

تعیین اثر سیاست‌های مالی (مالیات‌ها و مخارج) بر سطح اشتغال در ایران

زیور حاتمی‌زاده - آرش میرشمی*

در این مطالعه با استفاده از مدل‌های اقتصادستنگی سعی شده است اثرگذاری سیاست‌های مالی (مخارج و مالیات‌ها) که دولت در قالب برنامه‌های توسعه و قوانین بودجه سالانه اتخاذ می‌کند، بر سطح اشتغال مورد ارزیابی قرار گیرد. براساس این بررسی به طور خلاصه این نتیجه حاصل شد که یک درصد کاهش در میزان بیکاری به $9/0$ درصد رشد تولید ناخالص داخلی منتهی می‌شود و همچنین در افق زمانی بلندمدت، افزایش دائمی مخارج دولت و در کوتاه‌مدت کاهش مالیات‌ها می‌تواند موجب کاهش بیکاری شود.

۱. مقدمه

یکی از محوری‌ترین مباحث مطرح شده در روند رشد و توسعه اقتصادی کشورها، موضوع اشتغال و اهمیت منابع انسانی است. برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری در مورد فراهم آوردن امکانات تقویت منابع انسانی، و تأمین مخارج مربوط به آن، از اولویت‌های اقتصاد کشورهای پیشرفته صنعتی تلقی می‌شود که در کشورهای در حال توسعه نیز گام‌هایی در این مورد برداشته شده است. تأثیرپذیری منابع انسانی به ویژه اشتغال و بازار کار از سیاست‌های اقتصادی دولت (اعم از پولی و مالی)، موضوعی بدیهی است که در مورد اقتصاد ایران

- این مقاله برگرفته از طرح تحقیقاتی با عنوان "بررسی اثر سیاست‌های مالی (مالیات‌ها و مخارج) بر سطح اشتغال در ایران با استفاده از سری زمانی دوره ۱۳۹۸-۸۰" است که با همکاری گروه کارشناسی صمد کربیمی و حسن خراسانی در معاونت امور اقتصادی انجام شده است.

به ترتیب کارشناس ارشد اقتصاد، معاونت امور اقتصادی، وزارت امور اقتصادی و دارابی استان تهران و کارشناس ارشد اقتصادی.

۴ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی

نیز مصدق اینکند. در مطالعه حاضر هدف این است که ارتباط و تأثیرپذیری اشتغال از ابزارهای مالی (درآمدهای مالیاتی و مخارج) با توجه به سری زمانی ۱۳۳۸-۸۰ مورد بررسی قرار گیرد. در این رابطه فرضیه‌های متعددی قابل اثبات است ولی چارچوب پاسخ‌دهی در این مطالعه به اثبات یا اثبات نشدن تأثیرگذاری افزایش مالیات‌ها در کاهش سطح اشتغال و همچنین افزایش مخارج دولت و تأثیر مشت آن در سطح اشتغال بر می‌گردد. البته با عنایت به ارتباط موضوع با چگونگی دخالت دولت در فرایندهای اقتصادی، پیش از پرداختن به بحث اصلی، مبانی نظری نقش و جایگاه دولت در اقتصاد مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادامه براساس دیدگاه‌های مختلف اقتصادی مبانی نظری اثر سیاست‌های مالی دولت بر سطح اشتغال بررسی می‌شود. و در پایان از طریق مدل‌های اقتصادسنجی ارتباط بین سیاست‌های مالی (اعتم از مخارج و درآمدهای مالیاتی) و اشتغال در اقتصاد ایران با توجه به اطلاعات آماری سال‌های ۱۳۳۸-۸۰ مورد بحث قرار خواهد گرفت. مدل‌های مربوطه با توجه به سری زمانی تولید، مالیات‌ها، مخارج و... مورد برآورد قرار خواهد گرفت.

۲. مروری بر تحقیقات انجام شده درباره اثر سیاست‌های مالی بر اشتغال و بیکاری

در این قسمت به اختصار برخی از تحقیقات و پژوهش‌هایی که در سایر کشورها برای بررسی آثار سیاست مالی بر اشتغال و بیکاری با استفاده از الگوهای نظیر بُردار آتورگرسیو (VAR)^۱، بُردار همجمعی آتورگرسیو (CVAR)^۲ الگوی تصحیح خطای بُرداری (VECM)^۳ صورت گرفته شده است، می‌پردازیم.

مطالعه پاپا^۴

پاپا در ۲۰۰۲ برای دوره زمانی ۱۹۶۹-۲۰۰۱ به بررسی آثار تکانه هزینه‌های دولتی بر مصرف، تولید،

1. Vector Auto Regressive (VAR)

2. Cointegrating Vector Auto Regressive

3. Vector Error Correction Model

4. Pappa, Evi, LSE and IGIER, "New - Keynesian or RBC Transmission? The Effects of Fiscal Policy in labour Markets". Athens University of Economics and Business, 6 November 2003.

تعیین اثر سیاست‌های مالی (مالیات‌ها ... ۵

دستمزد واقعی، سرمایه‌گذاری، ساعت کار و تورم می‌پردازد. مهم‌ترین نتیجه تحقیق یاد شده این است که افزایش مخارج غیرمولود (مصالح) دولت هم دستمزدهای واقعی و هم اشتغال را بالا می‌برد.

مطالعه لینزرت^۱

لینزرت با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۹۶۹-۱۹۹۸ تا ۱۹۹۶-۱۹۷۰ کشور آلمان و مطالعه بیشتر رفتارهای

کوتاه‌مدت و بلندمدت الگو به نتایج زیر می‌رسد:

۱. تکانه‌های (شوک‌ها) فن‌آوری و دستمزد تنها در کوتاه‌مدت بر روی بیکاری مؤثرند. تکانه تفاضا در کوتاه‌مدت و میان‌مدت آثار مورد انتظار را بر بیکاری دارد حال آن که در بلندمدت این آثار محظوظ شوند.
۲. تکانه‌های قیمتی ماندگارترین اثر را بر روی بیکاری دارند به طوری که میزان بیکاری پس از شش سال به سطح اولیه خود باز می‌گردد.

مطالعه فاتز و میهو^۲

آن‌ها با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۹۶۰-۱۹۶۹ تا ۱۹۹۶-۱۹۹۶ ایالات متحده و با در نظر گرفتن یک الگوی بردار اتورگرسیو بر مطالعه میزان تأثیرگذاری سیاست مالی بر متغیرهای کلان می‌پرداختند. در نهایت فاتز و میهو براساس برآوردهای انجام شده به نتایج زیر دست یافته‌اند:

۱. افزایش مخارج دولتی موجب افزایش شدیدتری در تولید ملی می‌شود. به عبارت دیگر ضریب فرازینده مخارج دولتی بزرگتر از واحد است و افزایش مخارج دولتی باعث افزایش اشتغال می‌شود.
۲. افزایشی که در تولید ملی در نتیجه افزایش هزینه‌های دولتی ایجاد می‌شود بیشتر از واکنش مصرف نشأت می‌گیرد. به عبارت دیگر سرمایه‌گذاری به گونه‌ای معنادار نسبت به افزایش مخارج دولت عکس العمل نشان نمی‌دهد. به لحاظ نظری براساس الگوی چرخه‌های تجاری واقعی (RBC) انتظار می‌رود وقتی مخارج دولتی تغییر می‌کند، مصرف و اشتغال در دو جهت مختلف تغییر کنند حال آن که براساس الگوی بردار

-
1. Linzert, Tobias, "Sources of German Unemployment: Evidence from a Structural Var Model". discussion Paper No. 01-41, WWW. Zew. de/de/publikationen.
 2. Fatas, Antonio and Ilian Mihov, "The Effects of Fisical Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence". The European Summer Symposium on International Macroeconomics, Tarragona 1998.

۶ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی

اتورگرسیو مورد برآورده، تغییرات و اشتغال همسو هستند.

مطالعه آلسینا، پروتی و دیگران^۱

آلسينا، پروتی و دیگران در مطالعه خود با استفاده از داده‌های تابلویی^۲ کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) و برآورد یک الگوی بردار اتورگرسیو به بررسی آثار سیاست مالی بر میزان دستمزد و سرمایه‌گذاری می‌پردازند. آن‌ها مدعی می‌شوند که افزایش مخارج دولتی و مالیات موجب فشار دستمزد می‌شود و از این طریق سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کاهش می‌یابد. و چنین نتیجه‌گیری می‌کنند که سیاست مالی از طریق هزینه نیروی کار و در نتیجه میزان سود، بر سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد. همچنین آثار منفی افزایش مخارج دولتی بر روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بیش از اثر مالیات‌ها است. به علاوه نتایج بر این مطلب اشاره دارند که سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در برابر تکانه‌های شدید سیاست مالی در مقایسه با تکانه‌های معمولی واکنش متفاوتی نشان نمی‌دهند.

