مجله برنامه و بودجه، شمارهٔ ۶۰ و ۶۱، ص. ۴۱-۸۴.

نقد مبانی روش‌شناسی مطالعات تجربی نظریه سرمایه انسانی و ارائه راه حل مناسب*

نویسنده: دکتر ابوالقاسم نادری**

چکیده

شواهد تجربی زیادی مؤید این مطلب است که تأثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری و دریافتی افراد در مشاغل، بنگاه‌ها، صنایع و مناطق جغرافیایی گوناگون، یکسان نیست. این تفاوت‌ها گویای این مطلب است که واحدهای مورد تحلیل، دارای ساختار ناهمسان سلسله مراتبی می‌باشند. طرفداران روش و فن چند سطحی ادعا می‌کنند که در چنین شرایطی، روش‌هایی که این ساختار ناهمسان را نادیده می‌گیرند (مانند روش حداقل مربعات معمولی)، برای استنباط آماری قابل اعتماد نیستند. در مطالعات تجربی نظریه

* برای پرهیز از پیچیدگی زیاد در این مطالعه، الگوهای رشد اقتصادی مبتنی بر سرمایه انسانی مورد بررسی واقع نشده است. با این حال، مباحث مطرح شده در این مقاله، تعمیم به الگوهای رشد نیز می‌باشند، با این تفاوت که واحدهای تحلیل، مانند افراد و گروه‌های شغلی، در مباحث تابع تولید و الگوهای رشد اقتصادی جایگاهی ندارند. برای واحدهای سطوح دیگر، مانند بنگاه، صنعت، مناطق جغرافیایی و کشور، مباحث ارائه شده قابل استفاده و قابل تعمیم می‌باشند. همچنین، با به کارگیری روش‌های چند سطحی، برای نمونه. می‌توان برخی از فرض‌های اساسی که بر الگوهای تحت بررسی تحمیل می‌شوند (مانند ثابت فرض کردن مقادیر آلفا و بتا مربوط به یک تابع تولید کاب - داگلاس بین بنگادها یا بخش‌های اقتصادی گوناگون) را مورد بررسی و آزمون تجربی قرار داد. بررسی و مطالعه عمیق‌تر در این زمینه را به فرصت دیگری واگذار می‌کنیم.

** کارشناس دفتر اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور

سرمایه انسانی. علی رغم استفاده گسترده از روش کلاسیک OLS، توجه ناچیزی به مشکلات آماری ناشی از کاربرد روش‌های تخمین کلاسیک در شرایط ناهمسان سلسله مراتبی شده است. در این مقاله، مناسب بودن روش و فن چند سطحی را برای تحلیل ساختار بهره‌وری و دریافتی در چهارچوب نظریه سرمایه انسانی، بررسی نموده‌ایم و برای رسیدن به این منظور به موارد زیر پرداخته‌ایم: ۱. نشان داده‌ایم که داده‌های مورد استفاده برای آزمون نظریه سرمایه انسانی، دارای ساختارهای گوناگون سلسله مراتبی هستند. ۲. چگونگی توجه به ساختار سلسله مراتبی در الگو، تبیین شده و اثر منظور نمودن این ساختار بر تخمین‌ها (ضریب‌ها و واریانس‌های مربوطه) را ارزیابی نموده‌ایم. ۳. نشان داده‌ایم که روش و فن چند سطحی، برآوردهای قابل اعتمادی برای استنباط آماری فراهم می‌نماید. همچنین قابلیت‌های زیادی برای جستجوی علل تفاوت دریافتی و بهره‌وری بین کارگران مختلف گروه‌بندی شده در بنگاه‌ها، صنایع یا مناطق گوناگون دارد. از سوی دیگر، این روش امکان برآوردهای تجربی برای آثار خارجی ناشی از تراکم نسبی سرمایه انسانی را، که سال‌های متمادی مورد علاقه اقتصاددانان بوده است، فراهم می‌کند.

۱. مقدمه

مدت‌هاست که اقتصاددانان می‌خواهند به این پرسش پاسخ بدهند که چرا افراد، روی خود سرمایه‌گذاری می‌کنند و آیا سرمایه‌گذاری در زمینه سرمایه انسانی، تفاوت بهره‌وری و دریافتی بین افراد را توضیح می‌دهد؟ براساس نظریه سرمایه انسانی، افراد برای برخورداری از منافع آتی (اعم از اقتصادی و غیراقتصادی)، در دوره‌های آموزشی شرکت می‌کنند و هزینه‌های آموزشی را متحمل می‌شوند. یکی از منافع اقتصادی، بهره‌وری اقتصادی یا دریافتی افراد از ناحیه کار است. بهبود کیفیت عامل کار از طریق آموزش، سبب افزایش کارآیی و در نتیجه افزایش ظرفیت‌های دریافتی افراد می‌شود. بنابراین، از دیدگاه نظریه سرمایه انسانی، سرمایه‌گذاری در این زمینه به ویژه از طریق آموزش، یکی از عوامل اصلی توضیح‌دهنده تفاوت در بهره‌وری و دریافتی می‌باشد.

نظریه سرمایه انسانی از عقاید آدام اسمیت نشأت می‌گیرد، هنگامی که او بهبود مهارت کارگران (برای مثال از طریق آموزش) را به عنوان یک منبع اصلی درآمد اشخاص مطرح می‌کند. از دیدگاه

اسمیت، افزایش مهارت، یکی از عوامل اساسی است که تفاوت دریافتی و بهره‌وری را توضیح می‌دهد. با این حال، علی رغم این که عقاید نظری اسمیت در بیش از دو قرن پیش مطرح شد، تنها در دهه ۱۹۳۰ بود که مطالعات تجربی در این زمینه انجام شد. برای مثال، مطالعه والش (۱۹۳۵)، یکی از این مطالعات است که این سؤال را مورد کنکاش قرار می‌دهد که آیا هزینه‌هایی که افراد برای مشاغل حرفه‌ای متحمل می‌شوند از انواع سرمایه‌گذاری‌هایی است که در چهارچوب و راستای سودجویی و نظام بازار شکل می‌گیرد و آیا در پاسخ به انگیزه‌های مشابهی است که در مفهوم متعارف سرمایه‌گذاری مطرح است؟ با استفاده از تحلیل هزینه - فایده، نتیجه کلی که او از مطالعه تجربی خود به دست می‌آورد این است که توانایی‌های به دست آمده از طریق آموزش‌های حرفه‌ای وابسته به انگیزه‌هایی همچون انگیزه‌های سرمایه‌گذاری فیزیکی می‌باشد. براساس نتایج او، تا زمانی که بازدهی سرمایه‌گذاری در امر آموزش و یادگیری، هزینه‌های آن را جبران نماید و سود مورد انتظار را به همراه داشته باشد، سرمایه‌گذاری در آموزش ادامه خواهد یافت.

در اوایل دهه ۱۹۶۰، مفهوم سرمایه انسانی وارد ادبیات اقتصاد شد. این زمانی بود که شولتز (۱۹۶۱)، در سخنرانی خود در افتتاحیه انجمن اقتصاد آمریکا، هزینه‌های آموزشی را به عنوان یک نوع سرمایه‌گذاری تعبیر و تحلیل نمود، و بیکر (۱۹۶۴)، در کتاب خود با عنوان سرمایه‌انسانی، نظریه تشکیل سرمایه انسانی را توسعه داد و روش تحلیل بازدهی سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی را ارائه کرد. مضمون اصلی نظریه سرمایه انسانی این نکته است که سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی، منجر به افزایش ظرفیت‌های مولد و بهره‌ور[1] افراد می‌شود که این افزایش‌ها نیز به دریافتی اشخاص می‌افزاید. بنابراین، تفاوت بین دریافتی افراد، بیشتر به دلیل تفاوت در کیفیت نیروی کار به معنای میزان انباشت سرمایه‌انسانی از طریق آموزش رسمی، آموزش ضمن کار و یادگیری به هنگام کار است.[2]

از آن زمان اقتصاددانان برای آزمودن نظریه سرمایه انسانی کوشش‌های زیادی کرده‌اند. به ویژه، با استفاده از توابع دریافتی، کوشیده‌اند رابطه معناداری بین آموزش، یادگیری و دریافتی برقرار

1. Productive Capacities

۲. برای توضیحات بیشتر به کن و گسک (۱۹۹۳)، مراجعه کنید.

سازند.[۱] در مجموع، نتایج همه مطالعات، وجود ارتباط مثبت بین آموزش بیشتر و دریافتی بالاتر را تأیید می‌کند. چنین یافته‌هایی نشان می‌دهد که آموزش، سرمایه‌گذاری مناسبی است که پاداش آن در بازار نیروی کار از طریق فواید مادی ایجاد می‌شود و به سرمایه انسانی بازمی‌گردد.

اما روش معمول ارزیابی بازدهی آموزش و سهم آموزش و یادگیری در افزایش دریافتی مشتق از تابع دریافتی مینسر، به دلایل زیادی مورد ایراد قرار گرفته است. از جمله این ایرادها عبارت است از این که در این روش، تابع مزبور برای توانایی فردی[۲]؛ کیفیت آموزش[۳]؛ اندازه کارفرما یا بنگاه که افراد در آن اشتغال دارند؛ پولاچک و سی‌برت (۱۹۹۳)[۴]؛ کار گروهی[۵] و محل استقرار جغرافیایی[۶] در نظر گرفته نمی‌شود. به نظر منتقدان این روش، نادیده گرفتن این عوامل منجر به تورش دربرآورد بازدهی آموزشی و سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی می‌شود.

علاوه بر موارد یادشده، با مروری بر ادبیات موضوع مورد نظر، در می‌یابیم که توجه ناچیزی به ارزیابی کارآیی تخمین‌های به دست آمده از روش حداقل مربعات معمولی شده، آن هم در شرایطی که تخمین‌ها مبتنی بر داده‌هایی است که با ساختار سلسله مراتبی همراه می‌باشند. این در واقع نکته اساسی است که طرفداران روش جدید تحلیل چند سطحی بیان می‌کنند. طرفداران این روش تحلیل مدعی‌اند که در ساختار سلسله مراتبی و ناهمسان، تخمین زننده‌های روش کمترین مربعات معمولی

---

۱. برخی از معروف‌ترین مطالعات انجام شده در این زمینه عبارتند از:
مینسر (۱۹۵۸ و ۱۹۷۴)؛ ساخاروپولس (۱۹۷۳، ۱۹۸۱ و ۱۹۸۵)؛ ساخاروپولس و ویلیامز (۱۹۷۳)؛ ساخاروپولس و لی‌یارد (۱۹۷۹)؛ بیکر (۱۹۶۲ و ۱۹۹۳)؛ شولتز (۱۹۶۱ و ۱۹۶۲)؛ کارنوی (۱۹۹۵)؛ گریفین و دیگران (۱۹۹۶)؛ کینگ دان (۱۹۹۷)؛ کوپر و کن (۱۹۹۷) و نادری (۱۹۹۹).

۲. برای توضیح بیشتر به فاگرلیند (۱۹۸۷) و گریلیچز (۱۹۷۷)، مراجعه کنید.

۳. برای اطلاعات بیشتر به بتز (۱۹۹۵) و گریلیچز (۱۹۷۷)، مراجعه کنید.

۴. برای اطلاعات بیشتر به سی برت و آدیسن (۱۹۹۱)؛ ایدسون (۱۹۹۵)؛ ولنچیک (۱۹۹۷) و نادری (۱۹۹۹)، مراجعه کنید.

۵. به ایدسون (۱۹۹۵)، مراجعه کنید.

۶. برای آگاهی بیشتر به بیزدال و برمن (۱۹۸۴)؛ گریفین و ادواردز (۱۹۹۳)؛ ولنچیک (۱۹۹۷) و نادری (۱۹۹۹)، مراجعه کنید.

کارآ نیستند. در این مقاله ادعا می‌شود که داده‌های گردآوری شده برای ارزیابی بازدهی اقتصادی آموزش، یا برای تخمین و ارزیابی سهم سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی از تفاوت دریافتی افراد (یا رشد اقتصادی)، با ساختار سلسله مراتبی رو به رو است. یعنی واحدهای تحلیل سطح پایین‌تر (برای مثال افراد شاغل)، در واحدهای تحلیل سطح بالاتر (مانند بنگاه‌های اقتصادی) گروه‌بندی می‌شوند،به گونه‌ای که در نتیجه این گروه‌بندی، این واحدها (افراد و بنگاه‌ها و صنایع) به طور متقابل بر یکدیگر اثر می‌گذارند. بنابراین ارتباط بین متغیرهای سرمایه انسانی و دریافتی بهره‌وری از یک بنگاه به بنگاه (یا از یک صنعت به صنعت) دیگر یکسان نخواهد بود.

نتیجه پژوهش‌های دیگران نیز متغیر بودن این ارتباط را نشان می‌دهد و این متفاوت بودن می‌تواند دلایل زیادی همچون تفاوت در توانایی‌های ذاتی افراد، کیفیت آموزش‌ها، ماهیت مشاغل، اندازه و نوع بنگاه و مدیریت داشته باشد که به برخی از مطالعات انجام شده در این زمینه اشاره کردیم. در این قبیل مطالعات، به این ناهمسانی‌ها توجه شده و روش متغیر مجازی برای حل مشکل به کار گرفته شده است. اما تحلیل نظام یافته با به کارگیری الگوهای دارای ضریب‌های متغیر که بتواند چنان ساختار ناهمسانی را مطالعه نماید، انجام نشده است. افزون بر این، به این پرسش کمتر توجه شده که آیا متغیر بودن ساختار، با کمک مشخصه‌های واحدهای تحلیل سطوح بالاتر قابل توضیح می‌باشد یا خیر؟ توجه به این موارد، این پرسش را مطرح می‌کند که آیا تحلیل‌های چند سطحی برای ارزیابی بازدهی اقتصادی آموزش، یا برای تحلیل ساختار دریافتی و بهره‌وری در چهارچوب نظریه سرمایه انسانی، روش مناسب‌تری از روش تحلیل یک سطحی کلاسیک مانند حداقل مربعات معمولی می‌باشد یا خیر؟ برای این منظور، در این مقاله می‌خواهیم پاسخ‌های مناسب برای سؤال‌های زیر را بیابیم: تفاوت اصولی بین این دو روش تحلیل چیست؟ هنگامی که داده‌های مورد استفاده با ساختار ناهمسان سلسله مراتبی[1] مواجه باشند و روش کمترین مربعات معمولی که در آن این ساختار ناهمسان نادیده گرفته می‌شود، برای برآوردها به کار رود، چه مشکلات آماری و اقتصادسنجی مطرح می‌شود؟ علاوه بر رفع این مشکلات، آیا مزیت‌های دیگری بر استفاده از روش

1. Hierarchical Structure or Organization

تحلیل چند سطحی در ساختار سلسله مراتبی مترتب هست؟

قسمت‌های دیگر این مقاله را مطالب زیر تشکیل می‌دهد:

○ نقدی بر مبانی روش‌شناسی مطالعات تجربی که برای تخمین‌ها از روش تحلیل یک سطحی کمترین مربعات معمولی استفاده شده است.

