# مطالعه تطبیقی دو سیاست تأمین مالی یارانه بخش انرژی از طریق انبساط پایه پولی با افزایش قیمت حامل انرژی

حسین باستانزاد*

## چکیده

تعیین سقف قیمت در بازار کالاها و خدمات و عوامل تولید، به‌طور مستقیم موقعیت تعادلی بازارهای مذکور را متأثر ساخته و شکاف قیمتی نیز به‌وجود می‌آورد. شکاف قیمتی پیش گفته در کنار تقاضاهای اضافی ناشی از سیاست سقف قیمت، لزوم تأمین منابعی پایدار را برای تداوم اجرای چنین سیاست‌هایی اجتناب‌ناپذیر می‌سازد. عدم تحقق منابع اجرایی سیاست‌های مذکور از یک‌سو بودجه دولت را با عدم تعادل مواجه ساخته و از سوی دیگر، ضمانت اجرای آن سیاست‌ها را با تردید مواجه می‌نماید. حامل‌های انرژی نیز جزء کالاها و خدماتی بوده که سیاست سقف قیمت با هدف حمایت از مصرف‌کنندگان و صنایع داخلی، در طول سه دهه گذشته در بازار آنها اعمال شده است، اما محدودیت منابع مالی و افزایش هزینه فرصت حامل‌های انرژی، تداوم اجرای این سیاست را (توسط دولت) دشوار ساخته است. بنابراین تعدیل بهای حامل‌های انرژی به‌منظور تأمین کسری بودجه این بخش در مقابل استقراض بانکی برای تداوم اجرای سیاست سقف قیمت به‌عنوان دو سناریو طرح شده، محور این فرایند مطالعاتی را تشکیل می‌دهد. البته هر نوع اقدام پیشنهادی برای تعدیل قیمت حامل‌های انرژی به‌طور اخص و سایر کالاها و خدمات به‌طور اعم، مستلزم شناسایی اثرات درآمدی، توزیعی و تورمی آنها بوده که از آن میان، اثرات درآمدی و تورمی تعدیل قیمت بخش انرژی، محور این تحقیق را تشکیل می‌دهد.

---

* محقق اداره بررسی‌های اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

**مقدمه**

حامل‌های انرژی به‌عنوان بخشی از ترکیبات سبد مصرفی خانوار و نیز یکی از نهاده‌های تولید با نسبت‌های مختلفی در فرایند تولید و مصرف کالاها و خدمات مورد استفاده قرار می‌گیرند. نوسانات سطوح تولید بخش‌های مختلف اقتصاد (اثرات درآمدی) و تغییرات قیمت‌های نسبی عوامل تولید (اثرات قیمتی) در طی زمان، مقادیر مصرف حامل‌های انرژی را متأثر ساخته که در کنار تغییرات شکاف قیمت‌های تعادلی بازار (در شرایط تعیین سقف قیمت از سوی دولت) با هزینه نهایی تولید، مقادیر یارانه بخش انرژی را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهند. اثرات مثبت و همسوی قیمتی و درآمدی و نیز رشد شکاف میان هزینه‌های نهایی و قیمت‌های تعادلی بازار حامل‌های انرژی طی ۲۶ سال گذشته(۷۶-۱۳۵۰) مقادیر یارانه تخصیصی به بخش انرژی را افزایش داده و مبلغ مذکور را از ۲۸/۴- میلیارد ریال در سال ۱۳۵۰ با متوسط رشد ۲۵/۲ و ۴۰/۷ درصد به ترتیب به ۲۴۰ و ۵۶۴۴۸ میلیارد ریال در سال‌های ۱۳۶۰ و ۱۳۷۶ رساند. رشد یارانه بخش انرژی که با هدف تأمین عدالت اجتماعی در بخش‌های خانگی و حمایت از صنایع نوزاد در واحدهای تولیدی همراه بوده، زمینه شکل‌گیری قیمت‌های سایه[1] بالایی را مهیا نموده است، به‌طوری‌که تداوم آن، سبب جذب سهم بالایی از درآمدهای بالقوه و بالفعل دولت گردید.

در طول دوره ۷۶-۱۳۵۰، نسبت یارانه[2] بخش انرژی به کل بودجه دولت از ۹/۱- درصد در سال ۱۳۵۰ با رشد متوسط ۷/۴ درصد به ترتیب به ۸/۹ و ۴۹/۱ درصد در سال‌های ۱۳۶۰ و ۱۳۷۶ رسید. همچنین در طول دوره مذکور نسبت یارانه بخش انرژی به تولید ناخالص داخلی (جاری) از ۳/۱- درصد در سال ۱۳۵۰ با متوسط رشد ۸ درصد به‌ترتیب به ۳ و ۲۰/۱ درصد در سال‌های ۱۳۶۰ و ۱۳۷۶ رسید. رشد مقادیر یارانه تخصیصی به بخش انرژی، حاکی از وابستگی شدید تولیدات این بخش به منابع دولتی بوده (ارز ارزان قیمت، تسهیلات بانکی بدون بهره و معافیت‌های مالیاتی در فرایند تولید) که تداوم آن در کوتاه مدت، حتی با هدف تأمین عدالت اجتماعی امری بعید به نظر می‌رسد. در همین راستا، در قانون برنامه پنجساله دوم توسعه اقتصادی - اجتماعی - فرهنگی، سیاست تغییر قیمت حامل‌های انرژی، تغییر قیمت‌های نسبی آنها و نیز کاهش هزینه فرصت حامل‌های انرژی اجرا گردید. تغییر قیمت حامل‌های انرژی با هدف کاهش نسبی عدم تعادل‌های بخش انرژی، افزایش تنوع و انعطاف در درآمدهای بودجه دولت، افزایش بهره‌وری حامل‌های انرژی مطابق قانون برنامه از یک‌سو اثرات تورمی مستقیم و غیرمستقیمی را بر شاخص بهای تولید و مصرف کالاها و خدمات داشته (که بازتاب آن بر قدرت

---

۱- افزایش قیمت‌های سایه حامل‌های انرژی، زمینه انتقال غیررسمی (قاچاق) آنها را به بازارهای کشورهای همسایه فراهم می‌سازد.

۲- به منبع ۴ رجوع شود.

خرید درآمدهای دولت به‌صورت بازخورد منتقل می‌گردد) و از سوی دیگر با تضعیف رابطه کسری بودجه و منابع پایه پولی، اثرات ضد تورمی پایداری را بر فعالیت‌های اقتصادی وارد می‌نماید.

تغییر قیمت حامل‌های انرژی با توجه به سهم آنها در هزینه‌های تولید، به‌طور مستقیم شاخص بهای تولیدات بخش‌های مختلف اقتصاد را متأثر ساخته (اثرات مستقیم) و نیز از طریق افزایش قیمت سایر نهاده‌هایی که در اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بهای تمام شده آنها افزایش یافته (واسطه‌ای)، در فرایند تولید همان کالاها و خدمات، تورم مضاعفی را به وجود می‌آورند (اثرات غیرمستقیم). بنابراین افزایش قیمت حامل‌های انرژی از طریق مجموع اثرات مستقیم و غیرمستقیم، شاخص بهای تولیدات بخش‌های مختلف اقتصاد را متأثر می‌سازد. شاخص هزینه زندگی و قدرت خرید درآمدهای دولت نیز با توجه به ترکیبات هزینه‌ای آنها در مقابل تغییرات شاخص قیمت تولیدات، تحت تأثیر قرار می‌گیرند. از سوی دیگر، سیاست تداوم پرداخت یارانه به بخش انرژی، زمینه افزایش مستمر کسری بودجه را حداقل به اندازه کاهش درآمد ناشی از عدم تغییر قیمت حامل‌های انرژی مهیا ساخته، که بازتاب انبساطی کسری بودجه مذکور بر منابع پایه پولی و سطح عمومی قیمت‌ها گسترده می‌باشد (با فرض عدم تغییر قیمت حامل‌های انرژی). در تحلیل نهایی، مقایسه دو سیاست تغییر یا عدم تغییر قیمت حامل‌های انرژی بر سطح عمومی قیمت‌ها از طریق شوک‌های سمت عرضه (بازار عوامل تولید) یا تقاضا (تغییرات پایه پولی)، هدف این فرایند مطالعاتی را تشکیل می‌دهد.

این مقاله از پنج بخش تشکیل می‌گردد: در بخش نخست، روند توزیع یارانه بخش انرژی با توجه به سهم مصرفی آن، بین بخش‌های مختلف اقتصاد مورد بررسی قرار می‌گیرد و در قسمت دوم، درآمدهای حاصل از تغییر قیمت حامل‌های انرژی در مقایسه با شاخص‌های کلان اقتصاد، مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند. در بخش سوم، اثرات مستقیم و غیرمستقیم تغییر قیمت حامل‌های انرژی بر شاخص بهای تولید بخش‌های مختلف و نیز شاخص هزینه زندگی با استفاده از یک مدل تعادل عمومی (CGE)[3] محاسبه می‌شود و در قسمت چهارم، اثرات درآمدی بخش دو (با فرض عدم تغییر قیمت حامل‌های انرژی) بر منابع پایه پولی و نرخ تورم تحت فرایند همگرایی بلندمدت[4]، مورد آزمون قرار می‌گیرد. در بخش پایانی نیز نتایج این تحقیق مورد مقایسه تطبیقی قرار می‌گیرد.

