پیش‌بینی تقاضای نیروی کار متخصص و ارزیابی تغییرات ساختاری آن

دکتر مهدی صادقی*

چکیده: *تغییر ساختاری مفهومی است که در موضوعات متعدد و از جمله تقاضای نیروی کار متخصص استفاده می‌شود. برای روشن شدن این مفهوم باید نظریهٔ تغییر ساختاری توسعه یابد. تغییر ساختاری وقتی وجود دارد که بعضی اجزاء یا ویژگیهای آنها از بین بروند یا اضافه شوند، بعضی از روابط پدید آیند یا ناپدید شود یا حالتشان تغییر کند. اما چگونه می‌توان تغییرات ساختاری را آزمون کرد؟ در پاسخ به این سؤال باید گفت: دانش اقتصادسنجی می‌کوشد انواع تحولات ساختاری را در قالب الگو (مدل)های مختلف بررسی کند. دو نوع تغییر ساختاری در رابطه با نظام تقاضای نیروی کار متخصص مطالعه شده است: نوع اول، تغییر ساختاری تصادفی (stochastic) با فرآیند غیرمانا و نوع دوم، تغییر ساختاری غیرتصادفی (non-stochastic) است. پس از بررسی تغییرات ساختاری در تقاضای نیروی کار متخصص در هر یک از زیربخشهای اقتصادی به الگوسازی تقاضای نیروی کار متخصص و پیش‌بینی پرداخته‌ایم. در این رابطه از الگوسازی همگرایی متقابل استفاده کرده‌ایم. پس از آزمون مانایی هر یک از سریهای زمانی، آزمونهای همگرایی را انجام داده و سپس الگوهای تصحیح خطای برداری را بر آورد کرده‌ایم. پس از آن و بر اساس سه سناریو در رابطه با تحولات متغیرهای برونزا مقادیر تقاضای نیروی کار متخصص برای دوره ۱۳۸۳-۱۳۸۸ پیش‌بینی شده است.*

کلیدواژه: *تقاضای نیروی کار متخصص، تغییر ساختاری تصادفی، تغییرات ساختاری غیرتصادفی، الگوی تصحیح خطا، مانایی*

---

* استادیار دانشکده معارف اسلامی و اقتصاد دانشگاه امام صادق(ع)

مقدمه

مبانی نظری، قانونمندی حاکم بر رفتار بنگاههای تولیدکنندهٔ کالا و خدمت را برای استخدام نیروی انسانی بیان می‌کنند. مطابق این مبانی، سطح فعالیتهای اقتصادی در هر بخش و همچنین، قیمت نسبی عوامل تولید، تعیین‌کنندهٔ تقاضای نیروی انسانی است. در هنگامی که می‌خواهیم قانونمندی حاکم بر رفتار تقاضاکنندگان نیروی کار متخصص را الگوسازی کنیم، فرض می‌کنیم که رابطهٔ بین تقاضا و عوامل تعیین‌کنندهٔ آن، یک رابطهٔ پایدار است؛ به عبارت دیگر، تغییر ساختاری در تقاضا وجود ندارد، اما واقعیتهای عینی ممکن است خلاف آن باشد. در پیش‌بینی تقاضا مبتنی بر الگوهای ریاضی، فرض می‌شود رابطه‌ای که در قالب یک الگوی ریاضی خود را منعکس کرده، در دورهٔ نمونه دچار تحول نشود و در آینده نیز دچار تحول نخواهد شد. اما تقاضای نیروی انسانی متخصص زمانی قابل اعتماد خواهد بود که در یک ساختار پایدار صورت گیرد.

تحولات ساختاری پدیده‌ای است که بسیاری از روابط اقتصادی را تحت‌الشعاع قرار داده است. فضای آموزش عالی نیز ممکن است از این پدیده بی‌بهره نباشد؛ زیرا تغییرات فناوری و تحولات دانش فنی نیاز اقتصادی به نیروی انسانی متخصص را تحت تأثیر قرار می‌دهد. فرآیندهای تولید کالا و خدمت به سرعت دستخوش تحول می‌شود. در این راستا علاوه بر اینکه سرمایه جای نیروی انسانی را می‌گیرد، نیروی انسانی ساده جای خود را به نیروی انسانی متخصص می‌دهد؛ برای مثال، نظام حسابداری بنگاههای اقتصادی در گذشته توسط یک حسابدار قابل اداره بود، اما با ورود نرم‌افزار به این فضا ضرورت وجود یک متخصص نرم‌افزار در کنار حسابدار موضوعیت پیدا می‌کند؛ پس به دلیل تحولات دانش فنی، تحولات ساختاری در تقاضای نیروی کار متخصص اجتناب‌ناپذیر شده است. بنابراین، تحلیلهای تقاضای نیروی کار متخصص بدون توجه به تحولات ساختاری دقیق نخواهد بود. این تحولات ساختاری ابتدا باید آزمون و ارزیابی و سپس الگوسازی شود.

۱. نظریهٔ عمومی تغییر ساختاری

حداقل دو تلقی مهم برای مطالعه منظم و دقیق از تغییرات ساختاری وجود دارد:

۱. ساختن الگوهای پایه‌ای ساده (سیستمهای مصنوعی) که رفتار تغییر ساختاری را مانند سیستم واقعی نشان بدهد. این کار مرتبط با زندگی مصنوعی، جامعه‌شناسی و اقتصاد و از فنّهای شبیه‌سازی با الگوهایی استفاده می‌کند که از یک مجموعهٔ عناصر نسبتاً ساده تشکیل شده است (Bortis, 2000).

۲. کشف قیاسهای موجود بین فرآیندهای تغییر ساختاری مشاهده‌شده در زمینه‌های مختلف و استنباط بعضی قوانین کلی از آن. این روش از الگوهای شبیه‌سازی پیچیده و بزرگ مانند شبیه‌سازی ساختاری و الگوسازی بر اساس داده‌های تجربی استفاده می‌کند. البته هر دو روش به نظر می‌رسد موجه باشد؛ به علاوه هر دو، تجزیه و تحلیل بسیار دقیق و علمی تغییر ساختاری را فراهم می‌آورد. همچنین، برای توسعهٔ یک روش عملی برای پیش‌بینی، تجزیه و تحلیل و مدیریت تغییر ساختاری سودمند است. به هر حال، برای توسعهٔ «نظریهٔ عمومی سیستمها»، روش دوم در اینجا به عنوان نقطهٔ آغاز به سوی نظریهٔ عمومی استفاده شده است. فکرها و اندیشه‌های دیگری نیز در مورد تغییر ساختاری وجود دارد (Hendry, 2000).

بدون وارد شدن به ملاحظات هستی‌شناختی تفصیلی که در آینده برای توسعهٔ نظریه عمومی تغییر ساختاری مورد نیاز خواهد بود، بعضی توضیحات مختصر در بارهٔ واژگان مورد استفاده ضروری است. «جهان» یک توده‌ای از موجودات متمایزی است که اشیاء (objects) نامیده می‌شوند و میان آنها رابطه وجود دارد یک سیستم (system) قسمتی از جهان است که اشیای آن اجزاء یا سازنده‌های (components) آن سیستم خوانده می‌شوند. سیستم به دلایل زیر دارای ماهیت و وجود است. تناسب بین تعداد روابط داخلی و خارجی، مشاهدهٔ استقلال نسبی داخلی آن، رفتار تابعی یا رابطهٔ آن با مسائلی که می‌خواهیم آنها را حل کنیم. مجموعه‌ای از اشیاء را که با یک سیستم در ارتباط‌اند، ولی به آن تعلق ندارند، محیط (environment) آن سیستم گویند. اشیاء و روابط دارای خواصی (properties) هستند. آنها ممکن است اشکال و درجه‌های مختلف (که ارزشها (values) خوانده می‌شوند)، داشته باشند. تعیین اجزاء، ویژگیهای آنها و توصیف روابط بین آنها، ساختار سیستم را مشخص می‌کند. یک سیستم می‌تواند دارای ساختارهای متنوع باشد؛ برای مثال، یک خانه می‌تواند دارای یک ساختار ساکن

(ستونها، تیرها و دیوارها)، یک ساختار فضایی (اتاقهای مختلف و فضاها و ارتباطات داخلی) و یک ساختار تابعی (استفاده از قسمتهای مختلف) باشد که به ترتیب برای مهندس، معمار و استفاده‌کننده جالب است (Hendry, 2000).

به عنوان یک هدف باید خاطر نشان شود که اشیاء، خصوصیات و روابط بین اشیاء تغییر می‌کنند؛ بنابراین، سیستم تغییر می‌کند. این امکان‌پذیر است که ما بین دو نوع تغییر تمایز قائل شویم: تغییرات ساختاری و تنوعها (variations). تغییر ساختاری وقتی آشکار می‌شود که بعضی قسمتها یا ویژگیها از بین بروند یا به اشیاء اضافه شوند، بعضی روابط پدید آید یا ناپدید شود یا حالتشان تغییر کند؛ به عبارت دیگر، تغییر ساختاری بر تغییرات در هویت شیء دلالت می‌کند. البته این تغییرات ممکن است در درجاتی آن قدر کوچک اتفاق بیفتد که از آن صرف نظر شود یا آن قدر زیاد باشد که سیستم تقریباً به یک چیز جدید تبدیل شود. تنوع، بر عکس، وقتی ظاهر می‌شود که ارزش یک یا چند خاصیت تغییر کند، اما شیء هویت خود را حفظ کند. به عبارت دیگر، اجزاء، روابط و ویژگی‌هایشان یکسان باقی بماند. یک بوقلمون شاید رنگش را عوض کند و یا هواپیما سرعتش را، اما آنها همان گونه باقی می‌مانند. وجه ممیزه تغییر ساختاری فوق‌الذکر عمومی‌تر از تغییرات در پارامترها و حتی عمومی‌تر از آن چیزی است که به عنوان روابط و ویژگیهای نوظهور محسوب می‌شود. تغییر ساختاری افزایش یا حذف قسمتها و زیرسیستمها، تجزیهٔ سیستمها و تغییرات در رفتارهای اساسی است.

در بیشتر موارد هر دو نوع تغییر یعنی تنوع و تغییر ساختاری وجود دارند؛ برای مثال، تکامل تدریجی ممکن است از یک الگوی عمومی پیروی کند که در آن فرآیندهای تنوع یا تغییر ساختاری جزئی به وسیلهٔ تغییر ساختاری قوی جانشین شوند. شاید معروف‌ترین مثال، مثالی است از کوهن (Kuhn, 1962) در مورد تغییر در نمونه‌های علمی. در طول دوره‌های زمانی دانش معمول نمونه (نظریه‌ها، جهان‌بینیها، روشها و تمرکز بر روی مشکلات خاص) تغییر نمی‌کند و تنها تغییرات جزیی اتفاق می‌افتد تا اینکه دانشمندان یک معمای جدید را با استفاده از این نمونه حل کنند. وقتی بعضی حقایق مشاهده‌شده با نمونه مخالف باشد، یک دورهٔ بحران به وجود می‌آید. بعضی تغییرات موردی در نمونه آزمایش می‌شود و نمونه کاملاً جدیدی پیشنهاد

می‌شود. عناصر غیرعلمی مانند فاصلهٔ بین نسلها، موقعیتهای فلسفی، تأثیرهای شخصی، ملاحظات ملی‌گرایانه، درک فرصتهای تحقیق و غیره وارد کشمکشها می‌شود. این عدم توافقها به خاطر کمبود اجماع در بارهٔ نمونه ایجاد می‌شود. سرانجام، جامعهٔ علمی نمونه جدید را می‌پذیرد و یک دورهٔ زمانی معمولی آغاز می‌شود. این طرح کلی در نظامهای اجتماعی، سیاسی، روان‌شناسی و اقتصادی کاربرد دارد (Bortis, 2000).

۲. تغییرات ساختاری تصادفی با فرآیند غیرمانا (non –stationary process)

الگوسازی آماری و اقتصادسنجی در فرآیندهای خود از دو نوع داده استفاده می‌کند: دستهٔ اول، داده‌های سری زمانی و دستهٔ دوم، داده‌های مقطعی است. گاهی در الگوسازی از ترکیب داده‌های سری زمانی و مقطعی نیز استفاده می‌شود. به تغییر ساختاری تصادفی با فرآیند غیرمانا در نوعی از الگوسازی توجه می‌شود که از داده‌های سری زمانی استفاده می‌شود، هنگامی که یک الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی ساخته می‌شود و در کاربردهای مختلف استفاده شود، فرض می‌شود که ساختار الگو که در قالب پارامترهای الگو ظاهر می‌گردد، ثابت می‌ماند. اما واقعیت امر ممکن است خلاف این فرض باشد. این تغییر می‌تواند در جزء ثابت یا شیب الگوها ظاهر شود (Hsu, 1982).

تغییر ساختاری خصلتی است که در رابطهٔ بین متغیرهای یک الگو ظاهر می‌شود. اگر این خصلت وجود داشته باشد، فراموش کردن آن قابلیتها اعتماد به الگوها را تحت تاثیر قرار می‌دهد. الگو می‌خواهد تقریبی از واقعیت باشد، یعنی واقعیت را در قالب روابط ریاضی آماری منعکس کند. در این انعکاس باید خصلتهای واقعیت ملاحظه شود. تغییر ساختاری ویژگیهای آماری الگوها را تحت تأثیر قرار می‌دهد و از این رهگذر استفاده از الگوها را به منظورهای مختلف دچار خدشه می‌کند.

تغییر ساختاری را ابتدا در یک حالت خاص و سپس با یک حالت عمومی بررسی می‌کنیم. یک الگوی آماری را به شکل ذیل در نظر بگیرید: در این الگو تغییر ساختاری، جزء ثابت الگو را متأثر کرده است؛

$$Y_t = \alpha_t + \beta X_t + U_t$$
$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \varepsilon_t$$

U_t و ε_t دارای امید ریاضی صفر و از یکدیگر مستقل‌اند. با جایگزینی متوالی در رابطهٔ آتورگرسیو مربوط به جز ثابت رابطهٔ زیر را خواهیم داشت:

$$\alpha_t = \alpha_0 + \sum_{s=1}^{t} \varepsilon_s$$

با جایگزینی در الگوی اصلی، خصلت تغییر ساختاری الگو را به شکل ذیل در خواهد آورد (Breusch, 1979):

$$Y_t = \alpha_0 + \beta X_t + U_t + \sum_{s=1}^{t} \varepsilon_s$$

$$Y_t = \alpha_0 + \beta X_t + \omega_t$$

۳. تغییر ساختاری غیرتصادفی

چنانچه رابطهٔ بین متغیرهای متخلف را در قالب الگوی آماری زیر منعکس کنیم، تغییر ساختاری بدان معناست که رابطهٔ بین متغیرهای مستقل و متغیر تابع طی زمان به شکل غیرتصادفی تغییر می‌کند؛

$$Y_t = X_t' \beta_t + U_t$$

بردار ستونی پارامترها (β_t) با اندیس t نوشته شده است که نشان داده شود که آنها می‌توانند در خلال زمان تغییر کنند. فرض می‌شود که اجزاء اخلال مستقل‌اند و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_t^2 هستند که t از یک تا T تغییر می‌کند، عدم تغییر ساختاری غیرتصادفی به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\beta = \beta_2 = ... = \beta_T = \beta$$

$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = ... = \sigma_T^2 = \sigma^2$$

تغییر ساختاری غیرتصادفی خصلتی است که فضای روابط آماری را اشغال کرده است. اما باید دید چگونه این خصلت را می‌توان آشکار کرد و در هنگام استفاده از الگوسازی آماری و ریاضی به نتایج آن توجه کرد. آزمونهای متعددی وجود دارد که از طریق آنها می‌توان تغییر ساختاری غیرتصادفی را ارزیابی کرد (Hsiao, 1996).

٤. نتیجهٔ آزمون تغییر ساختاری

در تغییر ساختاری نیروی کار متخصص دو نوع تغییر ساختاری تصادفی و غیرتصادفی

را ارزیابی می‌کنیم. تقاضای نیروی کار متخصص را در ۹ زیربخش اقتصادی بررسی کرده و در هر یک از بخشهای نه‌گانه تغییرات ساختاری را آزمون کرده‌ایم. ارزیابی تغییرات ساختاری تصادفی در تقاضای نیروی کار متخصص بخشهای نه‌گانه نشان می‌دهد که در هیچ یک از این زیربخشها تغییر ساختاری تأیید نمی‌شود. اما تغییر ساختاری غیرتصادفی در تقاضای نیروی کار متخصص در زیربخشهای نه‌گانه اقتصادی به گونهٔ متفاوتی است. در آزمون تغییر ساختاری غیرتصادفی به دو صورت عمل شده است: در یک حالت، فرض شده است که نقطه‌ای از زمان که در آن تغییر ساختاری رخ داده است، مشخص نباشد، در این حالت، می‌توان نقطه‌ای را که در آن تغییر ساختاری حادث شده است، تشخیص داد؛ در حالت دیگر، نقطه یا نقاطی را که در آن تغییر ساختاری محتمل است، تعیین کرده و تغییر ساختاری را آزمون کرده‌ایم. شروع سیاستهای تعدیل اقتصادی، شروع انقلاب و شروع جنگ، سه نقطهٔ مفروض است. سه آزمون را برای این سه نقطه به کار برده‌ایم. هر یک از نقاط تغییر ساختاری تأییدیه هر سه آزمون را به همراه ندارد، گرچه برای بعضی از نقاط، ممکن است یک آزمون، تغییر ساختاری را تأیید کند. در آزمون تغییر ساختاری غیرتصادفی در نقاط ناشناخته، بعضی از نقاط در آنها تغییر ساختاری رخ داده است که پس از چندی بر طرف شده است (Gorbade, 1977).

۵. الگوی تقاضای نیروی کار متخصص

بر اساس آنچه در مطالعات و بررسیهای کاربردی تقاضای نیروی کار متخصص به دست آمده است، دو عامل مهم بر تقاضای نیروی کار متخصص موثر است: سرمایه‌گذاری در تجهیزات و فناوری اطلاعات بیان‌کنندهٔ این دو عامل هستند. اطلاعات آماری مربوط به سرمایه‌گذاری در تجهیزات و ماشین‌آلات در سطح کلان و بخشی برای دورهٔ مطالعه موجود بود، ولی اطلاعات آماری مربوط به فناوری اطلاعات در دسترس نبود. فناوری اطلاعات شامل حجم سخت‌افزارهای رایانه‌ای و همچنین، انواع مشخصی از سخت‌افزارها همانند رایانه‌های شخصی است (Bresnahan, 1998). بدیهی است پردازشگرهای مرکزی، شبکه‌های اینترنت و اینترنت نیز در مقولهٔ فناوری

اطلاعات وارد می‌شود. البته، متغیر فناوری اطلاعات باید شامل تمام پردازشگرهای اطلاعات و تجهیزات ارتباطی باشد. عدم دسترسی به آمارهای مربوط به فناوری اطلاعات به تفکیک بخشها موجب شد که از متغیر جانشین آن که ارزش افزودهٔ بخشهاست، استفاده شود (Hansson, 1999).

در الگوسازی تقاضای نیروی کار متخصص از الگوهای همگرایی متقابل بهره جسته‌ایم؛ در این رابطه، ضروری است اطلاعاتی در خصوص فرآیند تولید داده‌های مورد استفاده به دست آوریم؛ بنابراین، باید وضعیت مانایی (stationarity) داده‌ها و همچنین همگرایی متقابل آنها بررسی شود. در اینجا روشهای آزمون مانایی و همگرایی متقابل بررسی می‌شود، آن گاه به الگوسازی مبتنی بر همگرایی متقابل می‌پردازیم. مبانی نظری الگوسازی همگرایی متقابل در پیوست آمده است.