مطالعه بروگمن^۳

بروگمن با استفاده از داده‌های فصلی آلمان و از روش ژوهانسن به بررسی روابط همجمعی میان متغیرها می‌پردازد و فرضیه وجود یک رابطه همجمعی را می‌پذیرد^۴ و آن را به عنوان یک رابطه تعیین دستمزد تفسیر اقتصادی می‌کند. سپس او با استفاده از یک الگوی تصحیح خطای برداری انواع تکانه‌های تأثیرگذار بر روی بیکاری را مورد توجه قرار می‌دهد و آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت آن‌ها را بررسی می‌کند. در نهایت ایشان به این نتیجه می‌رسد که میزان بیکاری تحت تأثیر یک عامل خاص نیست و مجموعه‌ای از عوامل آن را تعیین می‌کنند. در نتیجه برای کاهش میزان بیکاری باید از ترکیبی از سیاست‌های طرف عرضه و تقاضا

1. Alesina, Alberto, Silvia Ardagna, Roberto Perotti and Fabio chiantarelli, "Fiscal Policy, Profits and Investment". CEPR Discussion Paper Series, No. 2250, 1990.

2. Pannell Data

3. Bruggemann, Rolf, "Sources of German Unemployment: A Structural Vector error Correction Analysis", European University Institute, Florence, November 4, 2003.

4. به لحاظ نظری دو رابطه همجمعی را می‌توان به عنوان روابط تعیین دستمزد و تقاضای نیروی کار تفسیر کرد که نتایج حاصل از برآورد این رابطه در ضمیمه مقاله بروگمن ارائه شده است.

استفاده کرد.

۳. شناسایی الگوی مورد برآورده

همان‌گونه که پیشتر اشاره شد از آن‌جاکه میزان رشد جمعیت طی سال‌های پس از انقلاب به شدت افزایش یافته است و باگذشت بیش از ۲۰ سال اثر آن بر روی عرضه نیروی کار قابل ملاحظه است، نمی‌توان انتظار داشت که الگوسازی برای برآورد رابطه میان درآمد ملی و بیکاری به تاییج قابل انتکابی بیانجامد. به عبارت دیگر اگر چه انتظار می‌رود بین درآمد و اشتغال از طریق تابع تولید کلان رابطه‌ای وجود داشته باشد اما نمی‌توان به سادگی از این طریق به رابطه‌ای میان بیکاری و رشد درآمد ملی دست یافت، چراکه رشد درآمد ملی تنها موجب افزایش تقاضای نیروی کار می‌شود حال آنکه عرضه نیروی کار نیز بی ثبات بوده و به شدت در حال افزایش است. در تحقیق حاضر بر روی مسئله اشتغال و رابطه آن با سیاست‌های مالی (تغییر هزینه‌های دولت و مالیات‌ها) متوجه می‌شویم اما پیش از آن ابتدا به آزمون اوکان در مورد رابطه بین میزان بیکاری و رشد درآمد ملی می‌پردازیم و سپس بحث الگوی مربوط به تأثیر سیاست‌های مالی بر اشتغال را پی می‌گیریم. قانون اوکان یکی از شناخته شده‌ترین نظریه‌هایی است که در رابطه با میزان بیکاری مطرح شده است.^۱ اوکان برای استخراج رابطه میان تولید واقعی و بیکاری از رگرسیون تقاضه‌های مرتبه اول تولید واقعی بر روی تقاضه‌های مرتبه اول بیکاری استفاده کرد. او به این نتیجه رسید که ۱ درصد کاهش در میزان بیکاری موجب ۳ درصد افزایش تولید می‌شود. این نسبت ۳ به ۱ به قانون اوکان معروف شده است. در تحقیق حاضر برای بررسی قانون اوکان در مورد اقتصاد ایران رابطه زیر برآورده شده است:

$$dlrgdp = \alpha + \beta du + \varepsilon_t$$

که در آن $dlrgdp$ تقاضه مرتبه اول تولید ناخالص داخلی واقعی، du تقاضه مرتبه اول میزان بیکاری، ε_t جمله اختلال و α و β ضرایب مورد برآوردهستند. بهر حال از آن‌جاکه برآورد رابطه یادشده به روش حداقل مربعات معمولی به همبستگی پایاًی مرتبه اول جملات پسمند می‌انجامد، برای جمله اخلاق، یک الگوی اتورگرسیو مرتبه اول در نظر گرفته شده است و در نتیجه معادله‌نهایی مورد برآورده‌این صورت است؛

$$dlrgdp = \alpha + \beta du + \gamma \varepsilon_{t-1} + U_t$$

1. Okun, Arthur, "Potential GNP: Its Measurement and Significance", Economics for Policy Making, Cambridge, MA: MIT Press, 1962.

که در آن α ضریب همبستگی پیابی و β جمله اختلالی است که همبستگی پیابی نخواهد داشت. حال به توضیح الگوی اصلی مورد برآورده می‌پردازیم. از آنجاکه به کارگیری روش‌های سنتی و معمولی اقتصادسنجی در برآورده ضرایب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی بر فرض پیابی^۱ متغیرهای الگو استوار است پیش از برآورده هر الگوی سری زمانی باید فرضیه پیابی متغیرها را مورد آزمون قرار داد. به عبارت دیگر در صورتی که بدون توجه به مسئله پیابی از متغیرهای ناپایا در برآورده معنول الگو استفاده شود. حتی بدون وجود یک رابطه واقعی اقتصادی ضریب تشخیص (R^2) الگو و نسبت‌های مریبوط به ضرایب در سطح بالایی قرار می‌گیرند و می‌توانند به شدت گمراه کننده باشند. این امر به مسئله رگرسیون جعلی^۲ معروف شده است. راه حل این مشکل توجه به مسئله ریشه‌های واحد^۳ و اتکا به روابط همجمعی است. از آنجاکه بدون داشتن زیستهای در مورد الگوهای همجمعی^۴ و آشنازی با اصطلاحات فنی مرتبط با آن درک الگوی اصلی تحقیق و تفسیرهای اقتصادی مریبوط دشوار خواهد بود، در ادامه این بخش به توضیح الگوی بردار همجمعی اتورگرسیون مورد برآورده، می‌پردازیم.

وقتی سری‌های زمانی به کار رفته در یک الگوی رگرسیون ناپایا باشند، روابط برآورده شده به روش حداقل مربعات معنولی گمراه کننده و بیشتر جعلی هستند. برای حل این مشکل دو روش وجود دارد. روش اول این است که از متغیرهای ناپایا تفاضل‌گیری کرد و روابط رگرسیون را با استفاده از سری‌های تفاضلی برآورده کرد.

این روش مشکل روابط جعلی را برطرف می‌کند اما اشکال آن این است که اطلاعات با ارزش بلندمدت را از میان می‌برد و در نتیجه فقط می‌تواند روابط کوتاه‌مدت را برآورده کند. روش دوم برآورده روابط همجمعی بین متغیرهای است. به دو سری جمعی از مرتبه n نظیر $\{u_t\}$ و $\{x_t\}$ همجمع می‌گویند تنها اگر حداقل یک ترکیب خطی از آن‌ها نظیر $\alpha x_t + \beta u_t = \epsilon_t$ وجود داشته باشد که جمعی از مرتبه پایین‌تری از n باشد که در آن α و β ضرایب ثابت هستند. این در واقع به این معناست که بین سری‌های جمعی از مرتبه n روابطه رگرسیونی وجود دارد که پسماند آن جمعی از مرتبه پایین‌تری است. به عنوان مثال اگر $\{u_t\}$ و $\{x_t\}$ جمعی از مرتبه یک (۱) باشند و پسماند رگرسیون این دو متغیر پایا ($I(1)$ باشد، روابطه رگرسیون مورد بحث یک روابطه

1. Stationarity
2. Spurious Regression
3. Unit Root
4. Cointegration

تعیین اثر سیاست‌های مالی (مالیات‌ها ... ۹

همجتمعی است. به عبارت دیگر رابطه همجمعی بیان می‌کند که بین دو متغیر در بلندمدت رابطه‌ای وجود دارد به نحوی که تضمین می‌کند خطای رابطه در بلندمدت به سرعت افزایش نخواهد یافت. بنابراین در الگوهای جدید که در آن‌ها توجه خاصی به مسئله همجمعی شده است، روابط همجمعی به عنوان روابط بلندمدت و روابط بین سری‌های تقاضلی به عنوان روابط یا پویایی‌های کوتاه‌مدت بین سری‌ها در نظر گرفته می‌شوند.

الگوی اتورگرسیو برداری همجمع (CVAR)
الگوی اتورگرسیو برداری زیر را با k متغیر درون‌زا و P وقهه در نظر بگیرید؛

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + U_t \quad (1)$$

که در آن y_t و وقهه‌های آن بردارهای $K \times 1$ مربوط به متغیرهای الگو، A_i ها ماتریس‌های $K \times K$ مربوط به ضرایب الگو و U_t ماتریس 1×1 مربوط به جملات اخلال است. فرض کنید متغیرهای موجود در بردار y_t جمعی از مرتبه یک (I) هستند. اکنون برای پیونددادن رفتار کوتاه‌مدت y_t با مقادیر تعادلی بلندمدت آن می‌توان معادله برداری (1) را در چارچوب الگوی تصحیح خطای برداری زیر بازنویسی کرد؛

$$\Delta y_t = B_1 \Delta y_{t-1} + B_2 \Delta y_{t-2} + \dots + B_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \pi y_{t-p} + U_t \quad (2)$$

که در آن داریم:

$$B_i = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_p), i = 1, 2, \dots, P-1$$

$$\pi = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_p)$$

ماتریس π حاوی اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلندمدت است. در واقع $\pi = \alpha\beta$ است که در آن α ماتریس ضرایب تعديل نبود تعادل و نشان‌دهنده سرعت تعديل به سمت تعادل و β ماتریس ضرایب روابط

۱۰ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی

تعادلی بلندمدت است.^۱ برای تخمین ضرایب الگوی تصحیح خطای برداری کافی است هر یک از معادلات الگو را به روش حداقل مربعات معمولی برآورد کنیم، از آن‌جا که مجموعه متغیرهای (با وقفه) توضیح دهنده در همه معادلات الگو یکسان است، برآورده کننده‌های حداقل مربعات معمولی کارا خواهد بود. به علاوه با توجه به این که تمامی متغیرهای الگو (O)_I هستند، آزمون‌های فرضیه با استفاده از آماره‌های *t* و *F* از اعتبار لازم برخوردارند.