## ۱- توزیع یارانه انرژی

تعیین سقف قیمت در بازار حامل‌های انرژی و عدم رشد متناسب میان شاخص بهای انرژی با شاخص قیمت نهاده‌های تولید (کار و سرمایه) از یک‌سو زمینه جایگزینی انرژی را به‌جای سایر

3- Computable General Equilibrium Model

4- Cointegration Method

عوامل تولید مهیا ساخته و از سوی دیگر، مقادیر یارانه تخصیصی به بخش انرژی را افزایش داده است. نمودار ۱، روند شاخص متوسط هزینه نهایی و نیز شاخص بهای انرژی[5] را در اقتصاد ایران نشان می‌دهد. مطابق نمودار مذکور، گسترش شکاف میان دو شاخص فوق، حاکی از رشد پیوسته یارانه پرداختی برای حامل‌های انرژی بوده که حاصل کاهش نسبت شاخص قیمت انرژی به شاخص بهای عوامل تولید (اثرات قیمتی) و نیز افزایش شدت انرژی[6] (نمودار ۲) به دلیل شکل‌گیری تکنولوژی‌های انرژی در فرایند تولید ملی بوده است (اثرات درآمدی)، افزایش شدت انرژی (۴ درصد سالانه) در جریان جایگزینی آن با سایر عوامل در میان‌مدت و بلندمدت، زمینه رشد سریع‌تر مصرف آن را به‌ازای رشد تولید ناخالص داخلی در پی داشته است، به‌طوری‌که در طول دوره مطالعاتی (۷۶-۱۳۵۰)، رشد مصرف آن (۸/۱ درصد) به‌طور متوسط ۲/۵ برابر رشد تولید ناخالص داخلی (۳/۲ درصد) بوده است. جدول ۱، مقادیر یارانه هر یک از حامل‌های انرژی را به‌ازای هزینه نهایی بلندمدت[7] و هزینه فرصت آنها در بازار ترکیه[8] نشان می‌دهد.

مطابق جدول مذکور، نفت سفید (۸۷۳ ریال) و برق (۷۹/۴ ریال) به‌ترتیب بیشترین و کمترین یارانه را بر حسب هزینه نهایی بلندمدت به خود اختصاص داده و بنزین و نفت سفید نیز بالاترین یارانه را به‌ازای هزینه فرصت آنها در بازار ترکیه دارند.

**جدول ۱ : یارانه هر واحد از حامل‌های انرژی در سال ۱۳۷۶**

| نوع حامل | واحد | قیمت‌داخلی | هزینه‌نهایی | قیمت‌درترکیه | یارانه برحسب هزینه‌نهایی | یارانه برحسب قیمت در ترکیه |
|---|---|---|---|---|---|---|
| برق | کیلووات‌ساعت | ۵۰ | ۱۲۹/۴ | ۱۴۸/۸ | ۷۹/۴ | ۹۸/۸ |
| گازطبیعی | مترمکعب | ۳۲/۴ | ۲۱۵ | ۲۹۲/۳ | ۱۸۲/۶ | ۲۶۰/۳ |
| گاز مایع | کیلوگرم | ۸۰ | ۲۳۱/۱ | ۵۳۳/۸ | ۱۵۱/۱ | ۴۵۳/۸ |
| بنزین | لیتر | ۱۶۰ | ۷۴۵/۴ | ۱۵۴۰ | ۵۸۵/۴ | ۱۳۸۰ |
| نفت سفید | لیتر | ۴۰ | ۹۱۳ | ۱۰۶۷/۵ | ۸۷۳ | ۱۰۲۷/۵ |
| گازوئیل | لیتر | ۴۰ | ۸۱۰/۱ | ۱۰۱۵ | ۷۷۰/۱ | ۹۷۵ |
| نفت کوره | لیتر | ۲۰ | ۲۱۷/۳ | ۵۲۵ | ۱۹۷/۳ | ۵۰۵ |

کلیه مقادیر برحسب ریال می‌باشد.

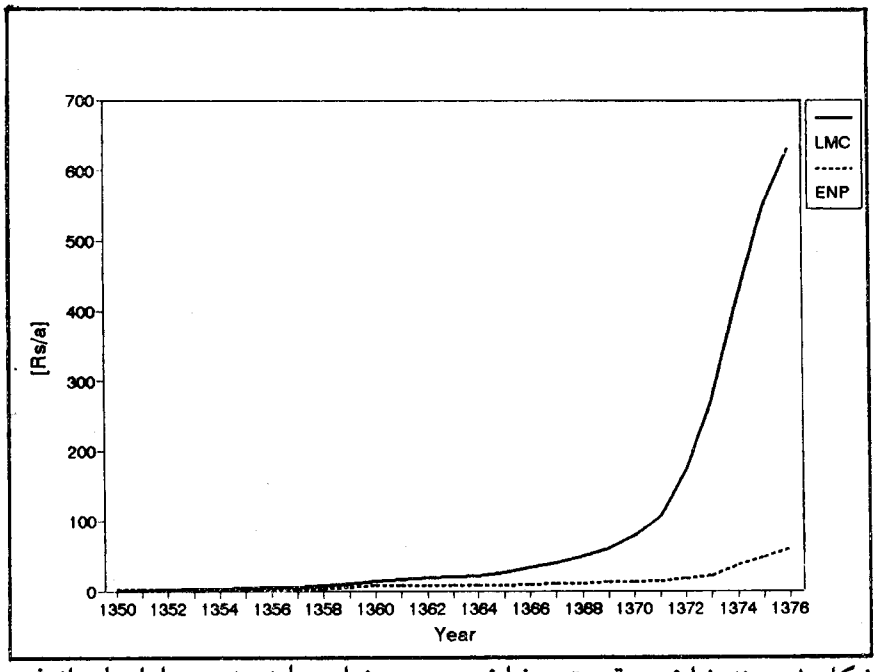
نرخ تسعیر هر دلار معادل ۱۷۵۰ ریال می‌باشد.

۵- شاخص مذکور براساس سهم هزینه‌ای سال ۱۳۷۶ محاسبه گردید.

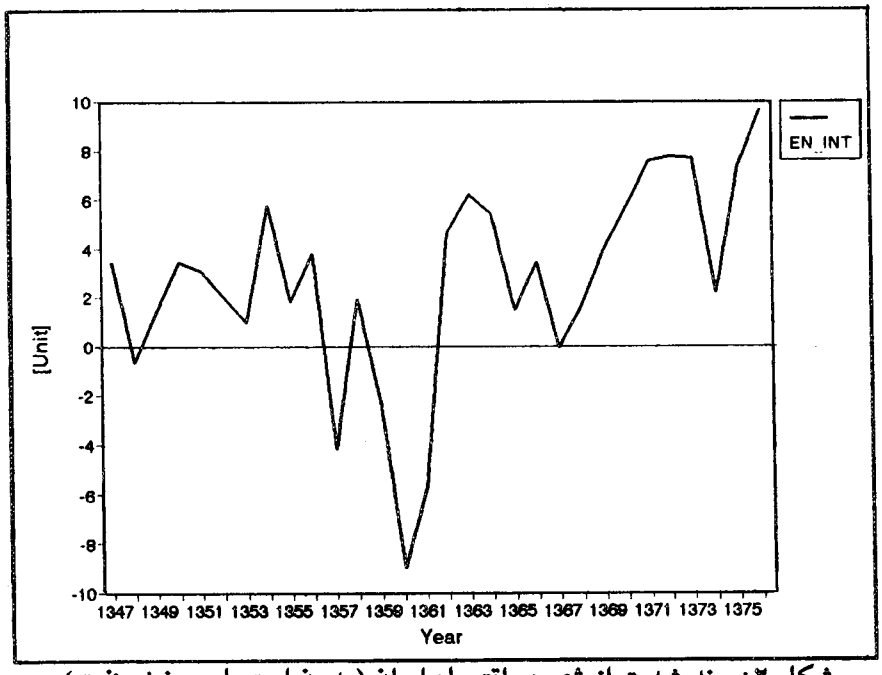
۶- شدت انرژی نسبت تغییرات مصرف انرژی به تغییرات تولید ناخالص داخلی (بدون احتساب بخش نفت) محاسبه گردید.

۷- به منبع ۴ رجوع شود.

۸- وزارت نیرو، ترازنامه انرژی سال ۱۳۷۷.




شکل ۱ : روند شاخص قیمت و شاخص هزینه نهایی بلند مدت حامل‌های انرژی




شکل ۲ :روند شدت انرژی در اقتصاد ایران (بدون احتساب بخش نفت)

جایگاه هر یک از حامل‌های انرژی در فرایند تولید بخش‌های مختلف اقتصاد و شدت تأثیرپذیری آنها به‌ازای تغییرات سطوح تولید در کنار نوسانات قیمتی، به‌طور مستقیم سهم هر یک از حامل‌های انرژی را نسبت به کل یارانه بخش انرژی متأثر می‌سازد و همچنین با توجه به ترکیبات سبد مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصاد، توزیع آن را نیز تغییر می‌دهد. به‌عبارت دیگر، سهم هر یک از بخش‌های اقتصاد در جذب منابع یارانه انرژی به‌ازای شدت مقادیر مصرف و نیز یارانه هر واحد از حامل‌ها تعیین می‌گردد. جدول ۲، توزیع یارانه حامل‌های انرژی را به‌ازای سهم مصرفی هر بخش نشان می‌دهد.

