

«دانش مدیریت»

سال یازدهم - شماره ۴۱ و ۴۲ - تابستان و پائیز ۱۳۷۷

ص ص ۳۹ - ۵

تعیین هویت سیستمی تغییرات قیمت نفت در سازمان اوپک با استفاده از تبدیل فوریه و توابع چگالی طیفی در تحلیل سری‌های زمانی

دکتر نظام‌الدین فقیه^۱ و کورش اسماعیل‌نژاد^۲

چکیده مقاله

نفت خام عمده‌ترین منبع درآمد کشور را تشکیل می‌دهد و علی‌رغم تلاش‌های صورت گرفته در سالیان اخیر جهت کاهش وابستگی به این ماده حیاتی، راه زیادی تا تحقق این مهم باقی مانده است. بنابراین تجزیه و تحلیل‌های دقیق و علمی در مورد مسایل مربوط به نفت همچنان ضروری به نظر می‌رسد. هدف این تحقیق نیز، تجزیه و تحلیل نوسانات بهای نفت خام سازمان اوپک با استفاده از روش‌های نوین سری زمانی و تعیین هویت سیستمی، مانند توابع خود همبستگی، چگالی طیفی، همبستگی متقابل و همچنین تابع انتقال می‌باشد. به این منظور در مرحله شناسایی از توابع خود همبستگی و خود همبستگی جزئی استفاده می‌شود،

۱- عضو هیأت علمی دانشگاه شیراز

۲- کارشناس ارشد دانشگاه شیراز

سپس در مرحله تخمین، با بهره‌گیری از روش کمترین مربعات خطی، ضرایب مدل تعیین و نیز با استفاده از آزمون کای - دو مانده‌ها، شایستگی مدل اثبات می‌گردد. مضافاً، با انجام تجزیه و تحلیل طیف‌سنجی مشخص می‌شود که تغییرات در بهای نفت خام سازمان اوپک ناشی از وجود جزء روند بوده و دوره‌های اصلی افزایش و کاهش قیمت نفت به ترتیب، هر ۱۰۸ هفته و هر ