

مجله توسعه و سرمایه/سال اول/شماره ۱/ پاییز و زمستان ۱۳۸۶/صفحات ۷۰-۴۷

## تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور

دکتر کریم آذربایجانی\*

دکترعلیمراد شریفی\*\*

عبدالناصر شجاعی\*\*\*

تاریخ دریافت: ۸۵/۰۸/۰۷ تاریخ پذیرش: ۸۶/۰۴/۰۱

### چکیده

گاز طبیعی به عنوان یکی از حامل های انرژی در ایران، جایگاه منحصر به فردی دارد ایران با در اختیار داشتن دومین منابع غنی گاز طبیعی در جهان از یک سو و ویژگی های مثبت زیست محیطی گاز طبیعی از سوی دیگر، گاز طبیعی را به عنوان انرژی برتر کشور مطرح کرده است. در این راستا، ضمن تحلیل نظری موضوع، عوامل مؤثر بر تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت مورد بررسی قرار می گیرد و سپس به تجزیه و تحلیل آثار بلند مدت و کوتاه مدت از طریق تحلیل های سری زمانی با استفاده از الگوی پویای خود توضیح دهنده با وقفه های توزیعی و الگوی تصحیح خطا پرداخته می شود. نتایج نشان می دهد قیمت واقعی گاز طبیعی و برق در بخش صنعت بر مصرف گاز طبیعی در این بخش تأثیر ندارد. همچنین با توجه به کشش متقاطع تقاضای گاز طبیعی نسبت به قیمت واقعی فرآورده های نفتی، این نتیجه حاصل می شود که گاز طبیعی و فرآورده های نفتی دو کالای مکمل هستند و ارزش افزوده بخش صنعت است.

**واژگان کلیدی:** گاز طبیعی، الگوی خود توضیح دهنده با وقفه های توزیعی (ARDL)، مدل تصحیح

خطا (ECM)، شدت انرژی

**JEL:** Q21، L60، C22

\* دانشیار دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه اصفهان

\*\* استادیار دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه اصفهان

\*\*\* کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه اصفهان

## ۱- مقدمه

دستیابی به توسعه پایدار از مهمترین اهداف هر کشور است که از طریق رشد و هماهنگی بین بخشهای اقتصادی هر کشور حاصل می شود. در میان بخش های مختلف اقتصاد، بخش انرژی نقش کلیدی دارد و از جایگاه ویژه ای برخوردار است. انرژی به عنوان یکی از عوامل تولید همواره در توابع تولید، مورد توجه بوده است. از سال ۱۹۷۰ به بعد و با افزایش قیمت انواع حاملهای انرژی، مسئله کمیابی آن مطرح، و باعث شد در توابع تولید به نهاده انرژی توجه اساسی صورت گیرد. بنابراین آگاهی داشتن از متغیرهای تأثیرگذار بر تقاضای انرژی در بخشهای مختلف و شناخت میزان تأثیر هر کدام از متغیرها با استفاده از ابزار قدرتمند تحلیل تقاضا به سیاستگذاران این امکان را می دهد تا برنامه ریزی و پیش بینی دقیقتری را در مورد میزان تقاضای انرژی در بخشهای مختلف به عمل آورند (ساطعی، ۱۳۸۴).

یکی از انواع حاملهای انرژی، گاز طبیعی می باشد که سوختی فسیلی و پایان پذیر است که به علت فراوانی آن و ملاحظات زیست محیطی به عنوان یک سوخت پاک، اهمیت و جایگاه ویژه ای است. از میان حاملهای انرژی، گاز طبیعی با توجه به موفقیت ممتاز آن در ایران از نظر میزان ذخایر موقعیت منحصر به فردی است و روز به روز در سبد مصرف انرژی ایران و جهان این حامل انرژی جایگاه و موقعیت بهتری را پیدا می کند و تقاضا برای این حامل انرژی، چه در ایران چه در جهان، روز به روز در حال افزایش است. از سوی دیگر، یکی از بخشهای بسیار مهم هر اقتصادی بخش صنعت است و در اقتصاد کنونی جهان، بخش صنعت اصلی ترین رکن رشد و توسعه اقتصادی کشورها به شمار می آید. بخش صنعت ۲۵ درصد مصرف گاز طبیعی و ۲۹/۴ کل مصرف انرژی کشور را به خود اختصاص داده است.

حدود ۱۵ درصد کل ذخایر گاز طبیعی شناخته شده جهان در ایران قرار دارد و فراوانی آن باعث ارزان شدن آن در کشور شده است که و باید با دیگر سوختها جایگزین شود. در بخش صنعت نیز با در اختیار قرار دادن یک نهاده ارزان قیمت باعث افزایش توان رقابتی و تولیدی می شود. اثر مثبت دیگر آن این است که با جانشین کردن گاز طبیعی به جای دیگر سوختها از جمله نفت خام، فرصت بیشتر تبدیل نفت خام به فراورده های ارزشمند فراهم می شود.

این مطلب را نباید فراموش کرد که بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور از دیگر بخشها پیچیده تر است؛ زیرا اولاً گاز طبیعی در بخش صنعت برخلاف بخش خانگی دیگر کالایی نهایی نیست و کالایی واسطه ای (نهاده) است و ثانیاً الگوی مصرفی و

چگونگی تأثیرگذاری بر مصرف و کنترل مصرف و تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت با دیگر بخش ها متفاوت است.

در کل، تواناییهای گاز طبیعی، دو رویکرد است: رویکرد اول رویکرد داخلی و نگاه به درون است. فراوانی منابع گاز طبیعی در ایران باعث می شود که همه بخشهای اقتصادی کشور از جمله صنعت با یک نوع نهاده، که فراوان و ارزان قیمت است، فعالیتها را انجام دهند. گاز طبیعی نهاده ای است که اولاً امنیت عرضه در کشور دارد و کمیابی آن مطرح نیست و ثانیاً به عنوان یک نهاده ارزان قیمت، باعث افزایش توان رقابتی محصولات صنعتی می شود.