**جدول ۲ : توزیع یارانه بخش انرژی در سال ۱۳۷۶**

| بخش‌های اقتصادی | مقادیر یارانه | سهم |
|---|---|---|
| خانگی | ۱۷۳۴۰ | ٪۳۱ |
| صنعت | ۱۱۷۷۳ | ٪۲۱ |
| تجاری | ۳۷۶۴ | ٪۷ |
| حمل و نقل | ۱۹۰۳۳ | ٪۳۳ |
| کشاورزی[۹] | ۴۵۴۰ | ٪۸ |
| کل | ۵۶۴۵۰ | ٪۱۰۰ |

میلیارد ریال

مطابق جدول مذکور، بخش‌های حمل و نقل و خانگی، بیشترین مقادیر یارانه را به خود اختصاص داده‌اند و به علت سهم بالای مقادیر مصرفی حامل‌های انرژی در بخش‌های خانگی و حمل و نقل (۵۶ درصد)، در مجموع، ۶۴ درصد یارانه انرژی به آنها اختصاص دارد.

## ۲- درآمد ناشی از تغییر قیمت حامل‌های انرژی

در قسمت قبل، روند صعودی یارانه پرداختی برای هر واحد از حامل‌های انرژی در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته است. در این بخش نیز اثرات درآمدی تغییر قیمت حامل‌های انرژی در قالب یک سناریوی پایه تحلیل می‌گردد. مطابق سناریوی مذکور، قیمت بنزین، نفت سفید و گازوئیل به‌ترتیب معادل ۳۵۰، ۱۰۰ و ۱۰۰ ریال و سایر حامل‌های انرژی با ۲۰ درصد رشد نسبت به سال ۱۳۷۷ تعدیل می‌گردند. تغییر قیمت حامل‌های انرژی، متوسط درآمدهای حاصل از فروش آنها را از ۱۲۸۶۴ میلیارد ریال در سال ۱۳۷۷ با رشد ۴۷ درصد به ۱۸۸۷۷ میلیارد ریال[۱۰] در سال ۱۳۷۸ می‌رساند. رقم مذکور نسبت به درآمدهای دولت و نیز تولید ناخالص داخلی (قیمت‌های جاری) در سال ۱۳۷۸ به‌ترتیب معادل ۱۷/۲ و ۴/۵ درصد می‌باشد[۱۱]. افزایش قیمت

۹- نسبتی از یارانه بخش کشاورزی از طریق مصرف گازوئیل به خانوارهای روستایی اختصاص دارد.

۱۰- رشد درآمد مذکور حاصل دو عامل تغییرات سطوح قیمتی و نیز رشد مقادیر مصرف در سال ۱۳۷۸ نسبت به سال ماقبل آن می‌باشد.

۱۱- بخش اعظمی از درآمدهای مذکور توسط هزینه‌های مصرف انرژی واحدهای دولتی تأمین می‌گردد.

حامل‌های انرژی در کنار رشد درآمدهای دائمی بخش انرژی و کاهش کسر بودجه آن، دارای اثرات تورمی بر شاخص بهای تولیدات بخش‌های مختلف اقتصاد می‌باشد. از سوی دیگر، عدم تعدیل بهای آن نسبت به هزینه نهایی تولید نیز کسری بودجه مذکور را به‌ازای رشد قیمت سایر عوامل تولید افزایش داده که منابع تأمین آن عموماً از طریق استقراض از بانک مرکزی می‌باشد. تأمین کسری بودجه دولت به‌طور اعم و بخش انرژی به‌طور اخص از طریق انبساط پایه پولی نیز دارای اثرات تورمی گسترده‌ای بوده که تقلیل قدرت خرید درآمدهای داخلی از اثرات آن می‌باشد[۱۲]. مقایسه اثرات تورمی تأمین مالی کسری بودجه بخش انرژی از طریق افزایش بهای آن و یا استقراض از سیستم بانکی که دارای اثرات پایدار درآمدی و تورمی بوده، محور دو بخش بعدی این فرایند مطالعاتی را تشکیل می‌دهد.

## ۳- اثرات تورمی تغییر قیمت حامل‌های انرژی با استفاده از مدل (CGE)

تغییر قیمت حامل‌های انرژی در بخش‌های مختلف اقتصاد با توجه به سهم انرژی در هزینه عوامل تولید از یک‌سو شاخص قیمت تولید بخش‌های مختلف را متأثر می‌سازد (اثرات مستقیم) و از سوی دیگر، از طریق افزایش بهای سایر نهاده‌های اولیه و واسطه‌ای که به دلیل افزایش قیمت انرژی بهای آنها افزایش یافته (اثرات غیرمستقیم)، اثرات تورمی مضاعفی را به بخش‌های مختلف تولیدی انتقال می‌دهد. محاسبه اثرات مستقیم و غیرمستقیم تغییر قیمت حامل‌های انرژی، مستلزم حصول فرایند همگرایی در مسیر انتقال موقعیت تعادلی[۱۳] در بازار عوامل تولید است که در قالب یک مدل تعادل عمومی قیمت ارائه می‌گردد.

### ۳-۱- ساختار مدل تعادل عمومی

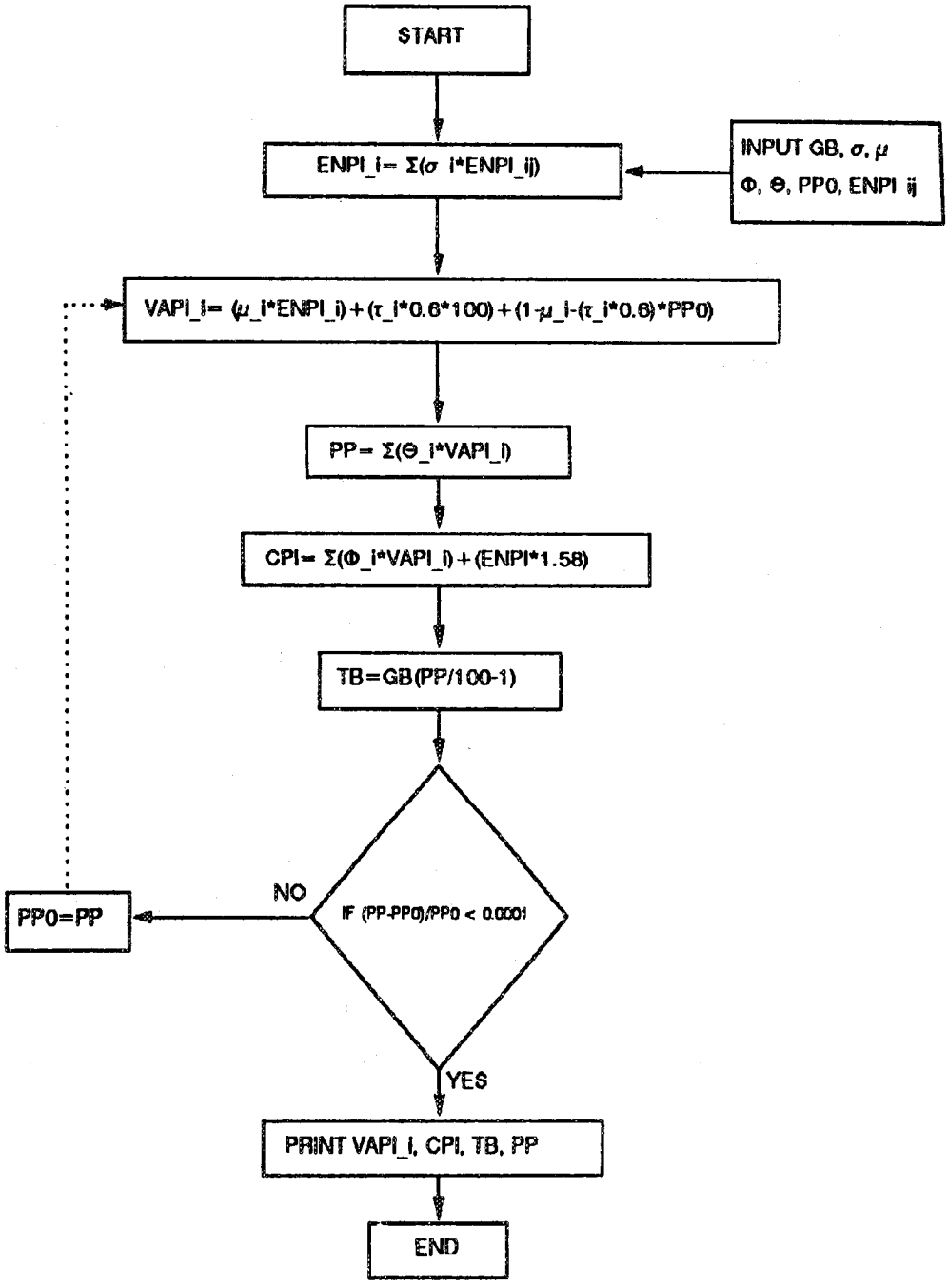
در قسمت قبل، کارکرد مدل تعادل عمومی، در محاسبه اثرات تورمی تغییر قیمت نهاده‌های تولید (کار، سرمایه، انرژی) معرفی گردید. در این بخش نیز ساختار کلان نسخه سوم مدل اثرات تغییر قیمت حامل‌های انرژی (EPI)[۱۴] از نوع تعادل عمومی تبیین می‌گردد. نمودار ۳، فرایند کارکرد مدل تعادل عمومی قیمت حامل‌های انرژی را ارائه می‌نماید. مطابق نمودار مذکور، در مرحله نخست، اثرات تغییر قیمت هر یک از حامل‌های انرژی برحسب سهم هزینه‌ای آنها، شاخص بهای انرژی را متأثر

---

۱۲- مالیات تورمی.

۱۳- تغییر موقعیت تعادلی به‌علت شوک قیمتی سمت عرضه می‌باشد.