مزیت مهم استفاده از الگوهای تصحیح خطای برداری تفکیکی است که در این الگو بین روابط بلندمدت (همجمعی) و پویایی‌های کوتاه‌مدت لحظه‌ی می‌شود، به علاوه در این روش احتمال ابتلاء به روابط جعلی وجود ندارد و می‌توان روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای ناپایا را برآورد کرد. بنابراین در تحقیق حاضر از این الگو استفاده شده است. در این‌جا به معرفی متغیرهای به کار رفته می‌پردازیم و در بخش بعد نتایج حاصل از برآورده ارائه خواهد شد. در ادامه به متغیرهای مورد استفاده و علائم اختصاری آن‌ها اشاره شده است.^۲

$$lgdp = \text{لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی}$$

$$lx13 = \text{لگاریتم طبیعی میزان اشتغال}$$

$$ll = \text{لگاریتم طبیعی مقدار مالیات‌ها}$$

$$lg = \text{لگاریتم طبیعی مقدار هزینه‌های دولتی}$$

$$dlrgdp = \text{تفاضل اول لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی}$$

$$du = \text{تفاضل اول میزان بیکاری (درصد)}$$

$$Du57 = \text{متغیر مجازی مربوط به انقلاب اسلامی که به ازای سال‌های پیش از ۱۳۵۷ برابر صفر و برای سال‌های ۱۳۵۷ و پس از آن برابر یک است.}$$

$$C = \text{متغیر عرض از مبدأ که به ازای تمامی دوره‌ها برابر یک است.}$$

۱. نورفترستی، محمد، "ریشه واحد و همجمعی در اقتصادستنجه"، مؤسسه خدمات فرهنگی رسانه، چاپ اول، ۱۳۷۸، صفحات ۱۱۷-۱۲۶.

۲. سری زمانی مربوط به کلبه متغیرها دوره زمانی سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۰ را در بر می‌گیرد و در ضمیمه پیوست ارقام مربوط به آن‌ها ارائه شده است.

۴. نتایج حاصل از برآورد

در اینجا ابتدا به ارائه نتایج حاصل درباره قانون اوکان می‌پردازیم و سپس در بخش بعدی نتایج حاصل از برآورد الگوی مربوط به تأثیر مالیات‌ها و هزینه‌های دولتی بر اشتغال ارائه می‌شود. چنانکه در بخش پیشین بیان شد، پس از مطرح شدن بحث ریشه‌های واحد و همجمعی هر گونه برآورد با سری‌های زمانی نیازمند بررسی پایابی متغیرها و تعیین درجه جمعی بودن آن‌هاست. بنابراین در اینجا پیش از توضیح نتایج برآورد ابتدا به نتایج آزمون دیکی - فولر افزوده در مورد متغیرهای به کار رفته در هر الگوی می‌پردازیم. قانون اوکان میان رابطه بین رشد اقتصادی و میزان بیکاری است. یکی از روش‌هایی که اوکان برای تصدیق فرضیه خود به کار گرفت استفاده از رگرسیون تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی بر روی تفاضل میزان بیکاری بود. دو متغیر تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی ($d\ln gdp$) و تفاضل میزان بیکاری (du) در الگو گنجانده شده‌اند و بنابراین آزمون دیکی - فولر افزوده را بروی این دو متغیر اجرا می‌کنیم. نتایج حاصل از اجرای این آزمون بر روی متغیرهای تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی و تفاضل میزان بیکاری در جدول ۱ ارائه شده‌اند. همان‌گونه که در جدول ۱ مشاهده می‌شود مقدار محاسبه شده آماره آزمون برای هر دو متغیر از مقدار بحرانی جدول در سطح ۵ درصد رد می‌شود. بنابراین هر دو متغیر ذکر شده پایا هستند و می‌توان با در مورد هر دو متغیر در سطح ۵ درصد رد می‌شود. بنابراین هر دو متغیر ذکر شده پایا هستند و می‌توان با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به برآورد الگوی مرتبط با آن‌ها پرداخت. به هر حال از آن‌جاکه نتایج حاصل از برآورد الگوی رگرسیون تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی بر تفاضل میزان بیکاری بیانگر وجود همبستگی پایابی مرتبه اول در جملات پسمند است،^۱ برای جمله خطای رگرسیو یک تصریح اتو رگرسیو مرتبه اول در نظر گرفته شده است. نتایج حاصل از برآورد الگوی رگرسیون تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی بر تفاضل میزان بیکاری بیانگر با خطای اتو رگرسیو مرتبه اول در جدول ۲ ارائه شده‌اند. همان‌گونه که در جدول ۲ ملاحظه می‌شود ضریب برآورد شده تفاضل میزان بیکاری تنها در سطح ۳۶ درصد معنادار است، ضرایب تشخیص در سطح قابل قبولی قرار دارند، آماره دورین - واتسون ($D.W.$) به عدد ۲ نزدیک است که اشاره بر نبود همبستگی پایابی مرتبه اول جملات پسمند دارد و آماره F مربوط به الگو در سطح بسیار بالایی معنادار است که اشاره به معنادار بودن الگو از نظر آماری دارد. به هر حال آن‌چه در این الگو مورد نظر ماست ضریب متغیر تفاضل میزان بیکاری است. ضریب برآورده

۱. در اینجا برای اختصار نتایج حاصل از برآورد این الگو ارائه نشده‌اند. به هر حال در الگوی مورد بحث آماره $D.W.$ برابر

۰ است و فرضیه نبود همبستگی پایابی در جملات اختلال حتی در سطح ۱ درصد رد می‌شود.

۱۲ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی

تفاضل میزان بیکاری در رگرسیون مورد بحث برابر -0.009 است و این به این معناست که یک درصد کاهش میزان بیکاری به 0.9 درصد افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی منتهی می‌شود. به عبارت دیگر این ضریب از نظر علامت با نتایج بدست آمده در سایر کشورها هماهنگی دارد اما قانون اوکان مدعی افزایشی سه درصدی در تولید ناخالص ملی واقعی به ازی کاهش یک درصدی میزان بیکاری است^۱، حال آنکه در اقتصاد ایران یک درصد کاهش میزان بیکاری تقریباً با یک درصد (0.9 درصد) افزایش در تولید ناخالص داخلی واقعی همراه خواهد بود که این امر می‌تواند ناشی از کارآبی پایین نیروی کار در اقتصاد ایران باشد.

جدول ۱: نتایج حاصل از اجرای آزمون دیکی - فولر فزووده^{*} بر روی متغیرها براساس معیار شوارتز - بیزین (SBC)

| متغیر | آماره محاسبه شده | مقدار بحرانی جدول در سطح ۵ درصد |
|--|------------------|---------------------------------|
| تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی | -۳/۰۹ | -۲/۹۴ |
| تفاضل میزان بیکاری | -۷/۵۸ | -۲/۹۴ |

* در رگرسیون آزمون دیکی - فولر فزووده برای متغیرها سه وقفه در نظر گرفته شده است.

جدول ۲: نتایج حاصل از برآورد الگوی رگرسیون تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی بر تفاضل میزان بیکاری با خطای اتورگرسیو مرتبه اول*

| رگرسیو | ضریب | نسبت / [احتمال] |
|-----------------------------------|--------|-----------------|
| متغیر عرض از مبدأ که برابر یک است | ۰/۰۵۳ | [۰/۰۱۵] ۲/۵۳ |
| تفاضل میزان بیکاری | -۰/۰۰۹ | [۰/۳۶]-۰/۹۲ |

$R^2 = .34$ $\bar{R}^2 = .31$ $D.W. = 1.89$ $F = (2.39) / 10.000$

* متغیر واپسیه تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی است.

همان‌طور که پیش از این اشاره شد برای برآورد میزان تأثیر تغییر در مالیات‌ها و هزینه‌های دولتی بر سطح اشتغال در بلندمدت از الگوی اتورگرسیوبرداری همچشم و در کوتاه‌مدت از الگوی تصحیح خطای بُرداری

۱. بلانچارد، اولیور جین، فیشر، استنلی، درس‌هایی در اقتصاد کلان، ترجمه دکتر محمود ختناتی و نیمور محمدی، جلد اول،

انشارات سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۷۶، صفحه ۳۱.

تعیین اثر سیاست‌های مالی (مالیات‌ها ... ۱۳

استفاده خواهیم کرد. همان‌گونه که ملاحظه شد اولین گام در برآورد با سری‌های زمانی تعیین مرتبه جمعی بودن متغیرهاست. در نتیجه ابتدا با استفاده از آزمون دیکی - فولر فزوده مرتبه جمعی بودن متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی، لگاریتم میزان اشتغال، لگاریتم مقدار مالیات‌ها و لگاریتم مقدار هزینه‌های دولت را تعیین می‌کنیم. نتایج حاصل از اجرای آزمون دیکی - فولر فزوده بر روی سطوح این چهار متغیر در جدول ۳ ارائه شده‌اند.