٦. نتایج آزمون مانایی سریهای زمانی تحت مطالعه

تمام سریهای زمانی مربوط به مطالعه شامل تقاضای نیروی کار متخصص در ۹ زیربخش اقتصادی، ارزش افزوده در ۹ زیربخش اقتصادی و همچنین تشکیل سرمایهٔ ثابت به شکل ماشین‌آلات در زیربخشهای مختلف با استفاده از روش دیکی- فولر تعمیم‌یافته از جهت پایایی یا مانایی آزمون شدند و تمام آنها در سطح احتمال ۹۵ درصد نسبت به مانایی آنها قضاوت شد و فرضیهٔ مانایی رد نشد.

۷. نتایج آزمونهای همگرایی متقابل در تقاضای نیروی کار متخصص

تقاضای نیروی کار متخصص در ۹ زیربخش اقتصادی بررسی شده است، اما به دلیل نبود مشاهدات کافی، الگوسازی تقاضای نیروی کار متخصص به شکل الگوهای خودرگرسیون برداری همگرا بین چهار دسته از زیربخشهای اقتصادی صورت گرفت. یک الگو برای تقاضای نیروی کار متخصص در زیربخشهای کشاورزی و صنعت طراحی شد. مطابق این الگو حداقل یک بردار همگرایی متقابل بین تقاضای نیروی متخصص در بخش کشاورزی و بخش صنعت وجود دارد. در این الگو، ارزش افزوده بخشها و تشکیل سرمایه در ماشین‌آلات و تجهیزات به صورت برونزا در نظر گرفته شده است. به همین صورت بخشهای ساختمان، معدن و آب و برق و گاز در گروه دوم

الگوسازی، بخش خدمات عمومی، شخصی و... و بخش حمل و نقل و ارتباطات و انبارداری در گروه سوم و بخش واسطه‌گریهای مالی و بخش رستوران و هتلداری و خرده‌فروشی و عمده‌فروشی در گروه چهارم قرار گرفته‌اند.

٨. پیش‌بینی نیروی کار متخصص برای سال آخر برنامهٔ سوم و سال آخر برنامهٔ چهارم توسعه

عدم تأیید تغییرات ساختاری تصادفی به طور کامل و گذرا بودن تغییرات ساختاری غیرتصادفی این اطمینان را به ما می دهد که پیش‌بینی نیروی کار متخصص در قالب ساختارهای به دست‌آمده، تا حد بالایی قابل اعتماد خواهد بود. در پیش‌بینی نیروی کار متخصص در سطح بخشهای اقتصادی ابتدا خصلت داده‌های آماری مورد استفاده را از جهت مانایی و غیرمانایی بررسی کرده‌ایم. نتایج بررسیها نشان می‌دهد که داده‌های آماری غیرمانا هستند. همچنین وضعیت داده‌های آماری از لحاظ همگرایی متقابل بررسی شده‌اند و بر اساس آزمونهای همگرایی متقابل الگوهای تصحیح خطای برداری تقاضای نیروی کار متخصص را با وجود متغیرهای برونزا طراحی کرده‌ایم. این الگوها اساس پیش‌بینی نیروی کار متخصص در زیربخشهای اقتصادی، شامل بخش کشاورزی، بخش صنعت، بخش ساختمان، بخش آب و برق و گاز، بخش معدن، بخش خدمات مالی، بیمه، ملکی، حقوقی، تجاری، بخش خدمات عمومی و اجتماعی و شخصی، بخش حمل و نقل ارتباطات و انبارداری، بخش عمده‌فروشی، خرده‌فروشی، رستوران و هتلداری قرار گرفته است. دوره، شامل سالهای دورهٔ برنامهٔ سوم و چهارم است. پیش‌بینیها را در قالب سه سناریو انجام داده ایم؛ سناریوی پایه نرخ رشد متغیرهای برونزا را معادل متوسط نرخ رشد این متغیرها برای سالهای ٤٦-٧٥ در نظر می‌گیرد. سناریوی رشد پایین و رشد بالا نرخ رشد متغیرهای برونزا را به ترتیب دو درصد نسبت به نرخ رشد متغیرهای برونزا در سناریوی پایهٔ پایین‌تر و بالاتر در نظر می گیرد. بر اساس نتایج به دست‌آمده، نرخ رشد تقاضای نیروی کار متخصص در جمع ٩ زیربخش اقتصادی از ٧/٤٣ درصد در سال ١٣٧٧ در سناریوی پایه به‌١٠/٠٣ درصد در سال ١٣٨٨ افزایش می‌یابد. در سناریو رشد پایین این رقم از ٦/٩٩ در سال ١٣٧٧، به ٨/٥٦ درصد در سال ١٣٨٨ می‌رسد. میزان جذب نیروی کار متخصص به بازار کار در

سناریو پایه برای سال آخر برنامهٔ سوم معادل ۲۱۱۷۰۹ نفر و برای سال آخر برنامهٔ چهارم معادل ۳۷۹۰۲٦ نفر خواهد بود. این ارقام برای سناریو رشد بالا و سالهای مزبور به ترتیب معادل ۲۳۸۳۸۹ نفر و ٤٦۳۲۰٦ نفر خواهد بود. بدین ترتیب، بر اساس نتایج به دست‌آمده، حداکثر ظرفیت سالانه جذب نیروی کار متخصص به بازار کار در بهترین حالت از نیم میلیون نفر تجاوز نخواهد کرد. سهم نیروی کار متخصص هر بخش از کل نیروی کار متخصص بخشها طی سالهای برنامهٔ سوم و برنامهٔ چهارم یکسان نخواهد ماند. بخش کشاورزی در هر سه سناریو شاهد کاهش سهم خواهد بود. بخش خدمات عمومی و اجتماعی نیز چنین است. بخش آب و برق و گاز شاهد افزایش سهم خواهد بود. در همهٔ سناریوها، سهم تقاضای نیروی کار متخصص بخش خدمات عمومی و اجتماعی حتی تا انتهای سالهای برنامه، سهم غالب خواهد بود (پیوست، جداول ۱-۲).

۸-۱. سناریوهای پیش‌بینی

دورهٔ پیش‌بینی را تا سال ۱۳۸۸ در نظر گرفته‌ایم. نظر به اینکه پیش‌بینی در یک دورهٔ بلندمدت صورت می‌گیرد، لازم است تغییرات متغیرهای برونزا در دورهٔ پیش‌بینی به گونه‌ای در نظر گرفته شود که منعکس‌کنندهٔ تغییرات واقعی باشد. به همین جهت، در سناریوی پایه نرخ رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی، بخش ساختمان، بخش خدمات مالی، بیمه، ملکی، حقوقی و تجاری، بخش صنعت، بخش معدن، بخش خدمات عمومی، اجتماعی و شخصی، بخش عمده‌فروشی، خرده‌فروشی، رستوران و هتلداری، بخش حمل و نقل، ارتباطات و انبارداری و بخش آب و برق و گاز به ترتیب معادل ۵، ٦، ۹، ۵، ۷، ۵، ۵، ۷ و ۱۲ درصد در نظر گرفته شد که این نرخها، نرخهای رشد متوسط دورهٔ ۱۳٤٦-۱۳۷۵ در هر یک از بخشهای اقتصادی است. سناریوی نرخ رشد پایین و سناریوی نرخ رشد بالا به ترتیب با دو درصد نرخ رشد کمتر از نرخ رشد سناریوی پایه و دو درصد نرخ رشد بیشتر از نرخ رشد سناریوی پایه تعریف شده‌اند.