۱۴- نسخه‌های اول و دوم مدل اثرات قیمت انرژی (Energy Price Impact) از سال ۱۳۷۲ توسط نگارنده مقاله برای محاسبه اثرات تورمی تغییر قیمت حامل‌های انرژی تدوین شده و در منابع ۳ و ۵ ذکر شده است. نسخه جدید آن نیز ضمن اعمال شرایط مالیات تورمی، قابلیت محاسبه شوک‌های ناشی از تغییر قیمت نهاده‌های اولیه تولید را نیز دارد.


START
ENPI_i= Σ(σ i*ENPI_ij)
INPUT GB, σ, μ
Φ, Θ, PP0, ENPI ij
VAPI_i= (μ_i*ENPI_i)+(τ_i*0.6*100)+(1-μ_i-(τ_i*0.6)*PP0)
PP= Σ(Θ_i*VAPI_i)
CPI= Σ(Φ_i*VAPI_i)+(ENPI*1.58)
TB=GB(PP/100-1)
IF (PP-PP0)/PP0 < 0.0001
NO
PP0=PP
YES
PRINT VAPI_i, CPI, TB, PP
END

نمودار ۳

ساخته و سپس با فرض ثبات در شاخص قیمت نهاده‌های اولیه (کار و سرمایه) و بر مبنای سهم انرژی در ترکیب هزینه‌های تولید، به‌طور مستقیم شاخص بهای تولیدات هر یک از بخش‌های تولیدی[15] را تحت تأثیر قرار می‌دهد. محاسبه شاخص بهای تولید بخش‌های مختلف مطالعاتی، زمینه برآورد شاخص قیمت تولید ناخالص داخلی را براساس سهم هر بخش در فرایند تولیدات داخلی (قیمت جاری) مهیا می‌سازد. شاخص بهای تولید ناخالص داخلی محاسبه شده به‌عنوان متغیر انتقال اثرات تورمی به‌صورت بازخورد[16]، دوباره وارد چرخه محاسباتی شده و از طریق تأثیر بر شاخص قیمت سایر نهاده‌های تولید (کار و سرمایه)، شاخص بهای جدیدی را برای بخش‌های مختلف اقتصاد و نیز تولید ناخالص داخلی ارائه می‌نماید. فرایند مذکور تا حصول همگرایی ادامه می‌یابد[17]. پس از حصول شرایط همگرایی و محاسبه شاخص بهای تولیدات بخش‌های مختلف، زمینه محاسبه شاخص هزینه زندگی نیز با توجه به سهم بخش‌های مختلف تولیدی در سبد مصرفی خانوار (همچنین سهم هزینه‌ای حامل‌های انرژی) مهیا می‌شود. تغییرات شاخص بهای تولید ناخالص داخلی و نیز شاخص هزینه زندگی، به‌طور مستقیم قدرت خرید درآمدهای خانوار و بودجه دولت[18] را تغییر داده و زمینه مقایسه خروجی‌های مدل را با نتایج بخش چهارم مهیا می‌سازند.

## ۲-۳- اثرات مستقیم تغییر قیمت حامل‌های انرژی در مدل تعادل عمومی

شاخص بهای انرژی در بخش‌های مختلف اقتصاد براساس سهم حامل‌های انرژی در سبد هزینه‌ای آنها و نیز شدت نوسانات قیمتی هر یک از حامل‌ها تعیین می‌گردد. به‌طور نمونه سهم گاز طبیعی در سبد مصرف انرژی بخش‌های صنعت و تجاری به‌ترتیب معادل ۲۶ و ۱۵ درصد بوده است. بنابراین هر نوع افزایش بهای گاز طبیعی، اثرات تورمی بزرگ‌تری بر شاخص قیمت انرژی بخش صنعت اعمال می‌نماید. رابطه (۱-۳) نحوه محاسبه شاخص قیمت انرژی را در بخش‌های مختلف اقتصاد براساس سهم هزینه‌ای هر یک از حامل‌ها ارائه می‌نماید.

$$ENPIi = \sum \sigma j \times ENPIij \qquad (۳-۱)$$
$$i = 1, 2, 3, 4$$
$$j = 1, 2, ..., 8$$

مطابق رابطه مذکور، افزایش بهای هر یک از حامل‌های انرژی با توجه به سهم هزینه‌ای آنها،

---

۱۵- بخش‌های مطالعاتی این تحقیق به‌ترتیب شامل کشاورزی، صنعت، حمل و نقل و خدمات می‌باشند.

16- Feedback

۱۷- شرایط همگرایی در سری دنباله‌دار مذکور، کاهش تغییرات نسبی شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی تا ۰/۰۰۰۱ می‌باشد.

۱۸- دو متغیر مذکور به‌صورت برونزا وارد مدل می‌شوند.

مقادیر شاخص قیمت انرژی را در بخش‌های مختلف و با نسبت‌های متفاوتی متأثر می‌سازد. تغییرات شاخص بهای انرژی در هر یک از بخش‌های اقتصاد براساس سهم آن در هزینه عوامل تولید، به‌طور مستقیم شاخص قیمت تولیدات آن بخش را (با فرض عدم تغییر قیمت نهاده‌های اولیه) متأثر می‌سازد (۲-۳).

(۲-۳)

$$VAPIi = (\mu i \times ENPIi) + (li.\ 0.6 \times 100) + (1 - \mu i - (li.\ 0.6) \times 100)$$

رابطه (۲-۳)، اثرات مستقیم تغییر قیمت حامل‌های انرژی را از طریق نوسانات شاخص بهای آن در بخش‌های مختلف اقتصاد و با فرض ثبات در شاخص قیمت نهاده‌های اولیه تولید نشان می‌دهد. محاسبه اثرات تورمی مستقیم، زمینه برآورد اثرات غیرمستقیم تغییر قیمت حامل‌های انرژی را مهیا می‌سازد که در قسمت بعد تبیین می‌گردد.

## ۳-۳- اثرات غیرمستقیم تغییر قیمت حامل‌های انرژی در مدل تعادل عمومی

اثرات مستقیم تغییر قیمت حامل‌های انرژی با فرض ثبات در قیمت نهاده‌های اولیه برای بخش‌های مختلف اقتصاد و با استفاده از رابطهٔ (۲-۳) در قسمت قبلی محاسبه گردید. افزایش شاخص بهای تولیدات بخش‌های مختلف، زمینه محاسبه شاخص قیمت تولید ناخالص داخلی را بر مبنای سهم هر یک از بخش‌های مطالعاتی در کل تولیدات داخلی مهیا می‌سازد (۳-۳).

$$PPt = \sum (\theta i \times VAPIi) \qquad (۳-۳)$$

رابطه (۳-۳)، نحوه محاسبه شاخص بهای کل تولید را ارائه می‌نماید. شاخص مذکور، بیانگر مجموع اثرات مستقیم تغییر قیمت حامل‌های انرژی بر قیمت کل تولیدات داخلی بوده و به‌عنوان متغیر کنترل[19] در مدل تعادل عمومی عمل می‌نماید. متغیر مذکور، قابلیت انتقال اثرات تورمی (ناشی از بازار انرژی) را به قیمت نهاده‌های اولیه داشته و زمینه افزایش بهای آنها را در بخش‌های مختلف و از چرخه دوم[20] عملیات مدل، مطابق رابطه (۴-۳) مهیا می‌نماید.

(۴-۳)

$$VAPIi = (\mu i \times ENPIi) + (li \times 0.6 \times 100) + (1 - \mu i - (li \times 0.6) \times PPt)$$

مطابق رابطه مذکور، شاخص بهای نهاده‌های اولیه تولید که در چرخه نخست مطابق معادله (۲-۳) دارای تغییرات ثابتی بوده (۱۰۰)، در

۱۹- به پاورقی ۱۷ رجوع شود.

20- Second Iteration

چرخه دوم بر اثر شوک انتقالی افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر حسب تغییرات شاخص بهای تولید ناخالص داخلی تأثیر می‌پذیرند (کل سهم سرمایه و ۴۰ درصد سهم نیروی کار در هزینه عوامل تولید)،که زمینه افزایش مجدد شاخص قیمت تولیدات بخش‌های مختلف را به‌وجود می‌آورد. این فرایند شاخص قیمت جدیدی نیز از تولید ناخالص داخلی ارائه کرده[۲۱] که جایگزین مقادیر آن در دوره قبل می‌شود. فرایند فوق تا حصول شرایط همگرایی ادامه می‌یابد. رابطه (۳-۵) شرایط همگرایی را در مدل تعادل عمومی ارائه می‌نماید.

$$\frac{(PP_t - PP_{(t-1)})}{PP_{(t-1)}} \leq 0.0001 \qquad (۳-۵)$$

مطابق نامعادله فوق، شرط همگرایی کاهش تغییرات نسبی متغیر کنترل (شاخص قیمت تولید ناخالص داخلی) به ۰/۰۰۰۱ می‌باشد. پس از حصول شرط مذکور، شاخص قیمت تولیدات بخش‌های مختلف و کل اقتصاد ناشی از مجموع اثرات مستقیم و غیر مستقیم تغییر قیمت حامل‌های انرژی به‌دست می‌آید.