جدول ۳: نتایج حاصل از اجرای آزمون دیکی - فولر فزوده^{*} بر روی سطوح چهار متغیر مورد نظر
براساس معیار شوارتز - بیزین (SBC)

| متغیر | آماره محاسبه شده | مقدار بحرانی جدول در سطح ۵ درصد |
|-------------------------------|------------------|---------------------------------|
| لگاریتم تولید ناخالص داخلی | ۱/۱۱ | -۲/۹۳ |
| لگاریتم میزان اشتغال | ۰/۴۷ | -۲/۹۳ |
| لگاریتم مقدار مالیات‌ها | ۱/۱۳ | -۲/۹۳ |
| لگاریتم مقدار هزینه‌های دولتی | -۰/۰۶ | -۲/۹۳ |

* در رگرسیون آزمون دیکی - فولر فزوده برای متغیرها سه وقفه در نظر گرفته شده است.

همان‌طور که در جدول ۳ ملاحظه می‌شود آماره محاسبه شده آزمون دیکی - فولر فزوده برای هر چهار متغیر مورد نظر از مقدار بحرانی جدول در سطح ۵ درصد بزرگتر است در نتیجه فرضیه وجود ریشه واحد در متغیرهای مورد نظر در سطح ۵ درصد نمی‌شود. بنابراین هیچ یک از چهار متغیر پایا نیستند. به عبارت دیگر هر چهار متغیر مورد بحث جمعی از مرتبه یک یا بالاتر هستند. پس برای تعیین مرتبه جمعی بودن متغیرها باید آزمون دیکی - فولر فزوده را بر روی تفاضل اول اجرا کنیم. در صورتی که فرضیه وجود ریشه واحد در تفاضل اول متغیری رد شود، متغیر اولیه جمعی از مرتبه یک (۱) I بوده است و در غیر این صورت جمعی از مرتب بالاتر از یک خواهد بود. نتایج حاصل از اجرای آزمون دیکی - فولر فزوده بر روی تفاضل اول متغیرهای مورد نظر در جدول ۴ ارائه شده است. همان‌گونه که در جدول ۴ ملاحظه می‌شود آماره محاسبه شده برای تفاضل هر چهار متغیر از مقدار بحرانی جدول در سطح ۵ درصد کوچکتر است در نتیجه فرضیه وجود ریشه واحد در تفاضل هر چهار متغیر در سطح ۵ درصد رد می‌شود. بنابراین تفاضل اول

هر چهار متغیر پایاست و می‌توان نتیجه گرفت که هر چهار متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی، لگاریتم میزان اشتغال، لگاریتم مقدار مالیات‌ها، لگاریتم و مقدار هزینه‌های دولتی جمعی از مرتبه یک (۱) هستند. پس به کارگیری روش‌های مربوط به متغیرهای ناپایا برای الگوسازی با استفاده از متغیرهای مورد بحث ضروری است و بی توجهی به این مسئله می‌تواند به بروز مشکل رگرسیون جعلی منتهی شود. بنابراین با استفاده از الگوهای بردار هم‌جمعی اتورگرسیو و تصحیح خطای برداری مربوطه، به بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها می‌پردازیم.

جدول ۴: نتایج حاصل از اجرای آزمون دیکی - فولر فزوده^{*} بر روی تفاضل اول چهار متغیر مورد نظر براساس معیار شوارتز - بیزین (SBC)

| متغیر | تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی | آماره محاسبه شده | مقدار بحرانی جدول در سطح ۵ درصد |
|-------------------------------------|----------------------------------|------------------|---------------------------------|
| تفاضل لگاریتم مقدار هزینه‌های دولتی | -۴/۰۷ | -۲/۹۴ | - |
| تفاضل لگاریتم میزان اشتغال | -۳/۵۲ | -۲/۹۴ | - |
| تفاضل لگاریتم مقدار مالیات‌ها | -۴/۴۴ | -۲/۹۴ | - |
| تفاضل لگاریتم هزینه‌های دولتی | -۴/۲۳ | -۲/۹۴ | - |

* در رگرسیون آزمون دیکی - فولر فزوده برای متغیرها سه وقفه در نظر گرفته شده است.

همان‌طور که پیشتر اشاره شد متغیرهای اصلی الگو شامل لگاریتم تولید ناخالص داخلی، لگاریتم میزان اشتغال، لگاریتم مالیات‌ها و لگاریتم هزینه‌های دولت هستند که دو متغیر آخر به عنوان متغیرهای برونزا در الگو گنجانده می‌شوند.^۱ در واقع به لحاظ نظری انتظار می‌رود دو متغیر آخر برونزا باشند و همچنین از آن‌جا که هدف از تحقیق حاضر بررسی میزان تأثیر مالیات‌ها و هزینه‌های دولتی بر سطح اشتغال است، این دو متغیر به عنوان متغیرهای برونزا در الگو گنجانده شده‌اند. به هر حال علاوه بر چهار متغیر یاد شده متغیر

۱. به طور کلی تقسیم متغیرها به دو گروه درونزا و برونزا بر پایه دو اصل انجام می‌شود. اول آن که به لحاظ نظری دلیلی برای برونزا در نظر گرفتن برخی از متغیرها در الگو داشته باشیم و دوم آن که با استفاده از روش‌های آماری به آزمون برونزا بی برخی از متغیرها پردازیم. برای ملاحظه روش دوم به مأخذ زیر مراجعه کنید؛

نوفرستی، محمد، ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادستجوی؛ مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، ۱۳۷۸، صفحات

مجازی DU57 برای لحاظ کردن اثر انقلاب در الگو گنجانده شده است. آخرین مسأله‌ای که پیش از ارائه نتایج حاصل از برآورد به آن، می‌پردازم، موضوع تصمیم‌گیری درباره گنجاندن متغیرهای عرض از مبدأ و روند در الگوهای بردار همچوی اتو رگرسیو و تصحیح خطای برداری مرتبط با آن و نیز تعیین تعداد بردارهای همچوی است. متدالوں ترین روشی که امروزه در تحقیقات کاربردی برای حل این مشکل مورد استفاده قرار می‌گیرد، روش ژوهانسن^۱ است. به طور کلی الگوی بردار همچوی اتو رگرسیو را به لحاظ در برداشتن جملات عرض از مبدأ و روند می‌توان به پنج صورت مختلف تصریح کرد که عبارت‌اند از:

۱. بدون عرض از مبدأ و بدون روند (تصریح I)

۲. عرض از مبدأ مقید و بدون روند (تصریح II)

۳. عرض از مبدأ نامقید و بدون روند (تصریح III)

۴. عرض از مبدأ نامقید و روند مقید (تصریح IV)

۵. عرض از مبدأ نامقید و روند نامقید (تصریح V)

در الگوهای پنج‌گانه یاد شده مرحله به مرحله قیود کاهش می‌یابند به طوری که الگوی اول مقیدترین حالت و الگوی پنجم نامقیدترین حالت است. ژوهانسن پیشنهاد می‌کند تصمیم‌گیری درباره انتخاب یکی از تصریح‌های پنج‌گانه را همراه با تعیین تعداد بُردارهای همچوی در یک آزمون توأم مورد بررسی قرار دهیم. روش پیشنهادی او به این صورت است که تمامی پنج الگو را به ترتیب از مقیدترین حالت که حالت اول است تا نامقیدترین حالت که حالت پنجم است برآورد کنیم. سپس فرضیه وجود هیچ بُردار همچوی را به همان ترتیب در آن‌ها آزمون کنیم. در صورتی که این فرضیه در تمامی پنج الگو رد شد در مرحله دوم فرضیه وجود یک بُردار همچوی را باز هم به همان ترتیب در الگوها آزمون می‌کنیم. باز هم اگر فرضیه وجود یک بُردار برای هر پنج الگو رد شد به سراغ فرضیه وجود دو بُردار همچوی می‌رویم و آن را به ترتیب برای حالت اول تا پنجم آزمون می‌کنیم. در نهایت هنگامی متوقف می‌شویم که فرضیه مورد آزمون رد نشود. در این هنگام تعداد بُردارهای همچوی به همراه تصریحی که براساس آن تعداد بُردارهای همچوی تعیین شده به صورت یک جا مشخص می‌شوند. بهر حال در کاربردهای عملی با توجه به این‌که تصریح‌های اول و پنجم احتمال‌کمندی دارند می‌توان این دو حالت را در نظر گرفت و سه تصریح دیگر را

1. S. Johansen, S., K. Juselius, "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for U.K.", Journal of Econometrics, 1992, Vol. 53, PP. 211-244.

۱۶ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی

برآورد کرد. حال با استفاده از روش ژوہانسن به تعیین تعداد بُردارهای همجمعی و تصریح الگوی بُردار همجمعی اتو رگرسیو می‌پذیریم. از آن جاکه برای تعیین تعداد بُردارهای همجمعی دو آزمون متداول وجود دارد، در جایی فرضیه صفر مبنی بر وجود^۳ بُردار همجمعی را می‌پردازیم که هیچ یک از دو آزمون اثر و حداقل مقدار ویژه فرضیه صفر را رد نکنند. به علاوه همان‌طور که پیش از این اشاره شد، از آن جاکه تصریح‌های اول (مقیدترین حالت) و پنجم (نامقیدترین حالت) احتمال کمتری دارند، تصریح‌های دوم تا چهارم را برآورد می‌کنیم. نتایج حاصل از آزمون‌های حداقل مقدار ویژه^۱ و اثر^۲ برای تصریح‌های دوم تا چهارم در جدول ۵ ارائه شده‌اند. در این جدول ۲ عبارت از تعداد بُردارهای همجمعی است و فرضیه صفر تنها در صورتی رد نمی‌شود که هیچ یک از دو آزمون، فرضیه صفر را رد نکنند. در برآورد تصریح‌های مختلف به دلیل محدودیت مشاهدات در الگوی بُردار همجمعی اتو رگرسیو حداقل دو وقفه برای هر متغیر در نظر گرفته شده است.