رویکرد دوم آن رویکرد خارجی است. حدود نصف جمعیت جهان در همسایگی شرقی ایران قرار دارند و همه آنها به منابع انرژی کاملاً وابسته هستند و این فرصت بسیار بزرگی است برای ایران که با اصلاح الگوی مصرفی گاز طبیعی در داخل از منابع فراوان خود برای صادرات استفاده کند و از رآوری بیشتری را برای کشور باعث شود. اگر یک میلیون<sup>۱</sup> BTU گاز طبیعی در صنعت کشور مورد استفاده قرار گیرد، ارزش افزوده های معادل ۸ برابر همان یک میلیون BTU صادرات گاز طبیعی حاصل می شود. بخش صنعت کاملاً بازتاب این واقعیت است زیرا هر مقداری که گاز طبیعی در صنعت کشور مورد استفاده قرار گیرد، باعث به وجود آوردن ارزش افزوده در داخل کشور می شود. عمر ذخایر گاز ایران با توجه به سطح فعلی تولید آن در سال ۱۳۸۳ حدود ۱۷۹ سال بر آورده شده و این در حالی است که متوسط عمر ذخایر گاز طبیعی دنیا ۶۵ سال است. بر پایه این بر آورده ها، ایران می تواند به راحتی اقتصاد خود را بر مبنای گاز طبیعی سامان دهد. این ویژگی باعث می شود که گاز طبیعی به عنوان یک منبع انرژی استراتژیک مورد توجه قرار گیرد (ترازنامه انرژی، ۱۳۸۴).

## ۲- مروری بر مطالعات انجام شده

مزرعتی (۱۳۷۸): در رساله دکتری خود در دانشگاه تهران تقاضای حاملهای انرژی را در ایران بررسی کرده است. وی از روش بردارهای خود رگرسیون VAR و بردارهای خود رگرسیون BVAR استفاده کرده است. در تحقیق کششهای گاز طبیعی بررسی، و اندازه

1-British Termology Unit.

های آنها خیلی کم محاسبه شده است. مزرعتی بنا به نتایج تحقیق پیشنهاد کرده است که برای کنترل مصرف گاز طبیعی از سیاستهای غیر قیمتی استفاده کنند زیرا سیاستهای قیمتی اثر گذار نیست.

**قشقای (۱۳۸۱):** وی تقاضای حاملهای انرژی در چهار بخش صنعت و بازرگانی و خانگی - تجاری و کشاورزی را با استفاده از روشهای ARDL و SUR (رگرسیونهای به ظاهر نامرتب) استفاده کرده است. وی نشان می دهد که اثرپذیری تقاضای حامل های انرژی در بخش صنعت از سو ارزش افزوده بیشتر است تا قیمت انرژی.

**انگستد و بنتزن<sup>۱</sup> (۱۹۹۳):** در تحقیقی تحت عنوان «کششهای بلندمدت و کوتاه مدت تقاضای انرژی را زمانی ۵۰- کشور دانمارک برآورد می کنند. در این تحقیق معادله اصلی و اولیه تقاضای انرژی به روش ARDL تخمین زده می شود. نتایج تحقیق بیانگر این است که کششهای برآورد شده دارای علامت و اندازه قابل انتظار است و کشش بلندمدت در آمدی اندکی بیش از واحد می باشد و کشش بلندمدت قیمتی کمتر از واحد است. بدین ترتیب این تحقیق نشان می دهد که کشش بلندمدت درآمدی در کشور دانمارک بیشتر از واحد و کشش قیمتی بلندمدت کوچکتر از واحد است و اندازه های کوتاه مدتشان نیز اندکی کمتر از اندازه های بلندمدتشان است.

**مطالعه هانت و هندرسون در سال (۲۰۰۴):** برای کشور نامیبیا مصرف انرژی را در فاصله سالهای ۱۹۸۰-۲۰۰۲ و بر اساس اطلاعات فصلی بررسی کردند. مدل اصلی به این صورت معرفی شده است:

$$ed_t = \alpha + \beta_1 y_t + \beta_2 p_t + \beta_3 x_t + \mu_t$$

که در آن  $ed_t$ : مصرف انرژی،  $y_t$ : درآمد ملی،  $p_t$ : قیمت انرژی و  $x_t$ : میانگین حداقل دما است. آنها ابتدا با استفاده از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته<sup>۲</sup> پایایی<sup>۳</sup> و نا پایایی متغیرهای موجود در مدل را آزمون کردند و پایایی متغیرهای موجود در مدل را اثبات

1-Egested & Bentsen.

2-Augmented Dickey – Fuller Test.

3-Stationary .

کردند. جدول ذیل نشاندهنده نتایج برآورد تابع تقاضای انرژی را برای کشور نامیبیا در بلند مدت به روش ARDL است.

Regressors	$p_t$	$y_t$	$x_t$	$c$
Coefficient	-۰/۳۴	۱/۲۶	-۰/۶۷	۸/۸۰
T.Ratio(Prob)	(۰/۰۵) -۱/۹۹	۵/۵۹(۰۰۰)	-۲/۲۶۹(۰/۰۰۹)	۳/۵۸(۰/۰۰۱)

### ۳- مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت

در بخش صنعت، فرایند تولید از به کار گیری عوامل تولید یعنی نیروی کار، سرمایه، مواد اولیه و حاملهای انرژی صورت می پذیرد. ترکیب و میزان استفاده از عوامل یاد شده به عوامل متعددی بستگی دارد که مهمترین آنها تکنولوژی به کار گرفته شده است. به عنوان مثال تولید کننده، گاز طبیعی را تقاضا می کند تا در دستگاه و ماشین آلاتی از آنها استفاده کند که آن وسایل در فرایند تولید وی دخالت دارند یا اینکه گاز طبیعی را در فرایندی به کار می گیرد که در آن فرآیند از دستگاه ها و ماشین آلات متفاوتی استفاده می شود. مصرف گاز طبیعی در این فرایند از این ماشین آلات و تجهیزات متأثر است و تغییرات در شیوه استفاده از این ماشین آلات و تجهیزات باعث تغییر در میزان مصرف گاز طبیعی می شود.

تولید کننده ای در کوتاه مدت، فرصت و هزینه کافی برای تغییر نوع تکنیک و تکنولوژی را ندارد اما در بلند مدت، بنگاه فرصت لازم را برای تغییر نوع تکنیک و تکنولوژی در اختیار دارد و در نتیجه تقاضا برای حاملهای انرژی می تواند تغییر کند. آشکار است که هر چه میزان تولید افزایش پیدا کند، استفاده بیشتر از عوامل تولید و حاملهای انرژی را می طلبد، بنابراین افزایش در تولید و در نتیجه ارزش افزوده بیشتر، افزایش در تقاضای نهاده های تولید از جمله گاز طبیعی را در پی دارد ولی چنانچه از تکنولوژی جدید که بازدهی نهاده ها را افزایش می دهد استفاده گردد، نرخ افزایش را در

تقاضای نهاده ها کاهش می دهد درحالی که نرخ افزایش در تولید ثابت، می ماند و حتی ممکن است افزایش یابد.