○ بررسی ارجحیت روش تحلیل چند سطحی برای مطالعه تفاوت بهره‌وری و دریافتی در چهارچوب نظریه سرمایه انسانی و ارزیابی بازدهی آموزشی.

○ بررسی و ارائه ساختار ماتریس واریانس - کوواریانس در روش الگوسازی چند سطحی که در آن به ساختار ناهمسانی در داده‌ها توجه می‌شود.

○ مطالعه اثر نادیده گرفتن این ساختار بر آزمون فرضیه و استنباط آماری.

○ توضیح چگونگی تخمین ضرایب که با استفاده از داده‌های با ساختار ناهمسان سلسله مراتبی انجام می‌شود.

۲. نقدی بر مبنای روش‌شناسی مطالعات تجربی

تعداد زیادی از مطالعات تجربی، برتری (به ویژه ساختار لگاریتمی) تابع دریافتی‌مینسر که در پژوهش‌های تفاوت دریافتی و بازدهی اقتصادی آموزش، به طور گسترده استفاده شده را نشان می‌دهد.[۱] از سوی دیگر، شکل پایه‌ای و استاندارد این تابع که برای ارزیابی بازدهی آموزشی به کار گرفته شده، از جنبه‌های گوناگون مورد نقد قرار گرفته است.[۲] از لحاظ نظری، آموزش مدرسه‌ای و آموزش ضمن کار، دو متغیر کلیدی در ارتباط با مطالعه تفاوت ساختار دریافتی می‌باشند. اما در

---

۱. به منظور مطالعه در این زمینه، به داگراتی و جیمنز (۱۹۹۱)؛ ساخوروپولس (۱۹۸۵)؛ ساخوروپولس و دیگران (۱۹۹۴) و افشاری (۱۳۷۷)، مراجعه کنید که تابع دریافتی مینسر را به کار گرفته و دست کم برخی از مفروضات آن را تأیید کرده‌اند.

۲. برای مطالعه بیشتر به گریلیچز (۱۹۷۷)؛ ساخاروپولس و لی‌یارد (۱۹۷۹)؛ بیردال و برمن (۱۹۸۴)؛ سی برت و آدیسن (۱۹۹۱)؛ ایدسون (۱۹۹۵)؛ گریفین و گاندرتن (۱۹۹۶)؛ اکبری و اوگوانگ (۱۹۹۶)؛ پرستون (۱۹۹۷)؛ لیگت (۱۹۹۸) و نادری (۱۹۹۹)، مراجعه کنید.

مطالعات تجربی و کاربردی، تنها سال‌های تحصیل و سال‌های تجربه کار، به عنوان نماینده این دو متغیر استفاده می‌شود. در این شرایط، ناهمسانی‌های متعددی مانند نابرابری در توانایی‌های ذاتی، کیفیت آموزش (مدرسه‌ای و غیرمدرسه‌ای) و موقعیت اجتماعی وجود دارند که در عمل، همان گونه که بیکر (۱۹۹۳)، در دیدگاه‌های نظری خود به آن اشاره کرده، هم انباشت سرمایه انسانی و هم دریافتی را متأثر می‌کنند، اما در تابع موردنظر وارد نمی‌شوند. نادیده گرفتن این عوامل سبب می‌شود که جمله اخلال، با متغیرهای توضیحی مرتبط شود که این خود، مسئله تورش و لغو یکی از فرض‌های اساسی روش حداقل مربعات معمولی که به طور گسترده‌ای در ادبیات استفاده شده را به دنبال دارد (مادالا، ۱۹۹۲ و کارد، ۱۹۹۸). در بخش عمده‌ای از ادبیات موردنظر، برای انجام ارزیابی‌های مورد بحث، این متغیرها وارد تابع نشده است.[۱] همچنین، تلاش ناچیزی در این زمینه که متغیرهای مزبور تا چه حد ساختار دریافتی و همچنین بازدهی آموزشی را متأثر می‌کنند انجام شده است.

همان گونه که نتایج مطالعات تجربی نیز تأیید می‌کند، رابطه بین متغیرهای سرمایه انسانی و دریافتی در مشاغل، بنگاه‌ها، صنایع و مکان‌های جغرافیایی مختلف، یکسان نیست. با فرض این که بنگاه‌ها در بازار رقابتی فعالیت می‌کنند، تفاوت‌هایی بین بنگاه‌ها، صنایع و مکان‌های استقرار جغرافیایی وجود دارد که منجر به متفاوت بودن رابطه بین متغیرهای سرمایه انسانی و دریافتی بهره‌وری می‌گردد. برای مثال، در مورد بنگاه‌ها، تفاوت در مدیریت، ساختار بازار داخلی نیروی کار، انباشت متوسط نسبی سرمایه انسانی در کارکنان هر بنگاه، فرآیند تولید و مانند اینها، عواملی هستند که به متغیر بودن رابطه مزبور دامن می‌زنند و آن را تشدید می‌کنند. در خصوص نوع صنایع، می‌توانیم بگوییم که ماهیت فعالیت‌ها و به نوبه خود نیاز به کاربرد تخصص و دانش بین صنایع، یکسان نیست و دولت تمایل متفاوتی برای تشویق صنایع مختلف دارد. تراکم سرمایه انسانی بین مشاغل، بنگاه‌ها،

---

۱. تلاش‌هایی برای مهار کردن آثار برخی از عوامل (مانند توانایی ذاتی، سابقه اجتماعی و کیفیت آموزش) از طریق به کار بردن متغیرهای مجازی یا استفاده از مجموعه داده‌های ویژه انجام شده است. برای نمونه، اشنفلتر و کروگر (۱۹۹۴)، با استفاده از داده‌های دوقلوهای مشابه (identical twins)، توانسته‌اند اثر توانایی ذاتی و سابقه اجتماعی را مهار کنند. اما آنها هیچ گونه معیار اندازه‌گیری که برای مهار کردن ناهمسانی در کیفیت آموزش، کیفیت تجربه کار، انگیزه، نوع شغل، نوع صنعت و مواردی از این قبیل به کار رود را وارد تحلیل‌شان نکرده‌اند.

صنایع و مناطق جغرافیایی متفاوت است. این نوع ناهمسانی‌ها تغییراتی در انباشت سرمایه انسانی و همچنین در بهره‌وری و دریافتی ایجاد می‌کند. در این خصوص اشاره به نمونه‌هایی از دنیای واقعی، روشنگر خواهد بود. سهیم شدن در دانش و مهارت توسط کارگران، که از طریق برخورد و تعامل‌های رسمی و غیررسمی حاصل می‌شود، تأثیر مستقیم بر انباشت سرمایه انسانی دارد (رائوچ، ۱۹۹۳ و کوئیک، ۱۹۹۰). علاوه بر این که نیروی کار نسبتاً همسان (به تعبیر متغیرهای مرسوم سرمایه انسانی)، در محیط‌های غنی سرمایه انسانی، دریافتی بیشتری خواهند داشت تا در محیط‌هایی که از جهت سرمایه انسانی فقیرند.

همه این موارد، مشکل اقتصادسنجی دیگری (یعنی واریانس ناهمسانی) را ایجاد می‌کند و باعث می‌شود واریانس جمله اخلال در یک تابع دریافتی در طول مشاهدات، ثابت باقی نماند، یعنی نقض وضعیتی که در تخمین‌های مرسوم OLS فرض می‌شود. به تازگی بحث واریانس ناهمسانی در تحلیل توابع دریافتی، تا اندازه‌ای توجه اقتصاددانان را به خود جلب کرده[۱]، اما تلاش ناچیزی انجام شده که ریشه‌های این مشکل شناسایی و اثر آن بر استنباط آماری و استنتاج پژوهش مطالعه شود. علاوه بر این، مطالعه علل تغییرات مورد اشاره در رابطه بین متغیرهای سرمایه انسانی و دریافتی (و نیز بازدهی اقتصادی آموزش)، خود از موضوع‌های قابل پژوهش جالبی (چه از جنبه علمی و چه از جنبه سیاست‌گذاری) می‌باشد. برای مثال، به منظور استنباط‌های سیاستی و نیز مطالعات نظری، یافتن پاسخ این پرسش که چرا سهم سال‌های تحصیل در دریافتی در برخی مشاغل و بنگاه‌ها (با فرض ثبات دیگر شرایط)، بیشتر از بقیه می‌باشد از اهمیت زیادی برخوردار است.

نکته آخر این که پژوهش‌های تجربی که بر تحلیل تفاوت دریافتی در چهارچوب نظریه سرمایه انسانی تمرکز دارند، نشان می‌دهند که بخش غالب انتقادها بر تورش در ارزیابی اثر آموزش، بر دریافتی متمرکز است. تلاش ناچیزی در ارتباط با آزمون کارآیی برآوردها انجام شده است. به بیان دیگر، این نکته که آیا تخمین‌های حاصل شده با کمترین واریانس و برای آزمون فرضیه قابل اتکاء هستند یا خیر، بررسی نشده است.

۱. برای مثال، مطالعات زیر در این ارتباط قابل ذکر هستند: اکبری و اوگوانگ (۱۹۹۶)؛ واگنر و لورنز (۱۹۸۸)؛ داگراتی و جیمنز (۱۹۹۱).

انتقادهای یاد شده بالا در خصوص مطالعه بازدهی سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و ارزیابی آثار آموزش (مدرسه‌ای و غیرمدرسه‌ای) بر دریافتی، از دو منبع سرچشمه می‌گیرد. یکی موجود نبودن معیار اندازه‌گیری مناسب و بنابراین، فقدان داده‌های مناسب و دیگری ضعف روش‌های تحلیل. سال‌های متمادی است که موضوع داده‌ها و خطای اندازه‌گیری به عنوان یک مشکل اساسی در مطالعات تجربی اقتصاد مطرح بوده است. به طور کلی، سه نوع خطا به شرح زیر قابل تشخیص می‌باشد:

۱. خطای ثبت و ضبط

۲. خطای نمونه‌گیری و پاسخ گویی

۳. خطای ناشی از معیارهای ناقص اندازه‌گیری متغیرهای واقعی (یعنی متغیرهای جایگزین). اغلب، متغیرهای واقعی قابل اندازه‌گیری نیستند و به عنوان متغیرهای ناپیدا[1] معروف هستند (مادالا، ۱۹۹۲ و گری لیچز، ۱۹۸۶).

البته بخش عمده انتقادها، به خطای نوع سوم مربوط می‌شود، هر چند که وقوع خطاهای دیگر، زمانی که روش‌های جمع‌آوری داده‌ها، آمارگیری و پرسشنامه‌ای می‌باشد نیز وجود دارد. در مورد بحث سرمایه انسانی، متغیرها به طور مستقیم قابل اندازه‌گیری نمی‌باشند. این متغیرها، متشکل از آموزش در مدرسه، خارج از مدرسه و آموزش و یادگیری ضمن کار هستند. پژوهشگران غالباً متغیرهای جایگزین برای این منظور را به کار می‌گیرند. برای اندازه‌گیری سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی از طریق آموزش، برای مثال، متغیرهای جایگزین متعدد مانند سال‌های تحصیل یا سطوح تحصیل استفاده شده است. اما عوامل دیگری مانند کیفیت آموزش، سرمایه‌گذاری خانوار بر روی فرزندانشان در خارج از مدرسه، آثار نظام آموزشی و مواردی از این گونه نیز وجود دارند که متغیر هدف (یعنی آموزش) و به تبع آن اثر آموزش بر دریافتی را متأثر می‌کنند.

همچنین، زمانی که ما فرض می‌کنیم آموزش در محیط‌ها و شرایط برخوردار از فن‌آوری پیچیده‌تر و پیش‌رفته‌تر یا در بنگاه‌های بزرگتر (و مانند اینها)، تأثیر بیشتری بر دریافتی دارد، بدان معناست که

1. Latent

چنین نوسان‌هایی در افزایش اثر تحصیلات بر دریافتی، همان گونه که نظریه سرمایه انسانی پیش‌بینی می‌کند، به دلیل نوسان یا ناهمسانی در انباشت سرمایه انسانی می‌باشد. بنابراین، بسترهای جالبی برای کاوش بیشتر، به منظور اندازه‌گیری دقیق‌تر آثار آموزش بر دریافتی و اندازه‌گیری بازدهی اقتصادی آموزش از طریق وارد کردن این ناهمسانی‌ها وجود دارد. تاکنون توجه زیادی به این گونه مسائل نشده است.[۱] سه دلیل اصلی در مورد این کم توجهی را می‌توانیم ارائه کنیم. دلیل نخست این که در عمل، واحدهای تحلیل متفاوت مانند افراد، بنگاه‌ها و بخش‌های اقتصادی، درگیر و تأثیرگذار بر تحلیل تفاوت‌های دریافتی در چهارچوب نظریه سرمایه انسانی می‌باشند. در روش‌های تحلیل یک سطحی مانند کمترین مربعات معمولی، یک پژوهشگر به ناچار باید یک نوع واحد تحلیل را به کار گیرد. بدین روی، لحاظ کردن آثار مشخصه‌های دیگر واحدها، مشکل و حتی غیرممکن است.[۲] بنابراین، روش تحلیل یک سطحی که در ادبیات این موضوع به طور گسترده به کار گرفته شده، می‌تواند یک تصویر ناقص از دنیای واقعی، که با ساختار ناهمسان سلسله

---

۱. مطالعاتی وجود دارد که در آنها سعی شده با استفاده از روش و فن متغیرهای مجازی، ناهمسانی در دریافتی در طول مشاغل، بنگاه‌ها، و بخش‌های اقتصادی مهار شود (پرستون، ۱۹۹۷ و سی برت - آدیسن، ۱۹۹۱). البته این گونه مطالعات، برای مثال، این سؤال را که چرا افراد شاغل در برخی بنگاه‌ها، دریافتی بیشتری از هم رده‌هایشان در بنگاه‌های دیگر دارند، با فرض ثبات متغیرهای سرمایه انسانی بدون پاسخ گذاشته‌اند. به ویژه پرستون (۱۹۹۷)، تشخیص می‌دهد که الگوی سرمایه انسانی، یک چهارچوب مناسب به منظور تعیین مزد برای استرالیا می‌باشد. اما او بر مبنای یافته‌هایی که از روش تحلیل یک سطحی استنتاج نموده، نتیجه می‌گیرد که الگوی سرمایه انسانی نمی‌تواند توضیح مناسبی برای تفاوت معنادار و مستمر در مزد و دریافتی افرادی بین صنایع، مشاغل و جنس‌های گوناگون ارائه کند. در این مقاله گفته‌ایم که چنین تفاوت‌هایی از طریق به کارگیری الگوهای چند سطحی و با در نظر گرفتن متغیرهای ترکیبی که ویژگی‌های واحدهای تحلیل سطوح بالاتر را نشان می‌دهد، قابل توضیح می‌باشد که در قسمت‌های بعدی به آن پرداخته‌ایم.