جدول ۵: نتایج ژوہانسن برای تعیین تعداد بُردارهای همجمعی و تصریح الگوی بُردارهای همجمعی اتو رگرسیو به طور توأم*

| تصمیم‌گیری در سطح ۹۰ درصد مورد فرضیه صفر | مقدار بحرانی در آزمون | آماره محاسبه شده | فرموده مقابل | فرموده مقابله | تصریح | |
|--|--------------------------|------------------|------------------|---------------|-------|-----|
| رد می‌شود | ۱۹/۶۷ | ۲۵/۳۹ | حداقل مقدار ویژه | $r=1$ | $r=0$ | II |
| | ۲۷/۵۸ | ۳۵/۳۸ | اثر | | | |
| رد می‌شود | ۱۸/۷۸ | ۲۰/۹۶ | حداقل مقدار ویژه | $r=1$ | $r=0$ | III |
| | ۲۵/۶۳ | ۲۱/۹۰ | اثر | | | |
| رد می‌شود | ۲۲/۵۳ | ۲۳/۶۵ | حداقل مقدار ویژه | $r=1$ | $r=0$ | IV |
| | ۳۲/۵۱ | ۳۷/۹۵ | اثر | | | |
| رد نمی‌شود | ۱۳/۲۱ | ۹/۹۸ | حداقل مقدار ویژه | $r=2$ | $r=1$ | II |
| | ۱۳/۲۱ | ۹/۹۸ | اثر | | | |

در الگوی بُردار همجمعی اتو رگرسیو تعداد وقفه متغیرها ۲ در نظر گرفته شده است.

1. Maximal Eigenvalue

2. Trace

چنان‌که در جدول ۴ ملاحظه می‌شود فرضیه صفر مبنی بر وجود هیچ بُردار همجمعی برای هر سه تصریح در سطح ۹۰ درصد رُد می‌شود. بنابراین در مرحله بعد فرضیه وجود یک بُردار همجمعی را در تصریح دوم (مقیدترین حالت) مورد آزمون قرار می‌دهیم. همان‌گونه که از جدول ۵ استنباط می‌شود مقدار آماره محاسبه برای آزمون فرضیه وجود یک بُردار همجمعی در مورد هر دو آزمون حداکثر مقدار ویژه و اثر از مقدار بحرانی جدول در سطح ۹۰ درصد کوچکتر است و در نتیجه فرضیه وجود یک بُردار همجمعی رُد نمی‌شود. بنابراین در همین‌جا متوقف می‌شویم و تعداد بُردارهای همجمعی و تصریح الگوی بُردار همجمعی اتورگرسیو مشخص می‌شود. در الگوی بُردار همجمعی اتورگرسیو مورد نظر تنها یک بُردار همجمعی وجود دارد و تصریح الگو به صورت عرض از مبدأ مقید و بدون روند (حالت دوم) است. بر همین اساس به برآورد رابطه همجمعی (بلندمدت) بین متغیرها می‌پردازیم. نتایج حاصل از برآورد رابطه همجمعی در جدول ۶ ارائه شده است. در ادبیات مربوط به همجمعی اشاره شده است که برای هر رابطه همجمعی نزدیک تفسیر اقتصادی وجود ندارد، اما آگر رابطه همجمعی موجود در جدول ۶ را به عنوان یک رابطه تعیین تولید ناخالص ملی تفسیر کنیم می‌توانیم به تفسیر اقتصادی ضرایب برآورد شده بپردازیم. براساس ضرایب برآورده متغیر لگاریتم میزان اشتغال می‌توان چنین نتیجه گرفت که در بلندمدت یک درصد افزایش اشتغال موجب ۱۰/۶۶ درصد افزایش تولید ناخالص داخلی می‌شود. همچنین یک درصد افزایش مالیات‌ها به ۸۷/۰ درصد کاهش تولید ناخالص داخلی و یک درصد افزایش هزینه‌های دولتی به ۷۹/۰ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی منتهی خواهد شد. بهر حال از آن‌جاکه در سیستم معادلات بُردار همجمعی اتورگرسیو متغیرها با یکدیگر روابط چندگانه‌ای دارند، استفاده از ضرایب رابطه همجمعی برای پیش‌بینی در مورد آثار بلندمدت سیاست‌های اقتصادی روش مطلوبی نیست و بهتر است برای بررسی آثار بلندمدت سیاست‌های مختلف با استفاده از الگوی بُردار همجمعی اتورگرسیو به پیش‌بینی‌های پویا اقدام شود، چراکه در چنین پیش‌بینی‌های آثار متقابل و غیر مستقیم متغیرها بر یکدیگر نیز در چارچوب روابط سیستم لحاظ می‌شوند. بنابراین از ارائه نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطأ، با استفاده از سیستم معادلات برآورده شده به بررسی سناریوهای مختلف در مورد سیاست‌های اقتصادی بلندمدت می‌پردازیم. در این‌جا به بررسی نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطأ می‌پردازیم. نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطای مربوط به متغیر لگاریتم میزان اشتغال در جدول ۷ ارائه شده‌اند. همان‌طور که در جدول ۷ ملاحظه می‌شود، به‌جز سه ضرایب سایر ضرایب در سطح ۵ درصد معنادار هستند. این ضرایب عبارت‌اند از تفاضل لگاریتم میزان اشتغال، تفاضل لگاریتم مقدار مالیات‌ها و وقفه اول پسمند رابطه همجمعی و علائم آن‌ها نیز با آنچه به لحاظ نظری انتظار می‌رود هماهنگ است.

۱۸ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی

جدول ۶. نتایج حاصل از برآورد رابطه همجمعی براساس الگوی ثبدار همجمعی اتو رگرسیو ۲ با عرض از مبدأ محدود و بدون روند

| متغیر | ضریب | ضریب نرمال شده |
|---|-------|----------------|
| لگاریتم تولید ناخالص داخلی | -۰/۳۶ | -۱ |
| لگاریتم میزان اشتغال | -۳/۹۱ | ۱۰/۶۶ |
| لگاریتم مقدار مالیات‌ها | -۰/۳۲ | -۰/۸۷ |
| لگاریتم مقدار هزینه‌های دولتی | -۰/۲۹ | ۰/۷۹ |
| متغیر عرض از مبدأ که به ازای تمامی دوره‌ها برابر یک است | ۵۹/۱۲ | -۱۶۱/۰۶ |

بر اساس این الگو می‌توان چنین نتیجه گیری کرد که در کوتاه‌مدت کاهش مالیات‌ها به افزایش اشتغال می‌انجامد اما افزایش هزینه‌های دولتی اثر محسوسی بر اشتغال نخواهد داشت. براساس ضریب تفاضل لگاریتم مقدار مالیات‌ها می‌توان ادعا کرد که در کوتاه‌مدت یک درصد کاهش مالیات‌ها موجب یک درصد افزایش اشتغال می‌شود. همچنین براساس ضریب تفاضل لگاریتم میزان اشتغال می‌توان نتیجه گرفت، یک درصد افزایش اشتغال در یک سال خاص به ۶۷٪، درصد افزایش اشتغال در سال بعد می‌انجامد. همچنین براساس ضریب وقهه اول پسمند رابطه همجمعی می‌توان ادعا کرد که تصحیح خطای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت به کناری صورت می‌گیرد به طوری که در هر سال تنها یک درصد از خطای تصحیح می‌شود. بهر حال ضریب متغیر مجازی مریوط به انقلاب اسلامی نشان می‌دهد که میزان اشتغال پس از انقلاب دچار کاهش شده است، هر چند این ضریب تنها در سطح ۳۸ درصد معنادار است. نکته قابل توجه آن که برخلاف انتظار، افزایش تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت موجب کاهش اشتغال می‌شود هر چند چنین نتیجه‌ای اعتبار آماری چندانی ندارد. در مجموع مقام ترین نتیجه‌ای که از الگوی تصحیح خطای ارائه شده در جدول ۷ می‌توان گرفت این است که در کوتاه‌مدت افزایش هزینه‌های دولتی به هیچ عنوان سیاست مناسبی برای افزایش اشتغال نیست و کاهش مالیات‌ها، تنها سیاست مالی قابل قبول برای افزایش اشتغال در کوتاه‌مدت است.

