پیش بینی تقاضای نیروی کار متخصص و ارزیابی تغییرات ساختاری آن

مهدی صادقی

دانشکده اقتصاد دانشگاه امام صادق

sadeghi@isu.ac.ir

چکیده

تغییر ساختاری مفهومی است که در موضوعات متعدد و از جمله تقاضای نیروی کار متخصص مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای روشن شدن این مفهوم باید تئوری تغییر ساختاری توسعه یابد. . تغییر ساختاری وقتی وجود دارد که بعضی اجزاء یا خصوصیات آنها از بین بروند یا اضافه شوند، بعضی از روابط پدید آمده یا ناپدید شود یا حالتشان تغییر کند. به عبارت دیگر تغییرات در هویت شیء تغییر ساختاری را موجب می‌شود. بر عکس تنوع وقتی حادث می‌شود که ارزش یک یا چند خاصیت تغییر کند. اما شیء هویت خود را حفظ کند یعنی اجزاء ، روابط و خصوصیاتشان یکسان باقی بماند. تغییر ساختاری افزایش یا حذف قسمتها و زیر سیستم‌ها، تجزیه سیستم‌ها و تغییرات در رفتارهای اساسی است. اما چگونه می‌توان تغییرات ساختاری را مورد آزمون قرار داد. در پاسخ به این سئوال باید گفت تئوری اقتصاد سنجی می‌کوشد انواع تحولات ساختاری را در قالب مدلهای مختلف مورد بررسی قرار دهد. دو نوع تغییر ساختاری در رابطه با سیستم تقاضای نیروی کار متخصص مورد مطالعه قرار گرفته است. نوع اول تغییر ساختاری استوکاستیک با فرآیند غیر مانا و نوع دوم تغییر ساختاری غیر استوکاستیک است. پس از بررسی تغییرات ساختاری در تقاضای نیروی کار متخصص در هر یک از زیر بخشهای اقتصادی به مدلسازی تقاضای نیروی کار متخصص و پیش بینی پرداخته‌ایم. در این رابطه از

مدلسازی همگرایی متقابل استفاده نموده‌ایم. پس از آزمون مانایی هر یک از سریهای زمانی آزمونهای همگرایی را انجام داده و سپس مدلهای تصحیح خطای برداری را بر آورد نموده‌ایم. پس از آن و بر اساس سه سناریو در رابطه با تحولات متغیرهای برون زای مقادیر تقاضای نیروی کار متخصص برای دوره ۸۸-۱۳۷۶ پیش بینی شده است

الف-مقدمه

مبانی نظری، قانونمندی حاکم بر رفتار بنگاههای تولید کننده کالا و خدمت را در جهت استخدام نیروی انسانی بیان می‌دارند. مطابق این مبانی، سطح فعالیتهای اقتصادی در هر بخش و همچنین قیمت نسبی عوامل تولید، تعیین کننده تقاضای نیروی انسانی است. در هنگامی که می‌خواهیم قانون مندی حاکم بر رفتار تقاضا کنندگان نیروی کار متخصص را مدل سازی کنیم فرض می‌کنیم که رابطه بین تقاضا و عوامل تعیین کننده آن یک رابطه پایدار است. به عبارت دیگر تغییر ساختاری در تقاضا وجود ندارد. اما واقعیت‌های عینی ممکن است خلاف آن باشد. در پیش بینی تقاضا مبتنی بر مدلهای ریاضی فرض می‌شود رابطه‌ای که در قالب یک مدل ریاضی خود را منعکس کرده در دوره نمونه دچار تحول نشده 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 تحت الشعاع قرار داده است. فضای آموزش عالی نیز ممکن است از این پدیده بی بهره نباشد. زیرا تغییرات تکنولوژی و تحولات دانش فنی نیاز اقتصادی به نیروی انسانی متخصص را متاثر می‌کند. فرآیندهای تولید کالا و خدمت به سرعت دست خوش تحول می‌گردد. در این راستا علاوه بر اینکه سرمایه جای نیروی انسانی را می گیرد، نیروی انسانی ساده جای خود را به نیروی انسانی متخصص می‌دهد. برای مثال سیستم حسابداری بنگاههای اقتصادی در گذشته توسط یک حسابدار قابل اداره بود اما با ورود نرم افزار به این فضا ضرورت وجود یک متخصص نرم افزار در کنار حسابدار موضوعیت پیدا می‌کند. پس بدلیل تحولات دانش فنی، تحولات ساختاری در تقاضای نیروی کار متخصص اجتناب ناپذیر شده است. بنابراین تحلیلهای

تقاضای نیروی کار متخصص بدون توجه به تحولات ساختاری دقیق نخواهد بود. ایـن تحـولات ساختاری ابتدا باید مورد آزمون و ارزیابی قرار گیرد و سپس مدل سازی شود.

ب-تئوری عمومی تغییر ساختاری

حداقل دو تلقی مهم برای مطالعه منظم و دقیق از سیستم‌های متغـیر پیچیـده سـاختاری وجود دارد:

I – ساختن مدلهای پایه‌ای ساده (سیستمهای مصنوعی) که رفتار تغییر ساختاری را مانند سیستم واقعی نشان بدهد. این کار مرتبط با زندگـی مصنوعـی، جامعـه شناسـی و اقتصـاد و از تکنیکهای شبیه سازی با مدلهایی استفاده می‌کند که از یک مجموعه عناصر نسبتاً ساده تشـکیل شده است.

II- کشف قیاسهای موجود بین فرآیندهای تغییر ساختاری مشاهده شـده در زمینـه‌های

سر عه زمینـ ی قه مهـزرگ

زیر دارای ماهیت و وجود است. تناسب بین تعداد روابط داخلی و خارجی، مشاهده استقلال نسبی داخلی آن، رفتار تابعی یا رابطه آن با مسائلی که می‌خواهیم آنها را حل کنیم. مجموعه‌ای از اشیاء که با یک سیستم در ارتباطند ولی به آن تعلق ندارند را 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، خصوصیات 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 استفاده کننده جالب است.

به عنوان یک هدف باید خاطر نشان شود که اشیاء، خصوصیات و روابط بین اشیاء تغییر می‌کنند. بنابراین سیستم تغییر می‌کند. این امکان پذیر است که ما بین دو نوع تغییر تمایز قائل به عنوان یک هدف باید خاطر نشان شود که اشیاء، خصوصیات و روابط بین اشیاء تغییر می‌کنند. شویم: تغییرات ساختاری و تنوعها (Variations) . تغییر ساختاری وقتی آشکار می‌شود که بعضی قسمتها یا خصوصیات از بین بروند یا به اشیاء اضافه شوند، بعضی روابط پدید آمده 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 آنقدر کوچک اتفاق بیفتد که از آن صرف نظر شود یا آنقدر 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 خصوصیاتشان یکسان باقی بماند. یک بوقلمون شاید رنگش را عوض کند و یا هواپیما سرعتش را، اما آنها همانگونه باقی می‌مانند. وجه ممیزه تغییر ساختاری فوق الذکر عمومی‌تر از تغییرات در پارامترها و حتی عمومی‌تر از آن چیزی است که به عنوان روابط و خصوصیات نوظهور محسوب می‌شود. تغییر ساختاری افزایش یا حذف قسمتها و زیر سیستمها، تجزیه 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 وسیله تغییر ساختاری قوی جانشین شوند. شاید معروف‌ترین مثال،مثالی است از کوهن[1] (۱۹۶۲) در مورد تغییر در پارادایم‌های علمی. در طول دوره‌های زمانی دانش معمول پارادایم (تئوریها، جهان بینی‌ها، 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 پارادایم حل کنند. وقتی بعضی حقایق مشاهده شده با پارادایم مخالف باشد، یک دوره بحران به وجود می‌آید. بعضی تغییرات موردی در پارادایم مورد آزمایش قرار می‌گیرد و پارادایم کاملاً جدیدی پیشنهاد می‌شود. عناصر غیر علمی مانند فاصله بین نسلها، موقعیت‌های فلسفی، تاثیرهای شخصی، ملاحظات ملی گرایانه، درک فرصتهای تحقیق و غیره وارد کشمکشها می‌شود. این عدم توافقها به خاطر کمبود اجماع درباره پارادایم ایجاد می‌شود. سرانجام جامعه علمی پارادایم جدید را می‌پذیرد و یک دوره زمانی معمولی آغاز می‌شود. این طرح کلی در سیستمهای اجتماعی، سیاسی، روانشناسی و اقتصادی کاربرد دارد

ج- تغییرات ساختاری استوکاستیک با فرآیند غیرمانا[1]

مدل سازی آماری و اقتصاد سنجی در فرآیندهای خود از دو نوع داده استفاده می‌نماید. دسته اول داده‌های سری زمانی و دسته دوم داده‌های مقطعی است. گاهی در مدل سازی از ترکیب داده‌های سری زمانی و مقطعی نیز استفاده می‌شود. تغییر ساختاری استوکاستیک با فرآیند غیر مانا در نوعی از مدل سازی مورد توجه قرار می‌گیرد که از داده‌های سری زمانی استفاده می‌شود، هنگامی که یک مدل با استفاده از داده‌های سری زمانی ساخته می‌شود و در کاربردهای مختلف مورد استفاده قرار می‌گیرد فرض می‌شود که ساختار مدل که در قالب پارامترهای مدل ظاهر می‌گردد ثابت می‌ماند. اما واقعیت امر ممکن است خلاف این فرض باشد. این تغییر می‌تواند در جزء ثابت یا شیب مدلها ظاهر شود.

تغییر ساختاری خصلتی است که در رابطه بین متغیرهای یک مدل ظاهر می‌شود اگر این خصلت وجود داشته باشد، فراموش نمودن آن قابلیتهای اعتماد به مدلها را تحت تاثیر قرار

---

1 - Kuhn

1 - Non – Stationary Process

می‌دهد. مدل می‌خواهد تقریبی از واقعیت باشد یعنی واقعیت را در قالب روابط ریاضی آماری منعکس نماید. در این انعکاس باید خصلتهای واقعیت ملاحظه گردد. تغییر ساختاری ویژگیهای آماری مدلها را تحت تاثیر قرار می‌دهد و از این رهگذر استفاده از مدلها را به منظورهای مختلف دچار خدشه می‌کند.

تغییر ساختاری را ابتدا در یک حالت خاص و سپس با یک حالت عمومی مورد بحث قرار می‌دهیم . یک مدل آماری را به شکل ذیل در نظر بگیرید. در این مدل تغییر ساختاری، جزء ثابت مدل را متاثر نموده 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 مستقلند. با جایگزینی متوالی در رابطه آتورگرسیو مربوط به جز ثابت رابطه زیر را خواهیم داشت.

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

با جایگزینی در مدل اصلی ، خصلت تغییر ساختاری مدل را به شکل ذیل در خواهد آورد.

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

د- تغییر ساختاری غیر استوکاستیک

چنانچه رابطه بین متغیرهای متخلف را در قالب مدل آماری زیر منعکس نمائیم ، تغییر ساختاری بدان معنی است که رابطه بین متغیرهای مستقل و متغیر تابع طی زمان به شکل غیر استوکاستیک تغییر می کند

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

بردار ستونی پارامترها (β_t) با اندیس t نوشته شده تا نشان داده شود که آنها می‌توانند در خلال زمان تغییر کنند. فرض می‌شود که اجزاء اخلال مستقلند و دارای توزیع نرمال با میانگین

صفر و واریانس σ_t^2 هستند که t از یک تا T تغییر می‌کند، عدم تغییر ساختاری غیراستوکاستیک 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 غیر استوکاستیک خصلتی است که فضای روابط آماری را اشغال نموده است. اما باید دید چگونه این خصلت را می‌توان آشکار نمود و در هنگام استفاده از مدل سازی آماری و ریاضی به نتایج آن توجه نمود. آزمون‌های متعددی وجود دارد که از طریق آنها می‌توان تغییر ساختاری غیر استوکاستیک را مورد ارزیابی قرار داد.

ه-نتیجه آزمون تغییر ساختاری

در تغییر ساختاری نیروی کار متخصص دو نوع تغییر ساختاری استوکاستیک و غیر استوکاستیک را مورد ارزیابی قرار داده ایم. تقاضای نیروی کار متخصص را در نه زیر بخش اقتصادی مورد بررسی قرار داده ودر هر یک از بخشهای نه گانه تغییرات ساختاری را آزمون کرده ایم. ارزیابی تغییرات ساختاری استوکاستیک در تقاضای نیروی کار متخصص بخشهای نه گانه نشان می دهد که در هیچ یک از این زیر بخشها تغییر ساختاری تایید نمی شود. اما تغییر ساختاری غیر استوکاستیک در تقاضای نیروی کار متخصص در زیر بخشهای نه گانه اقتصادی به گونه متفاوتی است .در آزمون تغییر ساختاری غیر استوکاستیک به دو صورت عمل شده است. در یک حالت فرض شده است که نقطه ای از زمان که در آن تغییر ساختاری رخ داده است مشخص نباشد، در این حالت می توان نقطه ای 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 نموده ایم.شروع سیاستهای تعد یل اقتصادی ، شروع انقلاب و شروع جنگ سه نقطه مفروض است. سه آزمون را برای این سه نقطه بکار برده ایم . هر یک از نقاط تغییر ساختاری تایید یه هر سه آزمون را به همراه ندارد گرچه برای بعضی از نقاط ، ممکن است یک آزمون ، تغییر ساختاری را تایید کند. در آزمون تغییر ساختاری غیر استوکاستیک در نقاط ناشناخته ، بعضی از نقاط در آنها تغییر ساختاری رخ داده است که پس از چندی بر طرف شده است.

و- مدل تقاضای نیروی کار متخصص

بر اساس آنچه در مطالعات و بررسیهای کاربردی تقاضای نیروی کار متخصص بدست آمده دو عامل مهم بر تقاضای نیروی کار متخصص موثر است. سرمایه گذاری در تجهیزات و فن آوری اطلاعات بیان کننده این دو عامل هستند. اطلاعات آماری مربوط به سرمایه گذاری در تجهیزات و ماشین آلات در سطح کلان و بخشی برای دوره مطالعه موجود بود ولی اطلاعات آماری مربوط به فن آوری اطلاعات در دسترس نبود. فن آوری اطلاعات شامل حجم سخت افزارهای کامپیوتری و همچنین انواع مشخصی از سخت افزارها همانند کامپیوترهای شخصی است. بدیهی است پردازشگرهای مرکزی، شبکه‌های اینترنت و اینترنت نیز در مقوله فن آوری اطلاعات وارد می‌شود. البته متغیر فن آوری اطلاعات باید شامل تمام پردازشگرهای اطلاعات و تجهیزات ارتباطی باشد. عدم دسترسی به آمارهای مربوط به فن آوری اطلاعات به تفکیک بخشها موجب شد که از متغیر جانشین آن که ارزش افزوده بخشهاست استفاده شود.

در مدل سازی تقاضای نیروی کار متخصص از مدلهای همگرایی متقابل بهره جسته‌ایم. در این رابطه ضروری است اطلاعاتی در خصوص فرآیند تولید داده‌های مورد استفاده بدست آوریم بنابراین باید وضعیت مانایی[1] داده‌ها و همچنین همگرایی متقابل آنها بررسی شود. در ذیل روشهای آزمون مانایی و همگرایی متقابل مورد بحث قرار می‌گیرد آنگاه به مدلسازی مبتنی بر همگرایی متقابل می‌پردازیم.

ز- مفهوم مانایی و آزمون آن

مانایی به دو صورت مانایی موکد[2] و مانایی ضعیف[3] مطرح می‌شود. چون هر یک از متغیرهای تصادفی در یک فرآیند تصادفی دارای توزیع احتمال است، یک فرآیند تصادفی به وسیله توزیع احتمال مشترک متغیرهای تصادفی آنها شناخته می‌شود. یک فرآیند تصادفی و در

1 - Stationarity
2 -Strict Stationarity
3 - Weak Stationarity

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 (X_t) به صورت ضعیف مانا است اگر دارای سه ویژگی ذیل باشد.

