تحقیقات اقتصادی / دورهٔ ۵۰، شمارهٔ ۴، زمستان ۱۳۹۴ / ۱۰۱۶-۹۸۹

نرخ بازدهی خصوصی آموزش در مناطق شهری ایران: روش رگرسیون چندک

غلامرضا کشاورز حداد[1*]، سیدمیثم نوراشرف‌الدین[2]

۱. دانشیار دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف، g.k.haddad@sharif.edu

۲. کارشناس‌ارشد اقتصاد، smeysam.noorashrafoddin@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۲/۳، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۷/۱۴

چکیده

داده‌های پیمایش هزینه و درآمد خانوار در ایران نشان می‌دهد در مناطق شهری، در سال ۱۳۹۰، نسبت به سال ۱۳۸۴، در چندک‌های بالایی و در سال‌های تحصیلی بالاتر، تغییر در لگاریتم دستمزد ساعتی نسبت به افزایش در سال‌های تحصیل کاهش یافته است. حدس اولیه از این مشاهده این است که نرخ بازدهی خصوصی آموزش، یعنی افزایش در لگاریتم دستمزد ساعتی به ازای یک سال افزایش در سال‌های تحصیلی، در چندک‌های بالایی و سال‌های تحصیل بالاتر در سال ۱۳۹۰، نسبت به سال ۱۳۸۴، کاهش یافته باشد. در این پژوهش، به منظور برآورد نرخِ بازدهی خصوصی آموزش بین چندک‌های مختلف، معادلهٔ دستمزد تعمیم‌یافتهٔ مینسر در قالب روش رگرسیون چندک برازش شد. برای رفع مسئلهٔ تورشِ ناشی از انتخاب نمونه نیز از روش گام دومرحله‌ای هکمن استفاده شد. یافته‌ها نشان می‌دهد تحصیلات موجب افزایش نابرابرِ دستمزد در چندک‌های بالایی و پایینی در میان مردان می‌شود؛ در حالی که موجب کاهش نابرابریِ دستمزد در چندک‌های بالایی و پایینی در میان زنان می‌شود. همچنین، نرخ بازدهی خصوصی آموزش در سال ۱۳۹۰ نسبت به سال ۱۳۸۴ کاهش یافته است.

طبقه‌بندی JEL: J31, J23, J24, I21

واژه‌های کلیدی: بازدهی خصوصی آموزش، تورش ناشی از انتخاب نمونه، رگرسیون چندک، نابرابری دستمزد.

---

* نویسندهٔ مسئول، تلفن: ۰۹۳۵۵۰۰۰۱۰۰

۱. مقدمه

نرخ بازدهی آموزش شاخصی برای بهره‌وری آموزش است. این نرخ شکل‌دهندهٔ انگیزهٔ افراد برای سرمایه‌گذاری بر سرمایهٔ انسانی است. ساخاراپولوس (۲۰۰۴) نرخ بازدهی تحصیلات را به دو گروه- نرخ بازدهی خصوصی[1] و اجتماعی[2]- تقسیم می‌کند. در محاسبهٔ نرخ بازدهی خصوصی فقط هزینه‌ها و منافع فردیِ ناشی از آموزش در نظر گرفته می‌شود؛ در حالی‌که در نرخ بازدهی اجتماعی هزینه‌ها و منافع اجتماعی نیز لحاظ می‌شود.

نمودارهای ۱ و ۲ به‌ترتیب تغییرات لگاریتم دستمزد ساعتی حقیقی را نسبت به تغییر در سال‌های تحصیل در دو سال ۱۳۸۴ و ۱۳۹۰ در چندک‌های دستمزدی مختلف، یعنی نقاط مختلف روی منحنی توزیع دستمزد، نشان می‌دهد. نتایج حاصل از نمودارهای ۱ و ۲ و جدول ۱ نشان می‌دهد که اختلافِ بین لگاریتم دستمزد حقیقی بالاترین چندک (چندک ۹۵) با پایین‌ترین چندک (چندک ۵) در فاصلهٔ بین سال‌های ۱۳۸۴ و ۱۳۹۰ کاهش یافته است. این نتیجه دلالت بر آن دارد که در این دوره سیاست‌های اقتصادی به نفع افرادی بوده که در چندک‌های پایینِ دستمزدی قرار داشته‌اند. در آخر اینکه، با مشاهدهٔ نمودارهای ۱ و ۲، به طور شهودی درمی‌یابیم، در سال‌های تحصیلی بالاتر، تغییر در لگاریتم دستمزد ساعتی حقیقی به ازای تغییر در سال‌های تحصیل در نقاط بالایی منحنی توزیع دستمزد در سال ۱۳۹۰ نسبت به سال ۱۳۸۴ کاهش یافته است.

این بدان مفهوم است که، در سال‌های تحصیلی بالاتر و در نقاط بالایی منحنی توزیع دستمزد، درصد تغییر در دستمزد ساعتی حقیقی نسبت به تغییر در سال‌های تحصیلی در سال ۱۳۹۰ کمتر از سال ۱۳۸۴ است. در واقع، می‌توان انتظار داشت نرخ بازدهی تحصیل در مقاطع بالای تحصیلی در نقاط بالایی منحنی توزیع دستمزد در سال ۱۳۹۰ نسبت به سال ۱۳۸۴ کاهش یافته باشد.[3]

---

1. private rate
2. social

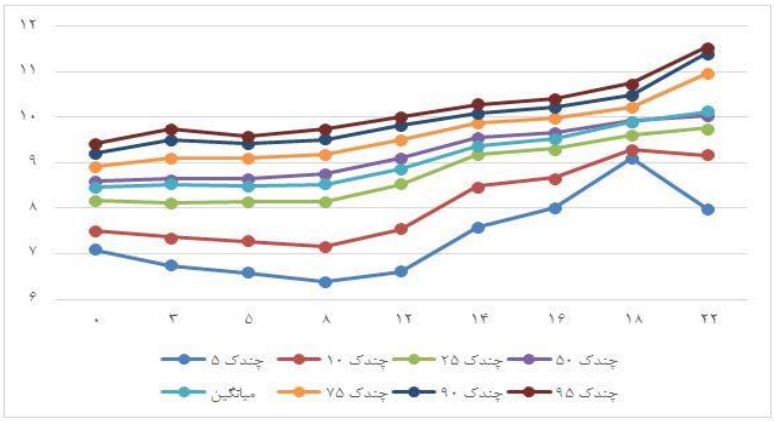
۳. نرخ بازدهی خصوصی آموزش به مفهوم آن است که به طور متوسط یک سال افزایش در سال‌های تحصیل چند درصد به دریافتی افراد می‌افزاید (به تفسیر ضریب متغیر سال‌های تحصیل در معادلهٔ ۱ مراجعه شود). از آنجا که در نمودارهای ۱ و ۲ محور عمودی لگاریتم دستمزد ساعتی حقیقی و محور افقی تعداد سال‌های تحصیلی را نشان می‌دهد، با توجه به مفهوم نرخ بازدهی خصوصی آموزش، شیب نمودارها را می‌توان به منزلهٔ نرخ بازدهی خصوصی آموزش تلقی کرد.

جدول ۱. اختلاف لگاریتم دستمزد ساعتی حقیقی بین دهک‌های بالایی و پایینی، در سطوح مختلف تحصیلی به تفکیک جنسیت در مناطق شهری در سال ۱۳۸۴ و ۱۳۹۰

	۱۳۹۰						۱۳۸۴					
	کل		زن		مرد		کل		زن		مرد	
	چندک ۹۰ منهای چندک ۱۰	چندک ۹۵ منهای چندک ۵	چندک ۹۰ منهای چندک ۱۰	چندک ۹۵ منهای چندک ۵	چندک ۹۰منهای چندک ۱۰	چندک ۹۵ منهای چندک ۵	چندک ۹۰ منهای چندک ۱۰	چندک ۹۵ منهای چندک ۵	چندک ۹۰ منهای چندک ۱۰	چندک ۹۵ منهای چندک ۵	چندک ۹۰ منهای چندک ۱۰	چندک ۹۵ منهای چندک ۵
بی‌سواد	۱,۳۴۰۸۵۳	۱,۸۳۱۶۹	۲,۱۶۵۵۹۵	۲,۹۳۴۱۵۵	۱,۱۷۹۳۵۱	۱,۶۳۸۶۳۹	۱,۷۰۶۷۷	۲,۳۳۷۶۵۶	۱,۵۲۱۶۱۸	۳,۰۹۹۵۳۲	۲,۲۴۱۲۶۸	۳,۰۹۹۳۳۱
دارای سواد خواندن و نوشتن	۱,۴۲۵۵۷۵	۲,۰۹۵۷۴۷	۲,۴۸۸۶۳۹	۳,۷۱۹۴۲۲	۱,۲۸۰۹۳۳	۱,۷۸۹۹۰۶	۲,۱۳۶۰۵۴	۲,۹۸۷۶۱۸	۱,۸۰۰۷۳۱	۴,۱۵۹۸۸۶	۳,۱۲۵۲۳۷	۲,۷۷۲۲۸۸
ابتدایی	۱,۳۰۸۸۱۹	۱,۸۷۷۶۸۹	۲,۰۳۱۲۱۳	۲,۴۲۶۴۷	۱,۲۴۶۰۱	۱,۷۴۱۰۵۶	۲,۱۴۶۵۲۱	۲,۹۹۸۱۷۲	۲,۰۲۵۹۵۳	۳,۶۰۳۹۷۳	۲,۶۵۶۹۱۳	۲,۸۶۶۸۱۲
راهنمایی	۱,۶۰۹۴۳۷	۲,۵۳۱۰۶۹	۲,۷۵۴۸۹	۳,۵۱۶۵۱۷	۱,۵۳۰۴۹۵	۲,۳۸۰۴۴۴	۲,۳۵۱۳۷۵	۳,۳۴۱۶۴۷	۲,۳۱۰۵۵۳	۴,۶۴۴۲۳۵	۳,۰۱۲۱۳۵	۳,۳۳۶۷۲۸
دیپلم	۱,۶۸۱۸۸	۲,۶۳۲۱۶۶	۲,۳۱	۳,۱۳۲۱۹۱	۱,۶۱۵۲۴۶	۲,۵۴۹۸۹۱	۲,۲۷۰۶۷۱	۳,۳۸۴۹۵۳	۲,۱۶۸۸۷۱	۳,۴۴۵۳۹۵	۲,۶۰۰۶۶۵	۳,۳۶۶۳۹۹
فوق دیپلم	۱,۵۶۲۳۶۹	۲,۴۱۶۵۱۴	۱,۷۷۱۴۵	۲,۵۳۱۴۸۲	۱,۵۱۹۱۷	۲,۴۴۱۵۲۴	۱,۶۱۵۲۴۱	۲,۶۷۹۸۶	۱,۶۰۰۷۷۸	۲,۲۹۵۷۱۳	۱,۶۰۵۵۴۲	۲,۸۵۷۱۷۱
لیسانس	۱,۴۳۲۶۰۱	۲,۳۵۸۴۲۶	۱,۶۲۷۹۵۱	۲,۴۱۰۵۲۳	۱,۳۸۷۶۳۶	۲,۳۰۱۲۷۶	۱,۵۵۱۶۸۵	۲,۳۹۲۳۰۱	۱,۳۳۵۶۶۷	۲,۴۶۱۵۸۴	۱,۸۰۵۶۸۲	۲,۳۰۲۰۹۲
فوق لیسانس	۱,۵۰۲۹۷۸	۲,۷۷۷۱۷۱	۱,۴۸۳۶۸۷	۲,۲۲۳۵۳۲	۱,۵۰۵۴۱۴	۳,۸۰۲۵۲۲	۱,۱۹۴۷۸۶	۱,۶۴۸۶۶	۱,۲۵۲۳۵۹	۱,۶۰۰۵۶۶	۱,۲۲۱۵۹۳	۱,۷۶۹۷۲۳
دکترا	۱,۴۸۷۲۱۱	۲,۲۸۳۶۴۷	۲,۲۹۴۵۵۷	۲,۲۹۴۵۵۷	۱,۴۴۲۶۱۵	۲,۱۷۱۷۶۵	۲,۲۵۱۷۳۱	۳,۵۵۶۴۹۶	۲,۱۱۲۳۷۲	۳,۷۹۵۳۹۵	۳,۷۹۵۳۹۵	۳,۵۵۸۴۲۷

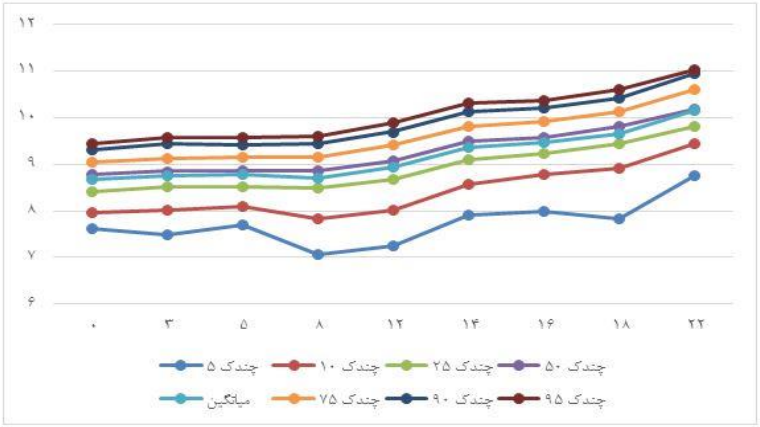
ادامهٔ جدول ۱. اختلاف نتایج سال ۱۳۹۰ و ۱۳۸۴ (۱۳۹۰ منهای ۱۳۸۴)

	کل		زن		مرد	
	چندک ۹۰ منهای چندک ۱۰	چندک ۹۵ منهای چندک ۵	چندک ۹۰منهای چندک ۱۰	چندک ۹۵ منهای چندک ۵	چندک۹۰ منهای چندک ۱۰	چندک ۹۵ منهای چندک ۵
بی‌سواد	-۰,۳۶۵۹۲	-۰,۵۰۵۹۷	-۰,۰۷۵۶۷	-۰,۱۶۵۳۸	-۰,۳۴۲۲۷	-۰,۴۶۰۶۹
دارای سواد خواندن و نوشتن	-۰,۷۱۰۴۸	-۰,۸۹۱۸۷	-۰,۶۳۶۶	-۰,۴۴۰۴۶	-۰,۵۱۹۸	-۰,۹۸۲۳۸
ابتدایی	-۰,۸۳۷۷	-۱,۱۲۰۴۸	-۰,۶۲۵۷	-۱,۱۷۷۵	-۰,۷۷۹۹۴	-۱,۱۲۵۷۶
راهنمایی	-۰,۷۴۱۹۴	-۰,۸۱۰۵۸	-۰,۲۵۷۲۴	-۱,۱۲۷۷۲	-۰,۷۸۰۰۶	-۰,۹۵۴۲۸
دیپلم	-۰,۵۸۸۷۹	-۰,۷۵۲۷۹	-۰,۲۹۰۶۷	-۰,۳۱۳۲	-۰,۵۵۳۶۲	-۰,۸۱۶۵۱
فوق دیپلم	-۰,۰۵۲۸۷	-۰,۲۶۳۳۵	۰,۱۶۵۹۰۸	۰,۲۳۵۷۶۹	-۰,۰۸۱۶۱	-۰,۴۱۵۶۵
لیسانس	-۰,۱۱۹۰۸	-۰,۰۳۳۸۷	-۰,۱۷۷۷۳	-۰,۰۵۱۰۶	-۰,۰۵۱۹۶۹	-۰,۰۰۰۸۲
فوق لیسانس	۰,۳۰۸۱۹۲	۱,۱۲۸۵۱۱	۰,۲۶۲۰۹۴	۰,۶۲۲۹۶۶	۰,۲۵۳۱۵۵	۲,۰۳۲۷۹۹
دکترا	-۰,۷۶۴۵۲	-۱,۲۷۲۸۵	-۱,۵۰۰۸۴	-۱,۵۰۰۸۴	-۰,۶۶۹۷۶	-۱,۳۸۶۶۶



نمودار ۱. تغییر در لگاریتم دستمزد ساعتی حقیقی نسبت به تغییر در سال‌های تحصیل در چندک‌های دستمزدی مختلف مناطق شهری در سال ۱۳۸۴

منبع: داده‌های شهری طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی مرکز آمار ایران، سال ۱۳۸۴



نمودار ۲.[۱] تغییر در لگاریتم دستمزد ساعتی حقیقی نسبت به تغییر در سال‌های تحصیل در چندک‌های دستمزدی مختلف مناطق شهری در سال ۱۳۹۰

منبع: داده‌های شهری طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی مرکز آمار ایران، سال ۱۳۹۰

۱. در نمودارهای ۱ و ۲، محور افقی تعداد سال‌های تحصیل و محور عمودی لگاریتم دستمزد ساعتی حقیقی به سال پایه ۱۳۸۳ را نشان می‌دهد. منظور از چندک نقاط مختلف روی منحنی توزیع دستمزد است. به این صورت که چندک ۵، ۱۰، ۲۵، ۵۰، ۷۵، ۹۰، ۹۵ به‌ترتیب بیان‌کنندهٔ صدک پنجم، دهم، بیست‌وپنجم، پنجاهم، هفتادوپنجم، نودم، نودوپنجم روی منحنی توزیع دستمزد است.

هدف از این مطالعه محاسبهٔ نرخ بازدهی خصوصی آموزش گروه‌های مختلف تحصیلی در طول منحنی توزیع دستمزد به تفکیک جنسیت برای سال‌های ۱۳۸۴ و ۱۳۹۰ و مقایسهٔ نتایج به‌دست‌آمده از این دو سال است. بدین منظور، از داده‌های شهری طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی مرکز آمار ایران برای سال‌های ۱۳۸۴ و ۱۳۹۰ و روش رگرسیون چندک استفاده می‌شود. بنابراین، در بخش دوم این مطالعه به مفهوم سرمایهٔ انسانی و پایهٔ نظری روش اقتصادسنجی مورد استفاده در این پژوهش پرداخته می‌شود. بخش سوم اختصاص دارد به مروری بر مطالعات تجربی مربوط به محاسبهٔ نرخ بازدهی آموزش. در بخش چهارم چارچوب تحلیلی مورد استفاده در این مطالعه بیان می‌شود. در بخش پنجم نتایجِ چارچوب تحلیلی ارائه‌شده بیان می‌شود و در بخش ششم نیز خلاصه‌ای از نتایج این پژوهش ارائه می‌شود.

۲. نوشتارهای نظری

توسعهٔ نظری و تجربی مدل‌های سرمایهٔ انسانی معمولاً به ژاکوب مینسر[1]، گری بکر[2] و بن- پوراس[3] نسبت داده می‌شود. مینسر (۱۹۵۸؛ ۱۹۷۴) پایه‌ای برای اکثر مدل‌های تجربی و نظری شکل داد. تابع درآمدی اولیه، که به مینسر نسبت داده می‌شود، به صورت معادلهٔ ۱ تصریح می‌شود.

$$\ln Y_t = a_0 + r_s s + a_1 exp + a_2 exp^2 + u_t \qquad (1)$$

به طوری که Y_t دریافتی سالانهٔ افراد، s سال‌های تحصیل، exp تجربهٔ کاری بالقوه، $a>0$ سطح دستمزد بدون تحصیلات و تجربهٔ کاری صفر و u_t جزء اخلال است. در این معادله، ضریب s به عنوان متوسط نرخ بازدهی تحصیل تفسیر می‌شود. مینسر فرض می‌کند همهٔ افراد دارای توانایی و فرصت‌های برابر برای ورود به یک شغل خاص هستند. شغل‌های مختلف در میزان آموزش موردِ نیازِ متناسب با آن شغل با یکدیگر متفاوت‌اند. جریان دریافتی در طول سال‌هایی که فرد کار می‌کند ثابت است. نرخ استهلاک سرمایهٔ انسانی چه در طول تحصیل چه در طول سال‌هایی که فرد مشغول به کار است صفر در

1. Mincer
2. Becker
3. Ben-Porath

نظر گرفته می‌شود و هزینهٔ آموزش فقط محدود به چشم‌پوشی از دریافتی ناشی از پرداختن به تحصیل است. نتایج به‌دست‌آمده از مدل نشان می‌دهد افرادی که آموزش بیشتری دارند دریافتی سالانه‌شان بیشتر است. تفاوتِ دریافتی افرادی که مثلاً به اندازهٔ d سال در آموزش با یکدیگر تفاوت دارند با افزایش نرخ تنزیل درآمدهای آتی افزایش می‌یابد. همچنین، تفاوتِ دریافتی افراد با افزایش طول دوران کاری کاهش می‌یابد. بکر و چیسویک[1] (۱۹۶۶) نیز ایدهٔ سرمایهٔ انسانی را در چارچوب منحنی عرضه و تقاضا تحلیل می‌کنند و انتخاب سطح بهینهٔ تحصیلات توسط افراد را ناشی از کنش متقابل عرضه و تقاضا می‌دانند. در این چارچوب، منحنی تقاضای فردی سرمایهٔ انسانی از منفعت نهایی ناشی از تجمیع بیشتر سرمایهٔ انسانی ـ که با نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری در آموزش به‌دست می‌آید ـ استخراج می‌شود. همچنین، هزینهٔ نهایی ناشی از تجمیع سرمایهٔ انسانی بیشتر ـ که با نرخ بهره اندازه‌گیری می‌شود ـ منحنی عرضه را به‌دست می‌دهد که از تقاطع دو منحنی سطح تعادلی سرمایه‌گذاری مشخص می‌شود. ایدهٔ تولید سرمایهٔ انسانی بهینه[2] را نیز می‌توان به مطالعهٔ بن- پوراس (۱۹۶۷) نسبت داد. بن- پوراس فرض می‌کند که افراد در هر مرحله از دوران زندگی خود، طبق هزینه و فایدهٔ ناشی از سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ انسانی، تصمیم می‌گیرند که سرمایه‌گذاری کنند. همچنین، منافع ناشی از افزایش سرمایه‌گذاری به صورت ارزش حال دستمزد اضافی است که در اثر افزایش یک واحد سرمایه‌گذاری حاصل می‌شود. بن- پوراس، به منظور معرفی سمت هزینه‌ها، تابع تولید سرمایهٔ انسانی را به صورت $Q=f(K,T,R)$ در نظر می‌گیرد که دارای ویژگی بازدهی کاهشی نسبت به مقیاس است؛ به طوری‌که Q نشان‌دهندهٔ سرمایهٔ انسانی تولیدشده، K انبارهٔ سرمایهٔ انسانی، T نمایندهٔ زمان و R بیان‌کنندهٔ سایر منابع موجود در بازار است. بن- پوراس در تحلیل خود فراغت را وارد نمی‌کند و فرض می‌کند سرمایهٔ انسانی همگن است و با نرخ ثابت مستهلک می‌شود. نتایج حاصل از مدل بن- پوراس نشان می‌دهد بین سن افراد و سرمایهٔ انسانی Q رابطهٔ معکوسی وجود دارد؛ بدین مفهوم که هر چه سن افراد کمتر باشد، تجمیع سرمایهٔ انسانی بیشتر است و این بدان معنی است که افراد جوان‌تر

1. Chiswick
2. optimal human capital production

بیشتر از افراد مسن روی سرمایهٔ انسانی خود سرمایه‌گذاری می‌کنند. این بدان سبب است که افراد هرچه مسن‌تر می‌شوند، مدت زمان بازگشت منافع ناشی از سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ انسانی (تحصیل و آموزش) کاهش می‌یابد. ویزساچر[1] (۱۹۹۳) نیز یک مدل چرخهٔ زندگی دیگر را معرفی می‌کند که، در واقع، بسط مدل بن- پوراس است. این مدل چرخهٔ زندگی یک مسئلهٔ تورش بهینه‌یابی پویاست که از آن برای پیداکردن مقادیر بهینه استفاده می‌شود. در این مدل همهٔ قیمت‌ها (قیمت سرمایهٔ انسانی یا دستمزد، قیمت کالاهای آموزشی یا شهریه و پرداخت‌های مربوط به خرید کتاب و نرخ بهره) ثابت و برون‌زا فرض می‌شود و افراد در همهٔ بازارها قیمت‌پذیرند[2]، همچنین افراد ریسک خنثی هستند.

هرچند بکر، بن- پوراس و ویزساچر به توسعهٔ نظری مدل‌های سرمایهٔ انسانی پرداختند، در مطالعات تجربی، به منظور برآورد نرخ بازدهی خصوصی آموزش، از تابع درآمدی مینسر (معادلهٔ ۱) و بسط آن استفاده می‌شود. به علاوه، رگرسیون چندک- که کوینکر و باست[3] (۱۹۷۸) آن را معرفی کردند- امکان بررسی میزان اثرگذاری متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته در طول منحنی توزیع دستمزد را فراهم می‌کند؛ به طوری که مدل رگرسیون چندک در قالب تابع درآمدی مینسر به صورت معادلهٔ ۲ خواهد بود و عبارت سمت چپ بیان‌کنندهٔ معادلهٔ دستمزد و عبارت سمت راست چندک (کوانتیل) شرطی θام است که در آن x_i بردار متغیرهای مستقل معادلهٔ دستمزد و $E\left[\varepsilon_{\theta_i}|x_i\right]=0$ است.

$$\ln w_i = x_i'\beta_\theta + \varepsilon_{\theta_i};\ quant_\theta\left(\ln w_i|x_i\right) = x_i'\beta_\theta \qquad (۲)$$

در این حالت بازدهی آموزش به صورت معادلهٔ ۳ تعریف می‌شود.

$$r_\theta = \frac{\partial quant_\theta(\ln w \mid x)}{\partial s} \qquad (۳)$$

1. Weizsacher
2. price takers
3. Koenker & Basset

به طوری که x مجموعه‌ای از متغیرهای توضیح‌دهنده شامل آموزش، تجربه و مجذور تجربه است. به علاوه، تابع درآمدی مینسر ممکن است به دلیل وجود مسئلهٔ تورش ناشی از انتخاب نمونه[1] دچار تورش در تخمین ضرایب شود. تورش هنگامی بروز می‌یابد که در تخمین تابع دستمزد فقط افرادی را که کار می‌کنند و دستمزدی به‌دست می‌آورند لحاظ کنیم. این گروه از افراد که از آن‌ها در تخمین معادلهٔ دستمزد استفاده می‌شود، در واقع، نمونه‌ای گزینشی[2]اند تا اینکه نمونه‌ای تصادفی باشند. به عبارت دیگر، این نمونه به دلیل غیرتصادفی‌بودن آن نمی‌تواند نمایندهٔ مناسبی برای توضیح رفتار جامعه باشد. مثلاً، فرض کنید به دنبال آنیم که دربارهٔ تأثیر آموزش بر دستمزد افراد، که به طور بالقوه می‌توانند در بازار کسب کنند، مطالعه کنیم. همچنین، فرض کنید بخش غیر قابل اغماضی از جامعهٔ مورد مطالعه افراد بیکارند. در این حالت، برای این افراد اطلاعاتی دربارهٔ دریافتی‌هایشان وجود ندارد. بنابراین، از مشاهدات متناظر با آن نیز نمی‌توان در تخمین تابع دستمزد (معادلهٔ دستمزد پیشنهادی)[3] استفاده کرد. بنابراین، تخمینی که از تابع دستمزد ارائه می‌دهیم مبتنی بر نمونه‌ای غیرتصادفی خواهد بود که هکمن[4] (۱۹۷۹) به این موضوع می‌پردازد. بوشینسکی[5] (۱۹۹۸) نیز، برای نخستین بار، مسئلهٔ تورش ناشی از انتخاب نمونه را در رگرسیون چندک بررسی کرد.

۳. ادبیات تجربی

بوشینسکی (۱۹۹۴)، به منظور مطالعهٔ ساختار دستمزد و تخمین نرخ بازدهی تحصیل و تجربهٔ کاری در فاصلهٔ بین سال‌های ۱۹۶۴ ـ ۱۹۸۸ در آمریکا از روش رگرسیون چندک استفاده کرد. بدین منظور، مدل سادهٔ مینسر (۱۹۷۴) را تخمین زد. متغیر وابسته را نیز لگاریتم درآمد هفتگی در نظر گرفت و برای متغیرهای توضیح‌دهنده از تجربهٔ کاری و فرم درجهٔ دوم آن و همچنین از متغیر تعداد سال‌های تحصیل استفاده کرد. مدل مورد نظر را، علاوه بر میانگین مشاهدات، در چندک‌های ۱۰، ۲۵، ۵۰، ۷۵ و ۹۰ نیز تخمین زد. نتایج

1. sample selection
2. selective sample
3. wage offer
4. Heckman
5. Buchinsky

برآورد مدل نشان می‌دهد نرخ بازدهی تحصیل با حرکت در طول منحنی توزیع دستمزد افزایش می‌یابد. همچنین، مارتینز و پریرا[1] (۲۰۰۴) طی مطالعه‌ای دربارهٔ ساختار دستمزد ۱۶ کشور اروپایی در نیمهٔ اول دههٔ ۱۹۹۰ به این نتیجه رسیدند که نرخ بازدهی آموزش برای همهٔ کشورها به‌جز یونان دارای روند صعودی در طول منحنی توزیع دستمزد است. آن‌ها برای بررسی میزان اثرگذاری تحصیلات بر نابرابری دستمزد به ازای چندک‌های مختلف از متغیر پیوستهٔ تحصیلات به عنوان متغیر توضیح‌دهنده استفاده کردند. همچنین، لگاریتم دستمزد ساعتی را متغیر وابسته در نظر گرفتند. بودریا و مورو- اگیدو[2] (۲۰۰۸) نیز به مطالعهٔ رابطهٔ بین آموزش و نابرابری دستمزد بین سال‌های ۱۹۹۴ ــ ۲۰۰۱ در اسپانیا پرداختند. نمونهٔ آن‌ها شامل زنان و مردان ۱۸ تا ۶۰سالهٔ شاغل در بخش خصوصی بود که بین ۱۵ تا ۸۰ ساعت در هفته کار می‌کردند. همچنین، شاغلان بخش کشاورزی و افراد خوداشتغال[3] را از نمونه حذف کردند. نتایج اصلی این مطالعه نشان می‌دهد میزان اثرگذاری هر یک از مقاطع مختلف تحصیلی بر دستمزد در طول منحنی توزیع دستمزد دارای اختلاف معنی‌داری است. همچنین، افراد با سطح تحصیلات بالاتر به طور معنی‌داری دارای دستمزد بیشتری هستند. به علاوه، تانسل و بیرجان[4] (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای در ترکیه، به منظور بررسی تغییر ساختار دستمزد مردان از سال ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۱، برای پاسخ به سؤالات خود از ابزار رگرسیون چندک استفاده کردند. آن‌ها بررسی خود را یک بار با فرض یکسان‌بودن نرخ بازدهی سالانه و بار دیگر با فرض عدم برابری نرخ بازدهی سالانهٔ مقاطع مختلف تحصیلی انجام دادند و به منظور بررسی عدم برابری نرخ بازدهی سالانهٔ مقاطع مختلف تحصیلی هفت گروه تحصیلی را در نظر گرفتند که به‌ترتیب شامل ۰، ۲، ۵، ۸، ۱۱، ۱۵ و ۱۷ سال تحصیل بودند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که نابرابری دستمزد از سال ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۱ در نقاط پایین منحنی توزیع دستمزد در حال کاهش است، ولی در نقاط بالایی در حال افزایش است. نتیجهٔ مهمی که از این مطالعه به‌دست آمد این است که تحصیلات در همهٔ مقاطع تحصیلی باعث افزایش نابرابری

1. Martins & Pereira
2. Budria & Moro-Egido
3. self-employed
4. Tansel & Bircan

دستمزد بین چندک‌های بالایی و پایینی می‌شود و این به معنای آن است که تحصیلاتِ مردان ابزاری برای دامن‌زدن بیشتر به نابرابری دستمزد نقاط بالایی و پایینی منحنی دستمزد است. آگراوال (۲۰۱۱) در هند نیز به بررسی نرخ بازدهی خصوصی تحصیلات در مناطق شهری و روستایی، با استفاده از داده‌های سال ۲۰۰۵، پرداخت. او نیز، همانند تانسل و بیرجان (۲۰۱۲)، به بررسی نرخ بازدهی سالانهٔ تحصیل با فرض برابری و عدم برابری نرخ بازدهی تحصیل در مقاطع تحصیلی مختلف با استفاده از رگرسیون چندک و حداقل مربعات معمولی پرداخت. به علاوه، مسئلهٔ تورش ناشی از انتخاب نمونه را نیز در رگرسیون حداقل مربعات معمولی بررسی کرد. بدین منظور، پنج گروه تحصیلی را معرفی کرد که به‌ترتیب دارای صفر، ۵، ۸، ۱۲ و ۱۵ سال تحصیل بودند. نتایج برآورد رگرسیون حداقل مربعات معمولی نشان می‌دهد که ضریب معکوس نسبت میلز معنی‌دار است و به معنای وجود مسئلهٔ تورش ناشی از انتخاب نمونه است. همچنین، نرخ بازدهی خصوصی با افزایشِ سطح تحصیلات در همهٔ چندک‌ها و میانگین مشاهدات در حال افزایش است. در مطالعه‌ای متفاوت، بوشینسکی (۱۹۹۸) به بررسی ساختار دستمزد زنان ۲۰ تا ۶۴ ساله، که در سال‌های ۱۹۶۸، ۱۹۷۲، ۱۹۷۸، ۱۹۸۵ و ۱۹۸۰ حداقل دو هفته کار می‌کردند و دارای درآمد مثبت بودند پرداخت. متغیر وابسته معادلهٔ دستمزد لگاریتم درآمد هفتگی در نظر گرفته شده است. تفاوت این مطالعه با آنچه پیش از این بیان کردیم آن است که مسئلهٔ تورش ناشی از انتخاب نمونه، علاوه بر اینکه در رگرسیون حداقل مربعات معمولی بررسی شده، در رگرسیون چندک نیز در نظر گرفته شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد ضرایب نسبت معکوس میلز مثبت و معنی‌دار است. این به معنای تأیید مسئلهٔ تورش نمونه در بازار کار زنان است. همچنین، میزان اثرگذاری گروه‌های تحصیلی بر دستمزد در نقاط پایینِ منحنی توزیع دستمزد در حال افزایش است. این موضوع به معنای کاهش نابرابری دستمزد گروه‌های مختلف تحصیلی بین چندک‌های بالایی و پایینی در فاصلهٔ سال‌های مورد بررسی است.

در ایران، افشاری (۱۳۷۴)، با انتخاب نمونهٔ ۳۵۰ نفری در شهر تهران، از میان شاغلان بخش خصوصی و دولتی، و همچنین زن و مرد در سال ۱۳۷۰، به تخمین نرخ بازدهی خصوصی با استفاده از مدل مینسر پرداخت. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که نرخ

بازدهی آموزش به روش حداقل مربعات ۷٫۳ درصد و نرخ بازدهی تجربه برابر ۳٫۳ درصد است. صالحی (۱۳۸۴) نیز، با استفاده از تابع درآمدی مینسر، نرخ بازدهی تجربهٔ کاری و آموزش را تخمین زد. ویژگی‌ای که مطالعهٔ صالحی (۱۳۸۴) را از افشاری (۱۳۷۴) متمایز می‌کند تعریف متغیر وابسته است. او به جای اینکه از لگاریتم درآمد سالانهٔ افراد به عنوان متغیر وابسته استفاده کند لگاریتم هزینه را متغیر وابسته معرفی می‌کند. در این مطالعه، ضریب تحصیلات و ضریب تجربهٔ کاری به‌ترتیب ۰٫۱ و ۰٫۰۰۳ برای میانگین جامعه تخمین زده شده است.

نتیجه آنکه در مطالعات تجربی کنونی مربوط به تخمین نرخ‌های بازدهی خصوصی آموزش و همچنین بررسی میزان اثرگذاری گروه‌های مختلف تحصیلی بر دستمزد افراد، علاوه بر آنکه از روش رگرسیون چندک بسیار استفاده می‌شود، در کنار آن، مسئلهٔ تورش ناشی از انتخاب نمونه نیز لحاظ می‌شود. در این مطالعه نیز، به پیروی از مطالعات تجربی مورد بررسی، به تخمین نرخ بازدهی خصوصی آموزش با استفاده از روش رگرسیون چندک پرداخته شده و مسئلهٔ تورش ناشی از انتخاب نمونه نیز بررسی شده است.

استفاده از روش رگرسیون چندک، در نظر گرفتن مسئلهٔ تورش ناشی از انتخاب نمونه و نیز تخمین نرخ بازدهی خصوصی آموزش گروه‌های مختلف تحصیلی وجه تمایز این پژوهش با مطالعهٔ افشاری (۱۳۷۴) و صالحی (۱۳۸۴) است. همچنین، تخمین نرخ بازدهی به روش رگرسیون چندک و لحاظ مسئلهٔ تورش ناشی از انتخاب نمونه در کنار آن این مطالعه را از مطالعات تجربی سایر کشورهای مورد بررسی در این پژوهش متمایز می‌سازد.