نتایج حاصل از آزمون‌ها بر روی اجزای اخلال الگو در جدول ۸ ارائه شده است. چنان‌که از جدول ۸ استنباط می‌شود آماره محاسبه شده برای آزمون F برای معنادار بودن الگوی پسمند رابطه همجمعی در سطح

تعیین اثر سیاست‌های مالی (مالیات‌ها ... ۱۹

۳ درصد از اعتبار آماری برخوردار است. از سوی دیگر نتایج حاصل از آزمون ضریب لاگرانژ اشاره بر این امر دارد که فرضیه نبود همبستگی پایی جملات پسمند ردنمی شود در نتیجه جملات پسمند همبستگی پایی ندارند. به علاوه نتایج آزمون ری سیت (RESET) رمزی برای صورت تابعی^۱ اشاره بر این دارد که فرضیه مناسب بودن صورت تابعی در سطح ۵ درصد ردنمی شود و صورت تابعی انتخاب شده نسبتاً مناسب است. همچنین نتایج آزمون ناهمسانی واریانس اشاره بر آن دارند که فرضیه همسانی واریانس‌ها به هیچ وجه قابل رد نیست و واریانس‌های جملات اخلاق همسان هستند. در مجموع براساس سطرهای دوم تا چهارم جدول ۸ می‌توان به این جمع‌بندی رسید که جملات اخلاق الگوی پسمند رابطه همجمعی از رفتار مناسبی برخوردار است و فروض استاندارد تا حدود زیادی در مورد آن صادق هستند.

جدول ۷: نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطأ^۲

| متغیر | ضریب | نسبت ۱ [احتمال] |
|--|---------|-----------------|
| تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی | -۰/۰۰۴ | [۰/۸۱]-۰/۲۳ |
| تفاضل لگاریتم میزان اشتغال | ۰/۶۷ | [۰/۰۰۰]۵/۱۲ |
| تفاضل لگاریتم مقدار مالیات‌ها | -۰/۰۱ | [۰/۰۱]-۲/۵۸ |
| تفاضل لگاریتم مقدار هزینه‌های دولتی | -۰/۰۰۰۳ | [۰/۹۷]-۰/۰۳ |
| وقفه اول پسمند رابطه همجمعی ^۳ | -۰/۰۱ | [۰/۰۱]-۲/۶۳ |
| متغیر مجازی مربوط به انقلاب اسلامی | -۰/۰۰۲ | [۰/۳۸]-۰/۸۸ |

$$R^2 = 0.28$$

$$R^2 = 0.18$$

$$D.W. = 1/76$$

1. Functional Form

۲. متغیر وابسته عبارت است از تفاضل لگاریتم میزان اشتغال و برآورد براساس الگوی ثبدار همجمعی اتورگرسیو مرتبه دوم انجام شده است.

۳. متغیر ecm(-1) عبارت از وقفه اول پسمند رابطه همجمعی است.

جدول ۸: خلاصه نتایج آزمون‌های اجزای اخلال الگوی تصحیح خطأ

| نام آزمون | توزیع آماره | درجات آزادی | آماره محسوب شده | سطح رده‌فرضیه صفر |
|---|-------------|-------------|-----------------|-------------------|
| آزمون <i>F</i> برای معنادار بودن الگوی پیمانه رابطه هم‌جمعی | <i>F</i> | ۵/۲۵ | ۲/۷۹ | ۰/۰۳ |
| آزمون ضریب لاگرانژ برای همیستگی پیانی جملات پیماند | <i>F</i> | ۱/۳۴ | ۰/۶ | ۰/۴۴ |
| آزمون <i>RESET</i> رمزی برای صورت تابعی | <i>F</i> | ۱/۳۴ | ۳/۹۵ | ۰/۰۵۵ |
| آزمون ناهمسانی واریانس‌ها براساس رگرسیون مربعات پیماند بر روی مربعات مقادیر برآزش شده | <i>F</i> | ۱/۳۹ | ۰/۰۱ | ۰/۹۱ |

همان‌گونه که پیشتر اشاره شد در الگوی بُردار هم‌جمعی اتو رگرسیو به دلیل روابط متقابل و غیر مستقیم متغیرها بر یکدیگر نمی‌توان از روابط هم‌جمعی به پیش‌بینی‌های بلندمدت دست یافت. بنابراین برای درک بهتر الگو و نتایج بلندمدت آن لازم است با در نظر گرفتن سناریوهای مختلف و استفاده از الگوی برآورد شده به پیش‌بینی‌های بلندمدت پردازیم. در اینجا با استفاده از هفت سناریوی مختلف در مورد سیاست‌های مالی (تغییر مالیات‌ها و هزینه‌های دولتی) به پیش‌بینی نتایج بلندمدت این سیاست‌ها می‌پردازیم. در سناریوها افق برنامه‌ریزی ۱۰ ساله در نظر گرفته شده و پیش‌بینی‌ها بر روی نتایج اجرای هر سناریو برای سطح اشتغال و بیکاری در ۱۳۹۰ متوجه شده‌اند. هفت سناریوی مورد نظر به این ترتیب بیان شده‌اند؛^۱

۱. ميزان ماليات‌ها و هزينه‌های دولتی برای سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۹۰ در همان سطح ۱۳۸۰ ثبيت شوند.
۲. ماليات‌ها در ۱۳۸۱ نسبت به ۱۳۸۰ به ميزان ۱۰ درصد کاهش يافته و سپس تا ۱۳۹۰ در همان سطح ثبيت شود و هزينه‌های دولتی طي ۱۰ سال در همان سطح ۱۳۸۰ ثابت بماند.
۳. ماليات‌ها طي ۱۰ سال در همان سطح ۱۳۸۰ ثابت بماند و هزينه‌های دولتی در ۱۳۸۱ نسبت به ۱۳۸۰ به

۱. از آنجاکه افزایش شدید هزینه‌های دولتی یا کاهش شدید مالیات‌ها اقتصاد را با مشکل تأمین مالی هزینه‌ها و بدنبال آن تورم مواجه می‌کند، ميزان رشد هزينه‌های دولتی و کاهش ماليات‌ها را در سناريوهای مختلف ۱۰ درصد در نظر گرفته‌ایم.

۴. ميزان ۱۰ درصد افزایش يابد و پس از آن طی ۹ سال در همان سطح ۱۳۸۱ ثابت بماند.
۵. در ۱۳۸۱ نسبت به ۱۳۸۰ ماليات‌ها ۱۰ درصد کاهش و هزینه‌های دولتی ۱۰ درصد افزایش يابد و سپس طی ۹ سال باقی مانده هر دو متغير در همان سطح ۱۳۸۱ ثابت بماند.
۶. ماليات‌ها طی ۱۰ سال (۱۳۸۰-۹۰) هر سال ۱۰ درصد کاهش يابد و هزینه‌های دولتی طی اين ۱۰ سال در همان سطح ۱۳۸۰ ثابت بماند.
۷. ماليات‌ها طی ۱۰ سال در همان سطح ۱۳۸۰ ثابت بماند و هزینه‌های دولتی طی اين دوره هر سال ۱۰ درصد رشد کند.
۸. طی ۱۰ سال (۱۳۸۰-۹۰) ماليات‌ها هر سال ۱۰ درصد کاهش و هزینه‌های دولتی هر سال ۱۰ درصد افزایش يابند.

چنان‌که ملاحظه شد الگوی مورد برآورده بر روی سطح اشتغال متصرک شده است و در صورتی که بخواهيم با استفاده از الگو به پيش‌بياني‌هايي در مورد ميزان بيکاري دست يابيم، لازم است به فرضي در مورد روند عرضه نيروي کار اتكاکنيم. به همين منظور در اينجا فرض مي‌کنيم طی ۱۰ سال (۱۳۸۰-۹۰) ميزان رشد سالانه جمعيت فعال كشور برابر ميانگين ميزان رشد سالانه جمعيت فعال طي سال‌های ۱۳۷۵-۸۰ باشد. بنابراین كلیه نتایج ارائه شده درباره پيش‌بياني ميزان بيکاري علاوه بر فروض سناريوهای مختلف بر فرض ثابت بودن ميزان رشد سالانه جمعيت فعال در سطح ميانگين سال‌های ۱۳۷۵-۸۰ نيز استوارند. به‌ر حال با توجه به نکات ذکر شده، نتایج حاصل از پيش‌بياني ميزان اشتغال و ميزان بيکاري در ۱۳۹۰ براساس سناريوهای مختلف در جدول ۹ ارائه شده‌اند. چنان‌که در جدول ۹ ملاحظه می‌شود سناريوهای اول که می‌توان از آن به عنوان سياست مالي ثبيت تعبيير کرد به ميزان بيکاري ۱۵/۹۱ درصدی در ۱۳۹۰ می‌انجامد. سناريوي‌های دوم تا چهارم که می‌توان آن‌ها را به عنوان سياست‌های مالي ناگهانی و يك دوره‌اي در نظر گرفت به ميزان‌های بيکاري ۱۵/۰۸ الی ۲۸/۱ درصدی می‌انجامند. در اين ميان سناريوي دوم با ميزان بيکاري در ۲۸/۱ درصدی بدترین و سناريوي سوم با ميزان بيکاري ۱۵/۰۸ درصدی بهترین نتیجه را از نظر کاهش بيکاري در بى خواهند داشت. به علاوه در جدول ۹ ملاحظه می‌شود که سناريوي پنجم تا هفتم که آن‌ها را می‌توان به عنوان سياست‌های مالي دائمي و پيوسته تعبيير کرد به ميزان‌های بيکاري ۲/۷۹ تا ۱۲/۲۹ درصد متفاوت می‌شوند. در اين ميان سناريوي هفتم با ميزان بيکاري ۲/۷۹ درصد کمترین و سناريوي ششم با ميزان بيکاري ۱۲/۲۹ درصد بالاترین ميزان بيکاري را در بى خواهند داشت.