#### ۴- ارائه مدل

تقاضا برای انواع حاملهای انرژی از سوی بخشهای مختلف تولیدی از جمله بخش صنعت به منزله یک نهاده تولید بر اساس نظریه اقتصاد خرد از تابع تولید مشتق می شود؛ برای مثال، تابع تولید بنگاه خاص در یک زمان معین به این صورت تعریف می شود:

$$Q = F(K, L, M, E_1, E_2, \dots, E_n, S) \quad (1)$$

$K, L, M$  به ترتیب بیانگر نهادههای سرمایه، کار و مواد اولیه است و  $E_i$  نیز  $i$  امین نوع انرژی از جمله گاز طبیعی است و  $S$  نیز مجموعه‌ای از عوامل دیگر مثل تغییرات تکنولوژی است. یک بنگاه اقتصادی ترکیب نهاده‌های لازم را به گونه‌ای انتخاب می کند که بنگاه، حداقل هزینه ممکن را برای تولید مقدار مشخصی از محصول داشته باشد. با حداقل کردن تابع هزینه بنگاه، تابع تقاضا برای عوامل تولید به دست می آید. اگر تقاضا برای گاز طبیعی به عنوان یک عامل تولید به صورت زیر در نظر گرفته شود:

$$X_{ei} = X_{ei}(P_k, P_l, P_m, P_i, Q, S) \quad (2)$$

تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت در زمان  $t$ ، تابعی از قیمت گاز طبیعی  $P_i$  و دیگر انرژیهای جایگزین، قیمت نهاده‌های غیر انرژی  $P_k, P_l, P_m$ ، تولید یا ارزش افزوده بخش صنعت  $Q$  است. در این مورد ممکن است از عوامل دیگر مثل تغییرات تکنولوژی  $S$  نیز استفاده شود. بر اساس مطالعه باندارنایکه و موناسینگ (۱۹۸۳)، در زمینه تقاضای برق، اگر یک بنگاه اقتصادی، گاز طبیعی، برق و دیگر عوامل تولید را مصرف کند، تابع تولید وی به این صورت تعریف می شود:

$$Q = Q(J, N) \quad (3)$$

که در آن  $N$  بیان کنند مقدار انرژی مصرفی، شامل انرژی گاز طبیعی  $NG$  و انرژی های جایگزین دیگر  $S_i (i=1,2)$  است و  $J$  سایر عوامل تولید است. همچنین تابع هزینه بنگاه نیز به این صورت در نظر گرفته شده، و می شود:

$$C = P_J J + P_{S_1} S_1 + P_{S_2} S_2 + P_g NG \quad (۴)$$

مسأله بهینه سازی تولید کننده، مستلزم حداقل کردن تابع هزینه در سطح معینی از تولید است. بنابراین با استفاده از تابع لاگرانژ خواهیم داشت:

$$L = P_J J + P_{S_1} S_1 + P_{S_2} S_2 + P_g NG + \mu(\bar{Q} - Q(J, N(E, D))) \quad (۵)$$

که در اینجا  $P_G$  قیمت خدمات انرژی گاز طبیعی،  $P_{S_i}$  ( $i=1,2$ ) قیمت خدمات انرژیهای جایگزین و  $P_J$  قیمت سایر نهادههای تولید و  $\mu$  ضریب تابع لاگرانژ است. با به دست آوردن اندازه های  $J, S_1, S_2, NG$  از روابط بالا و برقراری وضعیت بهینه سازی بر اساس وضعیت مرتبه اول و مشتق گیری از تابع مورد نظر که در بخش پیوست به آن اشاره می شود، سرانجام تابع تقاضا برای انرژی گاز طبیعی به این صورت به دست می آید:

$$NG = KP_{S_1}^{\gamma_1} P_{S_2}^{\gamma_2} P_g^{\gamma_3} P_J^{\gamma_4} \quad (۶)$$

که در آن  $P_j^J = V_i$  است که  $V_i$  بیان کننده ارزش افزوده بخش صنعت است (باندرا نایکه و مونسینگ، ۱۹۸۳).

بنابراین در نهایت تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت به صورت رابطه زیر به دست می آید:

$$NG = KP_{S_1}^{\gamma_1} P_{S_2}^{\gamma_2} P_g^{\gamma_3} V_i^{\gamma_4} \quad (۷)$$

در اینجا برای برآورد تابع (۷) فرض می شود که خدمات گاز طبیعی به مقدار گاز مصرفی و مقدار عرضه آن بستگی دارد. ارتباط عرضه گاز طبیعی در هر بخش با مصرف گاز در آن بخش (به عنوان یک نهاده، از طریق ارزش خدماتی که به وجود می آورد، مدنظر خواهد بود. هر متر مکعب عرضه گاز طبیعی در هر بخش به اندازه  $P_G$  ارزش دارد در صورتی که همان مقدار گاز طبیعی  $P_x$  قیمت بازاری دارد. اگر مقدار ارزش خدمات گاز طبیعی در قیمت آن ضرب شود، یعنی  $P_g NG$ ، در این صورت کل ارزش خدمات آن به دست می آید که در وضعیت بهینه باید با مقدار مصرف گاز طبیعی ضرب در قیمت واقعی آن،  $P_x X_{ng}$ ، برابر باشد. یعنی:

$$P_g NG = P_x X_{ng} \quad (۸)$$

با توجه به روابط (۷) و (۸) و برابر قرار دادن مقدار  $NG$  در روابط مذکور و جایگزینی مقدار  $P_x$  از رابطه (۱۱) در آن و حل آن بر اساس  $X_{ng}$  خواهیم داشت:

$$X_{ng} = KP_{s_1}^{\gamma_1} P_{s_2}^{\gamma_2} P_x^{\gamma_3} V_i^{\gamma_4} \quad (9)$$

با گرفتن لگاریتم از دو سو رابطه (۹) می توان آن را به شکل زیر نوشت:

$$\ln X_{ng} = \ln K + \gamma_1 \ln P_{s_1} + \gamma_2 \ln P_{s_2} + \gamma_3 \ln P_x + \gamma_4 \ln V_i \quad (10)$$

که در آن:

$X_{ng}$ : تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت

$P_{s_1}$ : قیمت واقعی برق

$P_{s_2}$ : قیمت واقعی فرآورده های نفتی

$P_x$ : قیمت واقعی گاز طبیعی و

$V_i$ : ارزش افزوده بخش صنعت است.