## ۳-۴- اثرات درآمدی

تغییر قیمت حامل‌های انرژی علاوه بر اثرات تورمی مستقیم و غیرمستقیمی که بر شاخص بهای تولیدات داشته، اثرات درآمدی همزمانی بر قدرت خرید خانوارها و درآمدهای دولت اعمال می‌نماید. شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به‌عنوان معیار تغییرات قدرت خرید خانوارها نیز در اثر تغییر شاخص بهای تولیدات بخش‌های مختلف متأثر گشته و در چرخه‌های متوالی فعالیت مدل از طریق رابطه (۳-۶) محاسبه می‌گردد.

$$CPI = \sum \phi i \times VAPIi + (ENPI \times 1.58) \qquad (۳-۶)$$

رابطه مذکور از طریق مجموع حاصل‌ضرب سهم هزینه‌ای[۲۲] تولیدات چهارگروه مطالعاتی (در سبد مصرفی خانوار) در شاخص قیمت تولیدات حاصل از رابطه (۳-۴) محاسبه می‌گردد[۲۳]. تغییرات شاخص هزینه زندگی پس از حصول شرایط همگرایی، معیاری مناسب از ارزیابی مجموع اثرات تورمی تغییر قیمت حامل‌های انرژی می‌باشد. از طرف دیگر، اثرات تورمی مذکور در طی چرخه‌های مختلف، قدرت خرید درآمد عوامل تولید (تولید ناخالص داخلی) و بودجه دولت را متأثر می‌سازد. رابطه‌های (۳-۷) و (۳-۸) که به‌ترتیب از تفاضل درآمدهای عوامل تولید و دولت قبل و بعد از تغییر قیمت حامل‌های انرژی به‌دست آمده‌اند، بیانگر مقادیر کاهش

۲۱- در جریان چرخه‌های متوالی، سهم بخش‌های مختلف در تولید ناخالص داخلی نسبت به سال پایه (۱۳۷۶) ثابت می‌باشد.

۲۲- سهم هزینه‌ای کالاها و خدمات براساس بررسی بودجه خانوار شهری سال ۱۳۷۵ اداره آمار اقتصادی بانک مرکزی تنظیم گردید.

۲۳- سهم واردات و شاخص بهای آن در سبد مصرفی خانوار ثابت فرض گردید.

قدرت خرید درآمد ناخالص داخلی به‌طور اعم و بودجه دولت به‌طور اخص می‌باشند.

$$GDP = GDP\ (PP / 100 - 1) \qquad (۳-۷)$$

$$TB = GB\ (PP / 100 - 1) \qquad (۳-۸)$$

نتایج حاصل از برآورد معادلات (۶-۳)، (۷-۳) و (۸-۳)، یکی از معیارهای تطبیق دو سیاست تأمین مالی کسری بودجه بخش انرژی بوده که پس از حصول شرایط همگرایی در مدل، با نتایج حاصل از آزمون معادلات بخش چهار قابل مقایسه می‌باشد.

### ۵-۳- نتایج آزمون مدل EPI

آزمون مدل EPI با فرض تغییر قیمت حامل‌های انرژی بر مبنای سناریوی توضیحی در بخش دوم مقاله انجام پذیرفت. مطابق نتایج حاصله، شاخص بهای تولیدات بخش‌های مختلف بر مبنای سهم انرژی در هزینه عوامل تولید (اثرات مستقیم) و نیز مقادیر شدت انرژی در فرایند تولید نهاده‌های واسطه‌ای مورد مصرف در هر بخش (اثرات غیرمستقیم) محاسبه گردید. جدول ۳، مقادیر شاخص بهای تولیدات بخش‌های مختلف، شاخص قیمت تولید ناخالص داخلی و نیز شاخص هزینه زندگی را برای سال ۱۳۷۸ (نسبت به سال پایه ۱۳۷۷) نشان می‌دهد.

**جدول ۳ : اثرات تورمی تغییر قیمت حامل‌های انرژی[۲۴]**

| بخش | شاخص قیمت |
|---|---|
| صنعت | ۱۰۴/۷ |
| کشاورزی | ۱۰۴/۱ |
| خدمات | ۱۰۴/۵ |
| حمل و نقل | ۱۱۵/۱ |
| شاخص بهای تولید | ۱۰۵/۴ |
| شاخص هزینه زندگی | ۱۰۵/۷ |

مطابق جدول مذکور، بخش‌های کشاورزی و حمل و نقل، به‌ترتیب کمترین (۴/۱ درصد) و بیشترین (۱۵/۱ درصد) رشد را در شاخص بهای تولیدات خود داشته و شاخص هزینه زندگی نیز دارای ۵/۷ درصد رشد می‌باشد. از سوی دیگر، اثرات تورمی مذکور بر قدرت خرید بودجه دولت، معادل ۵۸۹۰ میلیارد ریال بوده که به‌طور مستقیم، توان پرداخت درآمدهای دولت را خواهد کاست.

## ۴- تأمین مالی کسری بودجه بخش انرژی از منابع پایه پولی

در قسمت دوم این مقاله، درآمدهای اضافی ناشی از تغییر قیمت حامل‌های انرژی، معادل ۶۰۱۳ میلیارد ریال برآورد گردید که با تورم ۵/۷ درصدی ناشی از تکان بازار عوامل تولید (سمت عرضه) همراه بوده است. عدم تغییر قیمت حامل‌های انرژی نیز مطابق مباحث مذکور،

۲۴- اثرات مذکور، پس از حصول شرایط همگرایی در مدل به‌دست آمده، که تنها ۶۵ درصد آن در سال نخست نمایان می‌گردد.

درآمدهای بالقوه دولت را معادل ۶۰۱۳ میلیارد ریال کاهش داده که تأمین آن از منابع پایه پولی با توجه به اندازه ضریب تکاثری عناصر پایه پولی در سال ۱۳۷۶ (۲/۶۸)[۲۵]، حجم نقدینگی را معادل ۱۶۱۱۴ میلیارد ریال افزایش می‌دهد. افزایش حجم نقدینگی نیز از طریق تأثیر بر تقاضای اسمی، سطح عمومی قیمت‌ها را متأثر ساخته و قدرت خرید درآمدهای ملی و بودجه دولت را کاهش می‌دهد. در این بخش از تحقیق، اثرات تورمی تأمین مالی یارانه بخش انرژی از منابع پایه پولی (با فرض عدم تغییر در قیمت حامل‌های انرژی) در کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار می‌گیرد. به‌منظور بررسی رابطه میان حجم نقدینگی و نرخ تورم به‌طور اعم و درآمدهای بالقوه بخش انرژی (مطابق سناریوی پایه) و سطح عمومی قیمت‌ها به‌طور اخص، در مرحله نخست رفتار هر یک از متغیرهای مذکور تحت آزمون مانایی[۲۶] قرار گرفته تا واکنش آنها نسبت به شوک‌های وارده تحلیل گردد. در صورتی که اثر شوک‌های مختلف بر حجم نقدینگی و نرخ تورم در طول زمان پایدار بوده (دو سری دارای توزیع تصادفی نامانا[۲۷] باشند)، ضرایب برآورد شده از طریق روش‌های متداول حداقل مربعات یا حداکثر راستنمایی، ناکارا و تورش‌دار خواهند بود. بنابراین قبل از تخمین مدلی که رابطه بلندمدت حجم نقدینگی و نرخ تورم را تصریح نماید، اجرای آزمون ریشه واحد، اجتناب ناپذیر می‌باشد.

بروز شوک‌های اقتصادی (نوسانات قیمت جهانی نفت، اجرای سیاست‌های تعدیل یا تثبیت اقتصادی، تغییر ارزش پولی ملی) و غیراقتصادی (پیروزی انقلاب اسلامی، تحریم، آغاز جنگ تحمیلی)، اثرات متفاوتی بر روند هر یک از متغیرهای کلان به‌طور اعم و متغیرهای مذکور به‌طور اخص داشته و در برخی موارد، اثرات فوق، مقطعی و گذرا بوده و در موارد دیگر نیز همراه با شکست‌های ساختاری در روند متغیرهای اقتصادی می‌باشند. در شرایطی که شوک‌های مختلف، شکست‌هایی را در روند حرکت متغیری ایجاد نمایند، اعمال اثرات تغییر ساختار نیز در حین آزمون ریشه واحد ضروری می‌باشد. پرون در سال ۱۹۸۹، آزمونی را برای بررسی ریشه واحد در کنار شرایط شکست ساختاری ارائه نموده[۳۵] که در ادامه این تحقیق، مورد استفاده قرار می‌گیرد.

## ۱-۴- بردارهای هم انباشتگی

سیاست‌های پولی سه دهه اخیر در اقتصاد ایران به‌شدت متأثر از سیاست‌های مالی بوده و افزایش مستمر خالص بدهی دولت به بانک مرکزی (ناشی از کسری بودجه ساختاری)، مهم‌ترین عنصر تأثیرگذار بر منابع پایه پولی بوده است[۲۹]. تغییرات

---

۲۵- نسبت نقدینگی به پایه پولی، ترازنامه اقتصادی سال ۱۳۷۶، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

26- Stationary test

27- Non stationary

۲۸- به منبع ۱۰ رجوع شود.

۲۹- به منابع ۲ و ۷ رجوع شود.

منابع پایه پولی نیز با نوسانات ضرایب تکاثری ناشی از رفتار پولی جامعه و تغییرات سبد ذخایر بانک‌ها نزد بانک مرکزی، حجم نقدینگی را متأثر ساخته و با تغییرات مقادیر نقدینگی، عملاً تقاضای اسمی و سطح عمومی قیمت‌ها نیز تغییر یافته است. نمودار ۴، روند نقدینگی انباشته و شاخص هزینه زندگی و نمودار ۵ نیز جریان نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد شاخص هزینه زندگی را در اقتصاد ایران (۷۶-۱۳۴۰) نشان می‌دهد. مطابق نمودار مذکور، رابطه همسویی بین دو متغیر وجود داشته که نتایج حاصل از آزمون بردارهای هم‌انباشتگی نیز مطلب فوق را تأیید کرده که در ادامه، مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای آزمون بردارهای هم‌انباشتگی در مرحله نخست، آزمون ریشه واحد پرون برای بررسی فرضیه مانایی دو متغیر مورد استفاده قرار می‌گیرد (۱-۴).