به هر حال اگر سناريوهای دوم تا چهارم را به عنوان سياست‌های مالي موقف و سناريوهای پنجم تا هفتم را به عنوان سياست‌های مالي دائمي در نظر بگيريم می‌توانيم به چند نتیجه دست يابيم. ۱. در بلندمدت

سیاست‌های مالی دائمی از سیاست‌های مالی موقت مؤثرترند. ۲. در میان سیاست‌های موقت تنها افزایش هزینه‌های دولت می‌تواند اثر مثبتی بر رشد اشتغال و کاهش بیکاری داشته باشد و سایر سیاست‌ها حتی باعث بدتر شدن شرایط نسبت به سناریوی اول (ثابت نگاه داشتن مالیات‌ها و هزینه‌های دولتی) می‌شوند.

جدول ۹: پیش‌بینی میزان اشتغال و میزان بیکاری در ۱۳۹۰ براساس سناریوهای مختلف

| سناریو | پیش‌بینی میزان اشتغال در ۱۳۹۰ (هزار نفر) | پیش‌بینی میزان بیکاری در ۱۳۹۰ (درصد) |
|--------|--|--------------------------------------|
| ۱ | ۲۲۹۴۹ | ۱۵/۹۱ |
| ۲ | ۱۹۶۲۲ | ۲۸/۱۰ |
| ۳ | ۲۳۹۷۷ | ۱۵/۰۸ |
| ۴ | ۱۹۸۱۷ | ۲۷/۳۹ |
| ۵ | ۲۵۴۴۴ | ۶/۸۱ |
| ۶ | ۲۳۹۳۸ | ۱۲/۲۹ |
| ۷ | ۲۶۵۲۹ | ۲/۷۹ |

۳. هر سه سناریوی مربوط به سیاست مالی دائمی وضع اشتغال و بیکاری را نسبت به سناریوی اول (ثابت بودن مالیات‌ها و هزینه‌های دولتی) بهبود می‌بخشند، اما در این میان کاهش پیوسته مالیات‌ها از افزایش دائمی هزینه‌های دولت مؤثرتر است. ۴. افزایش هزینه‌های دولتی چه به عنوان یک سیاست موقت و چه به عنوان یک سیاست دائمی در بلندمدت آثار مثبتی بر اشتغال و بیکاری خواهد داشت اما کاهش مالیات‌ها تنها در صورتی در بلندمدت آثار مثبتی را در بی خواهد داشت که به عنوان یک سیاست دائمی مورد استفاده قرار گیرد. بهر حال از آنجاکه کاهش دائمی مالیات‌ها با میزان سالانه ۱۰ درصد اقتصاد را با مشکلات دیگری مواجه می‌کند نمی‌توان چنین سیاستی را در پیش‌گرفت بنابراین دستیابی به نتایج سناریوهای چهارم و هفتم دشوار به نظر می‌رسد. در میان سناریوهای باقی‌مانده، سناریوی ششم (افزایش هزینه‌های دولتی به میزان سالانه ۱۰ درصد) در بلندمدت بینترین میزان اشتغال و کمترین میزان بیکاری را در بی خواهد داشت.

۵. خلاصه و نتیجه‌گیری

با توجه به مباحث مطرح شده پیرامون نقش و دخالت دولت و با در نظر گرفتن مبانی تئوریکی دیدگاه‌های مکاتب اقتصادی، در این ارتباط خلاصه‌ای از جمع‌بندی نتایج به شرح ذیل ارائه می‌شود:

۱. دولت و بازار به عنوان دو نهاد فعال اقتصادی به تنهایی قادر نخواهد بود نیازهای متعدد جامعه را تأمین کنند. از این‌رو عملکرد آن‌ها در کنار یکدیگر به صورت مکمل اصل و واقعیتی انکارناپذیر محسوب می‌شود.

۲. مطابق با ادبیات رشد بروزنزا و درونز، دولت از طریق پس‌انداز، سرمایه‌گذاری، تولید و عرضه کالاهای عمومی و... رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

۳. دولت نقش اساسی و معناداری در بازار کار با استفاده از سیاست‌های قابلیاتی، مخارج و تأمین مالی دارد. ابزارهای سیاست مالی نیز شامل مالیات بر درآمد، مالیات بر دستمزد، پرداخت‌های بیمه اجتماعی، مالیات بر تجارت، درآمدهای غیرمالیاتی، درآمدهای حاصل از سرمایه، پرداخت‌ها بر روی کالاهای خدمات، دستمزد و حقوق، بهره، یارانه‌ها، انتقالات، مخارج سرمایه‌ای، وام و بازپرداخت است. دولت با استفاده از ابزارهای مورد اشاره بر میزان‌های تورم، اشتغال، تولید، حساب جاری و موازنه پرداخت‌ها تأثیر گذاشته و ترکیب تقاضای کل، میزان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و در پی آن تخصیص منابع را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

۴. افزایش در میزان‌های مالیات، بازدهی عوامل تولید، به کارگیری عوامل کار و سرمایه و تولید را کاهش داده و موجب گسترش پدیده بیکاری در کشور می‌شود. علاوه بر این میزان تأثیر تغییر میزان‌های مالیات بر رشد و مؤلفه‌های بازار کار وابسته با میزان پارامترهای مدل (کنش نیروی کار، سرمایه، پس‌انداز و...) است.

۵. براساس دیدگاه کلاسیک‌ها، نیوکلاسیک‌ها، کینزین‌ها و نیوکینزین‌ها مهم‌ترین عوامل مؤثر بر عرضه نیروی کار چگونگی تعیین دستمزد و شکل‌گیری انتظارات نیروی کار است. همچنین براساس دیدگاه کلاسیک‌ها و نیوکلاسیک‌ها، سطح دستمزدهای واقعی بر پایه نظریه سیکل واقعی تجارتی عوامل طرف عرضه (شوک‌های فن‌آوری، شرایط محیطی، تغییرات نسبی قیمت مواد اولیه وارداتی، سیاست‌های مالیاتی و تغییر سلیقه افراد نسبت به کار و فراغت) از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار به شمار می‌آیند. مطابق با دیدگاه‌های کینزین‌ها و نیوکینزین‌ها افزایش تقاضای مؤثر و سیاست‌های مدیریت تقاضا، سطح دستمزد اسمی و واقعی، چگونگی شکل‌گیری انتظارات و بهره‌وری نیروی کار جزو مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار هستند.

یکی از معروف‌ترین نظریه‌هایی که در رابطه با بیکاری و رابطه آن با رشد اقتصادی مطرح شده است نظریه اوکان است. طبق نظر اوکان بین تولید واقعی و اشتغال مورد نیاز برای رسیدن به یک سطح از تولید رابطه‌ای وجود دارد. در این نظریه یکی روش‌هایی که برای استخراج این رابطه کاربرد دارد برآش کردن تقاضاً مرتبه اول تولید بر تقاضاً مرتبه اول بیکاری است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که یک درصد

کاهش میزان بیکاری، به سه درصد افزایش تولید می‌انجامد. همان‌گونه که ملاحظه شد، نتایج آماری نشان می‌دهند که چنین رابطه‌ای در اقتصاد ایران نیز برقرار است اما شدت آن نسبت به آنچه اوکان به دست آورده بود کمتر است. طبق برآورد انجام شده، در اقتصاد ایران یک درصد کاهش میزان بیکاری به حدود یک درصد (۹٪ درصد) رشد تولید ناخالص داخلی می‌انجامد که این امر نشان‌دهنده پایین بودن کارایی نیروی کار در اقتصاد ایران است. پایین بودن کارایی نیروی کار موجب کاهش دستمزد‌ها می‌شود و کاهش دستمزد‌ها نیز کارایی نیروی کار را کاهش می‌دهد. دور بسته کاهش کارایی نیروی کار - کاهش دستمزد یکی از نکات کلیدی مورد اشاره در بحث بیماری هلندی است. مهم‌ترین مشکلی که این دور بسته برای اقتصاد ایجاد می‌کند کاهش اشتغال و درآمد است. بنابراین می‌توان یکی از عوامل مهم اثربخشی ضعیف کاهش بیکاری بر رشد تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران را، پایین بودن کارایی نیروی کار در نظر گرفت.