### ۵- الگوی تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور

رابطه (۱۰) را می توان با اندکی تغییر به فرم دیگری نوشت:

$$LXNGI = INPT + \beta_1 LRPNGI + \beta_2 LRPEI + \beta_3 LRPOPI + \beta_4 LVAI \quad (11)$$

که در آن:

$LXNGI$ : لگاریتم تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور (میلیون بشکه معادل نفت خام)

$LRPNGI$ : لگاریتم قیمت واقعی گاز طبیعی در بخش صنعت کشور (ریال بر متر مکعب)

$LRPEI$ : لگاریتم قیمت واقعی برق در بخش صنعت کشور (کیلو وات ساعت)

$LRPOPI$ : لگاریتم قیمت فرآورده های نفتی در بخش صنعت کشور (لیتر بر ریال)

$LVAI$ : لگاریتم ارزش افزوده واقعی بخش صنعت کشور (میلیارد ریال) و

$INPT$ : عرض از مبدا است که برای تبدیل متغیرها به اندازه های واقعی از شاخص قیمت

خرده فروشی سال ۶۱ استفاده شده است.



## ۶- روش تحقیق

روش اجرای این تحقیق به صورت کتابخانه‌ای و مبتنی بر پردازش نظریه‌ها و داده‌های آماری است. داده‌های آماری مورد استفاده مربوط به فاصله سالهای ۸۳-۱۳۴۶ کشور ایران است. تکنیکهای همجمعی بویژه روش ARDL و روش تصحیح خطا ECM از نظریه‌های عمده‌ای است که در این تحقیق بکار برده می‌شود. در این تحقیق از روشهای خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی استفاده می‌شود.

## ۷- بررسی پایایی و ناپایایی متغیرها

به منظور بررسی پایایی و ناپایایی و وجود ریشه واحد از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته استفاده شده است. اگر قدر مطلق آماده آزمون از قدر مطلق کمیت بحرانی ارائه شده بزرگتر باشد، فرضیه  $H_0$  و به عبارتی وجود ریشه واحد، رد می‌شود. در اینجا کمیت بحرانی در حالت عدم وجود روند،  $-2/94$  و در سطح اطمینان ۹۵ درصد است. با توجه به جدول (۱) مشاهده می‌شود که قدر مطلق آماره دیکی - فولر تعمیم یافته محاسبه شده برای هر متغیر در سطح از قدر مطلق آماره بحرانی کوچکتر است و بنابراین فرضیه  $H_0$  یا وجود ریشه واحد را نمی‌توان رد کرد. پس همه متغیرها در بخش صنعت در سطح ناپایا هستند.

جدول (۱): نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته برای متغیرهای مدل در سطح

با عرض از مبدا و بدون روند		نام متغیر
آماره $t$ دیکی - فولر تعمیم یافته	تعداد وقفه	
-۲/۰۷	۰	LXNGI
-۱/۶۹	۱	LRPNGI
-۲/۳۲	۰	LRPEI
-۲/۰۷	۰	LRPOPI
-۲/۳۰	۰	LVAI

$$ADF_{C,5\%} = -2/94 \text{ (بدون وجود روند)}$$

جدول (۲): نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته برای متغیرهای مدل در تقاضای مرتبه اول

با عرض از مبدا و بدون روند		نام متغیر
تعداد وقفه	آماره $t$ دیکی فولر تعمیم یافته	
۰	-۴/۵۲	DLXNGI
۰	-۴/۸۲	DLRPNGI
۰	-۵/۷۹	DLRPEI
۰	-۴/۳۴	DLRPOPI
۰	-۴/۲۰	DLVAI

$$ADF_{C, \%5} = -۲/۹۴ \text{ (بدون وجود روند)}$$

اما همان گونه که در جدول (۲) نشان داده شده است با یک بار تقاضای گیری از متغیرها، آماره دیکی- فولر تعمیم یافته مربوط به آنها از آماره بحرانی بزرگتر، و پایا بودن متغیرها اثبات می شود. بنابراین تمام متغیرهای موجود در مدل پایا از مرتبه یک  $I(1)$  است.

### تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی به روش ARDL

به منظور مشخص نمودن روابط بلند مدت و تحلیلهای هم جمعی از روش تک معادله ای پسران و شین و پسران و همکاران استفاده شده است. در روش پسران و شین، فرایند تخمین الگو در دو گام انجام می شود. گام اول، که لازمه استفاده از روشهای هم جمعی است، پایا بودن متغیرها است. مزیت بزرگ روش ARDL نسبت به دیگر روشهای هم جمعی این است که توانایی تخمین روابط بلند مدت و کوتاه مدت را در وضعیتی که حتی متغیرهای مدل پایا از مرتبه صفر نباشد و پایا از مرتبه یک باشد را نیز دارا است و تخمینهای کارآمد و سازگاری را ارائه می کند. گام دوم مربوط به تخمین و برآورد روابط کوتاه مدت و بلند مدت است. نتایج تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور در جدول زیر ارائه شده است:

جدول (۳): نتایج تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور به روش ARDL

Repressors	Coefficient	Standard Error	T.Ratio[Prob]
LXNGI(-1)	۰/۵۳۶	۰/۱۷۱	۳/۱۳۳(۰/۰۰۴)
LRPNGI	-۰/۱۶۶	۰/۱۶۷	-۰/۹۹۲(۰/۰۳۳)
LRPEI	۰/۲۳۸	۰/۱۹۳	۱/۲۳(۰/۲۲۹)
LRPOPI	۰/۶۱۱	۰/۲۹۵	۲/۰۷۳(۰/۰۴۸)
LVAI	۳/۸۶	۰/۶۵۵	۵/۹۰۶(۰۰۰)
LVAI(-1)	-۱/۷۸۳	۰/۶۷۹	-۲/۶۲۳(۰/۰۱۴)
INPT	-۷/۸۱۳	۲/۴۱۷	-۳/۲۳۴(۰/۰۰۲)

همان گونه که در جدول (۳) ملاحظه می شود متغیرهای مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت با سه وقفه، قیمت واقعی فراورده های نفتی و ارزش افزوده جاری و دوره قبل (یک وقفه) از لحاظ آماری در فاصله اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. تعداد وقفه های بهینه در این مدل سه وقفه در نظر گرفته شده است.  $R^2$  بالای مدل نشانگر این است که ۹۷ درصد تغییرات مربوط به متغیر وابسته مدل توسط متغیرهای توضیحی توضیح داده شده است. نتایج تخمین ARDL در جدول (۳) نشاندهنده وجود رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای موجود در مدل و مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت است.