۴. چارچوب تحلیلی

در این پژوهش از داده‌های شهری طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارهای ایران در سال‌های ۱۳۸۴ و ۱۳۹۰ (که از مرکز آمار ایران ایران استخراج شده) استفاده می‌شود. متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش عبارت‌اند از:

لگاریتم دستمزد ساعتی: لگاریتم دستمزد ساعتی متغیر وابستهٔ معادلهٔ دستمزد است. برای محاسبهٔ این متغیر از زیربخش اول قسمت چهارم پرسش‌نامهٔ بودجهٔ خانوار،

که شاملِ درآمدهای پولی اعضای شاغل خانوار از مشاغل مزد و حقوق‌بگیری است، استفاده می‌شود. در معادلهٔ ۴ نحوهٔ محاسبهٔ دستمزد ساعتی بیان شده است:

$$W_i = \frac{y_nincome_i}{۵۲(hours_i)(days_i)} \qquad (۴)$$

در این معادله دستمزد ساعتی فرد iام محاسبه شده است. منظور از $y_nincome_i$ درآمد خالص سالانهٔ فرد iام از مشاغل مزد و حقوق‌بگیری، $hours_i$ تعداد ساعات کاری فرد در طول هفته و $days_i$ تعداد روزهای کار فرد در هفته است. اگر تعداد هفته‌های یک سال را ۵۲ در نظر بگیریم، با ضرب این عدد در تعداد ساعات کار در یک روز و همچنین تعداد روزهای کار در هفته، می‌توان تعداد ساعات کاری فرد را در طول یک سال به‌دست آورد و با تقسیم درآمد خالص سالانه بر این عدد دستمزد ساعتی فرد به‌دست می‌آید و با لگاریتم‌گیری از این متغیر لگاریتم دستمزد ساعتی به عنوان متغیر وابسته معادلهٔ دستمزد ساخته می‌شود.

مشارکت نیروی کار: این متغیر به عنوان متغیر وابسته معادلهٔ پروبیت مشارکت دو مقدار صفر و یک را اختیار می‌کند: برای افراد شاغل مقدار یک و برای افراد بیکار مقدار صفر را اختیار می‌کند. بنابراین، در این پژوهش، برای افرادی که اظهار کرده‌اند در حال حاضر در بخش مزد و حقوق‌بگیری شاغل‌اند مقدار یک و برای افرادی که بیان کرده‌اند در حال حاضر در بخش مزد و حقوق‌بگیری شاغل نیستند مقدار صفر را لحاظ می‌کنیم.

تعداد فرزندان فرد: متغیر تعداد فرزندان را در دو گروه بررسی می‌کنیم: فرزندان کوچک‌تر از شش سال و فرزندان بزرگ‌تر از پنج سال. بدین منظور، از بخش خصوصیات اجتماعی اعضای خانوار پرسش‌نامهٔ طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی و ستون مربوط به بستگی با سرپرست خانوار، تعداد فرزندان را به‌دست می‌آوریم. بدین ترتیب، می‌توانیم نحوهٔ تأثیرگذاری تعداد فرزندانی را که در حال تحصیل نیستند و به مراقب بیشتری نیاز دارند و تعداد فرزندانی که در سن تحصیل‌اند بر مشارکت والدین در بازار کار بررسی کنیم. انتظار داریم که مردان با افزایش تعداد فرزندان به احتمال بسیار زیاد در بازار کار مشارکت کنند. همچنین، به دلیل اینکه

فرزندان به رسیدگی و مراقبت در خانواده نیاز دارند و این نقش در جامعهٔ ایرانی عمدتاً به عهدهٔ زنان است، انتظار داریم احتمال ورود زنان به بازار کار با افزایش تعداد فرزندان کاهش یابد.

تحصیلات: در این پژوهش نُه گروه تحصیلی را ـ بی‌سواد، دارای سواد خواندن و نوشتن، ابتدایی، راهنمایی، دیپلم، فوق‌دیپلم، لیسانس، فوق لیسانس و دکتری ـ که به‌ترتیب دارای صفر، ۲، ۵، ۸، ۱۲، ۱۴، ۱۶، ۱۸ و ۲۲ سال تحصیل‌اند در نظر می‌گیریم.

تجربهٔ کاری بالقوه: متغیر تجربهٔ کاری در معادلهٔ دستمزد برای کنترل اثر تعداد سال‌های کاری هنگام محاسبهٔ بازدهی آموزش است، زیرا انتظار می‌رود افراد با سطح تحصیلات پایین ولی تجربهٔ کاری بالا بتوانند دستمزد بیشتری به‌دست آورند. به دلیل آنکه اطلاعات دقیقی از میزان تجربهٔ کاری افراد در دسترس نیست، در مطالعات تجربی از تجربهٔ کاری بالقوهٔ افراد به عنوان متغیر جایگزین[1] برای متغیر تجربهٔ کاری واقعی افراد استفاده می‌شود. فرضی که در نحوهٔ ساختن این متغیر مستتر است این است که افراد بلافاصله پس از پایان تحصیل وارد بازار کار می‌شوند. بنابراین، متغیر تجربهٔ کاری بالقوه به صورت معادلهٔ ۵ تعریف می‌شود.

$$\exp_i = \text{age}_i - \text{schooling}_i - ۶ \qquad (۵)$$

در این پژوهش نیز از متغیر تجربهٔ کاری بالقوه به عنوان متغیر جایگزین برای متغیر تجربهٔ کاری واقعی افراد استفاده می‌شود. در معادلهٔ ۵، $\exp_i$ نشان‌دهندهٔ تعداد سال‌های تجربهٔ کاری بالقوهٔ فرد iام، schooling_i تعداد سال‌های تحصیل فرد iام، age_i سن فرد (که از ستون مربوط به سن افراد در بخش خصوصیات اجتماعی اعضای خانوار به‌دست می‌آید) و ۶ بیان‌کنندهٔ تقریبیِ سن فرد برای ورود به دورهٔ ابتدایی است.[2]

---

1. proxy

۲. تجربهٔ کاری بالقوهٔ فرد برابر است با سن فرد منهای تعداد سال‌های تحصیل فرد که از سن شروع به تحصیل (که در ایران شش سال تمام در نظر گرفته شده است) کسر می‌شود. به علاوه، به دلیل آنکه سن شروع به تحصیل در کشورهای مختلف ممکن است متفاوت باشد، عدد شش، که در مورد ایران صدق می‌کند، در مطالعات مربوط به کشورهای دیگر ممکن است عدد دیگری باشد. از باب نمونه به تانسل و بیرجان (۲۰۱۲)، آگراوال (۲۰۱۱) و صالحی (۱۳۸۴) رجوع شود.

وضعیت زناشویی: بر اساس آیین دادرسی مدنی ایران و عرف اجتماعی، مرد متکفلِ امور معیشتی زندگی است و در صورت استنکاف از پرداخت نفقه از سه ماه و یک روز تا پنج ماه به زندان محکوم می‌شود (قانون مجازات اسلامی، مادهٔ ۶۴۲). این مادهٔ قانونی در کنار الزام عرفی موجب کاهش دستمزد آستانهٔ مردان برای ورود به بازار کار می‌شود. از سوی دیگر، زنان هیچ تعهدی برای تأمین معیشت خانوار ندارند، بلکه برعکس بر اساس همان قانون ملزم به تبعیت و تمکین از ارادهٔ همسرند. از این رو، ازدواج عامل ورود مردان به بازار کار و در برخی مواقع عامل خروج زنان از بازار کار می‌شود. در این پژوهش، متغیر مجازی وضعیت زناشویی با استفاده از بخش خصوصیات اجتماعی اعضای خانوار و ستون وضعیت زناشویی تعریف می‌شود؛ به طوری‌که برای افرادی که همسر دارند مقدار یک و برای افرادی که دارای یکی از سه وضعیت‌اند- بی‌همسر بر اثر فوت، بی همسر بر اثر طلاق و هرگز ازدواج نکرده- مقدار صفر اختیار می‌شود.

درآمد همسر افراد: این متغیر لگاریتم مجموع دستمزد ساعتی همسر افراد را شامل می‌شود. انتظار داریم زنانی که همسرانشان درآمد دارند، به دلیل توانمندی مالی، انگیزهٔ کمتری برای ورود به بازار کار داشته باشند.

درآمد غیر کاری افراد: این متغیر، برای هر فرد، از لگاریتم مجموع درآمدهای مربوط به زیربخش درآمدهای متفرقهٔ اعضای خانوار در دوازده ماه گذشته در بخش درآمدهای پرسش‌نامهٔ هزینه و درآمد خانوار به‌دست می‌آید. گزارش درآمد در این بخش به معنای درآمد غیرکاری افراد محسوب می‌شود. انتظار داریم افرادی که در این بخش دارای درآمد هستند در مقایسه با افرادی که در این بخش درآمدی ندارند، تمایل کمتری به ورود به بازار کار داشته باشند. همچنین، با افزایش درآمد غیر کاری افراد انتظار داریم احتمال ورود به بازار کار آن‌ها در بازار کار کاهش یابد.

گروه شغلی: در پرسش‌نامهٔ هزینه و درآمد خانوار و در زیربخش مربوط به مشاغل مزد و حقوق‌بگیری ستونی به منظور تعیین شغل افراد وجود دارد و به طور کلی نُه گروه شغلی تعریف شده است: ۱. قانون‌گذاران، مقامات عالی‌رتبه و مدیران؛ ۲. متخصصان (علمی و فنی)؛ ۳. تکنسین‌ها و دستیاران؛ ۴. کارمندان امور اداری و دفتری؛ ۵. کارکنان خدماتی و فروشندگان؛ ۶. کارکنان ماهر کشاورزی، جنگل‌داری و ماهی‌گیری؛ ۷. صنعتگران و

کارکنان مشاغل مربوط؛ ۸. متصدیان و مونتاژکاران ماشین‌آلات و دستگاه‌ها؛ ۹. کارگران ساده. در این مطالعه به دلیل محدودبودن داده‌های دستمزد ساعتی به تفکیک زن و مرد، به منظور بررسی نرخ بازدهی در چندک‌های مختلف، گروه‌های شغلی‌ای را که از لحاظ سطح تحصیل و دستمزد ساعتی شباهت بیشتری به هم دارند در یک گروه قرار می‌دهیم. بنابراین، شش گروه شغلی خواهیم داشت: گروه اول، قانون‌گذاران، مقامات عالی‌رتبه و مدیران و متخصصان (علمی و فنی)؛ گروه دوم، تکنسین‌ها و دستیاران؛ گروه سوم، کارمندان امور اداری و دفتری؛ گروه چهارم، کارکنان خدماتی و فروشندگان؛ گروه پنجم، صنعتگران و کارکنان مشاغل مربوط به همراه متصدیان و مونتاژکاران ماشین‌آلات و دستگاه‌ها؛ گروه ششم، کارکنان ماهر کشاورزی، جنگل‌داری و ماهی‌گیری همراه کارگران ساده. این گروه شغلی به‌ترتیب با شغل ۱، شغل ۲، شغل ۳، شغل ۴، شغل ۵ و شغل ۶ نشان داده می‌شوند. گروه آخر، یعنی گروه ششم، را نیز به عنوان گروه شغلی مرجع در نظر می‌گیریم.

مدل تجربی استفاده‌شده در این مطالعه تابع درآمدی مینسر (۱۹۷۴) است. با این تفاوت که به جای لگاریتم درآمد سالانه از لگاریتم دستمزد ساعتی استفاده می‌کنیم. همچنین، به منظور استخراج نرخ بازدهی به تفکیک سطوح تحصیلی، هشت متغیر مجازی بی‌سواد، دارای سواد خواندن و نوشتن، ابتدایی، راهنمایی، دیپلم، فوق دیپلم، لیسانس، فوق لیسانس و دکتری را به منظور تفکیک مقاطع تحصیلی به مدل اضافه می‌کنیم[۱] و سطح تحصیل بی‌سواد گروه مرجع در نظر گرفته می‌شود. به منظور ساختن متغیرهای مجازی گروه‌های مختلف تحصیلی نیز به این صورت عمل می‌کنیم که متغیر مجازی مربوط به هر مقطع تحصیلی را برای افرادی که فارغ‌التحصیل آن مقطع‌اند مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر در نظر می‌گیریم. به علاوه، پنج گروه شغلی را نیز به صورت متغیرهای مجازی گروه‌های شغلی در مدل جای می‌دهیم و گروه کارگران ساده را همراه گروه کارکنان ماهر کشاورزی، جنگل‌داری و ماهی‌گیری به عنوان گروه مرجع (شغل ۶) معرفی می‌کنیم. برای ایجاد متغیرهای مجازی مشاغل نیز به این ترتیب عمل می‌کنیم که

---

۱. برای نمونه، بوشینسکی (۱۹۹۸)، بودریا و مورو- اگیدو (۲۰۰۸)، تانسل و بیرجان (۲۰۱۲) و آگراوال (۲۰۱۱) نیز با افزودن متغیرهای مجازی مربوط به سطوح مختلف تحصیلی معادلهٔ ۱ را گسترش داده‌اند.