نرخ رشد سرمایه‌گذاری در تجهیزات و ماشین‌آلات در سناریوی پایه برای بخش کشاورزی، بخش ساختمان، بخش معادن و صنایع، بخش صنعت، بخش خدمات مالی، بیمه، ملکی، حقوقی و تجاری و بخش خدمات، بخش حمل و نقل، ارتباطات و

انبارداری و بخش آب و برق و گاز به ترتیب معادل ۷/۶۹، ۱٤/۵، ۱۲/۷، ۱۲/۸، ۸/۹، ۸/۲ و ۱۸/۵ درصد در نظر گرفته شده است. برای بعضی از بخشهای اقتصادی اطلاعات سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات و تجهیزات وجود نداشته است که در الگوسازی از ارقام سرمایه‌گذاری در بخش شامل آن بخش استفاده شده است. در سناریوی رشد پایین و سناریوی رشد بالا به ترتیب دو درصد از نرخ رشد سناریوی پایه کاسته یا به آن افزوده‌ایم.

۹. نتیجه‌گیری تحلیل تغییرات ساختاری تقاضای نیروی کار متخصص

از مجموع ارزیابیهای مربوط به تغییرات ساختاری به این نتیجه رسیدیم که تغییرات ساختاری تصادفی در هیچ یک از زیربخشهای اقتصادی تأیید نمی‌شود. ولی آزمون تغییر ساختاری غیرتصادفی حداقل برای مقطعی از جنگ و توسط بعضی از روشها تأیید می‌شود که در اوایل دوره سیاستهای تعدیل اقتصادی از بین رفته است. البته این تغییرات ساختاری توسط همهٔ آزمونها تأیید نمی‌شود.

یکی از خصلتهای دورهٔ جنگ، این است که رابطهٔ بین متغیرها از منطقهای مرسوم تبعیت نمی‌کند. شاید بتوان گفت که حداقل بعضی از نیروی کار متخصص که دورهٔ جنگ استخدام شده‌اند، تابع قواعد منطقی نبوده‌اند. در دورهٔ جنگ نظام اقتصادی به شدت دولتگرا بوده است. عمدهٔ فعالیتهای اقتصادی توسط دولت انجام می‌شده است. یکی از عواملی که بر روی تقاضای نیروی کار متخصص مؤثر است، سرمایه‌گذاری در تجهیزات و ماشین‌آلات است. بخش دولتی بدون توجه به لوازم اشتغال نیروی کار متخصص، دست به استخدام این نیروها زده است، هر کس که از دانشگاه فارغ‌التحصیل می‌شد، باید در دولت و بخش عمومی و ارگانهای تازه تأسیس‌شده جای می‌گرفت. شرایط جنگی امکان توسعهٔ سرمایه‌گذاری در تجهیزات و ماشین‌آلات را نمی‌توانسته فراهم کند. اشتغال نیروی انسانی متخصص صورت می‌گرفت، بدون آنکه با تغییرات سرمایه‌گذاری در تجهیزات سازگار باشد. فناوری اطلاعات عامل مهم دیگری در توسعهٔ تقاضای نیروی کار متخصص است؛ اما این عامل در دورهٔ جنگ تحت تأثیر منفی قرار گرفته است. بدین ترتیب، اشتغال نیروی کار متخصص با تغییرات فناوری اطلاعات

سازگار نبوده است.

از آنچه گذشت، چنین به دست می‌آید که اجزاء و روابط بین اجزاء و خواص آنها، چنانچه در سالهای گذشته دستخوش تغییر شده باشد، یک حالت مقطعی بوده است و نمی‌توان چنین استنتاج کرد که تغییر ساختاری خصلت عمومی نظام تقاضای نیروی کار متخصص است بلکه یک خصلت گذرا بوده است.

عدم تأیید تغییر ساختاری تصادفی حکایت از آن دارد که به دلیل عدم وجود چنین ویژگی در روابط حاکم بر فضای تقاضای نیروی کار متخصص در یک دورهٔ بلندمدت می‌توان چنین نتیجه گرفت که ساختار نظام تقاضای نیروی کار متخصص، یک ساختار پایدار است و در قالب این ساختار پایدار می‌توان به پیش‌بینیهای قابل اعتماد و ارزیابیهای سیاستی مطمئن دست یافت. اما سؤال این است که آیا می‌توان ناپایداری این ساختار را در آینده پیش‌بینی کرد؟ در پاسخ باید گفت: الگوسازی ریاضی و آماری هنوز قادر نیست تغییر ساختاری آینده را پیش‌بینی کند. البته چنانچه تغییر ساختاری تصادفی تأیید شود، امکان الگوسازی آن وجود دارد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست

۱. مفهوم مانایی و آزمون آن

مانایی به دو صورت مانایی مؤکد (strict stationarity) و مانایی ضعیف (weak stationarity) مطرح می‌شود. چون هر یک از متغیرهای تصادفی در یک فرآیند تصادفی دارای توزیع احتمال است، یک فرآیند تصادفی به وسیلهٔ توزیع احتمال مشترک متغیرهای تصادفی آنها شناخته می‌شود. یک فرآیند تصادفی و در نتیجه یک سری زمانی به صورت مؤکد ماناست، اگر توزیع مشترک آن در مسیر زمان تغییر نکند. اما چون در عمل تعیین توزیع مشترک یک فرآیند تصادفی دشوار است، به جای آن از میانگین، واریانس و کواریانس متغیرهای تصادفی در طول زمان استفاده می‌شود. یک فرآیند تصادفی (Xt) به صورت ضعیف ماناست، اگر دارای سه ویژگی ذیل باشد:

- میانگین Xt به ازای تمام مقادیر t ثابت باشد؛
- واریانس Xt به ازای تمام مقادیر t تغییر نکند؛
- کواریانس Xt و Xt+k برای تمام مقادیر t و مقادیر k غیرصفر ثابت باشد.

در این مقاله، هر گاه اصطلاح مانایی به کار می‌رود، به معنای مانایی ضعیف است؛ بنابراین، هر گاه یکی از ویژگیهای فوق حاصل نشود، گفته می‌شودکه فرآیند تصادفی غیرماناست (Bhaskara, 1994).