جدول (۴): نتایج آزمون شناختی

Series Test	LM Version	F.Version
A: Serial Correlation	CHSQ(۱)=۱/۳۶۱(۰/۲۳۴)	F(۱, ۲۵)=۱/۰۱۲(۰/۳۲۴)
B: Functional Form	CHSQ(۱)=۰/۸۵۲(۰/۳۵۶)	F(۱, ۲۵)=۰/۶۲۴(۰/۴۳۷)
D: Heteroscedasticity	CHSQ(۱)=۰/۴۱۱(۰/۵۲۱)	F(۱, ۳۳)=۰/۳۹۲(۰/۵۳۵)

همان طور که در جدول (۴) ملاحظه می شود، A بیانگر آزمون ضریب لاگراثر از همبستگی سریالی باقیمانده هاست که دارای توزیع  $\chi^2(۱)$  و آماره  $F(۱, ۲۵)$  است که در اینجا فرضیه  $H_0$  مبنی بر عدم خود همبستگی با اطمینان ۹۵ درصد تأیید می شود (نمی توان آن را رد کرد). در واقع آزمون A تأیید کننده عدم وجود خود همبستگی است. B آزمون

رمزی با توزیع  $\chi^2(1)$  و آماره  $F(1, 25)$  است که درست تصریح شدن فرم تابعی را بررسی می‌کند. فرض  $H_0$  در این آزمون، عدم تصریح نادرست فرم تابعی است که در اینجا با توجه به آماره های آزمون با اطمینان ۹۵ درصد، نمی‌توان آن را رد کرد و فرض درست تصریح شدن مدل پذیرفته می‌شود. برای بررسی واریانس همسانی باقیمانده‌ها از آزمون  $D$  با توزیع  $\chi^2(1)$  و  $F(1, 25)$  استفاده می‌کنم. نتایج نشان می‌دهد که باقیمانده‌ها با اطمینان ۹۵ درصد دارای واریانس همسانی هستند. بنابراین بر اساس نتایج آزمون شناختی یاد شده، اعتبار آماری نتایج تأیید می‌شود. در دو بخش بعدی به تحلیل بلند مدت و کوتاه مدت تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور پرداخته می‌شود.

#### ۸- تحلیل بلند مدت تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور

در این قسمت به منظور بررسی روابط بلند مدت میان متغیرهای تصریح شده در الگوی تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت از الگوی خود توضیح دهنده با وقفه های توزیعی زیر استفاده می‌شود:

$$\begin{aligned}
 LXNGI = INPT + \sum_{i=1}^n \gamma_i LXNGI_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_i LRPNGI + \sum_{j=0}^n \gamma_j LRPEI_{t-j} + \\
 \sum_{j=0}^n \gamma_j LRPOPI_{t-j} + \sum_{j=0}^n \gamma_j LVAI
 \end{aligned}
 \tag{12}$$

به منظور تعیین تعداد وقفه های بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای مورد استفاده در مدل با توجه به حجم کم نمونه از معیار شوارتز - بیزین استفاده شده است. بر این اساس در بهترین مدل انتخابی توسط نرم افزار حداکثر وقفه بهینه ۳ در نظر گرفته شده است. پس از تعیین تعداد وقفه های بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای مدل می‌توان روابط بلند مدت و کوتاه مدت الگوی تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت را به دست آورد. ضرایب مربوط به معادله بلند مدت در جدول (۵) ارائه می‌گردد:

جدول (۵): نتایج تخمین بلند مدت تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور به

روش ARDL

Repressors	Coefficient	Standard Error	T.Ratio[Prob]
LRPNGI	-۰/۱۷۹	۰/۱۶۶	-۱/۰۷۷(۰/۲۹)
LRPEI	۰/۲۵۷	۰/۱۷۶	۱/۴۶۲(۰/۱۵۶)
LRPOPI	-۰/۶۶	۰/۲۶۸	۲/۴۶۴(۰/۰۲۱)
LVAI	۲/۲۵۱	۰/۱۳۶	۱۶/۵۵۱(۰۰۰)
INPT	-۸/۴۴۱	۱/۰۶۵	۷/۹۲۱(۰۰۰)

ضرایب برآوردی رابطه مثبت و منفی بین متغیرهای توضیحی و متغیرهای وابسته مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت کشور را نشان می دهد و بیانگر تأثیر مثبت یا منفی بر مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت کشور است. همچنین به دلیل اینکه مدل به کار گرفته شده در این تحقیق مدل لگاریتمی است، ضرایب متغیرها بیانگر کششهای قیمتی، متقاطع و درآمدی است.

با توجه به جدول (۵) کشش بلند مدت مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت نسبت به متغیر قیمت واقعی گاز طبیعی در بخش صنعت معادل  $-۰/۱۷۹$  است. بدین معنی که با افزایش (کاهش) یک درصدی در قیمت واقعی گاز طبیعی در بلندمدت، مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت  $۰/۱۷۹$  واحد کاهش (افزایش) پیدا می کند. هر چند این علامت از نظر نشانه موافق نظریه های اقتصادی است از لحاظ آماری معنادار نیست، پس می توان نتیجه گرفت که قیمت واقعی گاز طبیعی بر مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت در بلند مدت تأثیر ندارد. از جدول (۵) می توان نتیجه گرفت که کشش متقاطع بلندمدت گاز طبیعی نسبت به قیمت واقعی برق در بخش صنعت برابر  $۰/۲۵۷$  است. با توجه به علامت ضریب یاد شده می توان گفت که گاز طبیعی و برق در بلند مدت در بخش صنعت دو کالا(نهاده) جانشین هستند و یک درصد افزایش (کاهش) در قیمت برق باعث افزایش (کاهش)  $۰/۲۵۷$  درصدی مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت می شود. اما نکته ای که وجود دارد این است که علامت این ضریب از نظر آماری معنادار نیست، پس تغییرات آن بر مصرف گاز مؤثر نیست. از دیگر نتایج از جدول (۵) مکمل بودن فرآورده های نفتی با گاز طبیعی در بخش صنعت است. با توجه به نتایج جدول (۵) یک درصد افزایش (کاهش) در قیمت واقعی فرآورده های نفتی باعث کاهش (افزایش)،  $۰/۶۶$  درصدی مصرف گاز

طبیعی شده است. علامت این ضریب از لحاظ آماری معنادار بوده و با تأکید می توان گفت که قیمت واقعی فراورده های نفتی در بلندمدت، بر مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت در بلند مدت مؤثر است.

ارزش افزوده بخش صنعت از دیگر متغیرهای تأثیرگذار در بخش صنعت در بلند مدت است. با توجه به نتایج جدول (۵) می توان گفت که ارزش افزوده بخش صنعت بر مصرف گاز طبیعی در این بخش تأثیر معناداری دارد و با افزایش (کاهش) یک درصدی در ارزش افزوده، مصرف گاز طبیعی ۲/۲۵۱ درصد افزایش می یابد. پس ارزش افزوده بخش صنعت و قیمت واقعی فراورده های نفتی، عوامل اصلی اثرگذار بر مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت در بلندمدت است.