(۱-۴)

$$Xt = \alpha_1 + \alpha_2 \times X_{t-1} + \sum \gamma i \times \Delta Xi + \alpha_3 \times DUMt + \alpha_4 \times DTB + \alpha_5 \times DT + \alpha_6 \times T + \varepsilon t$$

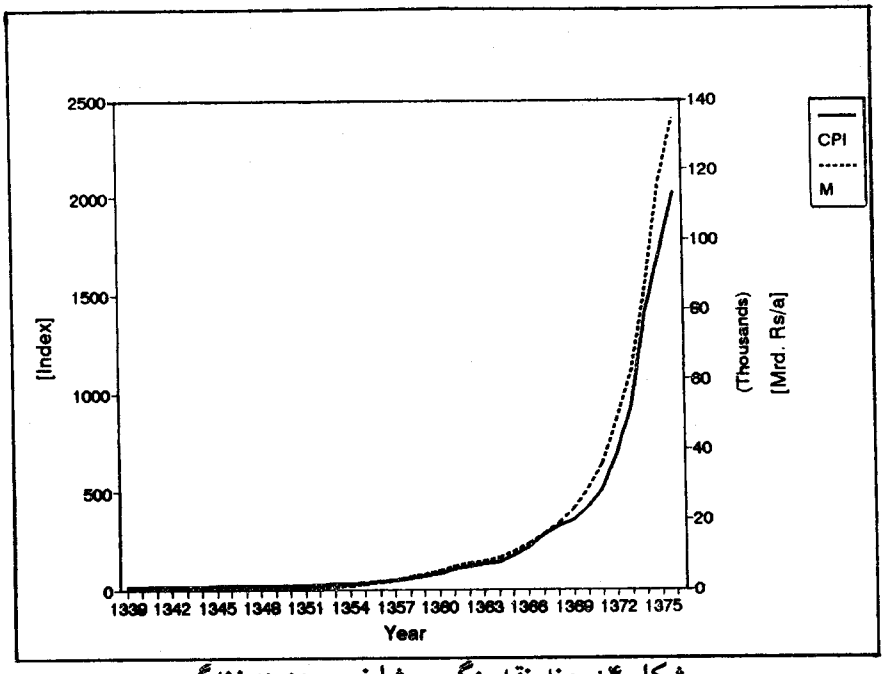
مطابق رابطه مذکور، Xt متغیر مورد آزمون بوده که سه عنصر اول معادله آن، شکل تکامل یافته رابطه دیکی - فولر می‌باشد[۳۰]. DUMt متغیر مجازی برای انتقال موازی ناشی از اثرات ساختاری شوک‌های مختلف بوده که عرض از مبدا را متأثر می‌سازد. متغیر T، روند بلندمدت رفتار متغیر بوده و DTB ، DT نیز اثرات شوک‌های مختلف بر شیب تابع می‌باشند. چگونگی تصریح مدل مذکور و نحوه انتخاب متغیرهای مستقل آن به ماهیت رفتار متغیر وابسته و چگونگی تأثیرپذیری آن از شوک‌های مختلف بستگی داشته و امکان حذف برخی از متغیرهای مجازی نیز در مدل وجود دارد. براساس نتایج حاصل از آزمون رابطه (۱-۴)، اگر قدر مطلق مقادیر آماره (t) برای $\alpha 2$ بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی آن در سطح ۱٪، ۵٪ و یا ۱۰٪ باشد (طبق جدول آماره آزمون پرون) می‌توان حکم بر مانایی متغیر مورد نظر داد. در غیر این صورت، Xt نامانا بوده و ΔX به‌عنوان متغیر وابسته مورد آزمون قرار می‌گیرد.

## ۲-۴- نتایج آزمون بردارهای هم‌انباشتگی

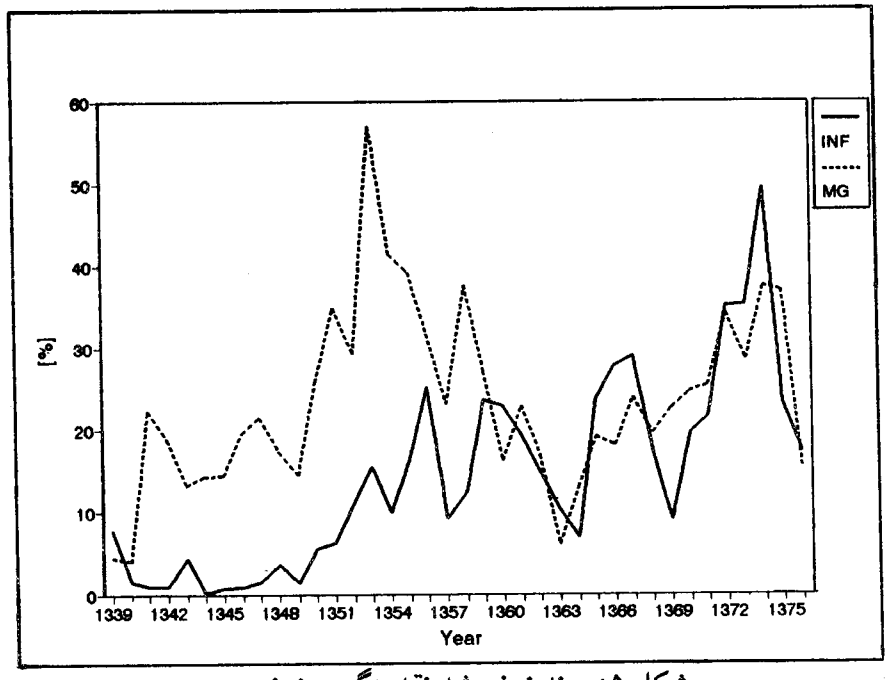
آزمون معادله (۱-۴) برای متغیرهای حجم نقدینگی و شاخص هزینه زندگی علی‌رغم اعمال شرایط شکست ساختاری (۱۳۵۰) حاکی از نامانایی متغیرهای مذکور در سطح می‌باشد. بنابراین تفاضل‌های مرتبه دوم و اول، به‌ترتیب برای حجم نقدینگی و شاخص هزینه زندگی مورد استفاده قرار گرفته تا دو متغیر به وضعیت مانایی برسند. نتایج حاصل از آزمون پرون برای تفاضل‌های مذکور در جدول ۴ درج گردیده است[۳۱].

۳۰- به منبع ۱۱ رجوع شود.

۳۱- جداول خروجی آزمون پرون در پیوست الف درج گردیده‌اند.




شکل ۴: روند نقدینگی و شاخص هزینه زندگی




شکل ۵: روند نرخ رشد نقدینگی و نرخ تورم

**جدول ۴ : درجه انباشتگی متغیرها**

| نام‌متغیر | ضریب‌وقفه | مقدار t | درجه‌انباشتگی |
|---|---|---|---|
| LCPI | -۰/۹۱ | -۴/۴۹ | I (1) |
| LM | -۱/۶۴ | -۵/۸۴ | I (2) |

مقادیر بحرانی در سطح ۱٪ معادل ۴/۴۳- می‌باشد.

مطابق نتایج فوق، مقادیر لگاریتم حجم نقدینگی و شاخص هزینه زندگی مطابق رابطه مذکور به ترتیب منفی و مثبت می‌باشند. به عبارت دیگر پس از سال ۱۳۵۰، روند تغییرات شاخص هزینه زندگی در سطح اطمینان ۹۹ درصد به‌ترتیب پس از دو و یک مرحله تفاضل‌گیری مانا گردیدند. بردارهای هم انباشتگی آنها نیز به‌منظور حصول شرایط همگرایی بلندمدت می‌باید از درجه صفر باشد. ضرایب تخمینی بردار هم انباشتگی رابطه بین دو متغیر در زیر ارائه شده است[۳۲].

$$LCPI = 1.198 + 0.965\ D(LM) + 0.0796\ DT + 0.112\ DTB - 0.174\ DUM$$
$$(51.8) \quad (3.5) \quad (52) \quad (1.9) \quad (-5.5)$$

مطابق نتایج حاصل از آزمون معادله (۱-۴)، جمله اخلال معادله همگرایی، انباشته از درجه صفر بوده (پیوست الف) که وجود رابطه بلندمدت میان تغییرات حجم نقدینگی (یا سایر متغیرهای مؤثر بر آن) و شاخص هزینه زندگی را در سطح اطمینان ۱۰ درصد تأیید می‌نماید. ضرایب مربوط به اثرات شکست ساختاری بر عرض، از مبداء و شیب معادله شاخص هزینه زندگی مطابق رابطه مذکور به ترتیب منفی و مثبت می‌باشند. به عبارت دیگر پس از سال ۱۳۵۰، روند تغییرات شاخص هزینه زندگی علی‌رغم کاهش مقادیر ثابت آن نسبت به تغییرات نقدینگی حساس‌تر شده است. از سوی دیگر، ضریب تغییرات حجم نقدینگی در معادله فوق، معادل ۰/۹۶ درصد بوده است و در واقع، هر یک درصد رشد نقدینگی، در بلندمدت، ۰/۹۶ درصد تورم ایجاد می‌نماید. روند بلندمدت نرخ تورم نیز پس از سال ۱۳۵۰ به‌طور متوسط ۸ درصد می‌باشد[۳۳].

حرکت در جهت روند تعادلی بلندمدت شاخص هزینه زندگی مطابق معادله مذکور به شدت تأثیرپذیری و سرعت حرکت تعادلی کوتاه‌مدت آن نیز بستگی دارد. بنابراین، تحقق همگرایی بلندمدت دو متغیر مورد بررسی، مستلزم تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت آنها می‌باشد. معادله صفحهٔ بعد، رابطه کوتاه‌مدت بین شاخص هزینه زندگی و حجم نقدینگی را با توجه به درجه انباشتگی آنها ارائه می‌نماید (ECM)[۳۴].

