصیلات یا تجربه مردان بر درآمد سالانه ناشی از کار حدود ۷ درصد است.

جدول (۲) همچنین نشان می‌دهد علامت ضریب متغیر توان دوم تجربه (EXPER^2) در تمام سال‌های مورد بررسی منفی است که با توجه به مبانی نظری بیان شده در مورد معادله دستمزد مینسر، موافق با انتظار بوده و نشان می‌دهد که نمایه درآمد-سن یک زن شاغل نیز به صورت سهمی شکل بوده که نسبت به محور افقی (سن) مقعر است.

www.edub.ir بانک مقالات ایران

۴-۳. نتایج برآورد معادله کاب-داگلاس برای مردان

نتایج برآورد معادله کاب-داگلاس برای مردان در سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ در جدول (۳) به نمایش درآمده است. همان‌گونه که جدول دیده می‌شود، تمام ضرایب برآورد شده معادلات کاب-داگلاس برای مردان در تمام سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ از نظر آماری معنادار بوده و علامت این ضرایب نیز مثبت است که موافق انتظار است. همچنین مقدار ضریب تعیین تعدیل شده ($\overline{R}^2$) نشان می‌دهد که در تمام سال‌های مورد بررسی معادلات کاب-داگلاس برآورد شده از قدرت توضیح‌دهندگی نسبتاً بالایی برخوردار است. مقدار $\overline{R}^2$ در این سال‌ها بین ۶۰٪ تا ۸۳٪ در نوسان است که نشان می‌دهد طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ برای مردان، متغیرهای تحصیلات و تجربه یا یادگیری در عمل بین ۶۰ تا ۸۳ درصد از تغییرات درآمد سالانه ناشی از کار یک مرد شاغل را توضیح می‌دهند. مقادیر آماره F در سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ نیز معنادار بودن کلی معادلات رگرسیون برآورد شده‌ی سال‌های مختلف را تأیید می‌کنند.

همان‌گونه که از جدول (۳) ملاحظه می‌شود دو متغیر مستقل لگاریتم سطح تحصیلات (LNEDU) و لگاریتم تجربه (LNEXPER) هر دو اثرات مثبتی بر متغیر وابسته، یعنی لگاریتم درآمد سالانه ناشی از کار مردان (LNINC)، دارند که این امر مطابق با انتظار است. همچنین ملاحظه می‌شود که در تمام سال‌های مورد نظر، تحصیلات بیش از ۲ تا ۲,۵ برابر تجربه بر درآمد سالانه ناشی از کار مردان تأثیر داشته است. بیشترین تأثیر تحصیلات بر درآمد سالانه ناشی از کار مردان در سال ۱۳۸۶ مشاهده شده (۰,۹۶۸۵) و کمترین آن در سال ۱۳۸۷ دیده شده است (۰,۸۴۹۷).

جدول (۳): ضرایب برآورد شده معادلات کاب-داگلاس در سال‌های مختلف برای مردان

(متغیر وابسته = لگاریتم درآمد سالانه ناشی از کار فرد)

سال	شرح	LNEDU	LNEXPER	$\overline{R}^2$	آماره F	تعداد مشاهدات
۱۳۸۴	ضریب	۰/۸۶۱۳	۰/۴۱۶۹	۰/۶۸	۲۴۷	۲۲۷
	آماره t	۱۹/۲۶۵۱	۱۵/۹۱۰۶			
۱۳۸۵	ضریب	۰/۹۶۳۷	۰/۳۸۶۴	۰/۸۱	۴۷۶	۲۲۴
	آماره t	۲۸/۲۸۳۰	۱۵/۹۲۵۱			
۱۳۸۶	ضریب	۰/۹۶۸۵	۰/۳۹۵۷	۰/۷۲	۲۹۶	۲۲۷
	آماره t	۲۲/۰۰۷۳	۱۵/۹۷۶۹			
۱۳۸۷	ضریب	۰/۸۴۹۷	۰/۳۵۴۰	۰/۷۵	۳۳۷	۲۲۹
	آماره t	۲۳/۴۳۹۱	۱۷/۱۳۲۱			
۱۳۸۸	ضریب	۰/۸۶۵۷	۰/۳۹۸۰	۰/۸۲	۵۱۴	۲۲۳
	آماره t	۲۸/۳۰۷۲	۲۲/۵۱۴۰			
۱۳۸۹	ضریب	۰/۸۸۸۳	۰/۳۶۴۲	۰/۶۰	۱۷۲	۲۲۹
	آماره t	۱۶/۸۲۹۱	۱۲/۱۰۱۲			
۱۳۹۰	ضریب	۰/۸۸۵۴	۰/۳۶۸۲	۰/۷۷	۳۷۶	۲۲۸
	آماره t	۲۵/۰۶۰۶	۱۷/۹۴۲۴			
۱۳۹۱	ضریب	۰/۸۶۷۲	۰/۳۸۸۷	۰/۸۱	۵۰۱	۲۳۱
	آماره t	۲۸/۱۱۶۰	۲۱/۵۴۳۱			
۱۳۹۲	ضریب	۰/۸۵۹۸	۰/۳۴۴۴	۰/۸۳	۵۶۹	۲۲۶
	آماره t	۳۱/۳۲۲۴	۲۱/۳۳۰۰			
۱۳۹۳	ضریب	۰/۹۲۹۷	۰/۲۸۵۴	۰/۸۱	۴۸۰	۲۲۵
	آماره t	۲۸/۲۷۹۹	۲۰/۵۵۳۰			