متغیر مجازی مربوط به هر یک از گروه‌های شغلی را برای افرادی که در آن گروه هستند مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر در نظر می‌گیریم. متغیر مجازی بخش فعالیت نیز، به منظور بررسی تفاوت میزان دستمزد شاغلان بخش خصوصی و دولتی، در مدل در نظر گرفته می‌شود. بدین صورت که برای شاغلان بخش دولتی مقدار یک و برای شاغلان بخش خصوصی مقدار صفر را اختیار می‌کنیم. سپس، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و همچنین روش رگرسیون چندک به تخمین معادلهٔ دستمزد در دو حالت عدم تصحیح و تصحیح تورش ناشی از انتخاب نمونه به تفکیک جنسیت برای داده‌های شهری در سال ۱۳۸۴ و ۱۳۹۰ می‌پردازیم. با اعمال تغییرات بیان‌شده در معادلهٔ اولیهٔ دستمزد معادلهٔ ۶ به‌دست می‌آید.

$$\begin{aligned} nhwage = {} & a + \beta exp + \gamma exp^{2} + \delta public + \mu_{1} primary + \mu_{2} elementary + \\ & \mu_{3} secondary + \mu_{4} diploma + \mu_{5} upperdiploma + \mu_{6} bachelor + \mu_{7} master + \\ & \mu_{8} phd + \tau_{1} job_{1} + \tau_{2} job_{2} + \tau_{3} job_{3} + \tau_{4} job_{4} + \tau_{5} job_{5} + \varepsilon \end{aligned} \qquad (۶)$$

در معادلهٔ ۶، متغیر مجازی بخش فعالیت با ضریب δ، متغیرهای مجازی مقاطع تحصیلی سواد خواندن و نوشتن، ابتدایی، راهنمایی، دیپلم، فوق دیپلم، لیسانس، فوق لیسانس و دکتری به‌ترتیب با ضرایب μ_1، μ_2، μ_3، μ_4، μ_5، μ_6، μ_7، و μ_8 و متغیرهای مجازی مربوط به گروه‌های شغلی شغل ۱، شغل ۲، شغل۳ ، شغل ۴ و شغل ۵ به‌ترتیب با ضرایب τ_1، τ_2، τ_3، τ_4 و τ_5 به متغیر وابستهٔ معادلهٔ ۶ (لگاریتم دستمزد ساعتی) نسبت داده می‌شوند. با توجه به آنکه متغیر مجازی مربوط به گروه مرجع تحصیلی (بی‌سواد) را در معادلهٔ دستمزد وارد نکردیم، ضرایب مربوط به متغیرهای مجازی گروه‌های مختلف تحصیلی بیان‌کنندهٔ درصد تغییر در دستمزد هر مقطع نسبت به گروه بی‌سوادان است. سپس، معادلهٔ ۶ را به روش رگرسیون چندک برای چندک‌های ۰٫۱، ۰٫۲۵، ۰٫۷۵ و ۰٫۹ برازش می‌کنیم. نرخ بازدهی سطوح مختلف تحصیلی نیز از طریق رابطهٔ ۷ به‌دست می‌آید؛ به طوری که در این رابطه پانویس i نشان‌دهندهٔ سطح تحصیلی iام است که نرخ بازدهی برای آن محاسبه می‌شود؛ به نحوی که μ_i ضریب متغیر مجازی سطح تحصیلی iام، μ_{i-1} ضریب متغیر مجازی مقطع تحصیلی i-1ام است که به‌ترتیب بیان‌کنندهٔ درصدِ تغییرِ دستمزد مقطع تحصیلی iام نسبت به مقطع تحصیلی مرجع (بی‌سواد) و درصد تغییرِ دستمزد مقطع

تحصیلی i-۱ام نسبت به مقطع تحصیلی مرجع (بی‌سواد) است. به علاوه، s_i تعداد سال‌های تحصیل متناظر با مقطع iام و $s_{i-۱}$ تعداد سال‌های مقطع تحصیلی i-۱ام را نشان می‌دهد.

$$rate\ of\ return_i = \frac{\mu_i - \mu_{i-۱}}{s_i - s_{i-۱}} \qquad (۷)$$

در معادلهٔ ۷، صورت کسر بیان‌کنندهٔ تفاوتِ درصد تغییر دستمزدی است که دو مقطع تحصیلی متوالی نسبت به بی‌سوادان ایجاد می‌کنند. مخرج کسر نیز تفاوتِ میزان سال‌هایِ تحصیل دو مقطع متوالی را نشان می‌دهد. بنابراین، این رابطه به معنای آن است که به طور متوسط هر مقطع تحصیلی به ازای یک سال تحصیل مربوط به خود چند درصد به دستمزد افراد می‌افزاید. از آنجا که نرخ بازدهی خصوصی آموزش به معنای آن است که به طور متوسط به ازای یک سال تغییر در سال‌های تحصیل چند درصد به دستمزد اضافه می‌شود، معادلهٔ ۷ نرخ بازدهی خصوصی آموزش مقاطع مختلف تحصیلی را محاسبه می‌کند. به منظور تصحیح تورش ناشی از انتخاب نمونه نیز، به پیروی از هکمن (۱۹۷۹) و بوشینسکی (۱۹۹۸)، نخست، با تخمین معادلهٔ پروبیت مشارکت، نسبت‌های معکوس میلز را استخراج می‌کنیم و به منظور بررسی دقیق‌تر تورش نمونه‌ای توان‌های اول، دوم و سوم این نسبت‌ها را به عنوان متغیرهای توضیح‌دهندهٔ جدید به معادلهٔ ۶ اضافه می‌کنیم. با توجه به توضیحات ارائه‌شده، معادلات مشارکت زنان و مردان و معادلهٔ دستمزد مورد برآورد در حالت تصحیح تورش ناشی از انتخاب نمونه به‌ترتیب به صورت معادلهٔ ۸، ۹ و ۱۰ خواهد بود؛ به صورتی که متغیر وابستهٔ معادلهٔ مشارکت متغیرِ مشارکت است. به علاوه، ضرایب $\omega_۱$، $\omega_۲$، $\omega_۳$، $\omega_۴$، $\omega_۵$، $\omega_۶$، $\omega_۷$ و $\omega_۸$ به‌ترتیب ضرایب متغیرهای سن، مجذور سن، لگاریتم درآمد غیرکاری، لگاریتم مجموع دستمزد ساعتی همسر، سال‌های تحصیل، تعداد فرزندان بزرگ‌تر یا مساوی شش سال، تعداد فرزندان کمتر از شش سال و وضعیت زناشویی زنان را نشان می‌دهد. همچنین، ضرایب $\rho_۱$، $\rho_۲$، $\rho_۳$، $\rho_۴$، $\rho_۵$، $\rho_۶$، $\rho_۷$ و $\rho_۸$ نیز به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ ضرایب متغیرهای سن، مجذور سن، لگاریتم درآمد غیرکاری، لگاریتم مجموع دستمزد ساعتی همسر، سال‌های تحصیل، تعداد فرزندان بزرگ‌تر یا مساوی شش سال، تعداد فرزندان کمتر از شش سال و وضعیت زناشویی مردان است. به

علاوه، φ_1، φ_2 و φ_3 به‌ترتیب بیان‌کنندهٔ ضرایب توان‌های اول، دوم و سوم معکوس نسبت‌های میلز است.

$$emploment_{female} = a + \omega_1 age + \omega_2 age^2 + \omega_3 lnnonlabourincome + \omega_4 lnhusbandwage + \omega_5 schooling + \omega_6 KidsO6 + \omega_7 KidsL6 + + \omega_8 Marital\ status + \epsilon \quad (8)$$

$$emploment_{male} = a + \rho_1 age + \rho_2 age^2 + \rho_3 lnnonlabourincome + \rho_4 lnwifewage + \rho_5 schooling + \rho_6 KidsO6 + \rho_7 KidsL6 + + \rho_8 Marital\ status + \epsilon \quad (9)$$

$$\ln hwage = a + \beta exp + \gamma exp^2 + \delta public + \mu_1 primary + \mu_2 elementary + \mu_3 secondary + \mu_4 diploma + \mu_5 upperdiploma + \mu_6 bachelor + \mu_7 master + \mu_8 phd + \tau_1 job_1 + \tau_2 job_2 + \tau_3 job_3 + \tau_4 job_4 + \tau_5 job_5 + \varphi_1 mills + \varphi_2 mills2 + \varphi_3 mills3 + \varepsilon \quad (10)$$

پس از تخمین معادلهٔ ۱۰ به روش رگرسیون چندک برای چندک‌های ۰/۱، ۰/۲۵، ۰/۷۵ و ۰/۹ به بررسی وجود یا فقدان تورش ناشی از انتخاب نمونه می‌پردازیم. همچنین، به منظور آزمون واریانس ناهمسانی و رفع آن از ابزار qreg۲ در نرم‌افزار STATA استفاده می‌کنیم[1] و در نهایت نتایج مربوط به سال ۱۳۸۴ را با سال ۱۳۹۰ مقایسه می‌کنیم.

۱. در رگرسیون چندک برای آزمون واریانس ناهمسانی و رفع خطای موجود در انحرف معیار جملهٔ خطا و در نهایت انحراف معیار ضرایب مورد برآورد از ابزار qreg۲ استفاده می‌شود؛ به طوری که انحراف معیارها و آماره‌های t که گزارش می‌کند به طور مجانبی در شرایطی که واریانس ناهمسانی وجود داشته باشد معتبرند. این ابزار برای برآورد مستحکم ماتریس واریانس- کواریانس از روش چمبرلین (۱۹۹۴)، آنگریست و همکاران (۲۰۰۶) و پل (۱۹۸۴) استفاده می‌کند. به علاوه، این ابزار برای آزمون ناهمسانی واریانس نتیجهٔ آزمون ماچادو- سانتوس سیلوا (۲۰۰۰) را گزارش می‌کند. همچنین، ضرایبی که این ابزار ارائه می‌کند همان ضرایب به‌دست‌آمده از روش رگرسیون چندک است، ولی انحراف معیار و آماره‌های آزمون را تصحیح می‌کند.

۵. مشارکت مردان و زنان شهری در بازار کار

در جدول ۲، نتایج حاصل از برآورد مدل پروبیت مشارکت مردان و زنـان در سـال ۱۳۸۴ و ۱۳۹۰ گزارش شده است. علامت ضریب فرم درجهٔ دوم سن منفـی و فـرم درجـهٔ یـک آن مثبت است. این بدان معنی است که احتمال ورود افراد به مشاغل مزد و حقـوق‌بگیـری بـا افزایش سن افزایش می‌یابد، اما این افزایش کاهشی است. همچنـین، افـزایش درآمـد غیـر کاری باعث کاهش احتمال ورود افراد در مشاغل مزد و حقوق‌بگیری مـی‌شـود. بـه عـلاوه، ضریب لگاریتم دستمزد ساعتی همسر افراد منفی است و به معنای آن است که با افـزایش دستمزد همسرشان احتمال ورود به بازار کار کـاهش مـی‌یابـد. همچنـین، افـزایش سـطح تحصیل برای مردان و زنان باعث افزایش احتمال ورود و اشتغال آن‌ها در بازار کار می‌شـود با این تفاوت که افزایش سطح تحصیلات اثرگذاری بیشتری روی احتمـال مشـارکت زنـان در بازار کار دارد. دیگر اینکه با افزایش تعداد فرزندان در هـر دو گـروه بـالای پـنج سـال و کمتر از شش سال، احتمال ورود مردان به مشاغل مزد و حقوق‌بگیری افزایش می‌یابد، امـا میزان اثرگذاری دو گروه فرزندان بر تصمیم بـرای ورود بـه مشـاغل مـزد و حقـوق‌بگیـری یکسان نیست؛ به طوری که افزایش تعداد فرزندان کمتر از شش سال بر احتمـال ورود بـه این مشاغل بیشتر از افزایش تعداد فرزنـدان بـالای پـنج سـال مـی‌افزایـد. در مـورد زنـان، افزایش تعداد فرزندان هر دو گروه فرزندان باعث کاهش احتمال ورود آنان می‌شـود و ایـن نیز دلالت بر نقش زنان در مراقبت از فرزنـدان دارد، امـا ایـن کـاهش یکسـان نیسـت؛ بـه طوری‌که افزایش تعداد فرزندان کمتر از شش سال احتمال ورود به این مشاغل را بیشتر از تعداد فرزندان بالای پنج سال کاهش می‌دهد. این نتیجه می‌تواند به ایـن دلیـل باشـد کـه فرزندان کمتر از شش سال به مراقبت بیشـتری احتیـاج دارنـد. در مـورد متغیـر وضـعیت زناشویی نیز مردانی که دارای همسرند، در مقایسه با مردانی که بـدون همسـرند، احتمـال ورودشان به مشاغل مزد و حقوق‌بگیری افزایش می‌یابد، ولی نتـایج نشـان مـی‌دهـد زنـان دارای همسر نسبت به زنان بدون همسر احتمال ورودشان به مشاغل مزد و حقـوق‌بگیـری کمتر است.