---

۳۲- نتایج تفصیلی آزمون در پیوست ب درج گردیده است.

۳۳- متغیر روند کل دوره به علت علامت نادرست ضریب تخمینی از معادله حذف گردید.

34- Error Correction Model

$$D(LCPI) = 0.01 + 0.24\ D(DLM)$$
$$(1.4) \qquad (1.9)$$
$$+ 0.83D(LCPI\ (t-1)) - 0.33\ ECM(t-1)$$
$$(8.9) \qquad (-3.6)$$

مطابق نتایج حاصله، یک درصد تغییر در نرخ رشد نقدینگی، معادل ۰/۲۴ نرخ رشد تورم را در کوتاه‌مدت افزایش داده (تغییرات مذکور در نرخ رشد نقدینگی بوده و نه رشد نقدینگی ($\Delta(\Delta LM)$) و تغییر نرخ تورم دوره قبل (نسبت به‌دو دوره قبل) نیز به‌طور متوسط ۰/۸۳ درصد نرخ تورم را در دوره فعلی افزایش می‌دهد. ضریب تعدیل جزئی که به نوعی بیانگر تئوری انتظارات تطبیقی بوده و نقش انتظارات تورمی را تصریح کرده (به‌علت علامت منفی ضریب) معادل ۰/۳۳- درصد می‌باشد. به‌عبارت دیگر، متغیر ECM که جمله اخلال حاصل از رگرسیون معادله هم‌انباشتگی بوده، سرعت نیل به تعادل بلندمدت را به‌ازای تغییر در متغیرهای توضیحی و روند تغییرات ساختاری تبیین می‌نماید. مطابق ضریب مذکور، سالانه ۰/۳۳ درصد از عدم تعادل‌های بلندمدت (ناشی از نوسانات متغیرهای مستقل تابع شاخص هزینه زندگی) در مسیر حصول به شرایط تعادلی تقلیل می‌یابد.

تأمین مالی یارانه بخش انرژی از منابع پایه پولی، علاوه بر افزایش تقاضای کل، نوعی مالیات تورمی را نیز از طریق افزایش قیمت‌ها بر قدرت خرید درآمد ملی اعمال می‌نماید، که مقادیر آن (طبق تعریف بانک جهانی) از طریق رابطه (۴-۲) محاسبه می‌شود. متغیرهای M و P نیز در این رابطه به‌ترتیب مقادیر حجم پول و نرخ تورم می‌باشند.

$$TI = M\ (P/\ (1+P)) \qquad (۴-۲)$$

مطابق رابطه مذکور، مقدار مالیات تورمی در مجموعه نظام اقتصادی بر مبنای کاهش قدرت خرید حجم پول موجود در ابتدای هر دوره تعیین می‌شود. بنابراین در شرایطی که حجم پول معادل ۷۹۷۰۹ میلیارد ریال (در ابتدای دوره) و نرخ تورم (ناشی از انبساط پایه پولی) نیز ۹/۱ درصد بوده، عملاً مقادیر مالیات تورمی معادل ۶۶۴۹ میلیارد ریال خواهد بود. مبلغ مذکور، ۶/۳ درصد کل بودجه دولت و ۱۰ درصد بیش از درآمدهای اضافی ناشی از تغییر قیمت حامل‌های انرژی در سال ۱۳۷۸ می‌باشد.

## ۳-۴- شبیه‌سازی کسری مالی بخش انرژی با استفاده از نتایج بردارهای هم‌انباشتگی

عدم تغییر قیمت حامل‌های انرژی، کسری مالی معادل ۶۰۱۳ میلیارد ریال مطابق سناریوی پایه تحقیق در بودجه دولت ایجاد نموده که تأمین آن از منابع پایه پولی با توجه به ضریب تکاثری خلق پول، حجم نقدینگی را معادل ۱۶۱۱۵ میلیارد ریال افزایش داده که در مقایسه با سال ۱۳۷۷ (۱۶۷۸۹۱ میلیارد ریال) رشدی معادل ۹/۵ درصد را نشان می‌دهد. رشد حجم نقدینگی با توجه به نتایج آزمون بردارهای هم‌انباشتگی، در بلندمدت تورمی معادل ۹/۱ درصد ایجاد می‌نماید. از سوی دیگر،

افزایش قیمت حامل‌های انرژی، درآمد دائمی را در بودجه دولت برای سال‌های متمادی ایجاد کرده که قدرت خرید آن به قیمت‌های سال ۱۳۷۸ (با فرض نرخ تورم ۱۵ درصد) معادل ۷/۷ برابر درآمد حاصل از فروش حامل‌های انرژی در سال ۱۳۷۸ (۶۰۱۳ میلیارد ریال) خواهد بود (۲-۴).

(۴-۳)

$$ENR_PV = ENR\ (1+\sum 1 / (1+0.15)\hat{}i)$$

به‌عبارت دیگر، عدم تغییر قیمت حامل‌های انرژی، کسری پایداری را برای بودجه سالیان آتی ایجاد نموده که تأمین آن از منابع پایه پولی به قیمت‌های پایه سال ۱۳۷۸ از طریق رابطه (۲-۴) معادل ۴۶۳۰۰ میلیارد ریال خواهد بود (کسری ۶۰۱۳ میلیارد ریالی در صورت ثابت ماندن قیمت حامل‌های انرژی برای سال‌های بعد نیز در بودجه تکرار می‌شود) که با توجه به ضریب تکاثری خلق پول، عملاً حجم نقدینگی را معادل ۱۲۴۰۸۴ میلیارد ریال (در یک دوره ۲۰ ساله به قیمت‌های امروز) افزایش داده که رشد ۷۴ درصدی در حجم نقدینگی و تورمی معادل ۷۱ درصد را به‌صورت انباشته به‌دنبال دارد.

## ۵- نتیجه گیری

کاهش نسبت شاخص بهای انرژی به شاخص قیمت نهاده‌های تولید در طی ۲۶ سال گذشته، زمینه جایگزینی انرژی را به‌جای سایر عوامل تولید مهیا کرده و موجب رشد شاخص شدت انرژی در اقتصاد ایران گردید. رشد شدت انرژی در فرایند تولید در کنار گسترش شکاف میان شاخص هزینه نهایی و شاخص قیمت فروش، حامل‌های انرژی یارانه تخصیصی به این بخش را افزایش داده است، به‌طوری‌که نسبت آن به کل بودجه دولت در سال ۱۳۷۶، معادل ۴۹ درصد بوده است. تداوم فرایند مذکور با توجه به افزایش مستمر شاخص بهای عوامل تولید و واردات در سه دهه گذشته و رشد نیازهای یارانه‌ای بخش انرژی، بودجه بخش مذکور را به‌طور اخص و بودجه دولت را به‌طور اعم با عدم تعادل‌های شدیدی مواجه نموده که ادامه آن، حتی در کوتاه‌مدت نیز غیرممکن می‌باشد. بنابراین تعدیل قیمت حامل‌های انرژی به‌عنوان یک راهکار مطرح گردید. افزایش قیمت حامل‌های انرژی به‌منظور کاهش کسری بودجه آن در کنار سیاست ثبات در قیمت حامل‌های انرژی و جبران کسری بودجه آن از منابع پایه پولی به‌عنوان دو سیاست اقتصادی در این تحقیق مورد مقایسه قرار گرفت. سیاست نخست در قالب یک سناریوی پایه، ضمن ایجاد درآمدهای پایدار (۶۰۱۳ میلیارد ریال) در بخش انرژی، تورمی معادل ۵/۷ درصد (ناشی از تکان سمت عرضه) ایجاد می‌نماید. سیاست دوم نیز ضمن انبساط منابع پایه پولی از یک سو تورمی معادل ۹/۱ درصد بر قدرت خرید آحاد جامعه اعمال نموده و از سوی دیگر، تورم انباشته‌ای ناشی از عدم تحقق یک درآمد دائمی در بودجه ایجاد کرده که در بلندمدت (۲۰ سال) معادل ۷۱ درصد می‌باشد (تأمین آن از منابع پایه پولی و به قیمت‌های امروز خواهد بود).