مأخذ: نتایج پژوهش.

از آنجا که معادله رگرسیون کاب-داگلاس یک معادله لگاریتمی است بنابراین ضرایب برآورد شده میزان کشش متغیر وابسته نسبت به متغیر مستقل را نشان می‌دهد. از این رو، با نگاه به ارقام جدول (۳) می‌توان گفت در تمام سال‌های مورد بررسی، کشش درآمد سالانه ناشی از کار مردان نسبت به تحصیلات آنها بیشتر از کشش درآمد نسبت به تجربه (یادگیری در عمل) است.

۴-۴. نتایج برآورد معادله کاب-داگلاس برای زنان

نتایج برآورد معادله کاب-داگلاس برای درآمد سالانه زنان در سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ در جدول (۴) نشان داده شده است. همان‌گونه که از جدول ملاحظه می‌شود، تمام ضرایب برآورد شده در تمام سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ از نظر آماری معنادار بوده و علامت این ضرایب نیز مثبت است که موافق انتظار است. همچنین مقدار ضریب تعیین تعدیل شده ($\overline{R}^2$) نشان می‌دهد که در تمام سال‌های مورد بررسی معادلات کاب-داگلاس برآورد شده از قدرت توضیح‌دهندگی نسبتاً بالایی برخوردار است. مقدار $\overline{R}^2$ در این سال‌ها بین ۶۳٪ تا ۸۰٪ در نوسان است که نشان می‌دهد طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ برای زنان، متغیرهای تحصیلات و تجربه یا یادگیری در عمل بین ۶۳ تا ۸۰ درصد از تغییرات درآمد سالانه ناشی از کار یک زن شاغل را توضیح می‌دهند. مقادیر آماره F در سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ نیز معنادار بودن کلی معادلات رگرسیون برآورد شده‌ی سال‌های مختلف را تأیید می‌کنند.

همان‌گونه که از جدول (۴) ملاحظه می‌شود در تمام سال‌های مورد نظر، تأثیر مثبت تحصیلات بر درآمد سالانه ناشی از کار زنان بین ۳,۵ تا ۴,۵ برابر اثر تجربه داشته است. بیشترین تأثیر تحصیلات بر درآمد سالانه ناشی از کار زنان در سال ۱۳۸۷ مشاهده شده (۱,۷۲۹۳) و کمترین آن در سال ۱۳۹۱ دیده شده است (۱,۳۸۶۷). همچنین، با توجه به ارقام جدول (۴) دیده می‌شود در تمام سال‌های مورد بررسی، کشش درآمد سالانه ناشی از کار زنان نسبت به تحصیلات آنها بیشتر از کشش درآمد نسبت به تجربه

(یادگیری در عمل) است.