روشهای آزمون مانایی فرآیندهای تصادفی به دو دستهٔ قدیم و جدید تقسیم می‌شود؛ تابع همبستگی از جمله روشهای قدیم و ریشهٔ واحد از جمله روشهای جدید است. در اینجا، روش جدید آزمون مانایی استفاده می‌شود.

یک فرآیند تصادفی آتورگرسیو مرتبهٔ اول را به شکل در نظر بگیرید:

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t$$

فرضیهٔ غیرمانایی در مقابل فرضیه مانایی به شکل زیر نوشته می‌شود:

$$H_0 : |\rho| \geq 1$$

$$H_1 : |\rho| < 1$$

در حالتی که $\rho = ۱$ است، فرآیند تصادفی Xt غیرماناست. فرآیند تصادفی فوق را

می‌توانیم به صورت زیر بنویسیم:

$$\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

δ معادل ۱ – ρ است که بر اساس آن، می‌توان فرضیه غیرمانایی را در مقابل فرضیهٔ مانایی به صورت زیر نوشت:

$$H_0 : |\delta| \geq 0$$
$$H_1 : |\delta| < 0$$

اگر فرضیهٔ صفر صحیح باشد، فرآیند تصادفی غیرماناست؛ بنابراین، آزمون مانایی به شکل آزمون ۱ = ρ یا به شکل آزمون ۰ = δ خواهد بود که با استفاده از آماره t که به صورت زیر محاسبه می‌شود، آزمون می‌گردد:

$$t_\rho = \frac{\hat{\rho} - 1}{S_{\hat{\rho}}} \quad \text{یا} \quad t_\delta = \frac{\hat{\delta}}{S\hat{\delta}}$$

اما مقادیر t توزیع استیودنت معمول را دارا نیستند. دیکی و فولر (۱۹۷۹) بر اساس شبیه‌سازی مونت کارلو و تحت شرایط وجود ریشهٔ واحد در فرآیند تولید داده‌های سریهای زمانی جدولی را برای مقادیر بحرانی آماره $t\delta$ تهیه کردند.

برای انجام آزمون دیکی– فولر باید دو مرحله زیر را دنبال کرد: در مرحله اول الگوی $\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \varepsilon_t$ را با استفاده از روش OLS تخمین می‌زنیم و آماره $t\delta$ را به دست می‌آوریم. در مرحلهٔ دوم، پیرامون وجود ریشهٔ واحد در فرآیند تولید داده‌های Xt بر اساس فرضیه‌های زیر تصمیم‌گیری می‌کنیم:

$$H_0 : \delta = 0$$
$$H_1 : \delta < 0$$

دیکی و فولر بر اساس نوع معادله فرآیند تولید داده‌ها، که دارای جزء ثابت و روند باشد یا نباشد، مقادیر بحرانی را تعیین کردند. این نوع معادلات به شکل زیر خواهند بود:

$$\Delta X_t = \alpha + \delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

اما معادلات بالا تنها هنگامی می‌تواند مورد توجه قرار گیرد که جزء اخلال آنها خودهمبستگی نداشته باشند؛ بنابراین، اگر جزء اخلال خودهمبستگی داشته باشد،

آزمون دیکی- فولر معتبر نخواهد بود؛ به همین جهت، آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (Augmented Dicky- Fuller) پیشنهاد شده است که مبتنی بر توابع ذیل است:

$$\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \sum_{j=2}^{q} \delta_j \Delta X_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \alpha + \delta X_{t-1} + \sum_{j=2}^{q} \delta_j \Delta X_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \delta X_{t-1} + \sum_{j=2}^{q} \delta_j \Delta X_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

البته آزمون ریشهٔ واحد در سریهای زمانی بستگی به وجود جزء ثابت و روند دارد. اندرز (Enders, 2004) روال آزمون ریشهٔ واحد را در شرایطی که فرآیند تولید داده‌ها شناخته‌شده نیست، تعیین کرده است.

۲. همگرایی متقابل و آزمون آن

۲-۱. مفهوم همگرایی متقابل

اگر سریهای زمانی که در یک تحلیل استفاده می‌شوند، غیرمانا باشند، در الگوسازی دچار رگرسیون کاذب (spurious regression) می‌شوند. در برخورد با رگرسیون کاذب متغیر روند به متغیرهای مستقل یک الگو اضافه می‌شد. روش دیگر این بود که با روش تفاضل‌گیری متغیرهای غیرمانا تبدیل به متغیرهای مانا می‌شد. آن گاه الگوسازی با استفاده از متغیرهای ماناشده صورت می‌گرفت؛ اما هر یک از روشهای مزبور خالی از اشکال نبود؛ به همین جهت، روشهای همگرایی متقابل پیشنهاد شد. روشهای همگرایی متقابل می‌کوشد در متغیرهای غیرمانا رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین آنها را آزمون کند. چنانچه رابطهٔ تعادلی بلندمدت ثابت شد، غیرمانایی متغیرها هیچ مشکلی را برای الگوسازی ایجاد نمی‌کند. اگر هر یک از متغیرهایی که در الگو استفاده می‌شوند، همگرای (integrated) مرتبهٔ اول باشند، یعنی با یک بار تفاضل‌گیری به متغیرهای مانا تبدیل شوند، چنانچه یک ترکیب خطی از متغیرهای مزبور ایجاد کنیم که همگرای مرتبهٔ صفر باشد، یعنی ترکیب خطی آنها مانا باشد، آن متغیرها همگرای متقابل (cointegrated) خواهند بود. متغیرهای همگرای متقابل دارای رابطهٔ تعادلی بلندمدت

هستند.

۲-۲. آزمون همگرایی متقابل

آزمون همگرایی متقابل ابتدا توسط انگل و گرانجر برای بررسی رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو پیشنهاد شد. اما آزمون همگرایی متقابل از روش انگل- گرانجر دارای اشکالاتی است؛ برای نمونه، این آزمون نسبت به اینکه کدام متغیر به عنوان متغیر وابسته انتخاب شود، حساس است؛ به همین جهت، روش یوهنسن و جوسلیوس (Johanson & Joselius) پیشنهاد شده است. روش یوهنسن و جوسلیوس مبتنی بر الگوهای خودرگرسیونی برداری است. در این الگوها، همهٔ متغیرها درونزا هستند. الگوی خودرگرسیونی برداری به صورت زیر است:

$$Y_t = \sum_{j=1}^{k} A_j Y_{t-j} + V_t$$

برای سادگی فرض کردیم که الگو بدون جزء ثابت باشد؛ همچنین، فرض می‌کنیم که m متغیر همگرای رتبهٔ یک یا صفر باشد. الگوی فوق را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\Delta Y_t = BY_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} B_j \Delta Y_{t-j} + V_t$$

$$B = -(I - A_1 - A_2 - \ldots - A_k)$$

به طوری که

$$B_j = -(A_{j+1} - A_{j+2} - \ldots - A_{j+k})$$

$$j = 1, 2, \ldots, k-1$$

اگر رتبهٔ ماتریس B صفر باشد، عناصر این ماتریس صفر است و این بدان معناست که هیچ رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود ندارد؛ بنابراین، متغیرهای الگو همگرای متقابل نیستند.