#### ۹- تحلیل کوتاه مدت تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت به روش ECM

در این بخش به تحلیل کوتاه مدت تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور پرداخته می شود. نتایج الگوی تصحیح خطا مربوط به تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت به صورت زیر است. ضرایب مربوط به الگوی تصحیح خطا که بیانگر ارتباط میان متغیر مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت و متغیرهای مستقل در کوتاه مدت است در جدول (۶) آمده است:

جدول (۶): نتایج تخمین کوتاه مدت تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور به روش ECM

Regressor	dLRPNGI	dLRPEI	dLRPOPI	dLVAI	dINPT	ecm(-1)
Coefficient	-۰/۱۶۶	۰/۲۳۸	-۰/۶۱۱	۳/۸۶۹	-۷/۸۱۸	-۰/۹۲۶
T.Ratio	-۳/۲۳۴	(۰/۲۲۹)-۰/۹۹۲	۱/۲۳۱	(۰/۰۰۰)-۲/۷۰۴	۵/۹۰۶	(۰/۰۰۱)-۳/۸۹۵
[Prob]	(۰/۳۳)		(۰/۰۴۸)		(۰/۰۰۳)	

همان گونه که در جدول (۶) ملاحظه می شود، ضرایب قیمت گاز طبیعی و قیمت برق در بخش صنعت از لحاظ آماری بی معنی است در حالی که قیمت فرآورده های نفتی و ارزش افزوده تأثیر معناداری بر مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت داشته است. جدول (۶) بیانگر کششهای کوتاه مدت مصرف گاز طبیعی نسبت به قیمت های واقعی و ارزش افزوده بخش صنعت است؛ یعنی با افزایش (کاهش) یک درصدی، قیمت واقعی گاز

طبیعی در بخش صنعت، مصرف گاز طبیعی در این بخش در کوتاه مدت با کاهش (افزایش)، ۰/۱۶ درصدی رو به رو است و با افزایش (کاهش) یک درصدی در قیمت برق در بخش صنعت، مصرف گاز طبیعی در بخش مذکور ۰/۲۳۸ درصد کاهش (افزایش) می یابد. این دو ضریب از لحاظ آماری معنادار نیست؛ اما اگر یک درصد افزایش در قیمت گاز فرآورده های نفتی اتفاق بیفتد. باعث کاهش (افزایش)، ۰/۶۱ درصدی گاز طبیعی در بخش صنعت خواهد شد. علامت این ضریب در کوتاه مدت نیز مانند بلندمدت معنادار است.

ضریب (-۱)  $ecm$  در کوتاه مدت ۰/۹۲- است. این ضریب از نظر آماری نیز معنادار است و نشاندهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت است. در واقع این ضریب نشان می دهد که در هر دوره ۰/۹۲ درصد از عدم تعادل در دوره بعد تعدیل (تصحیح) می شود. مقدار  $R^2$  در کوتاه مدت ۶۰ درصد است. یعنی حدود ۶۰ درصد از تغییرات مصرف گاز طبیعی در کوتاه مدت توسط متغیرهای توضیحی مدل تشریح می شود.

از دیگر ضرایب معنادار مدل کوتاه مدت، ضریب ارزش افزوده بخش صنعت است. این ضریب برابر ۳/۸۶ برآورده شده است و نشان می دهد که افزایش (کاهش) یک درصدی در ارزش افزوده بخش صنعت باعث افزایش (کاهش)، ۳/۸۶ درصدی تقاضای گاز طبیعی در این بخش می شود و این مقدار در بلند مدت از کوتاه مدت کمتر است.

### ۱۰- نتیجه گیری

۱- با توجه به نتایج برآورد مدل در کوتاه مدت و بلند مدت معنادار نبودن آماره  $t$  مربوط به ضریب متغیر قیمت واقعی گاز طبیعی در بخش صنعت این نتیجه حاصل می شود که مصرف گاز طبیعی در بلند مدت و کوتاه مدت تابعی از قیمت گاز طبیعی نیست و علت اصلی آن، یارانه های پرداختی توسط دولت و پایین نگهداشتن قیمت گاز طبیعی است. با توجه به غیرمؤثر بودن قیمت گاز طبیعی بر مصرف آن می توان نتیجه گرفت که برای اثرگذاری و هدایت مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت باید از سیاستهای غیرقیمتی استفاده کرد.

۲- بررسی کشش متقاطع تقاضای گاز طبیعی نسبت به قیمت واقعی برق و مؤثر نبودن قیمت برق به عنوان یک حامل انرژی در بخش صنعت بر مصرف گاز طبیعی حاکی از این است که در بلند مدت و کوتاه مدت، هیچ رابطه ای میان مصرف گاز طبیعی و قیمت واقعی برق وجود ندارد.

۳- با توجه به مؤثر بودن قیمت واقعی فرآورده های نفتی بر مصرف گاز طبیعی می توان گفت که قیمت واقعی فرآورده های نفتی می تواند به عنوان یک ابزار در جهت کنترل و هدایت مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت مورد استفاده قرار گیرد. معنادار بودن ضریب برآوردی قیمت فرآورده های نفتی نسبت به مصرف گاز و علامت آن بیانگر وجود رابطه مکملی بین گاز طبیعی و فرآورده های نفتی در بخش صنعت است.

۴- معنادار بودن ضریب کشش درآمدی گاز طبیعی این واقعیت را می رساند که تغییرات تولید و ارزش افزوده بخش صنعت، تأثیر معناداری بر مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت است. اندازه این ضریب بیانگر این مطلب است که در اقتصاد ایران افزایش مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت تابعی از افزایش تولید است. در واقع در بخش صنعت کشور همگام با افزایش تولید، با شدت بیشتری مصرف انرژی مشاهده می شود و علت اصلی آن هم زیاد بودن شدت انرژی<sup>۱</sup> در ایران نسبت به استانداردهای بین المللی است. بزرگتر بودن کشش درآمدی گاز طبیعی در بخش صنعت در کوتاه مدت از مقدارش در بلندمدت به این دلیل است که در بلندمدت، زمان و فرصت کافی برای تغییر در شیوه های تولید و ارتقاء سطح تکنولوژی وجود دارد.

### ۱۱- پیشنهادها

با توجه به میزان ذخایر گاز کشور و تأثیرات مثبت زیست محیطی و توانایی جایگزینی گاز طبیعی به جای فرآورده های ارزشمند نفت، جایگزین کردن گاز طبیعی در بخش صنعت به جای دیگر حاملهای انرژی یک التزام است.

با توجه به نتایج برآورد مدل در بلند مدت و کوتاه مدت و مؤثر نبودن قیمت واقعی گاز طبیعی و برق در بخش صنعت برای کنترل کردن مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت

۱- شدت انرژی نسبت افزایش در مصرف انرژی به ازای هر واحد افزایش در تولید ملی است.