جدول ۲. معادلهٔ پروبیت مشارکت مردان و زنان ۱۵ تا ۶۴ ساله شهری در سال ۱۳۸۴ و ۱۳۹۰

متغیرها	سال ۱۳۸۴		سال ۱۳۹۰	
	مرد	زن	مرد	زن
سن	۰٫۰۶۸۲***	۰٫۲۰۵***	۰٫۱۰۵***	۰٫۲۰۳***
	(۴٫۴۰۳)	(۶٫۰۲۸)	(۶٫۶۰۰)	(۶٫۰۱۰)
مجذور سن	-۰٫۰۰۱۰۳***	-۰٫۰۰۲۴۴***	-۰٫۰۰۱۵۸***	-۰٫۰۰۲۴۶***
	(-۵٫۹۴۸)	(-۶٫۰۵۵)	(-۹٫۰۰۷)	(-۶٫۳۵۲)
لگاریتم درآمد غیرکاری	-۰٫۲۷۸***	-۰٫۳۹۱***	-۰٫۴۷۱***	-۰٫۳۴۹***
	(-۱۷٫۳۴)	(-۹٫۴۴۱)	(-۲۷٫۰۲)	(-۱۰٫۷۲)
لگاریتم مجموع دستمزد ساعتی همسر زنان	–	-۰٫۰۲۵۸**	–	-۰٫۰۰۹۵۶*
		(-۱٫۳۶۴)		(-۱٫۶۴۸)
لگاریتم مجموع دستمزد ساعتی همسر مردان	-۰٫۰۲۲۷*	–	-۰٫۰۰۶۷۴	–
	(-۲٫۱۹۸)		(-۰٫۷۷۹)	
سال‌های تحصیل	۰٫۰۵۲۷***	۰٫۰۷۱۶***	۰٫۰۴۲۶***	۰٫۰۵۵۶***
	(۱۱٫۱۱)	(۶٫۳۷۶)	(۹٫۴۳۰)	(۵٫۹۸۷)
تعداد فرزندان بزرگ‌تر یا مساوی شش سال	۰٫۰۴۷۸***	-۰٫۰۵۷۸*	۰٫۰۳۱۷*	-۰٫۰۱۵۶*
	(۳٫۱۴۴)	(-۱٫۶۳۲)	(۱٫۹۰۲)	(-۰٫۴۶۷)
تعداد فرزندان کمتر از شش سال	۰٫۱۲۱**	-۰٫۲۵۴*	۰٫۰۳۶۷*	-۰٫۲۰۳**
	(۲٫۵۷۳)	(-۱٫۷۴۶)	(۰٫۷۶۶)	(-۱٫۳۹۶)
وضعیت زناشویی	۱٫۰۰۳***	-۰٫۰۳۰۵**	۱٫۴۷۸***	-۰٫۱۴۶*
	(۱۰٫۰۱)	(-۰٫۲۳۹)	(۱۳٫۶۷)	(-۱٫۲۹۰)
جزء ثابت	-۱٫۷۳۹***	-۴٫۹۳۱***	-۲٫۱۱۰***	-۴٫۹۸۹***
	(-۵٫۸۹۱)	(-۷٫۴۹۳)	(-۶٫۸۴۴)	(-۷٫۱۹۳)

توضیح: علائم*، ** و*** به‌ترتیب معنی‌داری ضرایب در سطح معنی‌داری ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهد و اعداد داخل پرانتز هم بیان‌کنندهٔ مقدار آمارهٔ آزمون z است

تخمین معادلهٔ دستمزد

جدول‌های ۳ و ۴[۱] نتایج تخمین معادلهٔ دستمزد به تفکیک جنسیت با استفاده از رگرسیون چندک و روش حداقل مربعات معمولی را برای سال ۱۳۹۰ نشان می‌دهد. نتایج روش اصلاح دومرحله‌ای هکمن (۱۹۷۹) با توجه به بوشینسکی (۱۹۹۸) نیز برای چندک‌های مختلف آورده شده است.

نتایج برآورد ضرایب گروه‌های مختلف تحصیلی در جدول‌های ۳ و ۴ نشان می‌دهد هر چه از گروه‌های پایین تحصیلی به سمت گروه‌های بالایی حرکت می‌کنیم این ضرایب نیز افزایش می‌یابد و به معنای آن است که با افزایشِ سال‌های تحصیل دستمزد نیز افزایش می‌یابد. میزان اثرگذاری هر یک از سطوح تحصیلی نیز در طول منحنی توزیع دستمزد در لگاریتم دستمزد متفاوت است و این به معنای آن است که گروه‌های مختلف تحصیلی هر یک می‌توانند بر نابرابری دستمزد چندک‌های بالایی و پایینی تأثیرگذار باشند. به علاوه، تحصیلات مردان در همهٔ سطوح تحصیلی در سال ۱۳۹۰ باعث افزایش نابرابری دستمزد بین نقاط بالایی و پایینی منحنی توزیع دستمزد می‌شود.[۲] همچنین، تحصیلات زنان در سه گروه تحصیلی خواندن و نوشتن، راهنمایی و دورهٔ دکتری در سال ۱۳۹۰ باعث افزایش نابرابری دستمزد بین نقاط بالایی و پایینی منحنی توزیع دستمزد می‌شود و بقیهٔ گروه‌ها در جهت کاهش نابرابری دستمزد عمل می‌کنند.[۳]

---

۱. استفاده از ابزار qreg۲ نشان می‌دهد آزمون ماچادو- سانتوس سیلوا برای آزمون ناهمسانی واریانس فرض صفر واریانس همسانی را در سطح معنی‌داری یک درصد رد می‌کند. بنابراین، واریانس ناهمسانی خواهیم داشت. اعداد داخل پرانتز نیز انحراف معیارهای مستحکم برآورده‌شدهٔ ضرایب با استفاده از ابزار qreg۲ است. همچنین، به منظور کمترکردن خروجی نتایج فقط ضرایب و انحرف معیارهای مربوط به گروه‌های مختلف تحصیلی گزارش شده است.

۲. این یافته مشابه نتیجهٔ مطالعهٔ تانسل و بیرجان (۲۰۱۲) است.

۳. از آنجا که ضریب مربوط به متغیرهای مجازی گروه‌های تحصیلی میزان اثرگذاری هر یک از گروه‌ها را در لگاریتم دستمزد نشان می‌دهد، هرگاه اختلاف ضرایب بین چندک‌های بالایی و پایینی یک مقطع تحصیلی خاص منفی باشد به معنای آن است که آن مقطع تحصیلی موجب کاهش نابرابری دستمزد بین چندک‌های بالایی و پایینی می‌شود. همچنین، اگر این اختلاف مثبت باشد، آن مقطع تحصیلی موجب افزایش نابرابری دستمزد می‌شود. بدین منظور به جدول ۵ مراجعه شود.

جدول ۳. نتایج حاصل از تخمین معادلهٔ دستمزد برای مردان ۱۵ تا ۶۴ ساله شهری سال ۱۳۹۰

متغیرها	روش رگرسیون چندک بدون تصحیح تورش نمونه				روش رگرسیون چندک با تصحیح تورش نمونه			
	لگاریتم دستمزد ساعتی				لگاریتم دستمزد ساعتی			
	چندک۱۰	چندک ۲۵	چندک ۷۵	چندک ۹۰	چندک ۱۰	چندک۲۵	چندک۷۵	چندک۹۰
سواد خواندن و نوشتن	-۰/۰۷۹	۰/۰۰۰۲	۰/۰۷۲**	۰/۰۵۷۳	-۰/۰۲	-۰/۰۱	۰/۰۶**	۰/۰۶
	(۰/۰۹۱۲)	(۰/۰۴۵۵)	(۰/۰۳۱۶)	(۰/۰۴۱۵)	(۰/۰۷۱۹)	(۰/۰۴۱۷)	(۰/۰۳۲۵)	(۰/۰۴۱۸)
ابتدایی	-۰/۰۶۸	۰/۰۰۸	۰/۰۸۱***	۰/۰۷۷۹**	-۰/۰۳۶	۰/۰۲۱۳	۰/۰۸۲۰***	۰/۰۷۸۹**
	(۰/۰۶۵۴)	(۰/۰۳۷۲)	(۰/۰۲۴۵)	(۰/۰۳۶۲)	(۰/۰۶۶۵)	(۰/۰۳۵۴)	(۰/۰۲۴۷)	(۰/۰۳۳۹)
راهنمایی	-۰/۰۲۱۶	۰/۰۸۲۹**	۰/۱۷۳***	۰/۱۹۶***	۰/۰۲۲۱	۰/۰۹۹۴***	۰/۱۷۳***	۰/۱۸۳***
	(۰/۰۶۵۵)	(۰/۰۸۲۷)	(۰/۰۲۶۷)	(۰/۰۴۰۷)	(۰/۰۶۹۵)	(۰/۰۳۸۲)	(۰/۰۲۶۹)	(۰/۰۳۸۹)
دیپلم	۰/۱۹۸***	۰/۳۱۳***	۰/۳۶۵***	۰/۳۸۷***	۰/۲۷۳***	۰/۳۳۴***	۰/۳۶۶***	۰/۳۷۷***
	(۰/۰۷۲۰)	(۰/۰۴۱۶)	(۰/۰۲۷۴)	(۰/۰۴۲۴)	(۰/۰۸۲۸)	(۰/۰۴۱۲)	(۰/۰۲۷۹)	(۰/۰۴۱۰)
فوق دیپلم	۰/۳۷۱***	۰/۴۶۵***	۰/۵۷۱***	۰/۵۷۰***	۰/۴۷۰***	۰/۴۹۴***	۰/۵۷۱***	۰/۵۴۶***
	(۰/۰۹۴۴)	(۰/۰۴۹۶)	(۰/۰۳۳۶۵)	(۰/۰۴۸۱)	(۰/۰۹۲۵)	(۰/۰۵۰۱)	(۰/۰۳۴۰)	(۰/۰۴۶۰)
لیسانس	۰/۴۳۱***	۰/۵۴۹***	۰/۶۱۳***	۰/۶۸۳***	۰/۵۲۰***	۰/۵۸۷***	۰/۶۱۵***	۰/۶۶۱***
	(۰/۰۹۶۷)	(۰/۰۴۹۸)	(۰/۰۳۳۶۶)	(۰/۰۴۸۱۶)	(۰/۱۰۱۹)	(۰/۰۵۰۴۰)	(۰/۰۳۳۸)	(۰/۰۴۷۳)
فوق لیسانس	۰/۴۲۹**	۰/۶۸۷***	۰/۸۴۴***	۰/۸۳۰***	۰/۴۶۱***	۰/۷۱۳***	۰/۸۴۲***	۰/۸۲۲***
	(۰/۲۱۸)	(۰/۰۶۴۷)	(۰/۰۵۷۴)	(۰/۰۸۴۸)	(۰/۱۶۹۹)	(۰/۰۶۷۱۹)	(۰/۰۵۸۱)	(۰/۰۷۷۳)
دکترا	۰/۸۵۹***	۰/۹۶۵***	۱/۰۹۲***	۱/۱۸۷***	۱/۰۰۰***	۰/۹۸۵***	۱/۰۹۲***	۱/۱۷۶***
	(۰/۱۷۳)	(۰/۰۸۰۷)	(۰/۱۰۵۳)	(۰/۰۸۱۱)	(۰/۱۱۲)	(۰/۰۸۳۰۶)	(۰/۱۰۶۹)	(۰/۰۷۴۲)
معکوس نسبت میلز	-	-	-	-	۴/۵۵۴***	۳/۱۱۹***	۰/۴۷۷	-۰/۹۷۹*
					(۰/۸۵۳)	(۰/۶۵۴)	(۰/۵۸۲۷)	(۰/۵۴۶)
توان دوم معکوس نسبت میلز	-	-	-	-	۸/۹۶۳***	۶/۲۳۱***	۱/۰۳۴	-۱/۹۶۵
					(۲/۳۴۱)	(۱/۴۸۸)	(۱/۳۹۸)	(۱/۳۷۰)
توان سوم معکوس نسبت میلز	-	-	-	-	۴/۴۹۴***	۳/۱۰۸***	۰/۵۵۷	-۱/۰۱۵
					(۱/۴۹۲)	(۰/۸۵۳)	(۰/۸۱۴۹)	(۰/۸۴۸)

توضیح: علائم*، ** و*** به‌ترتیب معنی‌داری ضرایب در سطح معنی‌داری ۱۰، ۵ و ۱ درصد، و اعداد داخل پرانتز نیز انحراف معیار مستحکم برآوردشدهٔ ضرایب را نشان می‌دهد.