۲. این نکته را باید یادآور شویم که از طریق روش متغیر مجازی، می‌توان جنبه‌های محدودی از ویژگی‌های این نوع واحدهای تحلیل را وارد الگو کرد، هر چند که تفسیر ضرایب این گونه متغیرها با مشکلات و پیچیدگی زیادی روبه رو است. برای توضیح بیشتر در خصوص نوع واحد تحلیل، می‌توانید به باکر و پسران (۱۹۹۰) رجوع کنید.

مراتبی مواجه می‌باشد، ارائه دهد.

دلیل دوم، به استفاده از داده‌های جمع‌گیری شده از میان افراد، بنگاه‌ها، صنایع، مناطق جغرافیایی و مانند اینها مربوط می‌شود. در این راستا باید خاطر نشان کرد که نظریه سرمایه انسانی، بر رفتار افراد متمرکز است. این افراد از جنبه سرمایه‌های انسانی انباشت شده و دریافتی متفاوت می‌باشند. عوامل یادشده بالا یعنی بنگاه‌ها، بخش‌های اقتصادی و مانند اینها، هم سرمایه انسانی و هم دریافتی را متأثر می‌کنند. بنابراین، این عوامل از اهمیت زیادی برخوردارند تا در مطالعه ساختار دریافتی و بازدهی اقتصادی آموزش، مورد بررسی و توجه قرار گیرند. یعنی همان گونه که مینسر (۱۹۷۴)، این مطلب را مورد توجه قرار داده، منحنی تجربی دریافتی به طور چشمگیری در بین مشاغل حرفه‌ای و نوع کارفرما (بنگاه) متفاوت است که بررسی این تنوع، خود یک موضوع پژوهشی جالب می‌باشد. جمع‌گیری یا کل نمودن ارقام (که ممکن است در مورد افراد، بنگاه‌ها، بخش‌های اقتصادی و مانند اینها انجام شود)، این گونه تنوع و ناهمسانی را محو می‌کند. بنابراین، یک ناسازگاری جدی بین کل نمودن داده‌ها (که البته بسیار هم مرسوم است) و دست‌یابی به یک مرحله قابل قبول از ارزیابی آثار آموزش و دیگر متغیرها بر دریافتی وجود دارد.[۱]

دلیل سوم، موجود نبودن روش تحلیل مناسبی است که به پژوهشگر این توانایی را بدهد تا انواع ناهمسانی‌ها را وارد الگو نماید. همان گونه که پیش از این اشاره شد، تحلیل یک سطحی در این زمینه بسیار محدود کننده است.

هدف اصلی مقاله حاضر، این است که نشان داده شود که روش‌های کلاسیک رگرسیونی (مانند روش کمترین مربعات معمولی) که طی دو - سه دهه گذشته به طور گسترده‌ای در ادبیات و به منظور ارزیابی نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی استفاده شده، با مشکلات جدی رو به رو است که ممکن است، هم بر میزان نرخ بازدهی و هم بر قابلیت اعتماد آزمون فرضیه تأثیر گذارد. به ویژه این گونه مسائل، از جنبه سیاست‌گذاری و تصمیم‌سازی اهمیت فراوانی دارد. در قسمت بعدی،

---

۱. این یک واقعیت مسلم است که اطلاعات با ارزشی، در نتیجه کل نمودن ارقام از دست خواهد رفت. افزون بر این، برآوردهای حاصل از داده‌های کل شده، ممکن است با مشکل واریانس ناهمسانی مواجه باشد که نقش زیادی در انحراف در استنباط و استنتاج آماری دارد.

روش‌های الگوسازی جایگزینی را ارائه می‌کنیم که دقت تخمین‌ها را افزایش می‌دهد و امکان تفسیر مناسب‌تر و با جزئیات بیشتر را فراهم می‌کند.

۳. روش تحلیل چند سطحی

تا به امروز تحلیل‌های رگرسیونی، به ویژه تابع دریافتی مینسر، به طور گسترده از سوی پژوهشگران بسیاری در چهارچوب نظریه سرمایه انسانی، برای کشورهای در حال توسعه و کشورهای توسعه‌یافته به کار گرفته شده است.[۱] ارجحیت تابع دریافتی مینسر (یعنی ساختار شبه لگاریتمی آن) به خوبی در تحلیل‌های تجربی توابع دریافتی به اثبات رسیده است. بنابراین، در این مقاله از پرداختن به جزئیات پرهیز می‌کنیم و تابع توسعه یافته مینسر که به صورت زیر می‌باشد را به عنوان نقطه شروع در نظر می‌گیریم.[۲]

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \beta_3 X_i^2 + e_i \qquad (۱)$$

که در آن y_i، لگاریتم طبیعی دریافتی افراد دارای سطح سرمایه انسانی بالاتر، β_0، عرض از مبدأ (که معادل لگاریتم طبیعی دریافتی سطح پایین‌تر سرمایه انسانی می‌باشد)، S_i سال‌های تحصیل، X_i، سال‌های تجربه (یعنی انباشت سرمایه انسانی از راه آموزش و یادگیری هنگام کار) و e_i جمله اخلال یا عامل تصادفی تابع می‌باشد. این تابع بر اساس فرض‌های مشخصی بنا شده که عبارتند از:

- افزایش در دریافتی از ناحیه هر سال تحصیل در طول سطوح مختلف تحصیلی مشابه است.
- اثر متقاطعی بین سال‌های تحصیل و سال‌های تجربه کاری وجود ندارد.
- آثار سلسله مراتبی وجود ندارد و این گونه فرض می‌شود که گروه‌بندی‌های جهان واقع، اثر مشابه و یکسانی بر دریافتی افراد به جا می‌گذارد.
- واریانس جمله اخلال برای تمام مشاهدات، همسان است.

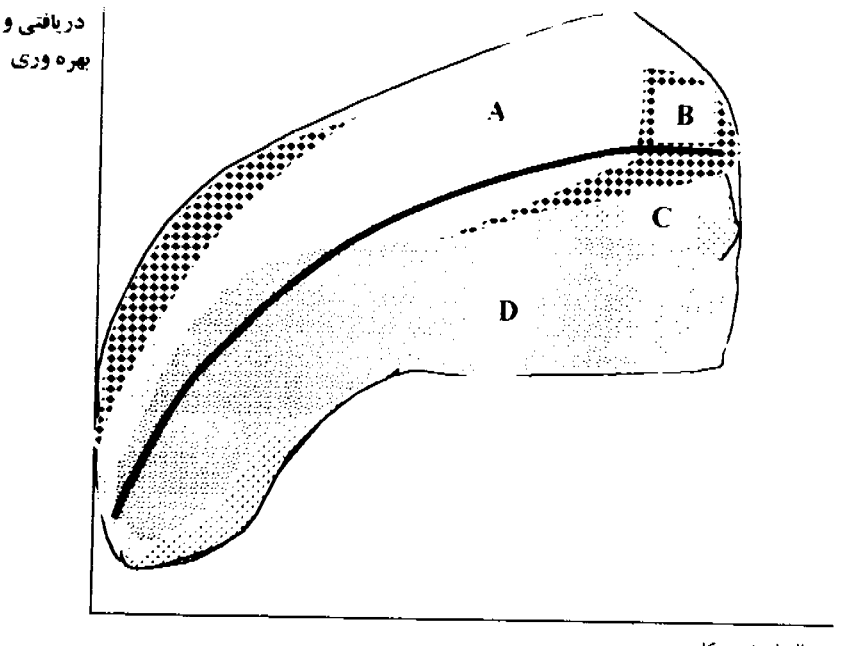
---

۱. همان گونه که بیکر (۱۹۹۲)، در سخنرانی خود در مراسم دریافت جایزه نوبل بیان کرد، این تابع دریافتی شاید معروف‌ترین رگرسیون در تحلیل‌های اقتصاد خرد باشد.

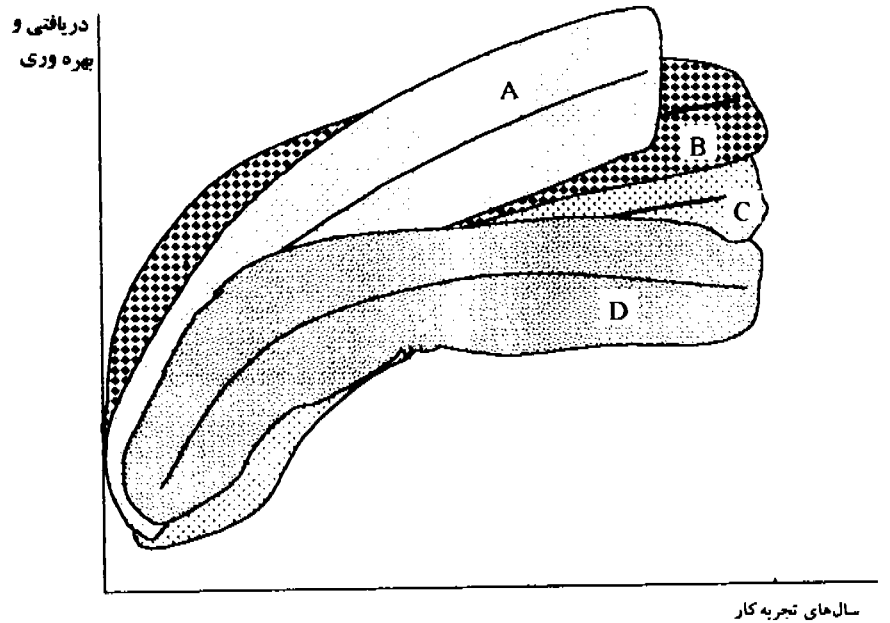
۲. برای اثبات ریاضی این تابع، علاقه‌مندان می‌توانند به مینسر (۱۹۷۴ و ۱۹۷۹) و همچنین پولاچک و سی برت (۱۹۹۳) مراجعه نمایند.

بنابراین، تابع اصلی دریافتی مینسر، آثار بنگاه‌ها یا صنایع را بر دریافتی نادیده می‌گیرد و فرض می‌کند که واریانس جمله خطا برای تمام مشاهدات ثابت است (این نکته‌ای است که در الگوهای چند سطحی به آن خواهیم پرداخت). به عبارت دیگر، فرم تابع(۱) و تعداد بی‌شماری از مطالعات تجربی که ساختار مشابهی را به کار گرفته‌اند، گروه‌بندی شاغلان را در درون بنگاه‌ها یا صنایع نادیده می‌گیرند و کل مشاهدات، به صورت یک مجموعه واحد یعنی $\sum \eta_i$ در نظر گرفته می‌شود. نمودار ۱، پراکنش دریافتی و بهره‌وری براساس سال‌های تجربه کار را برای چهار گروه (برای نمونه چهار بنگاه) که همه به صورت یک مجموعه یک کاسه شده‌اند، نشان می‌دهد که در آن یک منحنی تجربه-دریافتی با استفاده از روش یک سطحی، برازش شده است. در این شرایط، گروه‌بندی واحدهای سطح پایین‌تر (یعنی شاغلان) در واحدهای سطح بالاتر (یعنی بنگاه‌ها)، نادیده گرفته شده است.

نمودار ۱. نمودارهای پراکنش دریافتی و بهره‌وری فرضی براساس سال‌های تجربه کار، برای چهار واحد از سطح بالاتر و منحنی برآورد شده دریافتی - تجربه، با به کارگیری روش تحلیل یک سطحی (مانند کمترین مربعات معمولی)



نمودار ۲. نمودارهای پراکنش دریافتی و بهره‌وری براساس سال‌های تجربه کار، برای چهار واحد از سطح دوم و منحنی‌های برآورد شده دریافتی - تجربه، برای هر یک از واحدها، با به کارگیری روش تحلیل چند سطحی



در این جا باید یادآورد شویم که نتایج بخش عمده مطالعات تجربی، شواهدی را فراهم می‌کند که بیانگر این است که نرخ بازدهی آموزش، به سطوح تحصیلی، تجربه کار، نوع شغل، محل استخدام و مانند اینها بستگی دارد. بنابراین، تابع دریافتی مورد بحث باید از طریق وارد نمودن دیگر متغیرهای مهم مانند مربع سال‌های تحصیل، حاصل ضرب سال‌های تحصیل و سال‌های تجربه کار، ارشدیت شغلی، که دریافتی را به طور معناداری متأثر می‌کنند، توسعه یابد. مربع سال‌های تحصیل، در واقع رابطه غیرخطی بین دریافتی و تحصیلات را وارد الگو می‌کند و در چنین بررسی و برداشتی، فرض می‌شود که یک سال تحصیل در سطوح تحصیلی گوناگون، تأثیرهای متفاوتی بر دریافتی می‌گذارد و

بدین روی، نرخ بازدهی با سال‌های تحصیل نیز مرتبط خواهد بود.[۱] برای مثال، عاقلانه است که فرض کنیم اثر یک سال اضافی تحصیل در سطح تحصیلات عالی، از اثر یک سال اضافی تحصیلات دبیرستانی بیشتر است، به این دلیل که تحصیلات عالی با کاری که افراد انجام می‌دهند، ارتباط بیشتری دارد. همچنین یک فرد در مقطع دانشگاه، توانمندی بیشتری دارد که در یک سال، دانش و مهارت بیشتری را کسب نماید (در مقایسه با یک فرد در مقطع دبیرستان).[۲] افزون بر این، افراد دارای تحصیلات بالاتر، از طریق یادگیری ضمن کار و آموزش ضمن کار، دانش و مهارت (انباشت سرمایه انسانی) بیشتری را به دست می‌آورند. میزان انباشت سرمایه در موقعیت‌های شغلی بالاتر نیز افزایش می‌یابد. به هر حال، مجموعه عوامل یادشده بالا، ظرفیت‌های بهره‌وری افراد و به دنبال آن توان درآمدزایی را متأثر می‌نمایند و نادیده گرفتن آنها ضرایب مورد تخمین را با مشکل تورش از ناحیه حذف متغیرهای مرتبط رو به رو خواهد کرد. با این حال، در این جا برای سادگی و پرهیز از پیچیدگی، شکل ساده و اولیه تابع دریافتی مینسر که ناهمسانی‌های مورد اشاره را نادیده می‌گیرد، به کار گرفته می‌شود.