قیمت، گاز طبیعی و برق نمی‌تواند به عنوان یک ابزار اثر گذار مطرح باشد. از سوی دیگر قیمت فراورده های نفتی به عنوان یک ابزار اثر گذار بر تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت مؤثر است. علت آن هم وابستگی ساختاری صنایع ایران به فراورده های نفتی است که سهم بالایی مصرف فراورده های نفتی در بخش صنعت نیز از آن ناشی می شود.

کشش درآمدی گاز طبیعی در بخش صنعت بسیار زیاد است. در واقع این ضریب، نشاندهنده شدت انرژی زیاد در ایران و عدم بهره وری در صنایع کشور است. برای متحول کردن الگوی مصرف انرژی در صنایع باید تحولات ساختاری و تکنولوژیکی صورت گیرد و پیشنهاد می شود به جای دادن یارانه به قیمت حاملهای انرژی در کشور در جهت توسعه بهره وری صنایع گام برداشته شود.

### منابع و ماخذ

- دفتر برنامه‌ریزی انرژی (۱۳۸۴)، *ترازنامه انرژی سال ۱۳۸۳*، انتشارات وزارت نیرو، معاونت امور انرژی، تهران.
- ساطعی، مهسا (۱۳۸۴)، *تخمین تابع تقاضای برق در بخش صنعت کشور*، پایان نامه کارشناسی ارشد، رشته علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان، اصفهان.
- شرکت ملی گاز ایران (۱۳۸۲)، *اهداف و برنامه های صادرات گاز طبیعی، همایش انرژی، امنیت و چالش های جدید*.
- شکیبایی، علیرضا (۱۳۸۱)، *اقتصاد انرژی*، انتشارات دانشگاه شهید باهنر کرمان، چاپ اول، کرمان.
- فرگوسن، چارلز (۱۳۷۶)، *نظریه اقتصاد خرد*، ترجمه محمود روزبهان، مرکز نشر دانشگاهی، چاپ پنجم، تهران.
- قشقایی، مزگان (۱۳۸۱)، *بررسی تابع تقاضای انرژی در بخش های مختلف*، پایان نامه کارشناسی ارشد، رشته علوم اقتصادی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران.
- مزرعتی، محمد (۱۳۷۳)، *بررسی تقاضای عمده ترین حامل های انرژی در ایران*، پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی، دانشگاه تهران.
- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، *ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی*، انتشارات موسسه خدماتی رسا، چاپ اول، تهران.
- Bandaranaike, R .D. and Munasinghe, (1983). The demand for electricity services and the quality of supply. *Energy Journal*, Vol 4, No 2, PP: 49-71.
- Engsted, T., J. Bentzen. (1993). Short- and long-run elasticities for energy demand. a co integration approach. *Energy Economies*; January, 9-16.
- Engsted. T., J. Bentsen. (2001). A revival of the autoregressive distributed lag model in estimating energy demand relationships. *Energy*, Volume 26, Issue 1, January 2001, Pages 45-55.
- Green, H .W. (1997). *Econometrics analysis*. Third edition, prentice hall inc.
- Johnston, J. (1997). *Econometrics methods*. Fourth edition. university of California.

- pesaran, M. H., Pesaran, B.(1997) .*Working with microfit.4.0: interactive econometric analysis*. Oxford university press.
- Pesaran, M. H. Y, Shin. (1997). An autoregressive distributed lag modeling approach for co integration analysis. DAE working paper No 9514. *department of applied Energy*. University of Cambridge.
- Pesaran, M. H. , Smith. R. and Akayama. T. (1998). *Energy demand in Asia economies.*, Oxford University Press, Oxford.
- Soheili, Q . (2003). Analysis on the environmental effects on energy pricing policy in Iran. *Environmental Information Archives*, vol 1. 19-23.
- Vita, G. De, Endresen.K, Hunt, L .C. (2005). An empirical analysis of energy demand in Namibia." *Energy Policy*, In Press, Corrected Proof, Available online 29 August 2005.
- Urge, G. (1999). An application of dynamic specification of factor demand equations to interfuel substitution in US industrial energy demand. *Economic Modeling*, Vol 16. PP: 503 – 515.

$$\frac{\partial L}{\partial J} = P_j - \mu \left( \frac{\partial Q}{\partial J} \right) = 0 \Rightarrow P_j = \mu \left( \frac{\partial Q}{\partial J} \right) \Rightarrow \frac{1}{\mu} = \frac{\left( \frac{\partial Q}{\partial J} \right)}{P_j}$$

$$\frac{\partial L}{\partial S_1} = P_{s_1} - \mu \left( \frac{\partial Q}{\partial N} \cdot \frac{\partial N}{\partial S_1} \right) = 0 \Rightarrow \frac{1}{\mu} = \frac{\left( \frac{\partial Q}{\partial N} \cdot \frac{\partial N}{\partial S_1} \right)}{P_{s_1}}$$

$$\frac{\partial L}{\partial S_2} = P_{s_2} - \mu \left( \frac{\partial Q}{\partial N} \cdot \frac{\partial N}{\partial S_2} \right) = 0 \Rightarrow \frac{1}{\mu} = \frac{\left( \frac{\partial Q}{\partial N} \cdot \frac{\partial N}{\partial S_2} \right)}{P_{s_2}}$$

$$\frac{\partial L}{\partial NG} = P_g - \mu \left( \frac{\partial Q}{\partial N} \cdot \frac{\partial N}{\partial NG} \right) = 0 \Rightarrow \frac{1}{\mu} = \frac{\left( \frac{\partial Q}{\partial N} \cdot \frac{\partial N}{\partial NG} \right)}{P_g}$$

سرانجام، می توان نوشت :

$$\frac{\frac{\partial Q}{\partial J}}{P_j} = \frac{\left[ \frac{\partial Q}{\partial N} \cdot \frac{\partial N}{\partial S_1} \right]}{P_{s_1}} = \frac{\left[ \frac{\partial Q}{\partial N} \cdot \frac{\partial N}{\partial S_2} \right]}{P_{s_2}} = \frac{\left[ \frac{\partial Q}{\partial N} \cdot \frac{\partial N}{\partial NG} \right]}{P_g}$$

$$\frac{\left( \frac{\partial N}{\partial S_1} \right)}{\left( \frac{\partial N}{\partial E} \right)} = \frac{P_{s_1}}{P_g}, \quad \frac{\left( \frac{\partial N}{\partial S_2} \right)}{\left( \frac{\partial N}{\partial E} \right)} = \frac{P_{s_2}}{P_g}, \quad \frac{\left( \frac{\partial N}{\partial S_1} \right)}{\left( \frac{\partial N}{\partial S_2} \right)} = \frac{P_{s_1}}{P_{s_2}}$$

حال شکل تابع تولید به صورت کاب داگلاس در نظر گرفته می شود:

$$Q = J^{f_1} N^{f_2}$$

به گونه ای که در آن  $(S_1^{g_1} S_2^{g_2} NG^{g_3})$  پارامترها است.

حال از تابع لاگرانژ، برای حداقل سازی هزینه بنگاه مجدداً به صورت زیر بازنویسی

می شود:

$$L = P_j J + P_{s_1} S_1 + P_{s_2} S_2 + P_g NG + \mu (\bar{Q} - Q(J, N(S_1, S_2, NG)))$$

$$L = P_j J + P_{s_1} S_1 + P_{s_2} S_2 + P_g NG + \mu (\bar{Q} - J^{f_1} \exp(f_2 S_1^{g_1} S_2^{g_2} NG^{g_3}))$$

با مشتق گیری از رابطه بالا بر حسب اندازه های  $NG, S_2, S_1, J$  و پارامتر  $\mu$  خواهیم داشت:

$$\frac{\partial L}{\partial J} = P_J - \mu J^{f_1} e^{f_2 S_1^{g_1} S_2^{g_2} NG^{g_3}} = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial P_{S_1}} = P_{S_1} - \mu J^{f_1} g_1 S_1^{g_1-1} S_2^{g_2} NG^{g_3} e^{f_2 S_1^{g_1} S_2^{g_2} NG^{g_3}} = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial P_{S_2}} = P_{S_2} - \mu J^{f_1} g_2 S_2^{g_2-1} S_1^{g_1} NG^{g_3} e^{f_2 S_1^{g_1} S_2^{g_2} NG^{g_3}} = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial P_G} = P_G - \mu J^{f_1} g_3 NG^{g_3-1} S_1^{g_1} S_2^{g_2} e^{f_2 S_1^{g_1} S_2^{g_2} NG^{g_3}} = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial \mu} = \bar{Q} - J^{f_1} e^{f_2 S_1^{g_1} S_2^{g_2} NG^{g_3}} = 0$$

Autoregressive Distributed Lag Estimates

1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion.0.0.0.ARD(3)

\*\*\*\*\*

Dependent variable is LXNGI  
35 observations used for estimation from 1349 to 1383

\*\*\*\*\*

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio [Prob
LXNGI (-1)	.53675	.17128	3.1337[.004 ]
LXNGI (-2)	-.080918	.19048	-.42482[.674 ]
LXNGI (-3)	-.38205	.18364	-2.0804[.047 ]
LRPNGI	-.16647	.16778	-.99224[.330 ]
LRPEI	.23884	.19388	1.2319[.229 ]
LRPOPI	-.61188	.29513	-2.0732[.048 ]
LVAI	3.8690	.65502	5.9067[.000 ]
LVAI (-1)	-1.7834	.67969	-2.6238[.014 ]
INPT	-7.8183	2.4170	-3.2347[.003 ]

\*\*\*\*\*

R-Squared	.97658	R-Bar-Squared	.96938
26) 135.5445[.000].S.E. of Regression		.25541	F-stat. F (8
Mean of Dependent Variable	7.7385	S.D. of Dependent Variable	1.4596
Residual Sum of Squares	1.6961	Equation Log-likelihood	3.3096
Akaike Info. Criterion	-5.6904	Schwarz Bayesian Criterion	-12.68
DW-statistic	1.7308		

Diagnostic Tests

\*\*\*\*\*

Test Statistics \* LM Version \* F \*

Version

\*\*\*\*\*

25) = 1.0121[.324],A: Serial Correlation\*CHSQ ( 1) = 1.3617[.243]\*F ( 1  
 25) = .62434[.437],B: Functional Form \*CHSQ ( 1) = .85278[.356]\*F ( 1  
 C: Normality \*CHSQ ( 2) = 1.7576[.415]\* Not applicable  
 33) = .39216[.535],D: Heteroscedasticity\*CHSQ ( 1) = .41104[.521]\*F ( 1

\*\*\*\*\*

- A: Lagrange multiplier test of residual serial correlation
- B: Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
- C: Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
- D: Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach  
 and 1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion. 0. 0. 0.ARD ( 3

\*\*\*\*\*

Dependent variable is LXNGI  
 35 observations used for estimation from 1349 to 1383

\*\*\*\*\*

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio
	[Prob		
LRPNGI	-.17974	.16677	-0777[.291]
LRPEI	.25787	.17635	.4623[.156]
LRPOPI	-.66062	.26804	-2.4646[.021]
LVAI	2.2517	.13604	6.5516[.000]
INPT	-8.4410	1.0655	-7.9219[.000]

\*\*\*\*\*

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model  
 and 1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion. 0. 0. 0.ARD ( 3

Dependent variable is dLXNGI  
 Observations used for estimation from 1349 to 1383

\*\*\*\*\*

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio [Prob]
dLXNGI1	.46297	.18278	2.5329[.017]
dLXNGI2	.38205	.18364	2.0804[.047]
DLRPNGI	-.16647	.16778	-.99224[.330]
DLRPEI	.23884	.19388	1.2319[.229]
DLRPOPI	-.61188	.29513	-2.0732[.048]
DLVAI	3.8690	.65502	5.9067[.000]
DINPT	-7.8183	2.4170	-3.2347[.003]
ECM (-1)	-.92622	.23778	-3.8953[.001]

.List of additional temporary variables created

DLXNGI = LXNGI-LXNGI (-1)  
dLXNGI1 = LXNGI (-1)-LXNGI (-2)  
dLXNGI2 = LXNGI (-2)-LXNGI (-3)  
DLRPNGI = LRPNGI-LRPNGI (-1)  
DLRPEI = LRPEI-LRPEI (-1)  
DLRPOPI = LRPOPI-LRPOPI (-1)  
DLVAI = LVAI-LVAI (-1)  
DINPT = INPT-INPT (-1)  
ECM = LXNGI + .17974\*LRPNGI - .25787\*LRPEI + .66062\*LRPOPI  
-2.2517\*LVA  
I + 8.4410\*INPT

R-Squared	.65696	R-Bar-Squared	.55140
27) .S.E. of Regression	.25541	Festal	F (7
Mean of Dependent Variable	.15294	S.D. of Dependent Variable	7.1131[.000]
Residual Sum of Squares	1.6961	Equation Log-likelihood	.38134
Akaike Info. Criterion	-5.6904	Schwarz Bayesian Criterion	3.3096
DW-statistic			-12.6894
			1.7308

R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable DLXNGI and in cases where the error correction model is highly Restricted. these measures could become negative .