جدول ۴. نتایج حاصل از تخمین معادلهٔ دستمزد برای زنان ۱۵ تا ۶۴ ساله شهری سال ۱۳۹۰

متغیرها	روش رگرسیون چندک بدون تصحیح تورش نمونه				روش رگرسیون چندک با تصحیح تورش نمونه			
	لگاریتم دستمزد ساعتی				لگاریتم دستمزد ساعتی			
	چندک ۱۰	چندک ۲۵	چندک ۷۵	چندک ۹۰	چندک ۱۰	چندک ۲۵	چندک ۷۵	چندک ۹۰
سواد خواندن و نوشتن	-۰٫۷۰۹**	-۰٫۴۳۱	-۰٫۱۹۸	۰٫۱۳۵	-۰٫۷۲۹	-۰٫۴۲۸	-۰٫۱۸۴	۰٫۱۰۶
	(۰٫۳۳۳۸)	(۰٫۳۸۳۹)	(۰٫۲۰۷۸)	(۰٫۳۵۷)	(۰٫۵۳۴۷)	(۰٫۳۶۴۷)	(۰٫۱۹۶۰)	(۰٫۴۲۶۷)
ابتدایی	۰٫۱۶۰	۰٫۰۷۶۳	-۰٫۰۴۸۲	۰٫۱۰۴	۰٫۱۶۸	۰٫۰۵۰۷	-۰٫۰۵۳۸	۰٫۰۳۷۹
	(۰٫۳۰۶۰)	(۰٫۲۸۳۲)	(۰٫۱۲۵۶)	(۰٫۱۶۰۰)	(۰٫۵۳۲۷)	(۰٫۲۴۹۸)	(۰٫۱۲۶۶)	(۰٫۱۳۹۳)
راهنمایی	-۰٫۴۶۶	-۰٫۱۹۴	۰٫۱۹۴	۰٫۲۵۷**	-۰٫۴۸۸	-۰٫۱۳۷	۰٫۱۹۳	۰٫۲۲۰
	(۰٫۳۶۱۲)	(۰٫۵۷۹۷)	(۰٫۱۴۵۹)	(۰٫۱۲۵۴)	(۰٫۵۹۱۳)	(۰٫۵۵۷۹)	(۰٫۱۴۲۰)	(۰٫۱۴۹۰)
دیپلم	۰٫۶۲۴**	۰٫۴۴۳	۰٫۴۴۳***	۰٫۵۴۳***	۰٫۶۰۲*	۰٫۴۷۰*	۰٫۴۶۰***	۰٫۵۰۵***
	(۰٫۳۱۶۳)	(۰٫۳۲۰)	(۰٫۱۲۲۲)	(۰٫۱۰۴۰)	(۰٫۵۴۹۵)	(۰٫۲۶۸۶)	(۰٫۱۱۲۹)	(۰٫۱۳۰۵)
فوق دیپلم	۰٫۹۷۰***	۰٫۶۹۵**	۰٫۶۱۸***	۰٫۶۴۰***	۰٫۹۴۸*	۰٫۷۲۳***	۰٫۶۲۳***	۰٫۵۸۳***
	(۰٫۳۱۱۳)	(۰٫۳۲۳۰)	(۰٫۱۲۶۸)	(۰٫۱۰۵۸)	(۰٫۵۴۴۳)	(۰٫۲۷۰)	(۰٫۱۱۷۷)	(۰٫۱۲۸۳)
لیسانس	۰٫۹۷۲***	۰٫۷۷۹**	۰٫۷۲۳***	۰٫۸۲۷***	۰٫۹۵۳*	۰٫۸۰۹***	۰٫۷۲۸***	۰٫۷۸۶***
	(۰٫۳۰۶۷)	(۰٫۳۲۸۰)	(۰٫۱۲۷۰)	(۰٫۱۰۰۳)	(۰٫۵۴۳۸)	(۰٫۲۷۳)	(۰٫۱۱۷۷۴)	(۰٫۱۳۱۱)
فوق لیسانس	۱٫۰۱۰***	۰٫۹۷۸***	۰٫۹۱۰***	۱٫۰۰۶***	۰٫۹۸۸*	۱٫۰۰۸***	۰٫۹۱۵***	۰٫۹۵۸***
	(۰٫۳۵۹۲)	(۰٫۳۳۱۶)	(۰٫۱۴۵۵)	(۰٫۱۲۷۱)	(۰٫۵۸۰۸)	(۰٫۲۸۴)	(۰٫۱۳۸۶)	(۰٫۱۴۶۰)
دکترا	۱٫۱۵۲***	۱٫۳۲۵***	۱٫۳۵۰***	۱٫۸۲۹***	۱٫۱۳۰*	۱٫۳۵۵***	۱٫۳۶۱***	۱٫۷۷۸***
	(۰٫۴۳۰۶)	(۰٫۴۸۱۴)	(۰٫۳۴۲۶)	(۰٫۲۴۴۰)	(۰٫۶۲۸۹)	(۰٫۴۸۱)	(۰٫۳۷۸۰)	(۰٫۲۶۲۷)
معکوس نسبت میلز	-	-	-	-	۰٫۰۷۸۱	-۱٫۰۸۱*	-۰٫۱۴۹	-۰٫۲۵۶
					(۰٫۹۱۱)	(۰٫۵۷۲)	(۰٫۳۷۲۴)	(۰٫۲۴۵۴)
توان دوم معکوس نسبت میلز	-	-	-	-	-۰٫۱۲۵	۱٫۵۲۰**	۰٫۰۳۶۱	-۰٫۰۴۵۹
					(۱٫۱۲۸)	(۰٫۶۲۴)	(۰٫۴۳۱۶)	(۰٫۴۶۰۸)
توان سوم معکوس نسبت میلز	-	-	-	-	۰٫۰۲۱۹	-۰٫۴۲۸***	۰٫۰۲۱۵	۰٫۰۸۵۵
					(۰٫۲۹۱۵)	(۰٫۱۵۷۳)	(۰٫۱۱۷۹)	(۰٫۱۵۳۷)

توضیح: علائم*، **و*** به ترتیب معنی‌داری ضرایب در سطح معنی‌داری ۱۰، ۵ و ۱ درصد، و اعداد داخل پرانتز نیز انحراف معیار مستحکم برآورد شده ضرایب را نشان می‌دهد.

جدول ۵. میزان تأثیرگذاری گروه‌های تحصیلی مختلف بر نابرابری دستمزد نقاط بالایی و پایینی منحنی توزیع دستمزد در سال ۱۳۹۰

	با تصحیح تورش نمونه برای زنان			بدون تصحیح تورش نمونه برای زنان			با تصحیح تورش نمونه برای مردان			بدون تصحیح تورش نمونه برای مردان		
سطح تحصیلات	ضریب چندک ۹۰ منهای ضریب چندک ۱۰	ضریب چندک ۷۵ منهای ضریب چندک ۲۵	ضریب چندک ۲۵	ضریب چندک ۹۰ منهای ضریب چندک ۱۰	ضریب چندک ۷۵ منهای ضریب چندک ۲۵	ضریب چندک ۲۵	ضریب چندک ۹۰ منهای ضریب چندک ۱۰	ضریب چندک ۷۵ منهای ضریب چندک ۲۵	ضریب چندک ۲۵	ضریب چندک ۹۰ منهای ضریب چندک ۱۰	ضریب چندک ۷۵ منهای ضریب چندک ۲۵	ضریب چندک ۲۵
سواد خواندن و نوشتن	۰٫۸۳۵	۰٫۲۳۳	۰٫۸۴۴	-۰٫۰۵۶	۰٫۰۸۰۴	۰٫۰۸۴۷	۰٫۰۷۱	۰٫۱۳	۰٫۲۴۴	-۰٫۱۳۰۱	-۰٫۱۲۴۵	-۰٫۱۰۴۵
ابتدایی	۰٫۷۰۸	۰٫۳۸۸	۰٫۷۲۳	-۰٫۰۸۱	۰٫۰۷۳۶	۰٫۱۶۰۹	۰٫۰۹۰۱	۰٫۲۱۷۶	۰٫۳۳	-۰٫۰۹۷	۰	-۰٫۰۱
راهنمایی	-۰٫۳۶۵	-۰٫۰۷۷	-۰٫۳۳	-۰٫۱۴۵	۰٫۰۷۷	۰٫۰۷۶	۰٫۱۰۶	۰٫۱۹۹	-۰٫۱	-۰٫۱۶۷	-۰٫۰۵۶	-۰٫۰۸۱
دیپلم	-۰٫۰۳	-۰٫۰۶۸	-۰٫۰۰۴	-۰٫۱۲۹	۰٫۰۲۸	۰٫۱۴۱	۰٫۰۶۴	۰٫۲۵۲	-۰٫۰۹۳	-۰٫۰۳	-۰٫۰۶۸	-۰٫۰۰۴
فوق دیپلم	۰٫۶۴۸	۰٫۰۲۵	۰٫۶۷۷	-۰٫۱۰۷	۰٫۱۷۶	۰٫۳۶۱	۰٫۱۵۷	۰٫۴۰۱	۰٫۰۰۶	۰٫۶۴۸	۰٫۰۲۵	۰٫۶۷۷
لیسانس	۰٫۸۳۵	۰٫۲۳۳	۰٫۸۴۴	-۰٫۰۵۶	۰٫۰۸۰۴	۰٫۰۸۴۷	۰٫۰۷۱	۰٫۱۳	۰٫۲۴۴	-۰٫۱۳۰۱	-۰٫۱۲۴۵	-۰٫۱۰۴۵
فوق لیسانس	۰٫۷۰۸	۰٫۳۸۸	۰٫۷۲۳	-۰٫۰۸۱	۰٫۰۷۳۶	۰٫۱۶۰۹	۰٫۰۹۰۱	۰٫۲۱۷۶	۰٫۳۳	-۰٫۰۹۷	۰	-۰٫۰۱
دکترا	-۰٫۳۶۵	-۰٫۰۷۷	-۰٫۳۳	-۰٫۱۴۵	۰٫۰۷۷	۰٫۰۷۶	۰٫۱۰۶	۰٫۱۹۹	-۰٫۱	-۰٫۱۶۷	-۰٫۰۵۶	-۰٫۰۸۱

محاسبهٔ نرخ بازدهی خصوصی آموزش برای گروه‌های مختلف تحصیلی

در این بخش، با استفاده از نتایج تخمین معادلهٔ دستمزد، نرخ بازدهی را برای گروه‌های مختلف تحصیلی از طریق معادلهٔ ۷ به‌دست می‌آوریم. نتایج نشان می‌دهد[1] نرخ بازدهی تحصیل در فاصلهٔ بین سال‌های ۱۳۸۴ و ۱۳۹۰ کاهش یافته است. این یافته ادعای ما را دربارهٔ کاهش نرخ بازدهی خصوصی آموزش، که به صورت شهودی از نمودارهای ۱ و ۲ بیان کردیم، تأیید می‌کند: دو دلیل می‌توان برای این کاهش ارائه کرد: یکی، افزایش عرضهٔ فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در فاصلهٔ این دو سال؛ دیگری، کاهش نرخ رشد اقتصادی سال ۱۳۹۰ نسبت به سال ۱۳۸۴.