در تحلیل‌های چند سطحی، بر خلاف تحلیل‌های یک سطحی، آثار گروه‌بندی‌ها در الگوسازی به حساب می‌آید. در چنین ملاحظاتی، این اعتقاد وجود دارد که نظام‌های اجتماعی و بسیاری دیگر از نظام‌ها دارای سازمان و ساختار سلسله مراتبی هستند. بدین معنا که واحدهای یک سطح در واحدهای سطح یا سطوح بالاتر گروه‌بندی می‌شوند. برای مثال، در مراکز فعالیت اقتصادی، کارگران برای امر تولید در کارخانه یا بنگاه‌های اقتصادی، گروه‌بندی می‌شوند. در چنین مواردی، فرض می‌شود که کارکنان و کارفرمایان به طور متقابل بر یکدیگر تأثیر می‌گذارند. این گروه‌بندی ساده، دست کم دو سطح تحلیل را به دست می‌دهد. سطح یک به کارکنان و سطح دو به بنگاه‌ها یا کارفرمایان مربوط می‌شود (نمودار ۲ ساختار یک الگوی دو سطحی را نشان می‌دهد). چنانچه هدف اساسی در مناسبات یک تحلیل چند سطحی، بررسی و مطالعه بازدهی آموزشی باشد، ویژگی‌های کارکنان مانند آموزش و تجربه کار به عنوان متغیرهای سطح اول و ویژگی‌های بنگاه‌ها مانند اندازه

---

۱. برای نمونه به باومن (۱۹۶۱) و ساخاروپولُس ولایارد (۱۹۷۹) مراجعه کنید.

۲. به ماخ لوپ (۱۹۸۴) و ویلیام (۱۹۸۵) مراجعه کنید.

بنگاه و محل استقرار به عنوان متغیرهای سطح دوم وارد تحلیل خواهد شد. گروه اخیر متغیرها را می‌توان به عنوان متغیرهای مرسوم بنگاه تعبیر کرد. تحلیل چند سطحی این امکان را فراهم می‌کند که متغیرهای مرکب[1] مانند متوسط انباشت سرمایه انسانی و میانگین ساعت کار بنگاه که به ویژگی‌های کارکنان وابسته است، وارد تحلیل شود. به ویژه متغیر متوسط سرمایه انسانی انباشت شده در هر بنگاه، این امکان را می‌دهد که مزایای خارجی ناشی از تراکم سرمایه انسانی (که مورد علاقه بسیاری از اقتصاددانان می‌باشد) به طور تجربی مطالعه شود. تاکنون شواهد تجربی در خصوص چنین مزایای خارجی به ندرت ارائه شده است.[2]

گفتنی است که در روش تحلیل چند سطحی، شکل خلاصه شده معادلات دو یا چند جمله اخلال دارد و این گونه فرض می‌شود که پسماندهای مشاهدات گروه‌بندی شده در هر بنگاه به یکدیگر وابستگی دارند. در مقابل، پسماندهای مشاهدات مربوط به واحد و بنگاه‌های مختلف سطح دوم (یا سطوح بالاتر) مستقل از یکدیگر در نظر گرفته می‌شود.[3]

انجام سطوح گوناگون تحلیل، به دسترسی به نوع داده‌های موردنیاز بستگی دارد. یک روش یا الگوی دو سطحی که در آن کارکنان واحدهای سطح اول و بنگاه‌ها، واحدهای سطح دوم می‌باشند، در نمودارهای ۲ و ۳ آمده که البته این یک الگوی ساده برای تحلیل داده‌های دارای ساختار سلسله مراتبی می‌باشد. ممکن است وارد کردن ویژگی‌های شغل یا گروه‌های شغلی نیز مورد علاقه باشد. در این صورت یک الگوی سه سطحی به کار گرفته خواهد شد که در آن کارکنان به عنوان واحدهای سطح اول، گروه‌های شغلی به عنوان واحدهای سطح دوم، و بنگاه‌ها، واحدهای سطح سوم خواهند بود. نمودار ۴ یک چنین ساختاری را ارائه می‌کند. برای انجام چنین تحلیلی، پژوهشگران باید

1. Compositional or Contextual Variables

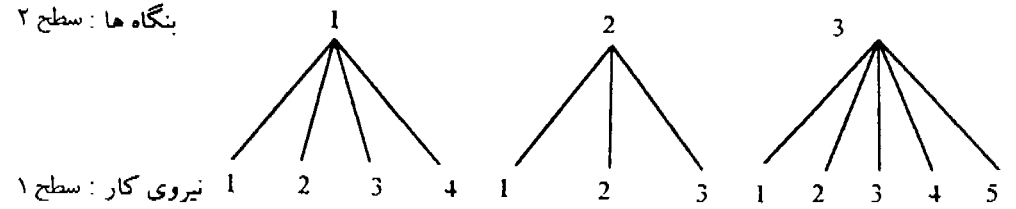
۲. به اسکالنز (۱۹۹۳) و مک ماهن (۱۹۹۷) و بلاگ (۱۹۹۰)، مراجعه کنید.

در مطالعه‌ای توسط راچ (۱۹۹۳)، بهره‌وری حاصل از تمرکز جغرافیایی سرمایه انسانی در شهرهای آمریکا بررسی و مطالعه شده است. یافته‌های این مطالعه وجود مزایای خارجی مثبت از ناحیه تحصیلات رسمی را تأیید می‌کند. بر پایه چنین یافته‌هایی، راچ نتیجه می‌گیرد که انتظار می‌رود هر سال اضافی در میانگین تحصیلات مناطق اصلی شهری، بهره‌وری کل را تا ۲/۸ درصد (با انحراف معیار ۰/۸ درصد) افزایش دهد.

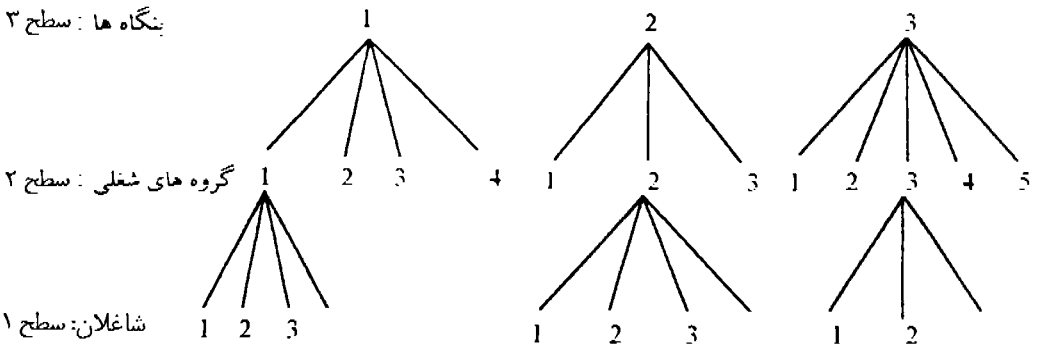
۳. برای توضیح بیشتر به: نادری (۱۳۷۸) و گلدستین (۱۹۹۵) و وودهاوز و دیگران (۱۹۹۵)، مراجعه کنید.

داده‌های موردنیاز در خصوص ویژگی‌های کارکنان، ساختار مشاغل و بنگاه‌های محل اشتغال آنها را گردآوری نمایند. یک تحلیل سه سطحی ممکن است وضعیت دیگری داشته باشد، به گونه‌ای که کارکنان به عنوان واحدهای سطح اول، بنگاه‌ها، واحدهای سطح دوم و بخش‌های اقتصادی، واحدهای سطح سوم باشند (نمودار ۵). و سرانجام برای یک حالت عمومی، همان گونه که نمودار ۶ نشان می‌دهد، برای تحلیل ساختار دریافتی و بهره‌وری در چهارچوب نظریه سرمایه انسانی به گونه‌ای که بتواند واقعیت‌های دنیای واقعی را بیان کند، یک تحلیل پنج سطحی قابل الگوسازی است که در آن کارکنان در گروه‌های شغلی، گروه‌های شغلی در بنگاه‌ها، بنگاه‌ها در بخش‌های اقتصادی، و بخش‌های اقتصادی در مناطق جغرافیایی گروه‌بندی می‌شوند.

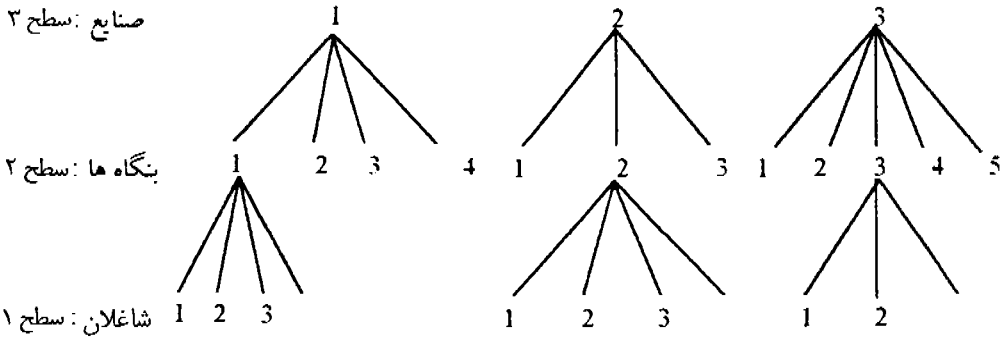
نمودار ۳. ساختار یک الگوی دو سطحی



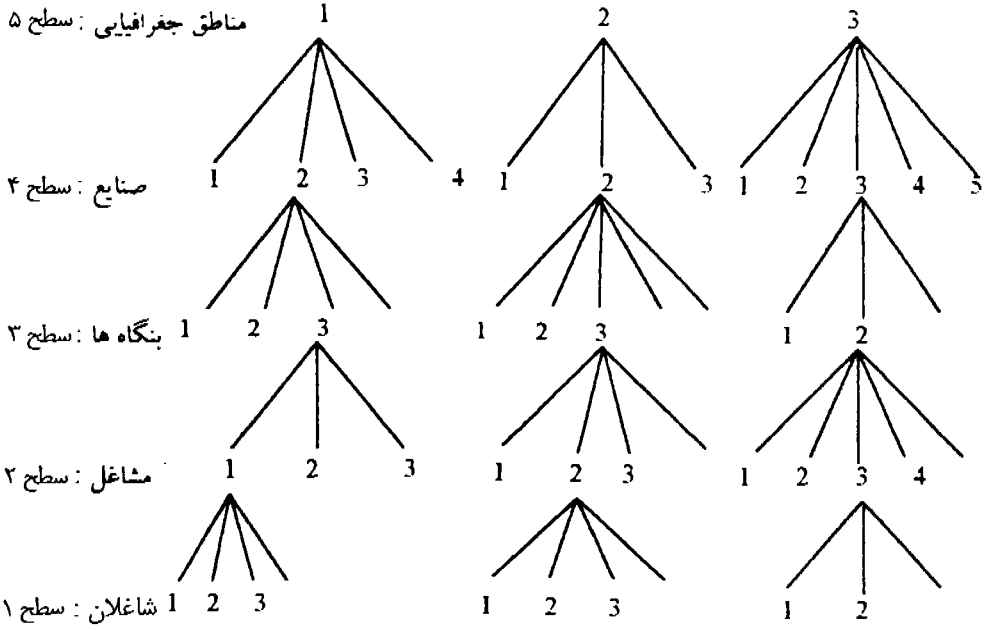
نمودار ۴. ساختار یک الگوی سه سطحی (بنگاه‌ها، گروه‌های شغلی و شاغلان)



نمودار ۵. ساختار یک الگوی سه سطحی (صنایع، بنگاه‌ها و شاغلان)



نمودار ۶. ساختار یک الگوی پنج سطحی



در ادامه این نوشتار برای پرهیز از پیچیدگی کار، الگوهای دو سطحی که در آن کارکنان به عنوان واحدهای سطح اول و بنگاه‌های اقتصادی به عنوان واحدهای سطح دوم هستند مبنا قرار می‌گیرد.

بنابراین، برای توصیف روابط ارائه شده در نمودار ۲ برای چندین بنگاه اقتصادی، با به کارگیری تابع دریافتی مینسر برای بنگاه j ام می‌توان نوشت:

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 S_{ij} + \beta_3 X_{ij} + \beta_4 X_{ij}^2 + e_{ij} \qquad (۲)$$

$$i=1,2,...,n \quad \text{and} \quad j=1,2,...,m$$

که در آن y_{ij} لگاریتم طبیعی دریافتی یک کارگر با سطح سرمایه انسانی بالاتر؛ β_{0j} عرض از مبدأ که معادل لگاریتم طبیعی دریافتی یک کارگر با سطح پایین سرمایه انسانی است؛ S_{ij} سال‌های تحصیل؛ X_{ij} سال‌های تجربه کار؛ و e_{ij} جمله اخلال مربوط به مشاهدات سطح اول می‌باشند. اندیس i ($i = 1,...,N$) معرف نیروی شاغل و اندیس j ($j = 1,...,M$) معرف بنگاه‌ها یا واحدهای سطح بالاتر تحلیل می‌باشد.

الگوسازی چند سطحی بر پایه الگوهای با ضریب‌های تصادفی یا متغیر بنا شده است. بنابراین، این گونه در نظر گرفته می‌شود که ضریب‌های یک تابع بین بنگاه‌ها متغیر است. برای تبدیل الگوی (۲) به یک الگوی دو سطحی، در ابتدا ضریب β_{0j} به عنوان یک ضریب تصادفی در نظر گرفته می‌شود. یعنی: $\beta_{0j} = \beta_0 + u_j$.

با جای گذاری β_{0j} در الگوی (۲) داریم:

$$y_{ij} = \beta_{00} + \beta_1 S_{ij} + \beta_3 X_{ij} + \beta_4 X_{ij}^2 + u_j + e_{ij} \qquad (۳)$$

e_{ij} جمله اخلال سطح اول با مشخصه $N(0,\sigma^2)$ و u_j جمله اخلال یا متغیر تصادفی سطح دوم با ویژگی‌های $E(u_j) = 0$ و $Var(u_j) = \sigma_u^2$ می‌باشد. تفاوت الگوی (۳) از الگوی (۱) در این است که الگوی (۳) عرض از مبدأ مشخصی برای هر بنگاه در بردارد. البته، در روش یک سطحی می‌توان از طریق وارد کردن یک متغیر مجازی برای هر بنگاه، یک الگوی با عرض از مبدأ متغیر را برآورد نمود. در این صورت تعداد ضریب‌های مورد تخمین، $(m-1+k)$ خواهند بود که m تعداد واحدهای سطح ۲ و k تعداد ضرایب مورد تخمین می‌باشند. در روش چند سطحی برای الگوی (۳) تعداد ضریب‌های مورد تخمین k خواهند بود.