جدول (۴): ضرایب برآورد شده معادلات کاب-داگلاس در سال‌های مختلف برای زنان

(متغیر وابسته = لگاریتم درآمد سالانه ناشی از کار فرد)

سال	شرح	LNEDU	LNEXPER	$\overline{R}^2$	آماره F	تعداد مشاهدات
۱۳۸۴	ضریب	۱/۶۱۶۵	۰/۳۹۱۰	۰/۸۰	۳۴۳	۱۷۶
	آماره t	۲۵/۹۸۸۲	۱۱/۰۰۰۰			
۱۳۸۵	ضریب	۱/۷۰۹۳	۰/۴۲۶۸	۰/۷۸	۳۳۱	۱۸۳
	آماره t	۲۵/۴۲۳۲	۱۱/۴۵۲۴			
۱۳۸۶	ضریب	۱/۶۷۶۰	۰/۳۹۷۹	۰/۶۷	۱۸۸	۱۸۷
	آماره t	۱۹/۲۷۳۵	۷/۸۱۶۳			
۱۳۸۷	ضریب	۱/۷۲۹۳	۰/۴۰۲۲	۰/۷۹	۳۴۷	۱۸۵
	آماره t	۲۶/۱۷۴۶	۱۰/۹۲۴۲			
۱۳۸۸	ضریب	۱/۵۸۴۴	۰/۴۱۷۸	۰/۶۸	۱۹۴	۱۸۵
	آماره t	۱۹/۴۶۱۳	۹/۲۰۷۴			
۱۳۸۹	ضریب	۱/۶۲۵۶	۰/۴۰۳۱	۰/۶۳	۱۶۴	۱۹۳
	آماره t	۱۸/۰۰۲۳	۷/۸۲۱۷			
۱۳۹۰	ضریب	۱/۵۰۳۲	۰/۳۷۸۲	۰/۷۹	۳۴۶	۱۸۹
	آماره t	۲۵/۹۵۳۱	۱۱/۰۲۰۱			
۱۳۹۱	ضریب	۱/۳۸۶۷	۰/۴۰۰۱	۰/۷۲	۲۴۵	۱۹۲
	آماره t	۲۱/۶۰۰۴	۱۰/۷۸۴۵			
۱۳۹۲	ضریب	۱/۴۱۱۴	۰/۳۱۳۴	۰/۷۴	۲۷۸	۱۹۲
	آماره t	۲۳/۴۷۸۵	۹/۱۱۴۶			
۱۳۹۳	ضریب	۱/۴۹۰۲	۰/۴۰۱۳	۰/۷۰	۲۱۸	۱۸۹
	آماره t	۲۰/۵۸۳۹	۹/۶۵۶۷			

مأخذ: نتایج پژوهش.

۵. خلاصه و نتیجه‌گیری

در این مقاله با هدف بررسی تأثیر تحصیلات و تجربه بر درآمد ناشی از کار افراد، با استفاده از داده‌های طرح هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی معادلات دستمزد مینسر و تابع تولید کاب-داگلاس برای مردان و زنان در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۴ به طور جداگانه و با تکنیک OLS در اقتصاد سنجی برآورد گردید.

تمام معادلات دستمزد مینسر برآورد شده برای مردان طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۴ به طور کلی از نظر آماری معنادار بوده و ضرایب برآوردی همگی دارای علامت‌های مورد انتظار بودند. با توجه به مقدار $\overline{R}^2$ معادلات دستمزد مینسر برآورد شده برای مردان، متغیرهای تحصیلات و تجربه یا یادگیری در عمل بین ۶۴ تا ۸۰ درصد از تغییرات درآمد سالانه ناشی از کار یک مرد شاغل را در سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ توضیح می‌دهند. همچنین علامت ضریب متغیر توان دوم تجربه در تمام سال‌های مورد بررسی منفی بوده و نشان می‌دهد که درآمد سالانه ناشی از کار یک فرد به صورت سهمی شکل است.

نتایج برآورد معادلات دستمزد مینسر برای زنان طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ نیز حاکی از معنادار بودن کلی آن‌ها بود. همچنین ضرایب برآوردی این معادلات در تمام سال‌ها دارای علامت مورد انتظار بوده و به لحاظ آماری معنادار بودند. این نتایج نشان داد که طی سال‌های مورد بررسی برای زنان نیز، متغیرهای تحصیلات و تجربه یا یادگیری در عمل بین ۶۴ تا ۸۵ درصد از تغییرات درآمد سالانه ناشی از کار یک زن شاغل را توضیح می‌دهند. همچنین نتایج برآورد معادلات دستمزد مینسر ، سهمی شکل بودن نمایه سن-درآمد یک زن شاغل را نیز تأیید کرد.