اگر رتبهٔ ماتریس B معادل m باشد، یعنی ردیف‌هایش مستقل خطی باشند، فرآیند بردار y ماناست و این بدان معناست که تمام متغیرها همگرای مرتبهٔ صفر هستند و مسئلهٔ همگرایی متقابل وجود ندارد؛ بنابراین، الگوی خودرگرسیونی برداری بر اساس

سطح متغیر قابل استفاده است.

اگر رتبهٔ ماتریس B برابر r باشد، به طوری که r کوچک‌تر از m باشد، بدان معنا که ردیفها مستقل خطی نیستند، می‌توان نشان داد که این ماتریس به شکل زیر باشد:

$$B=D.C'$$

D و C ماتریسهای با ابعاد m × r هستند. ماتریس C ماتریس همگرایی (cointegrating matrix) و ماتریس D ماتریس تعدیل (adjustment matrix) است؛ در این حالت، در شرایطی که yt همگرای مرتبهٔ اول [I(1)] باشند، C'Yt همگرای مرتبهٔ صفر است که به معنای آن است که متغیرهای بردار Y همگرای متقابل هستند (Bhaskara, 1994).

بردارهای همگرا (cointegrating vectors) ستونهای مربوط در ماتریس C هستند که به صورت C1 و C2 و .... و Cr نمایش می‌دهیم؛ به بیان دیگر، رتبه ماتریس B(r) تعداد بردارهای همگرا را نشان می‌دهد که به نام رتبهٔ همگرایی متقابل معروف است.

کار یوهنسن (۱۹۸۸) و شبیه او کار استاک (Stock, 1988) و کار واتسن (Watson, 1988) آن است که رتبه همگرایی متقابل را پیدا کنند و تخمینهایی از ماتریس همگرایی و ماتریس تعدیل به دست آورند. آنها در اجرای روش خود از روش حداکثر راستنمایی استفاده کردند. یوهنسن برای اجرای روش خود مراحل زیر را پیشنهاد کرده است:

مرحله اول، با استفاده از آزمونهای ریشهٔ واحد، مرتبهٔ همگرایی متغیرهای الگو را پیدا کنید؛

مرحلهٔ دوم، با استفاده از سطح متغیرها، الگوی خودرگرسیونی برداری را استفاده کرده به وسیلهٔ معیارهای AIC و SBC مرتبهٔ الگوی خودرگرسیونی برداری را تعیین کنید؛

مرحلهٔ سوم، ΔYt را روی ΔYt-1 و ... و ΔYt-k+1 رگرس کنید و خطاهای الگو را ذخیره کنید. با استفاده از این خطاها بردار Rot به ابعاد 1 × m را بسازید؛

مرحلهٔ چهارم، Yt-k را روی ΔYt-1 و ... و ΔYt-k+1 رگرس کنید و خطاها را ذخیره کنید. بردار Rkt به ابعاد 1 × m را بسازید؛

مرحلهٔ پنجم، اگر n حجم نمونه باشد، با استفاده از فرمول زیر چهار ماتریس Soo و Sko و Sok و Skk را به ابعاد $m \times m$ محاسبه کنید:

$$S_{ij} = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} R_{it} R'_{jt}$$

$$i \ , \ j = o \ , \ k$$

مرحله ششم، همبستگی مربع را که با ریشه‌های مشخصه مرتب شده ماتریس منطبق است، پیدا کنید:

$$S = S_{oo}^{-\frac{1}{2}} S_{ok} S_{kk}^{-1} S_{ko} S_{oo}^{-\frac{1}{2}}$$

یا ریشه‌های مشخصه معادله چند جمله‌ای را بر حسب μ به دست آورید:

$$\left| \mu \ S_{kk} - S_{ko} S_{oo}^{-1} S_{ok} \right| = 0$$

اگر m متغیر داشته باشیم، m حداکثر ریشه‌های مشخصه است که به صورت نزولی به شکل زیر مرتب می‌شوند:

$$\hat{\mu}_1 > \hat{\mu}_2 > \hat{\mu}_3 > ... > \hat{\mu}_m$$

مرحلهٔ هفتم، می‌دانیم اگر رتبهٔ ماتریس B صفر باشد، متغیرها همگرای متقابل نیستند. اگر رتبهٔ ماتریس B برابر m باشد، متغیرها پایا هستند. اگر رتبهٔ ماتریس B برابر r باشد، به طوری که r بزرگ‌تر از صفر و کوچک‌تر از m باشد، متغیرها همگرای متقابل هستند. علاوه بر این رتبهٔ ماتریس B معادل تعداد ریشه‌های مشخصه است که به طور معناداری متفاوت از صفر است؛ بنابراین، پیدا کردن رتبهٔ ماتریس B به آزمون معناداری ریشه‌های مشخصه $\hat{\mu}_1 > \hat{\mu}_2 > \hat{\mu}_3 > ... > \hat{\mu}_m$ تقلیل می‌یابد. این آزمون مبتنی بر دو آماره نسبت راستنمایی به شکل زیر است:

$$\lambda_{trace}(r) = -n \sum_{j=r+1}^{m} \ln(1 - \hat{\mu}_j)$$

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -n.\ln(1 - \hat{\mu}_{r+1})$$

مقادیر بحرانی آماره‌های فوق توسط یوهنسن در سال ۱۹۸۸ و یوهنسن و جوسلیوس در سال ۱۹۹۰ تهیه شده است.