در مرحله دوم، ضریب سال‌های تحصیل به عنوان عامل متغیر در نظر گرفته می‌شود، به گونه‌ای

که این ضریب بین واحدهای سطح ۲ تغییر می‌کند. یعنی، اثر آموزش بر دریافتی بین بنگاه‌ها متفاوت می‌باشد. در دنیای واقعی، عاقلانه است که فرض کنیم در بنگاه‌های گوناگون، به طور متفاوتی به تحصیلات ارزش داده شود. چنانچه بار دیگر رابطه زیر را در نظر بگیریم، خواهیم دید در این معادله ضریب متغیر آموزش به صورت تصادفی به کار رفته است.

$$y_{ij} = \beta_{00} + \beta_{1j} S_{ij} + \beta_3 X_{ij} + \beta_4 X_{ij}^2 + (u_{0j} + e_{ij}) \qquad (۴)$$

با جای‌گذاری $\beta_{1j} = \beta_1 + u_{1j}$ در معادله (۴) داریم:

$$y_{ij} = \beta_{00} + \beta_1 S_{ij} + \beta_3 X_{ij} + \beta_4 X_{ij}^2 + w_{ij} \qquad (۵)$$

$$w_{ij} = u_{0j} + u_{1j} S_{ij} + e_{ij}$$

همان گونه که می‌بینیم، در معادله (۵) سه عامل یا متغیر تصادفی وجود دارد: e_{ij} جمله اخلال واحدهای سطح اول، و u_{0j} و u_{1j} جمله‌های اخلال یا اثر واحدهای سطح دوم (یعنی بنگاه‌ها) می‌باشند. فرض می‌شود این متغیرها دارای میانگین صفر و واریانس ثابت، به ترتیب، σ_e^2، σ_{u0}^2 و σ_{u1}^2 می‌باشند.

در یک مرحله پیش‌رفته‌تر، می‌توان متغیر بودن ضریب سال‌های تجربه کار را نیز آزمون کرد. در چنین وضعیتی این گونه در نظر گرفته می‌شود که نه تنها عرض از مبدأ بین واحدهای سطح بالاتر ثابت نیست، بلکه ضرایب متغیرهای توضیحی نیز متغیر می‌باشند. از جنبه نظریه سرمایه انسانی، این نکته را این گونه می‌توان توضیح داد که در بنگاه‌های گوناگون، به دلایلی مانند تفاوت در مدیریت، ساختار فن‌آوری تولید و انباشت نسبی سرمایه انسانی، سرمایه انباشته شده از طریق تحصیلات رسمی و همچنین از طریق یادگیری یا آموزش ضمن کار، آثار متفاوتی بر دریافتی و بهره‌وری دارد. بنابراین، الگویی که ضریب‌های مزبور (یعنی عرض از مبدأ، سال‌های تحصیل و سال‌های تجربه کار) را به صورت متغیر یا تصادفی در نظر می‌گیرد، دارای ساختاری شبیه معادله (۶) خواهد بود. تحت این شرایط برای منحنی‌های دریافتی - تجربه کار ارائه شده در نمودار ۲، می‌توان گفت که در بنگاه A، هر سال تحصیل اضافی معادل ۱۵ درصد دریافتی افراد را افزایش می‌دهد. در حالی که این رقم برای بنگاه‌های B، C و D به ترتیب ۱۲، ۱۰ و ۸ درصد خواهد بود.

$$Y_{ij} = \beta_{00} + \beta_1 S_{ij} + \beta_2 X_{ij} + \beta_3 X_{ij}^2 + w_{ij} \qquad (۶)$$
$$w_{ij} = u_{0j} + u_{1j} S_{ij} + u_{2j} X + e_{ij}$$

همان گونه که الگوی (۶) نشان می‌دهد، w_{ij} ، برای تمام مشاهدات، یکسان نیست بلکه این متغیر با سال‌های تحصیل و تجربه کار تغییر می‌نماید. طبیعی است که واریانس آن نیز ثابت نخواهد بود و بدین روی فرض واریانس همسانی مفروض در روش کلاسیک OLS نقض می‌شود.

در مباحث بالا، فرض شده که ضریب‌های مورد بررسی بین واحدهای سطح ۲، به طور تصادفی تغییر می‌نمایند. می‌توانیم تا اندازه‌ای این تحلیل را گسترش دهیم و (دست کم بخشی از) متغیر بودن ضریب‌ها را با متغیرهای مربوط به واحدهای سطوح بالاتر تبیین کنیم. در مورد مثال به کار گرفته شده (یعنی تحلیل دو سطحی)، متغیرهایی مانند اندازه بنگاه‌ها، نوع صنعت و محل استقرار جغرافیایی را می‌توانیم وارد الگوی مورد برآورد نماییم و بدین طریق بخشی از تغییرات ضریب‌ها را توضیح دهیم. البته، توسعه الگوها با در نظر گرفتن چنین پیچیدگی‌هایی، ما را قادر خواهد ساخت تا الگو را منطبق‌تر با واقعیات برآورد نماییم. به بیان دیگر، این یک فرض منطقی است که تحصیلات رسمی و سرمایه انسانی انباشت شده در محیط کار، به دلایلی مانند تفاوت در توان مدیریت، فن‌آوری تولید متفاوت، تراکم نسبی سرمایه انسانی ناهمسان، مکان‌های استقرار مختلف، بخش اقتصادی که بنگاه موردنظر جزء آن می‌باشد و اندازه بنگاه به طور ناهمسانی جبران خدمت شود. چرا که عوامل مزبور از یک سو تأثیر زیادی در انباشت سرمایه انسانی در محل کار دارند و از سوی دیگر تا حد زیادی قابلیت استفاده از سرمایه‌های انسانی را متأثر می‌کنند که هر دوی اینها تأثیر مستقیم بر بهره‌وری منابع انسانی و به دنبال آن بر بازدهی سرمایه انسانی به جا می‌گذارند. بنابراین، در مجموع می‌توان تغییرات دریافتی و بهره‌وری را به اجزای گوناگون مانند جزء متعلق به ویژگی‌های نیروی انسانی و جزء متعلق به ویژگی‌های بنگاه اقتصادی تقسیم کرد و با وارد نمودن ویژگی‌های هر یک از واحدهای تحت بررسی، این نکته را که آیا این ویژگی‌ها به طور معناداری تغییرات مورد بحث را توضیح می‌دهند؟ مورد توجه قرار داد و در صورت معنادار بودن، میزان تأثیرگذاری چقدر است؟ در مورد عرض از مبدأ، می‌توان رابطه (۷) را در نظر گرفت:

$$\beta_{0j} = \beta_{00} + \mathbf{Z}\alpha + u_0 \quad (۷)$$

Z بردار مشخصات بنگاه‌ها می‌باشد که این مشخصات به طور نظام یافته و معناداری تغییرات β_{0j}را بین بنگاه‌ها توضیح می‌دهند. همین طور، می‌توان تغییرات ضریب‌های متغیرهای توضیحی را با وارد کردن مشخصات بنگاه‌ها توضیح داد.[۱] برای نمونه، در خصوص β_{1j}، می‌توانیم رابطه (۸) را در نظر بگیریم. یعنی:

$$\beta_{1j} = \beta_{10} + \mathbf{Z}\alpha + u_1 \quad (۸)$$

با جای گذاری (۷) و (۸) در الگوی (۵)، شکل خلاصه شده الگوی مورد تخمین به صورت معادله (۹) خواهد بود:

$$y_{ij} = \beta_{00} + \beta_1 S_{ij} + \beta_3 X_{ij} + \beta_4 X_{ij}^2 + \mathbf{Z}\alpha_0 + (\mathbf{SZ})\alpha_1 + w_{ij} \quad (۹)$$
$$w_{ij} = u_{0j} + u_{1j} S_{ij} + e_{ij}$$

در الگوهای چند سطحی، واحدهای تحلیل متفاوتی دخالت دارند. بنابراین، با تدوین و به کارگیری متغیرهای ترکیبی می‌توان بخش دیگری از تغییرات ضریب‌های متغیر را توضیح داد.[۲] در خصوص سرمایه انسانی، برای نمونه، متوسط انباشت سرمایه متبلور شده در منابع انسانی که در یک بنگاه اشتغال دارند (و می‌توان آن را به عنوان یکی از متغیرهای سطح بنگاه تلقی نمود) از رابطه $\Sigma(S_{ij} + X_{ij})/n_j$ قابل محاسبه است. که در آن S_{ij} سال‌های تحصیل فرد i در بنگاه j؛ X_{ij} سال‌های تجربه کار و n_j شاغلان در بنگاه j می‌باشد.[۳]

به کارگیری متغیرهای ترکیبی علاوه بر این که توضیحی برای تغییرات دریافتی فراهم خواهد کرد، از نقطه نظر مباحث سرمایه انسانی، تفسیر مناسبی را دربر دارد. یعنی، همان گونه که شولتز

---

۱. برای پرهیز از پیچیدگی کار در این جا، تنها ضریب‌های عرض از مبدأ و سال‌های تحصیل، به صورت متغیر در نظر گرفته می‌شود.

۲. برای توضیح بیشتر در این رابطه به ماسون و دیگران (۱۹۸۴)، مراجعه کنید.

۳. برای مطالعه عمیق‌تر می‌توان برای هر یک از متغیرهای S و X وزنی را در نظر گرفت (برای مثال براساس تأثیر میانگین سال‌های تحصیل یا تجربه بر بهره‌وری و دریافتی) و بنابراین، انباشت سرمایه انسانی نسبی در بنگاه را با دقت بیشتر اندازه‌گیری نمود. در این نوشتار به رابطه ساده یادشده بسنده می‌کنیم.

(۱۹۹۳)، این نکته را مورد تأکید قرار داد، افرادی که در محیط‌های کاری با تراکم نسبی بیشتر سرمایه انسانی کار می‌کنند، به طور نسبی بهره‌وری بیشتری دارند و به دنبال آن از میزان دریافتی بالاتری برخوردار خواهند بود. یکی از دلایل اساسی این اضافه دریافتی و بهره‌وری، تراکم سرمایه انسانی می‌باشد که از این گونه آثار به عنوان آثار مثبت خارجی منتسب به تراکم سرمایه انسانی یاد می‌شود.

در مجموع، در صورت معنادار بودن متغیرهای ترکیبی، که این متغیرها در تحلیل‌های یک سطحی نادیده گرفته می‌شوند، و تأیید وجود ساختار ناهمسان سلسله مراتبی در داده‌ها، این نکته را باید یادآورد شویم که برآوردهای به دست آمده از تحلیل‌های یک سطحی شاید با تورش نیز رو به رو باشند. در این شرایط و با کاربرد الگوهای چند سطحی، این نکته قوت می‌گیرد که متغیرهای سرمایه انسانی نه تنها تفاوت دریافتی بین افراد را توضیح می‌دهند بلکه شاخص‌های ترکیبی سرمایه انسانی، می‌توانند بخشی از تفاوت دریافتی بین بنگاه‌ها (یعنی واحدهای تحلیل سطح یا سطوح بالاتر) را نیز توضیح دهند. این گونه شواهد، دیدگاه‌های مبتنی بر نتایج به دست آمده از تحلیل‌های یک سطحی برخی از پژوهشگران مانند پرستون (۱۹۹۷)، مبنی بر این که متغیرهای سرمایه انسانی نمی‌توانند تفاوت دریافتی بین بنگاه‌ها، صنایع یا مناطق جغرافیایی را توضیح دهند، تضعیف یا رد می‌کند.[۱]

در روش‌های معمول (به ویژه زمانی که از داده‌های مقطعی استفاده می‌شود)،[۲] متغیرهایی که برای اندازه‌گیری سرمایه انسانی به کار گرفته می‌شوند اغلب، کمیت‌ها را دربرمی‌گیرند و نمی‌توانند کیفیت تحصیلات رسمی یا کیفیت یادگیری و آموزش ضمن کار را در نظر بگیرند. بدون شک، بخشی

---

۱. در این زمینه برآوردهای تجربی برای صنایع کارخانه‌ای در ایران انجام شده است. علاقه‌مندان می‌توانند به نادری و ماس (۱۹۹۹)، مراجعه نمایند.

۲. سامی (۱۹۷۱)، استدلال می‌کند که در وضعیت‌های غیرآزمایشگاهی که در اقتصاد وجه غالب را دارند، بعید است که تفاوت‌های بین افراد که در یک نمونه مقطعی مشاهده می‌شود را بتوان با یک رابطه ساده به کمک یک یا چند متغیر توضیح داد. یک امکان این است که رابطه موجود بین X و Y برای افراد گوناگون در نمونه، متفاوت باشد. از دیدگاه او، قابل قبول‌ترین دلیل در ارتباط با این که چرا رابطه‌های متفاوت بین X و Y رفتار مختلف افراد را تعیین می‌کند، این است که برخی از متغیرهای توضیحی وارد تحلیل نشده‌اند. برای توضیح بیشتر در این مورد، به سامی و تاولاس (۱۹۹۵)، مراجعه کنید.

از تفاوت در بهره‌وری و دریافتی، به تفاوت در کیفیت سرمایه انسانی مربوط می‌شود. در مطالعاتی که مبتنی بر داده‌های مقطعی می‌باشند، نمی‌توان شاخصی را وارد الگو کرد تا بتواند تفاوت از ناحیه این گونه ناهمسانی‌ها را مهار کند یا بازدهی مربوط را ارزیابی نماید. بنابراین، در تحلیل‌های چند سطحی با متغیر در نظر گرفتن ضریب‌های مورد تخمین بین واحدهای سطح اول، می‌توان در این زمینه‌ها اطلاعات جالبی در چهارچوب نظریه سرمایه انسانی (به ویژه در ارتباط با تفاوت در کیفیت سرمایه انسانی، توانایی‌های ذاتی، سوابق اقتصادی - اجتماعی خانوادگی و مانند اینها) به دست آورد. علاوه براین که این گونه توسعه‌ها در الگوسازی، به تفسیر نتایج، عمق بیشتری می‌بخشد، از جنبه اقتصادسنجی نیز کاربردها و تفسیرهای جالبی را می‌توان مطرح نمود. برای نمونه، در روش‌های تخمین کلاسیک، این گونه فرض می‌شود که واریانس جمله اخلال، باید در طول مشاهدات، ثابت و همسان باشد. نقض این فرضیه ممکن است پژوهشگر را دچار اشتباه در استنباط آماری بنماید. یعنی در صورت پذیرفته شدن این که ضریب تمام یا برخی از متغیرهای توضیحی بین واحدهای سطح اول نیز تغییر می‌نماید، الگوی مورد تخمین با واریانس ناهمسانی مواجه بوده و استفاده از روش OLS برای آزمون فرضیه، گمراه کننده باشد.

با متغیر در نظر گرفتن ضریب‌های مورد تخمین بین واحدهای سطح اول، در واقع جمله اخلال متعلق به واحدهای این سطح، به دو یا چند قسمت شکسته می‌شود. در مورد ضریب‌های سال‌های تحصیل و سال‌های تجربه کار، می‌توانیم رابطه زیر را در نظر بگیریم:

$$e_{1j}^{*} = e_{0j} + S_{ij}e_{1j} - X_{ij}e_{2j} \qquad (۱۰)$$

e_{1ij} و e_{2ij} تغییرات در سهم یا تأثیر سال‌های تحصیل و سال‌های تجربه کار بر تفاوت ساختار دریافتی بین واحدهای سطح اول می‌باشد که بخشی از این تغییرات را می‌توان به کیفیت سرمایه انسانی نسبت داد. با جای گذاری معادله (۱۰) در معادله (۹)، شکل خلاصه شده تابع به صورت رابطه زیر خواهد بود:

$$y_{ij} = \beta_{00} + \beta_1 S_{ij} + \beta_3 X_{ij} + \beta_4 X_{ij}^2 + \mathbf{Z}\alpha_0 + (\mathbf{SZ})\alpha_1 + w_{ij}^{*} \qquad (۱۱)$$

$$w_{ij}^{*} = u_{0j} + u_{1j}S_{ij} + u_{2j}X + S_{ij}e_{1ij} + X_{ij}e_{2ij} + e_{0ij}$$

این نحوه الگوسازی، امکانات زیر را فراهم می‌کند:

○ داده‌ها و واحدهای مورد تحلیل، آزمون شوند تا مشخص گردد آیا داده‌ها با ساختار سلسله مراتبی ناهمسان مواجه می‌باشند یا خیر.

○ مشخص شود که ویژگی‌های افراد و همچنین ویژگی‌های بنگاه‌ها چه میزان به افزایش بهره‌وری و دریافتی کمک می‌نمایند.

○ آثار مثبت خارجی ناشی از تراکم انباشت سرمایه انسانی کاوش و مطالعه شود.

○ در تحلیل‌های مقطعی، که مشاهدات استخراج شده از طرح‌های آماری غیرآزمایشگاهی به کار گرفته می‌شود، امکان مهار کردن همه عواملی که بر دریافتی و بهره‌وری اثر می‌گذارند، به ویژه از ناحیه کیفیت متغیرهای سرمایه انسانی که اغلب قابل اندازه‌گیری نیست، وجود ندارد. کاربرد الگوسازی چند سطحی از طریق تجزیه جمله اخلال، به پژوهشگر کمک می‌کند تا میزان اثرگذاری این چنین عواملی بر متغیر وابسته را ارزیابی نماید.

۴. ماتریس کواریانس برای یک الگوی چند سطحی

ساختار کواریانس برای یک الگوی دو سطحی که شامل دو واحد در سطح ۲ (با این فرض که واحد اول دارای سه مشاهده و واحد دوم دارای دو مشاهده) می‌باشد، در شرایطی که عرض از مبدأ به عنوان تنها ضریب متغیر یا تصادفی در نظر گرفته می‌شود به صورت زیر خواهد بود:

$$\Pi = \begin{pmatrix} \sigma_{u0}^2 \mathbf{J}_{(3)} + \sigma_e^2 \mathbf{I}_{(3)} & 0 \\ 0 & \sigma_{u0}^2 \mathbf{J}_{(2)} + \sigma_e^2 \mathbf{I}_{(2)} \end{pmatrix} \qquad (۱۲)$$

$J_{(n)}$ ماتریس (n×n) یک‌ها و $I_{(n)}$ ماتریس (n×n) یکه می‌باشد. در الگوهای یک سطحی که روش OLS به کار گرفته شود (یعنی موقعیتی که داده‌ها با ساختار مراتبی مواجه نباشد) $\sigma^2_{u0}=0$ و این ساختار کواریانس به سطح معمول $\sigma^2_e I$ کاهش می‌یابد که در آن σ^2_e واریانس جمله خطای الگوی یک سطحی می‌باشد.

در شرایطی که عرض از مبدأ و همچنین ضریب سال‌های تحصیل در طول بنگاه‌ها تغییر می‌نماید، مانند تابع دریافتی (۴)، ماتریس کواریانس به صورت رابطه زیر خواهد بود:

$$\Pi = \begin{pmatrix} \mathbf{S}_1\Omega_2\mathbf{S}_1' + \sigma_e^2 I_{(n_1)} & 0 \\ 0 & \mathbf{S}_2\Omega_2\mathbf{S}_2' + \sigma_e^2 I_{(n_2)} \end{pmatrix} \quad (۱۳)$$

که در آن: $\Omega_2 = \begin{pmatrix} \sigma_{u0}^2 & \sigma_{u01} \\ \sigma_{u01} & \sigma_{u1}^2 \end{pmatrix}$, $\mathbf{S}_1 = \begin{pmatrix} 1 & S_{11} \\ 1 & S_{21} \\ 1 & S_{31} \end{pmatrix}$, and $\mathbf{S}_2 = \begin{pmatrix} 1 & S_{12} \\ 1 & S_{22} \end{pmatrix}$

برای یک حالت کلی که تابع دریافتی آن مانند الگوی (۱۴) است، و جایی که تمام مشاهدات در M بنگاه اقتصادی گروه‌بندی شده باشند، یعنی:

(۱۴)

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{w}$$
$$\mathbf{w} = \mathbf{X}\mathbf{u} + \mathbf{e}$$

ماتریس کواریانس به صورت زیر خواهد بود:

(۱۵)

$$\mathbf{V} = \begin{pmatrix} \Pi_1 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Pi_2 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & & & & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & & \Pi_m \end{pmatrix}$$

$$\Pi_j = \mathbf{X}_j\Omega\mathbf{X}_j' + \sigma_e^2\mathbf{I}$$
$$E(\mathbf{u}\mathbf{u}') = \Omega$$

در یک ساختار همسان و غیرسلسله مراتبی، $X_j \Omega X'_j = 0$ و بنابراین $\Pi_j = \sigma^2_e I$، که این در واقع معادل ماتریس کواریانس OLS می‌باشد.

همان گونه که ماتریس‌های کواریانس نشان می‌دهند، واریانس جمله‌های اخلال در طول مشاهدات، غیرثابت می‌باشد و جمله‌های اخلال واحدهای سطح اول گروه‌بندی شده در واحد مشابهی از سطح دو به همدیگر وابسته‌اند. این مسئله مشکل واریانس ناهمسانی را ایجاد می‌کند و آزمون فرضیه یا استنباط آماری را متأثر می‌سازد که در قسمت بعدی به آن می‌پردازیم.

۵. قابلیت اعتماد آزمون فرضیه

همان گونه که در پیش از این اشاره شد، در یک ساختار سلسله مراتبی، کواریانس دو مشاهده در یک

واحد سطح بالاتر غیرصفر و واریانس جملات اخلال تمام مشاهدات ناهمسان و غیرثابت است. بنابراین، پیش از هر گونه تخمینی، باید داده‌های مورد استفاده را آزمون کرد تا مشخص شود آیا داده‌ها با ساختار سلسله مراتبی مواجه می‌باشند یا خیر؟ برای این منظور، از آماره همبستگی درون - واحدی[1] استفاده می‌شود. این آماره آن قسمت از واریانس الگو که به بین بنگاه‌ها مربوط است را اندازه‌گیری می‌کند. همچنین، این شاخص، همبستگی بین بهره‌وری و دریافتی دو فرد که در بنگاه مشابهی کار می‌کنند را اندازه‌گیری و ارزیابی می‌کند. یعنی، وقتی آثار گروه‌بندی وجود دارد، کواریانس بین دریافتی دو فرد که در بنگاه مشابهی کار می‌کند غیر صفر است و به صورت رابطه زیر ارائه می‌شود:

$$Cov(u_{oj} + e_{0ij}, u_{oj} + e_{0ij}) = Cov(u_{oj}, u_{oj}) = \sigma^2_{u0} \qquad (۱۶)$$

همبستگی مورد اشاره $\rho = \sigma^2_{u0} / (\sigma^2_{e0} + \sigma^2_{u0})$ ، می‌باشد که در خصوص مثال استفاده شده در این مقاله، از آن به عنوان همبستگی درون - بنگاهی تعبیر می‌شود. همبستگی درون - بنگاهی غیرصفر ناشی از وجود بیش از یک جمله اخلال در الگو، بدین معناست که روش‌های تخمین سنتی مانند OLS مناسب نیستند. به عبارت دیگر، وقتی $\sigma^2_{u0} \neq 0$ نتیجه گرفته می‌شود که داده‌ها با ساختار سلسله مراتبی رو به رو هستند و بنابراین، کاربرد الگوسازی چند سطحی ارجحیت دارد. هر چه این شاخص بیشتر باشد، لزوم استفاده از الگوسازی چند سطحی نیز بیشتر می‌شود.

برای تحلیل تفاوت بهره‌وری و دریافتی در چهارچوب نظریه سرمایه انسانی، مقوله اثر گروه‌بندی به روش‌های متعدد را می‌توان بیان کرد. برای نمونه، ظرفیت‌های مدیران در بنگاه‌های گوناگون لزوماً یکسان نیست. یک مدیر توانا می‌تواند بنگاه خود را به یک موقعیت برجسته و موفق، از جنبه سودآوری برساند که این خود دریافتی تمام افراد مشاغل در آن بنگاه (نه تمام افراد شاغل در آن کشور و بنگاه‌های دیگر) را متأثر خواهد کرد. جنبه‌های فن‌آوری تولید بین بنگاه‌های گوناگون یکسان نیست و این تفاوت‌ها انباشت سرمایه انسانی و به نوبه خود ظرفیت‌های بهره‌وری و دریافتی را متأثر

1. Intra-unit Correlation

خواهد کرد. همان گونه که مطالعات تجربی نشان می‌دهد، با فرض ثبات ویژگی‌های کمّی سرمایه انسانی، بنگاه‌های بزرگ بابت جبران خدمات کارکنان خود، به طور متوسط میزان بیشتری پرداخت می‌کنند. بنگاه‌های بزرگ ممکن است افراد تواناتر یا با تحصیلات بیشتر را استخدام کنند که این وضعیت می‌تواند تراکم نسبی سرمایه انسانی بیشتری، را فراهم نماید و در نتیجه از این جهت آثار مثبت خارجی نصیب شاغلان آن بنگاه گردد. بازار داخلی کار در بنگاه‌های گوناگون لزوماً همانند نیست. این ناهمسانی، به طور طبیعی انباشت سرمایه انسانی و به دنبال آن بهره‌وری و دریافتی افراد را به طور متفاوتی تحت تأثیر قرار خواهد داد. به هر حال، این گونه موارد، منجر به ایجاد آثار گروهی خواهد شد که این خود سبب همبستگی بین جمله اخلال مربوط به دو فرد که در بنگاه مشابهی شاغلند می‌گردد. این خود بیانگر این خواهد بود که ساختار سلسله مراتبی بر داده‌ها احاطه دارد.

همان گونه که از ساختار کواریانس مشاهده می‌شود، واریانس الگوها همسان نیستند. یکی از استدلال‌های اساسی که طرف‌داران الگوسازی چند سطحی مطرح کرده‌اند این است که در شرایط ضریب‌های متغیر و زمانی که داده‌ها، ساختار سلسله مراتبی دارند، کاربرد روش‌های کلاسیک که مبتنی بر یک الگوی یک سطحی با تنها یک جمله تصادفی و اخلال می‌باشد و نیز مبتنی بر این فرض که پسماندهای مشاهده‌ها با یکدیگر همبسته نیستند می‌باشد، نتایج غیرمعتبری برای آزمون فرضیه فراهم خواهد کرد. انحراف در آزمون فرضیه در واقع از آن جا ناشی می‌شود که در چنین ساختاری، تخمین واریانس‌ها دارای تورش خواهد بود. یعنی امید ریاضی واریانس برآورد شده، از واریانس واقعی کمتر خواهد بود. به بیان دیگر، واریانس واقعی برآورد کننده OLS با کم برآوردی مواجه خواهد بود.[۱] این مسئله، آزمون فرضیه عوامل رگرسیون را متأثر خواهد کرد. یعنی ممکن است فرضیه H_0 رد شود، در حالی که فرضیه H_0 درست است.

برای تبیین موضوع کم برآوردی واریانس‌ها و اثر آن بر آزمون فرضیه، الگوی زیر را در نظر بگیرید:

$$Y = \beta' X + w \qquad (۱۷)$$

۱. برای توضیح بیشتر به گلدستین (۱۹۹۵)، مادالا (۱۹۹۲) و گرین (۱۹۹۳)، مراجعه کنید.

Y بردار (n×1) متغیر وابسته، X ماتریس (n×k) متغیرهای توضیحی، βبردار ضریب‌های تخمینی و w بردار (n×1) پسماندها با ویژگی E(w)=0 می‌باشد. چنانچه ساختار سلسله مراتبی نادیده گرفته شود، برآوردکننده حداقل مربعات βبه صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y} \qquad (۱۸)$$

با جای‌گذاری (۱۷) و (۱۸) خواهیم داشت:

$$\hat{\beta} = \beta + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{w} \quad , \quad E(\hat{\beta}) = \beta$$

تخمین درست واریانس βاز طریق $\hat{\beta} - \beta = (X'X)^{-1}X'w$به دست می‌آید. یعنی:

$$Var(\hat{\beta}) = E[(\hat{\beta} - \beta)(\hat{\beta} - \beta)'] \qquad (۱۹)$$
$$= (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\sigma^2\Omega\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$$
$$E(\mathbf{ww}') = \sigma^2\Omega$$

اگر چه تخمین حداقل مربعات معمولی (OLS) واریانس $Var(\hat{\beta})$ ، به صورت رابطه (۲۰) خواهد بود:

$$Var(\hat{\beta}) = \sigma^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \qquad (۲۰)$$

تنها زمانی برآوردهای واریانس βدر (۱۹) و (۲۰) مشابه و همسان خواهند بود که:

$$E(\mathbf{ww}') = \sigma^2\Omega = \sigma^2\mathbf{I} \qquad (۲۱)$$

وقتی که داده‌ها دارای ساختار سلسله مراتبی می‌باشد، شرط (۲۱) برقرار نیست و احتمال می‌رود که هر استنباط آماری مبتنی بر $\hat{\sigma}^2 (X'X)^{-1}$ منحرف کننده باشد.

۶. تخمین پارامترها

روش‌های تخمین متعددی برای تخمین الگوهای چند سطحی، تدوین یافته و توسعه داده شده است. یکی از این روش‌ها، روش تعمیم یافته حداقل مربعات تکراری (IGLS) است که توسط گلدستین (۱۹۹۵)، توسعه یافته است. این روش برای ساختارهای سلسله مراتبی، نتایج سازگار و به طور مجانبی کارآیی از βرا ارائه می‌دهد. برآورد حداقل مربعات تعمیم یافته ضریب‌های ثابت

عبارتند از:

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}'V^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'V^{-1}\mathbf{Y} \qquad (۲۲)$$

با ماتریس کواریانس :

$$(\mathbf{X}'V^{-1}\mathbf{X})^{-1}$$

V ماتریس بلوک قطری کواریانس، یعنی (۱۵)، می‌باشد. زمانی که پس ماندها دارای توزیع نرمال است، رابطه (۲۲)، برآوردهای حداکثر درست‌نمایی را نیز حاصل خواهد کرد.[۱]

اما نکته این جاست که V نامعلوم است و فرآیند تخمین تکراری برای برآورد V استفاده می‌شود. اغلب، مقدارهای اولیه β با استفاده از اجرای روش OLS برای تکرار اول به دست می‌آید. یعنی برای این منظور فرض می‌شود که $V=\sigma^2 I$. از این مقدارها، پسماندهای خام شکل می‌گیرند. یعنی:

$$\hat{\mathbf{w}} = \{\hat{w}_{ij}\} \qquad (۲۳)$$

به طوری که : $\hat{w}_{ij} = y_{ij} - \mathbf{x}\hat{\beta}$

چنان چه ماتریس جزئی $\hat{\mathbf{W}}\hat{\mathbf{W}}'$ شکل بگیرد، خواهیم دید که امید ریاضی آن همان V بود. هر $\hat{w}^2_{ij}$ برای الگوهای مشخص اجزای واریانس[۲]، یک تخمین زن از $\sigma^2_w=(\sigma^2_{u0}+\sigma^2_e)$ و هر $\hat{w}_{ij}\ \hat{w}_{ih}(j\neq h)$ یک تخمین زن از σ^2_{u0} می‌باشد. ماتریس $\hat{\mathbf{W}}\hat{\mathbf{W}}'$ را می‌توان به صورت یک بردار از طریق قرار دادن ستون‌ها در بالای یکدیگر مرتب کرد. ($\hat{\mathbf{W}}\hat{\mathbf{W}}'$) vec که به دنبال آن می‌توان vec(V) را ساخت. برای به دست آوردن برآوردهای سازگار σ^2_e و σ^2_{u0} ، این بردار سپس بر روی I_{nj} و J_{nj} برازش (رگرس) می‌شود.

تخمین‌های σ^2_e و σ^2_{u0} برای ساختن V ، که این به نوبه خود در یک فرآیند کمترین مربعات معمولی برای به دست آوردن برآوردهای جدید عامل‌های ثابت استفاده می‌شود. این فرآیند آن قدر به طور متناوب بین تخمین عامل ثابت و تصادفی انجام می‌پذیرد که همگرایی حاصل شود. یعنی برآوردها برای تمام عامل‌ها از یک چرخه تا چرخه بعدی تغییر نکند.

۱.برای اثبات به گلدستین (۱۹۸۹)، مراجعه کنید.

2. Variance-Component Models

۷. الگوها و برآوردهای تجربی

برای ارزیابی محورهای نظری ارائه شده در این مقاله، در این قسمت الگوهای متعددی را با استفاده از داده‌های مربوط به صنایع کارخانه‌ای ایران[۱]، برآورد می‌کنیم.[۲] بدین منظور، از دو روش الگوسازی، یعنی روش کلاسیک یک سطحی و روش چندسطحی که پیش از این ارائه گردید، استفاده می‌نماییم.

الگوهای ارائه شده در جدول ۱، برای آزمون وجود ساختار سلسله مراتبی و ناهمسانی در داده‌ها تخمین زده شده‌اند. الگوی ۱، میانگین و تغییرات کلی دریافتی را نشان می‌دهد. بر مبنای نتایج این الگو، میانگین لگاریتم دریافتی کارکنان و انحراف معیار آن به ترتیب ۷/۴۱ و ۰/۳۷۴۴ می‌باشد. در الگوی ۲، تغییرات کلی (واریانس) الگو به دو قسمت تقسیم شده است. قسمت نخست مربوط به ویژگی‌های کارکنان و قسمت دیگر مربوط به ویژگی‌های بنگاه‌هایی است که این افراد در آن به کار اشتغال دارند. همان گونه که نتایج قسمت تصادفی الگوی ۲ نشان می‌دهد، تغییرات در آماره نسبت درست نمایی، وجود واریانس غیرصفر مربوط به آن قسمت از جمله اخلال عرض از مبدأ که به واحدهای سطح دوم (یعنی بنگاه) تعلق دارد را تأیید می‌کند. غیر صفر بودن این واریانس سبب می‌شود که مقدار آماره همبستگی درون بنگاهی، متفاوت از صفر باشد و این خود بیانگر این است که داده‌ها با ساختار سلسله مراتبی رو به رو هستند. بنابراین، با توجه به این ساختار، کاربرد روش تخمین کمترین مربعات معمولی، ممکن است به اشتباه در استنباط آماری منجر شود.

همچنین، مقدار آماره همبستگی درون بنگاهی، نشان می‌دهد که حدود ۴۷ درصد تغییرات دریافتی کارکنان به تفاوت در ویژگی‌های بنگاه‌ها مربوط می‌باشد. بنابراین، برای تبیین تغییرات

---

۱. برای آزمون ادعاهای روش الگوسازی چند سطحی به طور تجربی، داده‌های لازم در دو سطح (سطح اول، افراد و سطح‌دوم، بنگاه اقتصادی) جمع‌آوری شده است. تعداد مشاهدات در سطح اول، حدود ۱۶ هزار نفر و تعداد مشاهدات در سطح دوم، ۳۵ بنگاه اقتصادی می‌باشد.

۲. گفتنی است که مطالعه تجربی محورهای نظری این مقاله، به طور تفصیلی نیازمند تدوین مقاله‌های مستقل دیگری است که آن را به فرصت‌های دیگری واگذار می‌نماییم. در این قسمت، به طور خلاصه به ارائه برخی از محورهای اساسی می‌پردازیم.

دریافتی افراد، گذشته از ویژگی‌های واحدهای سطح اول (یعنی افراد)، ویژگی‌های بنگاه‌هایی که این افراد در آن به کار مشغولند نیز از اهمیت زیادی برخوردار است.

جدول ۱. تجزیه تغییرات دریافتی براساس ویژگی‌های واحدهای سطح اول و دوم

متغیر	الگوی ۱		الگوی ۲	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
قسمت ثابت:				
cons	۷/۴۱	۲۴۸۳	۷/۳۹	۱۷۵
قسمت تصادفی:				
سطح ۱: σ^2_{uo}			۰/۰۶۲۱	
سطح ۲: σ^2_{eo}	۰/۱۴۰۲		۰/۰۷۰۳	
ρ	۰		۰/۴۶۹	
$-2*log(lh)$*	۱۳۷۶۳		۳۰۶۱/۲	

توضیح: متغیر وابسته لگاریتم دریافتی ساعتی می‌باشد.

cons، عرض از مبدأ

σ^2_{uo} و σ^2_{e0} ، واریانس مربوط به جمله‌های اخلال سطوح اول و دوم

ρوابستگی درون بنگاهی ($\rho = \sigma^2_{uo} / (\sigma^2_{uo} + \sigma^2_{eo})$)، و آن قسمت از واریانس که به تفاوت بین بنگاه‌ها مربوط می‌شود را اندازه‌گیری می‌کند.

-۲*log(lh) – نسبت حداکثر درست نمایی است که برای آزمون فرضیه (به ویژه برای اجزای تصادفی الگوها) استفاده می‌شود.

با توجه به یافته‌های به دست آمده از جدول ۱، در الگوهای ارائه شده در جدول ۲، سعی می‌شود که ابتدا چگونگی رفتار متغیرهای اصلی سرمایه انسانی، در خصوص تبیین تغییرات دریافتی افراد ارزیابی شود و پس از آن، به طور تجربی تأثیرپذیری ضریب متغیرهای کلیدی (یعنی سال‌های تحصیل، سال‌های تجربه کار و سمت مدیریتی) از ساختار سلسله مراتبی آزمون شود. در ارتباط با

نکته اول، تابع معروف دریافتی مینسر برای وضعیت صنایع کارخانه‌ای ایران توسعه داده شده که نتایج به دست آمده از تخمین‌ها به شرح زیر است:

○ رفتار متغیرهای سرمایه انسانی، با انتظارات نظری همسویی دارد و این متغیرها بخش عمده از تغییرات دریافتی را تبیین می‌نمایند.

○ تأثیر تحصیلات بر دریافتی، غیرخطی است. به گونه‌ای که با افزایش سطوح تحصیلی، میزان تأثیرگذاری افزایش می‌یابد.

○ سمت مدیریتی مطابق انتظار، به طور چشمگیری تغییرات دریافتی را توضیح می‌دهد.

○ شواهد تجربی در این مطالعه، مکمل بودن سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی از راه تحصیلات رسمی و از راه تحصیلات غیررسمی (یادگیری ضمن کار) را تأیید می‌کند.

در دومین الگوی جدول ۲، کوشیده‌ایم تأثیرپذیری ضریب‌های متغیرهای اصلی سرمایه انسانی از ساختار سلسله مراتبی داده‌ها را بیازماییم. نتایج آزمون‌ها نشان می‌دهد که این ساختار، ضریب‌های تمام متغیرهای اصلی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین، برای به دست آوردن نتایج تجربی کارآ و استنباط آماری درست، باید این ضریب‌ها به صورت متغیر در نظر گرفته شود.

همان گونه که بیان کردیم، ساختار سلسله مراتبی، ضریب‌های متغیرهای سرمایه انسانی را متأثر می‌کند. به گونه‌ای که به دلیل این تأثیرگذاری، مقدار این ضریب‌ها بین بنگاه‌های اقتصادی بخش صنعت، تغییر می‌کند. در دومین الگوی جدول ۲، متغیر بودن این ضریب‌ها، به طور کامل تصادفی فرض شده است. در الگوهای ارائه شده در جدول ۳، دو هدف پی‌گیری می‌شود. نخست این که تأثیر نادیده گرفتن ساختار سلسله مراتبی بر آزمون فرضیه و استنباط آماری، به طور تجربی آزمون می‌شود و سپس میزان و معنادار بودن تأثیرگذاری متغیرهای سطح بنگاه بر تغییرات ضریب‌ها بین بنگاه‌ها، کاوش می‌گردد.

جدول ۲. تابع دریافتی مینسر و تأثیر ساختار سلسله مراتبی بر ضریب‌های آن

متغیر	الگوی ۱		الگوی ۲	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
قسمت ثابت				
EDUN	۰/۰۰۶۷	(۲/۸)	-۰/۰۱۶۲	(-۶/۳)
$EDUN^2$	۰/۰۰۱۱	(۸/۹)	۰/۰۰۲۰	(۲۱/۷)
EXP	۰/۰۳۱۱	(۲۳/۵)	۰/۰۲۰۳	(۱۲/۳)
EXP^2	-۰/۰۰۰۶	(-۱۵/۲)	-۰/۰۰۰۴	(-۸/۹)
SX	۰/۰۰۰۳	(۳/۳)	۰/۰۰۰۸	(۱۳/۰)
MANG	۰/۴۴۶	(۵۰)	۰/۲۸۹۸	(۱۲/۹)
CONS	۶/۹۷	(۵۱۷)	۷/۱۰	(۱۹۳)
قسمت تصادفی				
: سطح ۲				
σ^2_{u0}			۰/۰۴۰۹	
σ_{us0}			-۰/۰۰۰۵	
σ^2_{us}			۰/۰۰۰۱	
σ_{ms0}			-۰/۰۰۰۲	
σ_{usx}			-۶/۱e-۶	
σ^2_{ms}			۰/۰۰۰۰۴	
σ_{msx}			۷/۴e-۷	
σ_{usx}			-۸e-۷	
σ^2_{usx}			۲/۹e-۸	
σ^2_{um}			۰/۰۱۳۴	
: سطح ۱				
σ^2_{e0}	۰/۰۸۵۳		۰/۰۳۷۹	
$-۲۰ log(lh)$	۵۹۲۸/۳		-۶۴۳۹/۳	

توضیح: EDUN ، EXP و MANG به ترتیب بیانگر سال‌های تحصیل، سال‌های تجربه کار و سمت مدیریتی می‌باشند. عامل‌های قسمت تصادفی الگوها، واریانس جمله تصادفی یک ضریب متغیر و کواریانس بین دو جمله تصادفی، دو ضریب متغیر می‌باشد. برای نمونه σ^2_{u0} معروف واریانس جمله تصادفی عرض از مبدأ و σ_{us0}، بیانگر کواریانس بین ضریب سال‌های تحصیل و عرض از مبدأ می‌باشند که در نتیجه متغیر در نظر گرفتن این ضریب‌ها در الگو ظاهر می‌شوند.

در الگوی ۱ از جدول ۳، علاوه بر متغیرهای سرمایه انسانی، تأثیرگذاری اندازه بنگاه، محل استقرار جغرافیایی و زیربخش اقتصادی (که فعالیت بنگاه به آن تعلق دارد) بر تغییرات دریافتی با استفاده از روش مرسوم و کلاسیک (یعنی کمترین مربعات معمولی) ارزیابی شده است. همان گونه که می‌بینیم، تمام متغیرها، به جز حاصل ضرب سال‌های تجربه کار و اندازه بنگاه و حاصل ضرب سال‌های تجربه کار و بخش اقتصادی، به طور معناداری تغییرات دریافتی را تبیین می‌کنند. بر مبنای تفسیرهای مرسوم، این طور می‌توان تحلیل کرد که بنگاه‌های بزرگ در مقابل بنگاه‌های کوچک، با ثابت بودن دیگر شرایط، میزان بیشتری به عنوان حقوق و دستمزد به کارکنان خود می‌پردازند و به همین طریق، بنگاه‌هایی که در شهرهای بزرگ مستقر هستند. اما چنانچه ساختار ناهمسانی داده‌ها با به کارگیری الگوسازی چند سطحی وارد تحلیل شود، نتایج یا استنباط‌های مزبور متفاوت خواهد بود. در الگوی ۲ از جدول ۳، کوشیده‌ایم ساختار ناهمسانی و سلسله مراتبی را وارد تحلیل نماییم. همان گونه که می‌بینیم، تعداد ضریب‌های بی معنی، به ۸ افزایش پیدا کرده است. بنابراین، نتیجه می‌گیریم که دنیای واقعی با پیچیدگی زیادی رو به رو است و روش‌های کلاسیک تخمین که این پیچیدگی را نادیده می‌گیرند، زمینه‌های اشتباه در استنباط آماری را فراهم می‌نمایند.

حال چنانچه به کمک متغیرهایی که بیانگر ویژگی بنگاه‌ها (یعنی اندازه بنگاه، زیر بخش اقتصادی و محل استقرار جغرافیایی) می‌باشند، به طور نظام یافته، متغیر بودن ضریب‌های الگوی برآورد شده تبیین شود (یعنی شرایطی مانند آنچه که در الگوی ۸ ارائه گردید)، می‌توان به طور تجربی دریافت که چه متغیرهایی، تغییرات ضریب‌ها را توضیح می‌دهند. همان گونه که نتایج الگوی ۲ نشان می‌دهد، تنها زیر بخش اقتصادی، تغییرات ضریب سال‌های تحصیل را به طور معنادار توضیح می‌دهد.

جدول ۳. ارزیابی تأثیر ساختار سلسله مراتبی داده‌ها بر آزمون فرضیه

متغیر	الگوی ۱		الگوی ۲	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
قسمت ثابت				
EDUN	-۰/۰۰۸۷	-۳/۶	-۰/۰۱۱۳	-۲/۶
$EDUN^2$	۰/۰۰۱۵	۱۲/۵	۰/۰۰۲۰	۲۱/۷
EXP	۰/۰۲۸۳	۲۱/۸	۰/۰۱۸۴	۸/۴
EXP^2	-۰/۰۰۰۶	-۱۷/۷	-۰/۰۰۰۴	-۱۵/۵
SX	۰/۰۰۰۵	۶/۳	۰/۰۰۰۹	۱۳/۷
MANG	۰/۴۰۵۱	۴۹/۸	۰/۳۰۷۶	۴۸/۵
SIZE	۰/۰۰۰۱۶	۱/۸	۰/۰۰۰۱	۱/۴
LOCN	۰/۱۷۳۶	۱۲/۲	۰/۱۰۲۳	۱/۲
SCTR	۰/۱۷۳۰	۹/۶	۰/۰۰۷۵	۰/۱
$SSIZE^{(1)}$	۲/۶e-۶	۳/۴	-۴/۷e-۶	-۱/۶
$XSIZE^{(1)}$	-۱/۵e-۷	-۰/۴	۵/۶e-۷	۰/۴
$SLOCN^{(1)}$	-۰/۰۰۵۹	-۴/۵	-۰/۰۰۶۹	-۱/۶
$XLOCN^{(1)}$	-۰/۰۰۰۱۸	-۰/۳	۰/۰۰۱۱	۰/۵
$SSCTR^{(1)}$	۰/۰۱۵۵	۱۰/۷	۰/۰۱۱۰	۲/۳
$XSCTR^{(1)}$	-۰/۰۰۳۳	-۴/۲	۰/۰۰۱۵	۰/۷
CONS	۶/۹	۴۰۱	۶/۹۹	۸۷/۴
قسمت تصادفی				
: سطح ۲				
σ^2_{u0}			۰/۰۳۷۰	
σ_{usc0}			-۰/۰۰۰۴	
σ^2_{usc}			۰/۰۰۰۰۸	
σ_{usx0}			-۰/۰۰۰۳	
σ_{usx}			۰/۰۰۰۰۲	
σ^2_{us}			۰/۰۰۰۰۲	
: سطح ۱				
σ^2_{e0}	۰/۰۶۸۵		۰/۰۳۸۸	
-۲۰ log(lh)	۲۴۶۹/۹		-۶۱۶۰/۸	

توضیح: ضریب‌های سایه شده در سطح ۱۰ درصد یا کمتر معنادار نیستند.

SIZE، LOCN و SCTR به ترتیب بیانگر اندازه بنگاه، موقعیت جغرافیایی و بخش اقتصادی (متغیرهای سطح بنگاه) می‌باشند.

(۱) این متغیرها، حاصل ضرب متغیرهای سطح بنگاه در سال‌های تحصیل (S) و سال‌های تجربه کار (X) می‌باشند.

۸. خلاصه و نتیجه‌گیری

در این مقاله، مناسب بودن الگوسازی چند سطحی برای مطالعات تجربی نظریه سرمایه انسانی، مورد مطالعه قرار گرفت. در ابتدا، مشکلات آماری در ارتباط با کاربرد روش‌های کلاسیک کمترین مربعات معمولی در ساختارهای سلسله مراتبی تبیین و ارائه شد. این نتیجه به دست آمد که وقتی داده‌ها با ساختار سلسله مراتبی احاطه شده باشند، تخمین زن‌های یک سطحی یا روش کمترین مربعات معمولی برای آزمون فرضیه قابل اعتماد نیستند.

سپس مزیت‌های روش چند سطحی (به عنوان گزینه مناسب برای روش کمترین مربعات معمولی) در تحلیل بهره‌وری و دریافتی در چهارچوب نظریه سرمایه انسانی بررسی و ارائه شد. در این ارتباط، نشان داده شد که روش چندسطحی برای برآورد و آزمون فرضیه، از کارآیی بیشتری برخوردار است. همچنین الگوسازی چند سطحی، ابزار قوی‌تری برای کاوش عوامل اصلی تعیین کننده دریافتی و بازدهی اقتصادی سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی می‌باشد. به ویژه این روش به پژوهشگر کمک می‌نماید تا ریشه‌های تغییرات دریافتی و بازدهی اقتصادی آموزش، با روش نظام یافته‌ای مطالعه شود و همچنین آثار خارجی منتسب به تراکم سرمایه انسانی، که سال‌ها مورد علاقه و توجه اقتصاددانان بوده است، به طریق تجربی مورد تحلیل و بررسی واقع شود.

منابع

الف) فارسی

افشاری، زهرا. (۱۳۷۷). بررسی اثر تحصیلات عالی و تجربه بر دریافتی‌های شاغلان (بخش خصوصی - دولتی) در ایران با استفاده از مدل مینسر. *فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی*. شماره ۱۷.

نادری، ابوالقاسم. (۱۳۷۸). الگوهای چند سطحی و کاربردهای آن در اقتصاد.

ب) انگلیسی

Akbari, A. H. and T. Ogwang. (1996). The Canadian Earnings Functions under Test. *Applied Economics Letters*. 4, 133-139.

Ashenfelter, O. (1993). *How Convincing is the Evidence Linking Education and Income?* The Forty-second Joseph Fisher Lecture in Commerce. Adelaide. Australia. The University of Adelaide.

_____ and A. Krueger. (1994). Estimates of the Economic Return of Schooling from a New Sample of Twins. *American Economic Rev.* 84(5), 1157-73.

Barker, T. and M. H. Pesaran, Eds. (1990). *Disaggregation in Econometric Modelling*. London. Routledge.

Becker, G. S. (1992). Nobel Lecture: The Economic Way of Looking at Behavior. *J. of Political Economiy*. 101 (3), 385-409.

_____. (1993). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Reference to Education*. 3 ed. Chicago. The University of Chicago Press.

Betts, J. (1995). Does School Quality Matter? Evidence from the National Longitudinal Survey of Youth. *Review of Economics and Statistics*. 77 (2), 231-47.

Birdsall, N. and J. R. Behrman. (1984). Does Geographical Aggregation Cause Overestimates of the Returns to Schooling? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 46 (1), 55-72.

Blaug, M. (1990). *The Economic Value of Higher Education*. Wassenaar. Netherlands Institute for Advanced Study in the Humanities and Social Sciences.

Bowman, M.J. (1961). *Human Capital: Concepts and Measures*. Reprinted in: (1968). Readings in Economics of Education. M.J. Bowman and e. al. Paris. UNESCO.

Card, D. (1998). The Causal Effect of Education on Earnings. *Handbook of Labor Economics*. Vol. 3. O. Ashenfelter and D. Card.

Carnoy, M. (1997). Recent Research on Market Returns to Education. *Int'l J. of Educational Research*. 27(6), 483-490.

Chiswick, B. R. (1974). *Income Inequality: Regional Analysis within a Human Capital Framework*. New York. NBER.

Cohn, E. and T. G. Geske. (1990). *The Economics of Education*. Oxford. Pergamon Press.

Cooper, S. T. and E. Cohn. (1997). Internal Rates of Return to College Education in the U.S. by Sex and Race. *J. of Education Finance*. 23 (1), 101-133.

de Beyer, J. and J. B. Knight. (1989). The Role of Occupational in the Determination of Wages. *Oxford Economic Papers*. 41, 595-618.

Dougherty, C. R. S. and E. Jimenez. (1991). The Specification of Earnings Functions: Tests and Implications. *Economics of Education Rev*. 10(2), 85-98.

Fagerlind, I. (1987). Ability: Effects on Earnings. *Economics of Education: RESEARCH AND STUDIES (The World Bank)*. G. Psacharopoulos. Oxford. Pergamon Press. 285-86.

Ferrall, C. (1997). Empirical Analysis of Occupational Hierarchies. *J. of Human Resources.* 32 (1), 1-34.

Goldstein, H. (1987). *Multilevel Models in Educational and Social Reasearch.* London. Charles Griffin & Company Ltd.

Goldstein, H. (1989). *Restricted Unbiased Iterative Generalized Leat-Squares Estimation. Biometrika.* 76 (3), 622-3.

_____.(1995). *Multilevel Statistical Models.* London. Edward Arnold.

Greene, W. H. (1993). *Econometric Analysis.* New Jersey. Prentice-Hall. Inc.

Griffin. P. and A. C. Edwards. (1993). Rates of Return to Education in Brazil: Do Labour Market Conditions Matter? *Economics of Education Review.* 12(3), 245-256.

Griffin. P. and P. T. Ganderton. (1996). Evidence on Omitted Variable Bias in Earnings Equations. *Economics of Education Review.* 15(2), 139-148.

Griliches, Z. (1977). Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problem. *Econometrica.* 45, 1-22.

_____. (1986). Econometric Data Issues. *Handbook of Econometrics.* Z. Griliches and M. Intriligator. Amsterdam. North-Holland. III.

Groot, W. (1994). Differences in Rates of Return by Type of Education. *Education Economics.* 2(2), 209-214.

Hanushek, E. A. (1973). Regional Differences in the Stucture of Earnings. *Rev. of Econ. and Stat.* 55, 204-213.

Idson, T.L. (1995). Team Production Effects on Earnings. *Economics letters.* 49(2), 197-203.

Kingdon, G. G. (1997). *Does the Labour Market Explain Lower Female Schooling in*

India? London. The Development Economics Research Programme. LSE.

Koike, K. (1990). Theory of Skill Formation Systems. *Skill Formation in Japan and Southeast Asia.* Koike, K. and T. Inoki, Eds. Tokyo, University of Tokyo Press.

Light, A. (1998). Estimating Returns to Schooling: When Does the Career Begin? *Economics of Education Rev.* 17 (1), 31-45.

Machlup, F. (1984). *The Economics of Information and Human Capital.* Princeton Un. Press.

Maddala, G. S. (1992). *Introduction to Econometrics.* New York, Macmillan Publishing Company.

Mason, W. M., G. Y. Wong, et al. (1984). Contextual Analysis Through the Multilevel Linear Model. *Sociological Methodology.* S. Leinhardt. San Francisco, Jossey-Bass Publishers. 72-103.

McMahon, W. W. (1997). Conceptual Framework for Measuring the Total Social and Private Benefits of Education. *Int'l J. of Educational Research.* 27(6), 453-481.

Mincer, J. (1958). Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *J. of Pol. Economy.* 66, 281-302.

_____. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings.* New York, Columbia University Press.

_____. (1979). Human Capital and Earnings. *Economic Dimensions of Education.* D. M. Windham, National Academy of Education. 1-31.

_____. (1997). The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings. *J. of Labor Economics.* 15(1, pt.2), S26-S47.

Mincer, J. and Y. Higuchi. (1988). Wage Structures and Labor Turnover in the United

States and Japan. *J. of the Japanese an Int'l Economies.* 2, 97-133.

Naderi, A. (1999). *Education, Experience, and Earnings: A Case Study of the Manufacturing Sector in Iran.* Mimeo.

Naderi, A. and Mace, J. (1999). *Education and Earnings: A Multilevel Analysis.* (Submitted for Publication).

Polachek, S. and W. S. Siebert. (1993). *The Economics of Earnings.* Cambridge, Cambridge University Press.

Preston, A. (1997). Where are we Now with Human Capital in Australia? *Economic Record.* 73(220), 51-78.

Psacharopoulos, G. (1973). *Returns to Education: An International Comperison.* Amsterdam, Elsevier Scientific Publishing Company.

_____. (1981). Returns to Education: An Updated International Comparison. *The Economic Value of Education: Studies in the Economics of Education.* M. Blaug. Hants, Edward Elgar. 321-41.

_____. (1985). Returns to Education: An Further International Update and Implications. *J. of Human Resources. 20(4), 583-604.*

_____. and V. Eduardo. (1994). Education and the Labour Market in Uruguay. *Economics of Education Review.* 13(1). 19-27.

_____. and R. Layard. (1979). Human Capital and Earnings: British Evidence and a Critique: Reprinted in: *(1992) The Economic Value of Education: Studies in the Economics of Education.* M. Blaug. Hants, England, Edward Elgar Publication, Ltd, 458-503.

_____. E. Velez et al. (1994). Education and Earnings in Paraguay.

Economics of Education Rev. 13(4), 321-327.

_____. and G. Williams. (1973, July). Public Sector Earning and Educational Planning. *ILR.* 43-57.

Rauch, E. (1993). Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities. *J. of Urban Economics.* 34, 380-400.

Rosen, S. (1992). Distinguished Fellow; Mincering Labor Economics. *J. of Economic Perspectives.* 6(2), 157-170.

Rumberger, R.W. and S.L. Thomas. (1993). The Economic Returns to College Major, Quality and Performance: A Multilevel Analysis of Recent Graduate. *Economics of Education Rev.* 12(1), 1-19.

Schultz, T. W. (1961). Investment in Human Capital, Amer. Econ. Rev. 51. 1-17. Reprinted in: (1968). *Economic of Education 1.* M. Blaug. Middlesex, Penguin Books, Ltd.

_____. (1962). Reflections on Investment in Man. *J. of Polit. Economy.* 70, 1-8.

_____. (1993). The Economic Importance of Human Capital in Modernization. *Education Economics.* 1(1), 13-19.

Smith, A. (1978). *The Wealth of Nations.* Middlesex, Penguin Books.

Swamy, P.A. V. B. (1970). Efficient Unference in a Random Coefficient Regression Model. *Econometrica.* 38(2), 311-323.

_____. and G. S. Tavlas. (1995). Random Coefficient Models: Theory and Applications. *J. of Economic Surveys.* 9 (2), 165-96.

Velenchik, A.D. (1997). Government Intervention, Efficiency Wages, and the Employer Size Wage Effect in Zimbawe. *J. of Devel. Economics.* 53, 305-38.

Wagner J. and W. Lorenz. (1998). The Earnings Function Under Test. *Economics Letters.* 27(1), 95-99.

Walsh, J. R. (1935, February). Capital Concept Applied to Man. *OJE* XLIX. 255-85.

Weisbrod, B. A. (1964). *External Benefits of Public Education: An Economic Analysis.* Princeton, Industrial Relations Section, Princeton University.

Williams, G. (1985). Graduate Employment and Vocationalism in Higher Education. *European J. of Education.* 20. (2-3), 181-92.

Willis, R. J. (1986). Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Function. *Handbook of Labor Economic.* O. Ashenfelter and R. Layard. Amsterdam, North-Holland.

Wolfe, B. L. (1995). External Benefits of Education. *Int'l Encyclopedia of Economics of Education.* M. Carnoy. Oxford, Elsevier Science Ltd. 159-63.

Woodhouse, G., J. Rasbash, et al., (Eds.) (1995). *A Guide on Mln for New Users.* London, Institute of Education.