نتایج برآورد معادله کاب-داگلاس برای مردان در تمام سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ نشان داد که تمام ضرایب برآورد شده معادلات کاب-داگلاس برای مردان از نظر آماری معنادار بوده و علامت این ضرایب نیز مثبت است که موافق انتظار می‌باشد. همچنین با توجه به مقادیر ضرایب تعیین تعدیل شده ($\overline{R}^2$) در معادلات کاب-داگلاس برآورد شده،

بانک مقالات ایران www.edub.ir

نتیجه گرفته شد متغیرهای تحصیلات و تجربه یا یادگیری در عمل بین ۶۰ تا ۸۳ درصد از تغییرات درآمد سالانه ناشی از کار یک مرد شاغل را توضیح می‌دهند. از آنجا که معادله رگرسیون کاب-داگلاس یک معادله دو طرف لگاریتمی است بنابراین نتایج برآورد این معادلات نشادن داد کشش درآمد سالانه ناشی از کار مردان نسبت به تحصیلات آنها بیشتر از کشش درآمد نسبت به تجربه (یادگیری در عمل) است.

نتایج برآورد معادلات کاب-داگلاس برای زنان در سال‌های ۹۳-۱۳۸۴ نشان داد که تمام ضرایب برآورد شده از نظر آماری معنادار بوده و علامت این ضرایب نیز مثبت است که موافق انتظار است. همچنین مقدار ضریب تعیین تعدیل شده ($\overline{R}^2$) حاکی از آن است که بین ۶۳ تا ۸۰ درصد از تغییرات درآمد سالانه ناشی از کار یک زن شاغل توسط متغیرهای تحصیلات و تجربه توضیح داده می‌شود. همچنین نتیجه‌گیری شد که در تمام سال‌های مورد نظر، تأثیر مثبت تحصیلات بر درآمد سالانه ناشی از کار زنان بین ۳,۵ تا ۴,۵ برابر اثر تجربه داشته است. به علاوه، در تمام سال‌های مورد بررسی، کشش درآمد سالانه ناشی از کار زنان نسبت به تحصیلات آنها بیشتر از کشش درآمد نسبت به تجربه (یادگیری در عمل) است.

منابع و مآخذ:

-Belzil, Ch. (2006). Testing the Specification of the Mincer Wage Equation. GATE Groupe d'Analyse et de Théorie Économique. www.gate.cnrs.fr.

-Bhatti, S. H. (2013). Estimation of the Mincerian Wage Model Addressing its Specification and Different Econometric Issues. PhD Dissertation. Université de Bourgogne.

-Bjo¨rklund, A. & Kjellstro¨m, C. (2002). Estimating the return to investments in education: how useful is the standard Mincer equation?. *Economics of Education Review*, 21, 195-210.

-Chiswick, B. R. (2003). Jacob Mincer, Experience and the

Distribution of Earnings. IZA Discussion Paper. No. 847.

-Corrado, A. (2007). A Dynamic Mincer Equation with an Application to Portuguese Data. Universidade da Madeira, Campus da Penteada, 9000-390 Funchal, Portugal. Webpage http://www.uma.pt/andini.

-Hamlen, S. S. & Hamlen, W. A. (2012). The Inconsistency of the Quadratic Mincer Equation: A Proof. *Theoretical Economics Letters*, 2, 115-120.

-Heckman, J. J. , Lochner, L. J. & Todd, P. E. (2003). Fifty Years of Mincer Earnings Regressions. http://athena.sas.upenn.edu/petra/papers/llmincer.pdf.

-Keshavarz Hadad, G. & Alavian Gavanini, A. (2013). Gender Wage Gap in Iran: Urban Areas. *Iranian Journal of Economic Research*, 17(53), 101-133 (In Persian).

-Marcos, J. A. & Gabriela, L. G. (2009). Education, labor market and life quality: A quantitative approach based on Mincer Equations. http://iussp2009.princeton.edu/abstracts/93177.

- Naderi, A. (2014), Advanced Topics in Economics of Education – External Efficiency & Effectiveness , University of Tehran Press(In Persian).

-Pereira, P. T. & Martins, P. S. (2003). Returns to education and wage equations. *Applied Economics*, ISSN 0003–6846 , 1-7.

-Richter, W. F. (2011). Mincer Equation, Power Law of Learning, and Efficient Education Policy. TU Dortmund University, CESifo Munich, and IZA Bonn.