۱. به جدول‌های ۶ و ۷ مراجعه شود. همچنین، به منظور کاهشِ حجم خروجی، نتایج مربوط به محاسبهٔ نرخ‌های بازدهی خصوصی آموزش آورده نشده و فقط نتیجهٔ حاصل از مقایسهٔ نرخ‌های بازدهی خصوصی آموزش بین دو سال گزارش شده است.

۶. نتیجه‌گیری

طبق جدول‌های ۳ و ۴، متغیر تحصیلات در همهٔ سطوح تحصیلیِ مردان در سال ۱۳۹۰ باعث افزایش نابرابری دستمزد بین چندک‌های بالایی و پایینی می‌شود، اما در مورد زنان در سال ۱۳۹۰ سه گروه تحصیلیِ سواد خواندن و نوشتن، راهنمایی و دورهٔ دکتری باعث افزایش بیشترِ نابرابری دستمزد بین نقاط بالایی و پایینی منحنی دستمزد می‌شوند و بقیهٔ گروه‌ها در جهت کاهش نابرابری دستمزد عمل می‌کنند. در واقع، می‌توان گفت طبق نتایج سال ۱۳۹۰ میزان اختلاف دستمزد رشته‌های تحصیلی در یک مقطع تحصیلیِ یکسان میان مردان در حال افزایش اما در میان زنان در حال کاهش است. به علاوه، بررسی معنی‌داری ضریب معکوس نسبت‌های میلز در معادلهٔ دستمزد نیز نشان می‌دهد در مورد مردان در رگرسیون چندک ۷۵ام و ۹۰ام همهٔ ضرایب معکوس نسبت‌های میلز بی‌معنی‌اند که به معنای فقدان تورش انتخاب نمونه در این چندک‌هاست و در مورد زنان ضریب معکوس نسبت‌های میلز در هیچ یک از چندک‌ها به‌جز چندک ۲۵ام معنی‌دار نیست و این به معنای آن است که به طور کلی تورش ناشی از انتخاب نمونه در مورد زنان وجود ندارد و می‌توانیم به نتایج به‌دست‌آمده از رگرسیون در مورد زنان بدون لحاظ تصحیح تورش نمونه تکیه کنیم. اما، در مورد مردان این نتیجه صدق نمی‌کند. به علاوه، نتایج حاصل از محاسبهٔ نرخ بازدهی خصوصی آموزش نیز نشان می‌دهد نرخ بازدهی تحصیل در فاصلهٔ بین سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ کاهش یافته است. این کاهش می‌تواند به دلیل افزایش تعداد دانش‌آموختگان دانشگاه‌ها و مراکز آموزش عالی در سال تحصیلی ۱۳۸۹ ـ ۱۳۹۰ نسبت به سال تحصیلی ۱۳۸۳ ـ ۱۳۸۴ و همچنین کاهش نرخ رشد اقتصادی در سال ۱۳۹۰ نسبت به سال ۱۳۸۴ باشد؛ به طوری که در سال تحصیلی ۱۳۸۳ ـ ۱۳۸۴ تعداد فارغ‌التحصیلان برابر با ۳۵۴۰۷۱ و در سال تحصیلی ۱۳۸۹ ـ ۱۳۹۰ معادل با ۶۲۷۵۵۹ است. نرخ رشد اقتصادی نیز به قیمت بازار در سال ۱۳۸۴ برابر با ۶٫۵۱ و در سال ۱۳۹۰ برابر با ۳٫۴ است[۱] که عامل اول باعث افزایش عرضهٔ نیروی کار و عامل دوم موجب کاهش تقاضای نیروی کار می‌شود.

---

۱. منبع: مرکز آمار ایران

جدول ۶. تفاوت نرخ بازدهی خصوصی آموزش در سال ۱۳۸۴ و ۱۳۹۰ در میان مردان

تحصیلات	چندک ۱۰ بدون تصحیح تورش نمونه	چندک ۲۵ بدون تصحیح تورش نمونه	چندک ۷۵ بدون تصحیح تورش نمونه	چندک ۹۰ بدون تصحیح تورش نمونه	چندک ۱۰ با تصحیح تورش نمونه	چندک ۲۵ با تصحیح تورش نمونه	چندک ۷۵ با تصحیح تورش نمونه	چندک ۹۰ با تصحیح تورش نمونه
سواد خواندن و نوشتن	۰٫۰۶	۰٫۰۱۲	-۰٫۰۱	-۰٫۰۸	۰٫۰۸۳	-۰٫۰۰۰۸	-۰٫۰۱۱	-۰٫۰۷۱
ابتدایی	-۰٫۰۶	-۰٫۰۲	-۰٫۰۱	۰٫۰۰۹	-۰٫۰۷۷	-۰٫۰۱۶	-۰٫۰۰۹۳	۰٫۰۰۴۹
راهنمایی	-۰٫۰۴	-۰٫۰۲	-۰٫۰۱	-۰٫۰۰۴	-۰٫۰۴۶	-۰٫۰۲۵	-۰٫۰۱۷	-۰٫۰۱۳
دیپلم	-۰٫۰۲	-۰٫۰۱	-۰٫۰۱	-۰٫۰۱	-۰٫۰۲۱	-۰٫۰۱۱	-۰٫۰۱۱	-۰٫۰۱۰۲
فوق دیپلم	-۰٫۱۴	-۰٫۰۶۹	۰٫۰۰۷	-۰٫۰۰۵	-۰٫۱۵۲	-۰٫۰۶۸	۰٫۰۰۸۵	-۰٫۰۰۸
لیسانس	-۰٫۲۴	-۰٫۱۰	-۰٫۱۰	-۰٫۰۷	-۰٫۲۴	-۰٫۱۰	-۰٫۱۰۲	-۰٫۰۷۴
فوق لیسانس	-۰٫۱۴	-۰٫۰۰۵	-۰٫۰۵	-۰٫۱۲	-۰٫۱۳۴	-۰٫۰۱۳	-۰٫۰۵۱	-۰٫۱۲
دکترا	-۰٫۰۷	-۰٫۰۲	-۰٫۰۶	-۰٫۰۷	-۰٫۰۵	-۰٫۰۲۷	-۰٫۰۷۵	-۰٫۰۷۲

جدول ۷. تفاوت نرخ بازدهی خصوصی آموزش در سال ۱۳۸۴ و ۱۳۹۰ در میان زنان

تحصیلات	چندک ۱۰ بدون تصحیح تورش نمونه	چندک ۲۵ بدون تصحیح تورش نمونه	چندک ۷۵ بدون تصحیح تورش نمونه	دچندک ۹۰ بدون تصحیح تورش نمونه	چندک ۱۰ با تصحیح تورش نمونه	چندک ۲۵ با تصحیح تورش نمونه	چندک ۷۵ با تصحیح تورش نمونه	چندک ۹۰ با تصحیح تورش نمونه
سواد خواندن و نوشتن	-۰٫۴۶	-۰٫۲۲	۰٫۰۳	-۰٫۰۱	-۰٫۴	-۰٫۲۰	۰٫۰۱۹	-۰٫۱
ابتدایی	۰٫۲۹۶	۰٫۱۵۱	-۰٫۱۴	۰٫۰۰۲	۰٫۲۷	۰٫۱۲۸	-۰٫۱۲	-۰٫۰۱۲
راهنمایی	-۰٫۴۷	-۰٫۳۰	-۰٫۰۱	-۰٫۰۳	-۰٫۴۶	-۰٫۲۶	-۰٫۰۲۵	-۰٫۰۴۴
دیپلم	۰٫۲۸۳	۰٫۱۲۱	۰٫۰۱	۰٫۰۱۳	۰٫۲۸	۰٫۱۰۹	۰٫۰۱۵	۰٫۰۲۶
فوق دیپلم	-۰٫۰۵	-۰٫۰۹	-۰٫۰۴	-۰٫۰۴	-۰٫۰۴	-۰٫۰۹۳	-۰٫۰۵	-۰٫۰۶۴
لیسانس	-۰٫۱۰	-۰٫۰۲	۰٫۰۳۲	۰٫۰۵۸	-۰٫۱۲	-۰٫۰۳۴	۰٫۰۳۳	۰٫۰۶۷
فوق لیسانس	-۰٫۱۵	-۰٫۰۱	-۰٫۰۵	-۰٫۱۸	-۰٫۱۶	-۰٫۰۰۷۵	-۰٫۰۵۶	-۰٫۱۹
دکترا	۰٫۰۲۱	-۰٫۰۸	-۰٫۱۲	-۰٫۰۱	۰٫۰۲۱	-۰٫۰۸۵	-۰٫۱۳	-۰٫۰۲۰

منابع

۱. افشاری، زهرا (۱۳۷۴). محاسبهٔ نرخ بـازدهی تعلـیم و تربیـت در ایـران، فصـلنامهٔ علـوم انسانی دانشگاه الزهرا، ۱۳(۱)، ۱۵۷ ـ ۱۷۴.

۲. صالحی، محمدجواد (۱۳۸۴). محاسبهٔ بازدهی سرمایهٔ انسانی در ایران، فصلنامهٔ پـژوهش و برنامه‌ریزی آموزش عالی، ۱۱(۱)، ۱۳۹ ـ ۱۶۶.

۳. مرکز آمار ایران، طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوار شـهری و روسـتایی سـال۱۳۸۴ و ۱۳۹۰.

4. Agrawal, T. (2011). Returns to Education in India: Some Recent Evidence. Indira Gandhi Institute of Development Research (IGIDR), Working Paper, 2011-017.

5. Angrist, J., Chernozhukov, V. & Fernández-Val, I. (2006). Quantile Regression under Misspecification, with an Application to the U.S. Wage Structure, Econometrica, 74, 539-563.

6. Becker, G.S. & Chiswick, B.R. (1966). The Economicsof Education and the Distribution of Earnings, American Economic Review, 56(2), 358-369.

7. Ben-Porath, Y. (1967). The Production of Human Capital and the Llife cycle of Earnings, Journal of Political Economy, 75(4), 352-365.

8. Buchinsky, M. (1994). Changes in the U.S. Wage Structure 1963-1987 Application of Quantile Regression. Econometrica, 62(2), 405-458.

9. Buchinsky, M. (1998). The Dynamics of Changes in the Female Wage Distribution in the USA: A Quantile Regression Approach, Journal of Econometrics, 13(1), 1-30.

10. Budria, S. & Moro-Egido, A.I. (2008). Education, Educational Mismatch and Wage Inequality: Evidence for Spain, Economics of Education Review, 27(3), 332-341.

11. Chamberlain, G. (1994). Quantile Regression, Censoring and the Structure of Wages, in Advances in Econometrics, ed. C. A. Sims, Cambridge University Press, 171-209.

12. Heckman, James J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error, Econometrica, 47(1), 153-61.

13. Koenker, R. & Bassett, G. (1978). Regression quantiles, Econometrica, 46(1), 33-50.

14. Machado, J.A.F. & Santos Silva, J.M.C. (2000). Glejser's Test Revisited, Journal of Econometrics, 97(1), 189-202.

15. Martins, P.S. & Pereira, P.T. (2004). Does Education Reduce Wage Inequality? Quantile Regression Evidence from 16 Countries, Labor Economics, 11(3), 355-371.

16. Mwabu, G. & Schultz, T.P. (1997). Education Returns Across Quantiles of the Wage Function: Alternative Explanations for Returns to Education by Race in SouthAfrica, The American Economic Review Papers and Proceedings, 86(2), 335-339.

17. Mincer, J. (1985). Investment in Human Capital and Personal Income Distribution, Journal of Political Economy, 66(4), 281-302.

18. Mincer, J. (1974). Schooling, Experience and Earnings, New York: Columbia University Press.

19. Powell, J.L. (1984). Least Absolute Deviation Estimation for the Censored Regression Model, Journal of Econometrics, 25, 303-325.

20. Psacharopolous, G. (2004). Returns to investment in education: A global update, World Development, 22(9), 1325-1343.

21. Tansel, Aysit & Bircan, Fatma (2012). Wage Inequality and Returns to Education in Turkey: A Quantile Regression Analysis, Review of Development Economics, 16(1), 107-121.

22. Weizsacker, R.K (1993). A Theory of Earnings Disiribution, Cambridge: CambridgeUniversity Press.