۱- میانگین X_t به ازاء تمام مقادیر t ثابت باشد.

۲- واریانس X_t به ازاء تمام مقادیر t تغییر نکند.

۳- کواریانس X_t و X_{t+k} برای تمام مقادیر t و مقادیر k غیر صفر ثابت باشد.

هر گاه اصطلاح مانایی به کار می‌رود به معنای مانایی ضعیف است. بنابراین

اگر فرضیه صفر صحیح باشد فرآیند تصادفی غیر ماناست. بنـابراین آزمـون مانـایی بـه شکل آزمون $\rho = 1$ یا به شکل آزمون $\delta = 0$ خواهد بـود. کـه بـا اسـتفاده از آمـاره t کـه بـه صورت زیر محاسبه می‌شود آزمون می‌گردد.

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

اما مقادیر t توزیع استیودنت معمول را دارا نیستند. دیکی و فولر (۱۹۷۹) بر اساس شبیه سازی مونت کارلو و تحت شرایط وجود ریشه واحد در فرآیند تولید داده‌های سـریهای زمـانی جدولی را برای مقادیر بحرانی آماره t_δ تهیه کردند.

برای انجام آزمون دیکی – فولر باید دو مرحله زیر را دنبال نمـود. در مرحلـه اول مـدل $\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \varepsilon_t$ را با استفاده از روش OLS تخمین زده و آماره t_δ را بدست می‌آوریـم. در مرحله دوم پیرامون وجود ریشه واحد در فرآیند تولید داده‌های X_t بـر اسـاس فرضیـه‌های زیر تصمیم گیری 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 باشـد 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 مـورد توجـه قـرار گـیرد کـه جـزء اخـلال آنـها خودهمبستگی نداشته باشند. بنابراین اگر جزء اخلال، خود همبستگی داشته باشد آزمون دیکی فولر معتبر نخواهد بود، به همین جهت آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[۴] پیشنهاد گردیـده اسـت. که مبتنی بر توابع ذیل است.

4 - Augmented Dicky Fuller

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

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

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

البته آزمون ریشه واحد در سریهای زمانی بستگی به وجود جزء ثابت و روند دارد. اندرز (Enders, 1995) روال آزمون ریشه واحد را در شرایطی که فرآینـد تولیـد داده‌هـا شـناخته شده نیست تعیین کرده است.

ح- نتایج آزمون مانایی سریهای زمانی تحت مطالعه

تمام سریهای زمانی مربوط به مطالعه شامل تقاضای نیروی کـار متخصـص در نـه زیـر بخش اقتصادی، ارزش افزوده در نه زیر بخش اقتصادی و همچنین تشـکیل سـرمایه ثـابت بـه شکل ماشین آلات در زیر بخشهای مختلف با استفاده از روش دیکی فولر تعمیم یافته از جـهت پایایی یا مانایی مورد آزمون قرار گرفتند و تمام آنها در سطح احتمـال ۹۵ درصـد نسـبت بـه مانایی آنها قضاوت شد و فرضیه مانایی رد نشد.

ط- همگرایی متقابل و آزمون آن

ط-۱- مفهوم همگرایی متقابل

اگر سریهای زمانی که در یک تحلیل مـورد اسـتفاده قـرار مـی‌گـیرند، نامانـا باشـند در مدلسازی دچار رگرسیون کاذب[1] می‌شوند. در برخورد بـا رگرسـیون کـاذب متغـیر رونـد بـه متغیرهای مستقل یک مدل اضافه می‌شد. روش دیگـر ایـن بـود کـه بـا روش تفـاضل گـیری متغیرهای نامانا تبدیل به متغیرهای مانا می‌شد. آنگاه مدلسازی بـا اسـتفاده از متغیرهـای مانـا شده صورت می‌گرفت اما هر یک از روشهای مزبـور خـالی از اشـکال نبـود بـه همیـن جـهت روشهای همگرایی متقابل پیشنهاد شد. روشهای همگرایی متقابل می‌کوشد در متغیرهـای نامانـا رابطه تعادلی بلند مدت بین آنها را آزمون نماید. چنانچه رابطه تعادلی بلند مدت ثابت گردیـد

1 - Spurious regression

نامانایی متغیرها هیچ مشکلی را برای مدلسازی ایجاد نمی‌کند. اگر هر یک از متغیرهایی که در مدل مورد استفاده قرار می‌گیرند همگرای[2] مرتبه اول باشند یعنی با یک بار تفاضل گیری به متغیرهای مانا تبدیل شوند چنانچه یک ترکیب خطی از متغیرهای مزبور ایجاد کنیم که همگرای مرتبه صفر باشد یعنی ترکیب خطی آنها مانا باشد، آن متغیرها همگرای متقابل[3] خواهند بود. متغیرهای همگرای متقابل دارای رابطه تعادلی بلند مدت هستند.

ط-۲- آزمون همگرایی متقابل

آزمون همگرایی متقابل ابتدا توسط انگل و گرانجر برای بررسی رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای مدل پیشنهاد شد. اما آزمون همگرایی متقابل از روش انگل و 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[4] پیشنهاد شده است. روش یوهنسن و جوسلیوس مبتنی بر مدلهای خود رگرسیونی برداری است. در این مدلها همه متغیرها درون زا هستند. مدل خود رگرسیونی برداری به صورت زیر است.

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

برای سادگی فرض نمودیم که مدل فاقد جزء ثابت باشد همچنین فرض می‌کنیم که m متغیر همگرای رتبه یک یا صفر باشد. مدل فوق را می‌توان به صورت زیر نوشت.

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

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

به طوری که

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

---

2 - Integrated
3 - Cointegrated
4 - Johanson & Joselius

- اگر رتبه ماتریس B صفر باشد عناصر این ماتریس صفر بوده و این بدان معناست که هیچ رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای مدل وجود ندارد. بنابراین متغیرهای مدل همگرای متقابل نیستند.
- اگر رتبه ماتریس B معادل m باشد یعنی ردیف‌هایش مستقل خطی باشند، فرآیند بردار y مانا است و این بدان معناست که تمام متغیرها همگرای مرتبه صفر هستند و مسئله همگرایی متقابل وجود ندارد. بنابراین مدل خود رگرسیونی برداری بر اساس سطح متغیر قابل استفاده است.
- اگر رتبه ماتریس B برابر r باشد بطوریکه 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 $m \times r$ هستند. ماتریس C ماتریس همگرایی[1] و ماتریس D ماتریس تعدیل[2] است. در این حالت در شرایطی که y_t همگرای مرتبه اول $[I(1)]$ باشند $C'Y_t$ همگرای مرتبه صفر است که به معنای آن است که متغیرهای بردار Y همگرای متقابل هستند.

بردارهای همگرا ستونهای مربوط در ماتریس C هستند که به صورت C_1 و C_2 و .... و Cr نمایش می‌دهیم. به بیان دیگر رتبه ماتریس B(r) تعداد بردارهای همگرا را نشان می‌دهد، که بنام رتبه 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 بدست آورند. آنها در اجرای روش خود از روش حداکثر راستنمایی استفاده کردند. یوهنسن برای اجرای روش خود مراحل زیر را پیشنهاد نموده است.

مرحله اول – با استفاده از آزمونهای ریشه واحد مرتبه همگرایی متغیرهای مدل را پیدا کنید.

---

1 – Cointegrating matrix
2 – Adjustment Matrix

مرحله دوم – با استفاده از سطح متغیرها، مدل خود رگرسیونی برداری را مورد استفاده قرار داده و به وسیله معیارهای AIC و SBC مرتبه مدل خود رگرسیونی برداری را تعیین کنید.

مرحله سوم – ΔY_t را روی ΔY_{t-1} و ... و ΔY_{t-k+1} رگرس کنید و خطاهای مدل را ذخیره کنید. با استفاده از این خطاها بردار R_{ot} به ابعاد $m \times 1$ را بسازید.

مرحله چهارم – Y_{t-k} را روی ΔY_{t-1} و ... و ΔY_{t-k+1} رگرس کنید و خطاها را ذخیره کنید. بردار R_{kt} به ابعاد $m \times 1$ را بسازید.

مرحله پنجم – اگر n حجم نمونه باشد با استفاده از فرمول زیر چهار ماتریس S_{oo} و S_{ko} و S_{ok} و S_{kk} 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 بدست 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

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

مرحله هفتم – می‌دانیم اگر رتبه ماتریس B صفر باشد، متغیرها همگرای متقابل نیستند. اگر رتبه ماتریس B برابر m باشد، متغیرها پایا هستند. اگر رتبه ماتریس B برابر r باشد بطوری که r بزرگ‌تر از صفر و کوچک‌تر از m باشد، متغیرها همگرای متقابل هستند. علاوه بر این رتبه ماتریس B معادل تعداد ریشه‌های مشخصه است که به طور معناداری متفاوت از صفر است. بنابراین پیدا کردن رتبه ماتریس B به آزمون معناداری ریشه‌های

---

1 – Cointegrating Vectors

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.

ط-۳- نتایج آزمونهای همگرایی متقابل در تقاضای نیروی کار متخصص

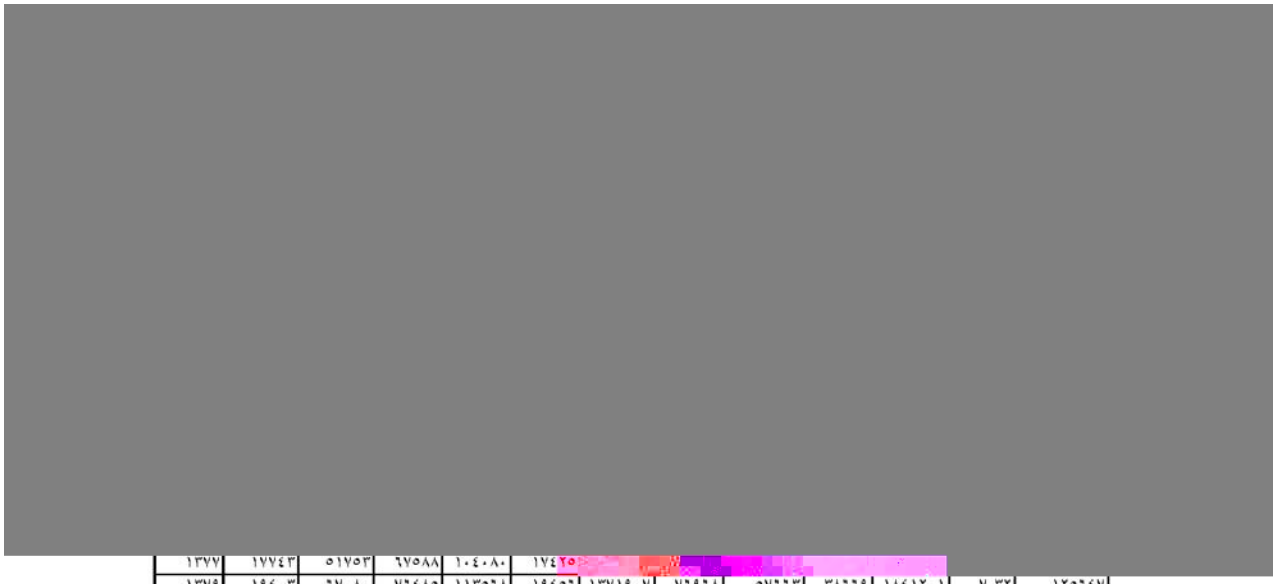
تقاضای نیروی کار متخصص در نه زیر بخش اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است اما به دلیل فقدان مشاهدات کافی، مدلسازی تقاضای نیروی کار متخصص به شکل مدلهای خود رگرسیون برداری همگرا بین چهار دسته از زیر بخشهای اقتصادی صورت گرفت. یک مدل برای تقاضای نیروی کار متخصص در زیر بخشهای کشاورزی و صنعت طراحی شد. مطابق این مدل حداقل یک بردار همگرایی متقابل بین تقاضای نیروی متخصص در بخش کشاورزی و بخش صنعت وجود دارد. در این مدل ارزش افزوده بخشها و تشکیل سرمایه در ماشین آلات و تجهیزات به صورت برون زا در نظر گرفته شده است. به همین صورت بخشهای ساختمان، معدن و آب و برق و گاز در گروه دوم مدلسازی، بخش خدمات عمومی، شخصی و... و بخش حمل و نقل و ارتباطات و انبارداری در گروه سوم و بخش واسطه گریهای مالی و بخش رستوران و هتل داری و خرده فروشی و عمده فروشی در گروه چهارم قرار گرفته‌اند.

ی - پیش بینی نیروی کار متخصص برای دوره برنامه سوم و برنامه چهارم توسعه

عدم تایید تغییرات ساختاری استوکاستیک بطور کامل و گذرا بودن تغییرات ساختاری غیر استوکاستیک این اطمینان را به ما می دهد که پیش بینی نیروی کار متخصص در قالب ساختارهای بدست آمده ، تا حد بالایی قابل اعتماد خواهد بود. در پیش بینی نیروی کار متخصص در سطح بخشهای اقتصادی ابتدا خصلت داده های آماری مورد استفاده را از جهت مانایی و نامانایی بررسی کرده ایم. نتایج بررسیها نشان می دهد که داده های آماری نامانا هستند. همچنین وضعیت داده های آماری از لحاظ همگرایی متقابل بررسی شده اند و بر اساس

آزمونهای همگرایی متقابل مد لهای تصحیح خطای برداری تقاضای نیروی کار متخصص را با وجود متغیرهای برون زا طراحی نموده ایم. این مد لها اساس پیش بینی نیروی کار متخصص در زیر بخشهای 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 عمده فروشی ،خرده فروشی،رستوران و هتل داری ،قرار گرفته است. دوره شامل سالهای دوره برنامه سوم و چهارم است. پیش بینی ها را در قالب سه سناریو انجام داده ایم . سناریوی پایه نرخ رشد متغیرهای برون زا را معادل متوسط نرخ رشد این متغیرها برای سالهای ۷۵-۱۳۴۶ در نظر می گیرد. سناریوی رشد پایین و رشد بالا نرخ رشد متغیرهای برون زا را به ترتیب دو درصد نسبت به نرخ رشد متغیرهای برونزا در سناریوی پایه پایین تر و بالا تر در نظر می گیرد. بر اساس نتایج بدست آمده ، نرخ رشد تقاضای نیروی کار متخصص در جمع نه زیر بخش اقتصادی از ۷/۴۳ درصد در سال ۱۳۷۷ در سناریوی پایه به۱۰/۰۳ درصد در سال ۱۳۸۸ افزایش می یابد.

در سناریو رشد پایین این رقم از ۶/۹۹در سال ۱۳۷۷ به ۸/۵۶ درصد در سال ۱۳۸۸ می‌رسد. میزان جذب نیروی کار متخصص به بازار کار در سناریو پایه برای سال آخر برنامه سوم معادل ۲۱۱۷۰۹ نفر و برای سال آخر برنامه چهارم معادل ۳۷۹۰۲۶ نفر خواهد بود. این ارقام برای سناریو رشد بالا و سالهای مزبور به ترتیب معادل ۲۳۸۳۸۹ نفر و ۴۶۳۲۰۶ نفر خواهد بود. بدین ترتیب بر اساس نتایج بدست آمده حد اکثر 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 برنامه سوم و برنامه 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 همه سناریوها ، سهم تقاضای نیروی کار متخصص بخش خدمات عمومی و اجتماعی حتی تا انتهای سالهای برنامه ، سهم غالب خواهد بود. (جداول ۱ و ۲)



۱۳۷۷	۱۷۷۴۳	۵۱۷۵۳	۶۷۵۸۸	۱۰۴۰۸۰	۱۷۴۲۵					
۱۳۷۹	۱۹۴۰۳	۶۷۰۸۰	۷۶۴۸۵	۱۱۳۵۶۸	۱۹۴۵۶	۱۳۷۱۹۰۷	۷۶۹۹۶۸	۵۷۶۶۳	۳۸۶۶۹	۱۸۴۱۲۰۱
۱۳۸۳	۲۲۵۶۵	۱۱۵۹۵۶	۱۰۴۷۳۶	۱۳۴۷۰۶	۲۲۵۹۰	۱۸۲۵۰۲۰	۱۰۳۹۵۸	۷۸۲۳۲	۶۱۱۹۳	۲۴۶۸۹۵۶
۱۳۸۸	۲۶۲۶۰	۲۳۸۵۰۲	۲۰۱۳۸۱	۱۶۰۹۷۸	۲۵۴۵۱	۲۶۳۵۸۹۵	۱۹۹۵۸۹	۱۱۴۷۴۴	۱۱۳۱۵۶	۳۷۱۵۹۵۸
سناریوی رشدبالا										
۱۳۷۷	۱۸۵۰۷	۵۱۸۱۲	۶۷۶۵۶	۱۰۵۴۴۹	۱۸۲۰۷	۱۲۰۱۲۵۷	۶۹۷۲۱	۴۹۹۰۱	۳۱۶۶۱	۱۶۱۴۱۷۰
۱۳۷۹	۲۱۲۲۰	۶۷۴۸۰	۷۷۰۳۴	۱۱۳۷۶۳	۲۲۷۹۳	۱۴۱۰۵۴۷	۸۰۵۰۸	۵۸۹۷۹	۴۰۰۸۵	۱۸۹۱۹۱۰
۱۳۸۳	۲۷۷۹۷	۱۲۲۷۲۰	۱۰۹۷۵۱	۱۳۹۷۴۱	۳۳۹۴۳	۱۹۹۰۴۲۶	۱۱۵۳۶۹	۸۴۸۴۴	۶۸۶۰۸	۲۶۹۳۲۰۰
۱۳۸۸	۳۹۱۱۲	۲۸۷۸۹۴	۲۲۹۱۱۴	۱۷۹۷۹۰	۵۶۰۵۸	۳۲۱۸۴۳۶	۲۳۸۲۸۱	۱۳۹۶۶۸	۱۴۶۱۸۰	۴۵۳۴۵۳۴

۱۳۷۷	۱۷۷۴۳	۵۱۷۵۳	۶۷۵۸۸	۱۰۴۰۸۰	۱۷۴۲۵					
۱۳۷۹	۱۹۴۰۳	۶۷۰۸۰	۷۶۴۸۵	۱۱۳۵۶۸	۱۹۴۵۶	۱۳۷۱۹۰۷	۷۶۹۹۶۸	۵۷۶۶۳	۳۸۶۶۹	۱۸۴۱۲۰۱
۱۳۸۳	۲۲۵۶۵	۱۱۵۹۵۶	۱۰۴۷۳۶	۱۳۴۷۰۶	۲۲۵۹۰	۱۸۲۵۰۲۰	۱۰۳۹۵۸	۷۸۲۳۲	۶۱۱۹۳	۲۴۶۸۹۵۶
۱۳۸۸	۲۶۲۶۰	۲۳۸۵۰۲	۲۰۱۳۸۱	۱۶۰۹۷۸	۲۵۴۵۱	۲۶۳۵۸۹۵	۱۹۹۵۸۹	۱۱۴۷۴۴	۱۱۳۱۵۶	۳۷۱۵۹۵۸
سناریوی رشدبالا										
۱۳۷۷	۱۸۵۰۷	۵۱۸۱۲	۶۷۶۵۶	۱۰۵۴۴۹	۱۸۲۰۷	۱۲۰۱۲۵۷	۶۹۷۲۱	۴۹۹۰۱	۳۱۶۶۱	۱۶۱۴۱۷۰
۱۳۷۹	۲۱۲۲۰	۶۷۴۸۰	۷۷۰۳۴	۱۱۳۷۶۳	۲۲۷۹۳	۱۴۱۰۵۴۷	۸۰۵۰۸	۵۸۹۷۹	۴۰۰۸۵	۱۸۹۱۹۱۰
۱۳۸۳	۲۷۷۹۷	۱۲۲۷۲۰	۱۰۹۷۵۱	۱۳۹۷۴۱	۳۳۹۴۳	۱۹۹۰۴۲۶	۱۱۵۳۶۹	۸۴۸۴۴	۶۸۶۰۸	۲۶۹۳۲۰۰
۱۳۸۸	۳۹۱۱۲	۲۸۷۸۹۴	۲۲۹۱۱۴	۱۷۹۷۹۰	۵۶۰۵۸	۳۲۱۸۴۳۶	۲۳۸۲۸۱	۱۳۹۶۶۸	۱۴۶۱۸۰	۴۵۳۴۵۳۴

جدول ۲-سهم هریک از بخشهای اقتصادی از کل تقاضای نیروی کار متخصص بخشهای نه گانه (در صد)

سال	کشاورزی	ساختمان	خدمات مالی بیمه ملکی حقوقی وتجاری	صنعت	معدن	خدمات عمومی اجتماعی وشخصی	عمده فروشی خرده فروشی رستوران و هتلداری	حمل و نقل ارتباطات و انبارداری	آب وبرق وگاز	کل
سناریوی رشدپایه										
۱۳۷۷	۱,۱۳	۳,۲۲	۴,۲۰	۶,۵۱	۱,۱۲	۷۴,۵۰	۴,۲۸	۳,۰۹	۱,۹۶	۱۰۰
۱۳۷۹	۱,۰۹	۳,۵۸	۴,۰۸	۶,۰۶	۱,۱۵	۷۴,۶۴	۴,۱۹	۳,۱۰	۲,۱۰	۱۰۰
۱۳۸۳	۰,۹۸	۴,۵۷	۴,۰۸	۵,۳۳	۱,۱۳	۷۴,۱۲	۴,۱۸	۳,۱۲	۲,۴۹	۱۰۰
۱۳۸۸	۰,۸۱	۶,۲۷	۵,۰۸	۴,۲۰	۱,۰۵	۷۱,۲۹	۵,۱۸	۳,۰۳	۳,۰۹	۱۰۰
سناریوی رشدپایین										
۱۳۷۷	۱,۱۱	۳,۲۴	۴,۲۳	۶,۵۲	۱,۰۹	۷۴,۴۸	۴,۲۶	۳,۱۰	۱,۹۶	۱۰۰
۱۳۷۹	۱,۰۵	۳,۶۴	۴,۱۵	۶,۱۷	۱,۰۶	۷۴,۵۱	۴,۱۸	۳,۱۳	۲,۱۰	۱۰۰
۱۳۸۳	۰,۹۱	۴,۷۰	۴,۲۴	۵,۴۶	۰,۹۱	۷۳,۹۲	۴,۲۱	۳,۱۷	۲,۴۸	۱۰۰
۱۳۸۸	۰,۷۱	۶,۴۲	۵,۴۲	۴,۳۳	۰,۶۸	۷۰,۹۳	۵,۳۷	۳,۰۹	۳,۰۵	۱۰۰
سناریوی رشدبالا										
۱۳۷۶	۱,۱۶	۳,۰۲	۴,۲۸	۶,۵۷	۱,۱۵	۷۴,۴۴	۴,۴۱	۳,۰۸	۱,۸۹	۱۰۰
۱۳۷۹	۱,۱۲	۳,۵۷	۴,۰۷	۵,۹۹	۱,۲۰	۷۴,۵۶	۴,۲۶	۳,۱۲	۲,۱۲	۱۰۰
۱۳۸۳	۱,۰۳	۴,۵۶	۴,۰۸	۵,۱۹	۱,۲۶	۷۳,۹۱	۴,۲۸	۳,۱۵	۲,۵۵	۱۰۰
۱۳۸۸	۰,۸۶	۶,۳۵	۵,۰۵	۳,۹۶	۱,۲۴	۷۰,۹۸	۵,۲۵	۳,۰۸	۳,۲۲	۱۰۰

ارجاعات و منابع و مآخذ

-Brown. R. L. J Durbin and J. M. Evans, Techniques for testing the Constancy of regression relationships over time, Journal of the Royal statistical society, Series B, 1975, PP. 149-174

-Breusch, T. S. and A. R. Pagan, A Simple test for Heteroscedasticity and Random coefficient variation, Econometrica, 1979, Vol 47, PP 1287-1294.

-Bhaskara Rao B, Cointegration for the Applied Economist, Macmillan, 1994.

-Gorbade K., Two methods for Examining the stability of regression coefficients, Journal of the American Statistical Association. Vol 72, 1977, PP. 54-63.

-Hsiao, C., Some estimation methods for a Random corfficient model, Econometrica Vol 43, 1975.

-Hsu, D, Robust Inference for structural shift in regression models, Journal of Econometrics Vol 19, 1982.

-Hsiao, Cheng, Analysis of Panel data, Combridge university press, 1996

-Bresnahan, Timothy F, Brynjolfsson, Erik and Hitt , Lorin M. Information Technology and Recent Changes in work organization increase the Demand for Skilled Labor. Working Paper , First Draft : January, 1998.

-Bermen, Eli, Bound, John and Griliches , Zvi, Changes in the Demand for Skilled Labor within U. S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufacturers , Quarterly Journal of Economics, May 1994.

-Flug, Karnit and Hercowitz Zvi, Equipment Investment and the Relative Demand for Skilled Labor: International Evidence, Review of Economic Dynamics, July 2000.

-Schimmelpfennig, Axel, Whodunnit, Changes in the Relative Demand for Unskilled and Skilled Labor, Working paper, Feb 1999.

-Hansson, Par, Relative Demand for Skills in Swedish Manufacturing: Technology or Trade?, Working paper, April 1999.

-Bortis, Heinrich, Some Considerations on Structure and Change, Structural Change and econonic dynamics Vol 11, 2000 p.p. 185-195.

-Eicher, Theo and Garcia, Cocullia, inquality and growth: The dual role of human capital in development, Working paper, November 2000.

-Kouretas, Georgios P and Zaranges, Leonidos P, Wage Setting, Taxes, and Demand for Labor in Greece: A Multivariate Analysis of Cointegrating Relationships, Journal of Policy Modeling, Vol 22, (2000) p.p. 171-195

-Hendry, David F., On detectable and non-detectable structural Change, structural change and economic dynamics, Vol. 11, (2000), p.p. 45-65.