در دومین الگوی مورد برآورد تحقیق به بررسی تأثیر سیاست‌های مالی (تغییر مالیات‌ها و هزینه‌های دولتی) بر اشتغال پرداختیم. به طور کلی می‌توان نتایج حاصل از این الگو را به دو بخش کوتاه‌مدت و بلندمدت تقسیم کرد. طبق نتایج حاصل از برآورد پسماند رابطه همگمی در کوتاه مدت افزایش هزینه‌های دولتی تأثیر مثبتی بر افزایش اشتغال ندارد اما کاهش مالیات‌ها موجب افزایش اشتغال می‌شود به طوری که هر یک درصد کاهش در مالیات‌ها در یک سال خاص موجب یک درصد افزایش در میزان اشتغال (تعداد شاغلان) سال بعد می‌شود. بنابراین اگر در برنامه‌ریزی اقتصاد کلان هدف افزایش اشتغال و کاهش بیکاری در کوتاه‌مدت باشد، سیاست مناسب کاهش مالیات‌ها خواهد بود. همچنین برای بررسی آثار بلندمدت سیاست مالی براساس هفت سنتاریوی مختلف و با استفاده از الگوی بردار همگمی اتورگرسیو به پیش‌بینی اشتغال پرداختیم. به علاوه با فرض ثابت بودن میزان رشد جمعیت فعلی در همان سطح سال‌های ۱۳۷۵-۸۰ میزان بیکاری در ۱۳۹۰ را براساس سنتاریوهای مختلف پیش‌بینی کردیم. چنان‌که ملاحظه شد، سیاست افزایش هزینه‌های دولتی چه به عنوان یک سیاست موقت و چه به عنوان یک سیاست دائمی در بلندمدت موجب افزایش اشتغال و کاهش بیکاری می‌شود اما این سیاست در صورتی امکان‌پذیر است که به طور پیوسته و دائمی دنبال شود. به علاوه چون کاهش دائمی مالیات‌ها تأمین منابع لازم برای هزینه‌های دولتی را با مشکل مواجه می‌کند اجرای این سیاست در عمل با مشکل روبرو است. در مجموع می‌توان چنین نتیجه گرفت که اگر هدف از سیاست‌گذاری رفع بحران بیکاری در کوتاه‌مدت باشد به طوری که در مدت کوتاهی (به طور مثال یک سال) آثار سیاست اتخاذ شده ظاهر شود باید از سیاست کاهش مالیات‌ها استفاده شود اما اگر هدف از سیاست‌گذاری کاهش میزان بیکاری در بلندمدت باشد و به عنوان مثال بخواهیم برای یک افق زمانی ۱۰ ساله برنامه‌ریزی کنیم باید از سیاست افزایش دائمی هزینه‌های دولتی استفاده کنیم.

منابع و مأخذ

الف) فارسی

گرجی، ابراهیم (۱۳۷۶)، ارزیابی مهتمون مکاتب اقتصاد کلان، تهران، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، شهریور.

نوری نائینی، محمدسعید (۱۳۷۱)، "استراتژی‌های توسعه: نقش دولت و بعض خصوصی"، اقتصاد، مجله علمی پژوهشی دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی شهید بهشتی، سال اول، شماره ۱، تابستان.

علوی، سیدمحمد (۱۳۸۰)، "تبیین دلایل اقتصادی رشد مخارج دولت در ایران، آزمون فرضیه واگنر"، یازدهمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی، اردیبهشت.

کمیجانی اکبر (۱۳۷۷)، "مروری بر مبانی نظری و رهیافتی خصوصی‌سازی در چند کشور"، مجلس و پژوهش، شماره ۲۴، فروردین و اردیبهشت.

سازمان برنامه و بودجه (۱۳۷۸)، مستندات برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۷۹-۸۳)، جلد ششم، روند گذشته، جاری و آینده بازار کار ایران، آذر.

کمیجانی، اکبر، محمد رحیم احمدوند، صمد کربیی (۱۳۷۸)، سیاست‌های اشتغال‌زایی در ۱۰ سال اخیر و برآورد تابع تقاضای نیروی کار در ایران، مؤسسه کار و تأمین اجتماعی، شهریور.

دفتر بررسی‌های اقتصادی مجلس شورای اسلامی (۱۳۷۷)، "مالیات، مروری بر ادبیات و سیری در مفاهیم"، مجلس و پژوهش، شماره ۲۴، فروردین و اردیبهشت.

حقیقت، جعفر (۱۳۷۸)، "سیاست مالی و تجهیز پس‌اندازها برای رشد اقتصادی"، مجموعه مقالات نهمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی (پژوهشکده) بانک مرکزی.

نیلی، مسعود و احسان عیید (۱۳۷۸)، "بررسی اثر سیاست‌های مالی دولت بر رشد اقتصادی"، مجموعه مقالات نهمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی (پژوهشکده) بانک مرکزی.

قره‌باگیان، مرتضی (۱۳۷۱)، اقتصاد رشد و توسعه، تهران، نشر نی.

مهدوی عادلی، محمد حسین (۱۳۷۸)، "خصوصی‌سازی، دلایل، اهداف و روش‌ها"، مجموعه مقالات نهمین

کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی.

نوفrstی، محمد (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول.

بلانچارد، اولیورجین، استنلی فیشر (۱۳۷۶)، درس‌هایی در اقتصاد کلان، ترجمه دکتر محمود ختائی و تیمور محمدی، تهران انتشارات سازمان برنامه و بودجه، جلد اول،

(۱۳۷۶)، "گردآوری و تنظیم آمارهای اقتصادی ۱۳۴۸-۱۳۷۴"، معاونت امور اقتصادی، وزارت امور اقتصادی و

دارایی، چاپ اول، زستان.

(۱۳۷۶)، "مجموعه آماری سری زمانی آمارهای اقتصادی، اجتماعی تا سال ۱۳۷۵"، سازمان برنامه و بودجه، مرکز مدارک اقتصادی - اجتماعی و انتشارات، چاپ اول.

(۱۳۸۰)، "مجموعه آماری: بیوست گزارش اقتصادی سال ۱۳۷۹"، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، مرکز مدارک علمی و انتشارات، چاپ اول.

دoron بوش، رودریگر، استنلی فیشر (۱۳۷۱)، اقتصاد کلان، مترجم دکتر محمدحسین تیزهوش تابان، انتشارات سروش.

گلیبه، فرد (۱۳۷۰)، نظریه و سیاست اقتصاد کلان، ترجمه دکتر مهدی تقی، تهران، انتشارات فروردین، چاپ دوم.
نهضلی، فریدون (۱۳۷۵)، "اقتصاد کلان"، تهران، شرنی.

ب) انگلیسی

Mccarty, Martin, Hurt (1984), *Major Economic Issue*, United States Printed.
King, G.Robert, Ergio Rebelo, (1990), "Public Policy and Economic Growth: Developing Neoclassical Implications", *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5.

Barro, Robert J., (1990), "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5.
Fiscal Affairs Department, International Monetary Fund, (1995), "Guidelines for Fiscal Adjustment" Washington D.C.

Ouanes, Addessatar, Sabahash Thokur, (1997), "Macroeconomic Accounting and Analysis in Transition Economies", *International Monetary Fund*, IMF Institute, June.

Sbeetal K.Cb and Henri R. Lorie, (1995), "Fiscal Policy, Fiscal Policies in Economies in Transition, Edited by Vito Tanzi, International Monetary Fund.
Tanzi, Vito, (1989), "Fiscal Policy, Growth, and the Design of Stabilization Programs", From "Fiscal Policy Stabilization and Growth in Developing Countries", Edited by Mario I. Blejer and Ke - Youngchu, International

- Monetary Fund.
- Gandhi, Ved, P. (1987), "Relevance of Supply - Side Tax Policy to Developing Countries, From Ved, Gandhi, Supply - Side Tax Policy, It's Relevance to Developing Countries, International Monetary Fund.
- Mackenzie, Georg A., (1987) A Simple Model of the Effects of Income Tax Rate Reduction on Economic Growth and Aggregate Supply, From Ved P. Gaudhi, Supply - Side Policy, IMF.
- A. Manas, Luis, Anton, (1987), Relationship Between Income Tax Ratios and Growth Rates in Developing Countries, A Cross - Country Analysis, From Ved P- Gandhi, Supply - Side Tax Policy", IMF.
- Parthasarathi Shome, (1987), Limitations of the Role of Tax Policy in Economic Development," From Ved P- Gandhi, Supply - Side Tax Policy, IMF.
- Brown, C.V., (1981), *Taxation and Labour Supply*, London.
- Canto Victor A., Douglas H. Joines, Arthur B. Laffer. (1981), *Tax Rates Factor Employment and Market Production*", From "The Supply Side Effect of Economic Policy", CSAB Center for the Study of American Business - and Federal Reserve Bank of St. Louis. Edited by Laurence H. Meyer.
- Tanzi, Vito, (1995), *Fiscal Policies in Economies in Transition*", IMF, Washington D.C.
- Premchand, A., (1993), *Public Expenditure Management*, IMF, Washington D.C.
- Chearella, Carl, Petter Flaschel, Gangolf Groh, Willi Semmler, (2000). *Disequilibrium Growth and Labor Market Dynamics*, Springer.
- Nickell, Stephen, Richard Layard, (1999), Labor Market Institutions and Economic Performance, *Hand Book of Labor Economics*, Volume 3, Chapters 46.
- Johansen, S., S. K. Juselius (1992), "Testing Structural Hypotheses in a

- Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for U.K.", Journal of Econometrics, Vol. 53, pp. 211-244.
- Okun, Arthur, (1962), *Potential GNP: Its Measurement and Significance*, Economics for Policy Making, Cambridge, MA: MIT Press.
- Alesina, Alberto, Silvia Ardagna, Roberto Perotti and Fabio Chiantarelli _____, (1999), Fiscal Policy, Profits and Investment. *CEPR Discussion Paper Series*, No. 2250.
- Bruggemann, Rolf (2003), Sources of German Unemployment: A Structural Vector error Correction Analysis, *European University Institute*, Florence, November 4.
- Fatas, Antonio, Ilian Mihov, (1998), *The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence*. The European Summer Symposium on International Macroeconomics, Tarragona.
- Tobias, Linzert, (2004) "Sources of German Unemployment: Evidence From a Structural Var Modal". *discussion Paper* No. 01-41, www.Zcw.de/de/Publikationen.
- Pappa, Evi, Lse and Igier (2003), "New - Keynsian or RBC ransmission? The Effects of Fiscal Policy in labour Markets", *Athens University of Economics and Business*, 6 November.