## پیوست الف

LS // Dependent Variable is D(DDLM)
Date: 2-15-1999 / Time: 11:44
SMPL range: 1342 - 1376
Number of observations: 35

| VARIABLE | COEFFICIENT | STD. ERROR | T-STAT. | 2-TAIL SIG. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.0002116 | 0.0051290 | 0.0412617 | 0.9674 |
| D(DLM(-1)) | -1.6441804 | 0.2815106 | -5.8405623 | 0.0000 |
| D(DDLM(-1)) | 0.2423511 | 0.1734067 | 1.3975875 | 0.1722 |
| DB50 | 0.0437621 | 0.0305815 | 1.4309993 | 0.1624 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.673105 | Mean of dependent var | -0.004146 |
| Adjusted R-squared | 0.641470 | S.D. of dependent var | 0.049213 |
| S.E. of regression | 0.029468 | Sum of squared resid | 0.026918 |
| Log likelihood | 75.81724 | F-statistic | 21.27724 |
| Durbin-Watson stat | 1.791498 | Prob(F-statistic) | 0.000000 |

LS // Dependent Variable is D(DLCPI)
Date: 2-15-1999 / Time: 11:46
SMPL range: 1341 - 1376
Number of observations: 36

| VARIABLE | COEFFICIENT | STD. ERROR | T-STAT. | 2-TAIL SIG. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.0112373 | 0.0099025 | -1.1347922 | 0.2652 |
| T | 0.0023744 | 0.0008832 | 2.6883054 | 0.0115 |
| DU50 | 0.0172262 | 0.0143283 | 1.2022491 | 0.2384 |
| D(LCPI(-1)) | -0.9116563 | 0.2032068 | -4.4863477 | 0.0001 |
| D(DLCPI(-1)) | 0.3287444 | 0.1691652 | 1.9433339 | 0.0611 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.406725 | Mean of dependent var | 0.001743 |
| Adjusted R-squared | 0.330173 | S.D. of dependent var | 0.029250 |
| S.E. of regression | 0.023939 | Sum of squared resid | 0.017766 |
| Log likelihood | 85.97013 | F-statistic | 5.313074 |
| Durbin-Watson stat | 2.182280 | Prob(F-statistic) | 0.002234 |

## پیوست ب

LS // Dependent Variable is LCPI
Date: 2-24-1989 / Time: 13:59
SMPL range: 1339 - 1376
Number of observations: 38

| VARIABLE | COEFFICIENT | STD. ERROR | T-STAT. | 2-TAIL SIG. |
|---|---|---|---|---|
| C | 1.1982147 | 0.0231370 | 51.787766 | 0.0000 |
| D(LM) | 0.9649996 | 0.2738387 | 3.5239701 | 0.0013 |
| DT50 | 0.0796044 | 0.0015200 | 52.370933 | 0.0000 |
| DU50 | -0.1736654 | 0.0318786 | -5.4477135 | 0.0000 |
| DB50 | 0.1117732 | 0.0575505 | 1.9421767 | 0.0607 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.994237 | Mean of dependent var | 1.904360 |
| Adjusted R-squared | 0.993539 | S.D. of dependent var | 0.661008 |
| S.E. of regression | 0.053134 | Sum of squared resid | 0.093165 |
| Log likelihood | 60.28883 | F-statistic | 1423.340 |
| Durbin-Watson stat | 0.681749 | Prob(F-statistic) | 0.000000 |

LS // Dependent Variable is D(LCPI)
Date: 2-24-1989 / Time: 14:02
SMPL range: 1340 - 1376
Number of observations: 37

| VARIABLE | COEFFICIENT | STD. ERROR | T-STAT. | 2-TAIL SIG. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.0088864 | 0.0065394 | 1.3589023 | 0.1834 |
| D(DLM) | 0.2395839 | 0.1258314 | 1.9040071 | 0.0657 |
| D(LCPI(-1)) | 0.8279206 | 0.0934240 | 8.8619676 | 0.0000 |
| ECM(-1) | -0.3282190 | 0.0908142 | -3.6141836 | 0.0010 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.725521 | Mean of dependent var | 0.056344 |
| Adjusted R-squared | 0.700568 | S.D. of dependent var | 0.043348 |
| S.E. of regression | 0.023720 | Sum of squared resid | 0.018567 |
| Log likelihood | 88.04902 | F-statistic | 29.07593 |
| Durbin-Watson stat | 2.090741 | Prob(F-statistic) | 0.000000 |

LS // Dependent Variable is D(ECM)
Date: 2-24-1989 / Time: 14:05
SMPL range: 1340 - 1376
Number of observations: 37

| VARIABLE | COEFFICIENT | STD. ERROR | T-STAT. | 2-TAIL SIG. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.0028262 | 0.0066874 | 0.4226135 | 0.6752 |
| ECM(-1) | -0.2822831 | 0.1537288 | -1.8362402 | 0.0748 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.087871 | Mean of dependent var | 0.003987 |
| Adjusted R-squared | 0.061810 | S.D. of dependent var | 0.041809 |
| S.E. of regression | 0.040496 | Sum of squared resid | 0.057397 |
| Log likelihood | 67.16977 | F-statistic | 3.371778 |
| Durbin-Watson stat | 1.802696 | Prob(F-statistic) | 0.074828 |

## پیوست ج

```
REM CHECK.1
REM PRINT EID, EIF, EIG, EIK, EIL, EIO, EIN, EIE
REM PRINT ESD, ESF, ESG, ESK, ESL, ESO, ESN, ESE
REM PRINT EAD, EAF, EAG, EAK, EAL, EAO, EAN, EAE
REM PRINT ETD, ETF, ETG, ETK, ETL, ETO, ETN, ETE
REM PRINT DIS, FUL, GSL, KER, LPG, OTH, GAS, ELE
REM PRINT LI, LS, LA, LT
REM PRINT CI, CS, CA, CT
REM PRINT EI, ES, EA, ET
REM PRINT IND, SER, AGR, TRC
REM PRINT PI, PS, PA, PT, PE
REM PRINT BD, BF, BG, BK, BL, BO, BN, BE
230 EPID = ((EID * DIS) + (EIF * FUL) + (EIG * GSL) + (EIK * KER)
+ (EIL * LPG) + (EIO * OTH) + (EIN * GAS) + (EIE * ELE)) / 100
240 EPSD = ((ESD * DIS) + (ESF * FUL) + (ESG * GSL) + (ESK * KER)
+ (ESL * LPG) + (ESO * OTH) + (ESN * GAS) + (ESE * ELE)) / 100
250 EPAD = ((EAD * DIS) + (EAF * FUL) + (EAG * GSL) + (EAK * KER)
+ (EAL * LPG) + (EAO * OTH) + (EAN * GAS) + (EAE * ELE)) / 100
260 EPTD = ((ETD * DIS) + (ETF * FUL) + (ETG * GSL) + (ETK * KER)
+ (ETL * LPG) + (ETO * OTH) + (ETN * GAS) + (ETE * ELE)) / 100
270 BEPI = ((BD * DIS) + (BF * FUL) + (BG * GSL) + (BK * KER)
+ (BL * LPG) + (BO * OTH) + (BN * GAS) + (BE * ELE)) / 100

REM CHECK.2
REM 280 PRINT "EPID ="; EPID
REM 290 PRINT "EPSD ="; EPSD
REM 300 PRINT "EPAD ="; EPAD
REM 310 PRINT "EPTD ="; EPTD
REM 320 PRINT "BEPI ="; BEPI
330 PP = 100
340 FOR I = 1 TO 5000
350 PP(0) = PP
360 INDP = (EPID * EI) + (LI * .6 * 100) + ((CI + (.4 * LI)) * PP(0))
370 SERP = (EPSD * ES) + (LS * .6 * 100) + ((CS + (.4 * LS)) * PP(0))
380 AGRP = (EPAD * EA) + (LA * .6 * 100) + ((CA + (.4 * LA)) * PP(0))
390 TRCP = (EPTD * ET) + (LT * .6 * 100) + ((CT + (.4 * LT)) * PP(0))
400 PP = ((IND * INDP) + (SER * SERP) + (AGR * AGRP) + (TRC * TRCP)) / 100
410 CPI = ((PI * INDP) + (PS * SERP) + (PA * AGRP) + (PT * TRCP) + (PE * BEPI)) / 10
415 TB = 109750 * ((PP / 100) - 1)
416 IT = 79709 * (.091 / (1.091))
418 TBR = T / 109750 * 100
```

## منابع


۱- داوودی - پرویز، سیاست‌های تثبیت اقتصادی و برآورد مدل پویای تورم در ایران، پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، معاونت اقتصادی وزارت دارایی، بهار ۱۳۷۶.

۲- کمیجانی - اکبر، سیاست‌های پولی مناسب جهت تثبیت فعالیت‌های اقتصادی، طرح تحقیق، معاونت اقتصادی وزارت دارایی، پاییز ۱۳۷۴.

۳- باستانزاد - حسین، مقایسه کارکرد مدل‌های تعادل عمومی با تکنیک‌های داده - ستانده در بررسی اثرات تورمی تغییر قیمت نهاده‌های تولید، برنامه و بودجه، شماره ۲۵، خرداد ۱۳۷۷.

۴- وزارت نفت - معاونت امور برنامه‌ریزی، برنامه تخصیص مجدد یارانه انرژی، بهمن ۱۳۷۶.

۵- باستانزاد - حسین، اثرات تغییر قیمت حامل‌های انرژی بر بودجه دولت با استفاده از مدل‌های (CGE)، اقتصاد و مدیریت، بهار ۱۳۷۴.

۶- بانک مرکزی - اداره آمار اقتصادی، آمار بودجه خانوار شهری سال ۱۳۷۵، زمستان ۱۳۷۶.

۷- بلانچارد - جین و فیشر - استنلی، ترجمه محمود ختایی و تیمور محمدی، درس‌هایی در اقتصاد کلان، سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۷۶.

۸- وزارت نیرو - معاونت امور انرژی، ترازنامه انرژی سال ۱۳۷۶، زمستان ۱۳۷۷.

9- IEA, Energy Prices and Taxes, 1997.

10- Perron–Pierre, The Greate Crash the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis, Econometrica, Vol.57, No.6, Nov. 1989, PP 1361–1401.

11- Dickey–D, Fuller–w, Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root, Journal of the American Statistical, 1981.

12- Janacek–G, Swift–L, Time Series Forecasting Simulation Application, Ellis Horwood Limited, 1993.

13- Tersman–G, The Volatility of Consumption in a Simple General Equilibrium, Staff Paper, IMF 1992.

14- Gibbons–R, Learning in General Equilibrium Model of Arbitration, American Economic Review, Vol. 78, No.5, DEC 1988.

15- Jakob–D.H, Dick–Zelhorst & Onno Roukern, "Seigniorage in Developing Countries", Applied Financial Economic, 1993, PP 307–314.