جدول ۱- پیش‌بینی تقاضای نیروی کار متخصص در سناریوهای مختلف و به تفکیک بخشهای نه‌گانه (نفر)

میزان جذب سالانه نیروی کار متخصص (نفر)	نرخ رشد سالانه(در صد)	کل	آب و برق و گاز	حمل و نقل ارتباطات و انبارداری	عمده فروشی خرده فروشی رستوران و هتلداری	خدمات عمومی اجتماعی و شخصی	معدن	صنعت	خدمات مالی بیمه ملکی حقوقی و تجاری	ساختمان	کشاورزی	سال
سناریوی رشدپایه												
۲۱۱۷۰۹	۸،۸۵	۲۶۰۲۶۸۶	۶۴۷۹۰	۸۱۱۵۸	۱۰۸۸۵۷	۱۹۲۹۱۷۲	۲۹۳۷۱	۱۳۸۶۲۹	۱۰۶۱۷۱	۱۱۹۰۰۶	۲۵۵۳۳	۱۳۸۳
۳۷۹۰۲۶	۱۰،۰۳	۴۱۵۹۳۱۴	۱۲۸۵۶۶	۱۲۵۹۵۷	۲۱۵۴۶۵	۲۹۶۵۲۲۰	۴۳۴۸۵	۱۷۴۷۰۲	۲۱۱۴۵۱	۲۶۰۹۲۲	۳۳۵۴۷	۱۳۸۸
سناریوی رشدپایین												
۱۷۸۰۲۲	۷،۷۷	۲۴۶۸۹۵۶	۶۱۱۹۳	۷۸۲۳۲	۱۰۳۹۵۸	۱۸۲۵۰۲۰	۲۲۵۹۰	۱۳۴۷۰۶	۱۰۴۷۳۶	۱۱۵۹۵۶	۲۲۵۶۵	۱۳۸۳
۲۹۳۰۱۲	۸،۵۶	۳۷۱۵۹۵۸	۱۱۳۱۵۶	۱۱۴۷۴۴	۱۹۹۵۸۹	۲۶۳۵۸۹۵	۲۵۴۵۱	۱۶۰۹۷۸	۲۰۱۳۸۱	۲۳۸۵۰۲	۲۶۲۶۰	۱۳۸۸
سناریوی رشدبالا												
۲۳۸۳۸۹	۸،۸۵	۲۶۹۳۲۰۰	۶۸۶۰۸	۸۴۸۴۴	۱۱۵۳۶۹	۱۹۹۰۴۲۶	۳۳۹۴۳	۱۳۹۷۴۱	۱۰۹۷۵۱	۱۲۲۷۲۰	۲۷۷۹۷	۱۳۸۳
۴۶۳۲۰۶	۱۰،۲۲	۴۵۳۴۵۳۴	۱۴۶۱۸۰	۱۳۹۶۶۸	۲۳۸۲۸۱	۳۲۱۸۴۳۶	۵۶۰۵۸	۱۷۹۷۹۰	۲۲۹۱۱۴	۲۸۷۸۹۴	۳۹۱۱۲	۱۳۸۸

جدول ۲. سهم هر یک از بخشهای اقتصادی از کل تقاضای نیروی کار متخصص بخشهای نه‌گانه (درصد)

کل	آب و برق وگاز	حمل و نقل ارتباطات و انبارداری	عمده فروشی خرده فروشی رستوران و	خدمات عمومی اجتماعی وشخصی	معدن	صنعت	خدمات مالی بیمه ملکی حقوقی وتجاری	ساختمان	کشاورزی	سال
سناریوی رشدپایه										
۱۰۰	۲,۴۹	۳,۱۲	۴,۱۸	۷۴,۱۲	۱,۱۳	۵,۳۳	۴,۰۸	۴,۵۷	۰,۹۸	۱۳۸۳
۱۰۰	۳,۰۹	۳,۰۳	۵,۱۸	۷۱,۲۹	۱,۰۵	۴,۲۰	۵,۰۸	۶,۲۷	۰,۸۱	۱۳۸۸
سناریوی رشدپایین										
۱۰۰	۲,۴۸	۳,۱۷	۴,۲۱	۷۳,۹۲	۰,۹۱	۵,۴۶	۴,۲۴	۴,۷۰	۰,۹۱	۱۳۸۳
۱۰۰	۳,۰۵	۳,۰۹	۵,۳۷	۷۰,۹۳	۰,۶۸	۴,۳۳	۵,۴۲	۶,۴۲	۰,۷۱	۱۳۸۸
سناریوی رشدبالا										
۱۰۰	۲,۵۵	۳,۱۵	۴,۲۸	۷۳,۹۱	۱,۲۶	۵,۱۹	۴,۰۸	۴,۵۶	۱,۰۳	۱۳۸۳
۱۰۰	۳,۲۲	۳,۰۸	۵,۲۵	۷۰,۹۸	۱,۲۴	۳,۹۶	۵,۰۵	۶,۳۵	۰,۸۶	۱۳۸۸

کتابنامه

- Bermen, Eli, Bound, John and Griliches, Zvi (1994) "*Changes in the Demand for Skilled Labor within U. S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufacturers*". **Quarterly Journal of Economics**. May.
- Bhaskara Rao B. (1994). **Cointegration for the Applied Economist**. Macmillan.
- Bortis, Heinrich (2000). "*Some Considerations on Structure and Change*". **Structural Change and econonic dynamics**. Vol 11, p.p. 185-195.
- Breusch, T. S. and A. R. Pagan (1979). "*A Simple test for Heteroscedasticity and Random coefficient variation*". **Econometrica**. Vol. 47. pp. 1287-1294.
- Bresnahan, Timothy F, Brynjolfsson, Erik and Hitt , Lorin M. (1998). "*Information Technology and Recent Changes in work organization increase the Demand for Skilled Labor*". **Working Paper.** First Draft: January.
- Brown. R. L. J Durbin and J. M. Evans (1975). "*Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time*". **Journal of the Royal Statistical Society**. Series B, pp. 149-174
- Eicher, Theo and Garcia, Cocullia (2000). "*Inquality & Growth: The Dual Dole of Human Capital in Development*". **Working paper**. November.
- Flug, Karnit and Hercowitz Zvi (2000). "Equipment Investment and the Relative Demand for Skilled Labor: International Evidence". **Review of Economic Dynamics**. July.
- Gorbade K. (1977). "*Two methods for Examining the stability of regression coefficients*". **Journal of the American Statistical Association**. Vol 72, pp. 54-63.
- Hansson, Par (1999). "*Relative Demand for Skills in Swedish Manufacturing: Technology or Trade*?". **Working paper**. April.
- Hendry, David F. (2000). "*On detectable and non-detectable structural Change*". **Structural Change & economic Dynamics**. Vol. 11. pp. 45-65.
- Hsiao, C. (1975). "*Some estimation methods for a Random coefficient*

model". **Econometrica.** Vol 43.

- Hsiao, Cheng (1996). **Analysis of Panel data.** Cambridge: Cambridge University Press.
- Hsu, D. (1982). "*Robust Inference for structural shift in regression models*". **Journal of Econometrics.** Vol 19.
- Kouretas, Georgios P and Zaranges, Leonidos P. (2000). "*Wage Setting, Taxes, and Demand for Labor in Greece: A Multivariate Analysis of Cointegrating Relationships*". **Journal of Policy Modeling**, Vol 22. pp. 171-195
- Schimmelpfennig, Axel (1999). "*Whodunnit, Changes in the Relative Demand for Unskilled and Skilled Labor*". **Working paper.** Feb.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی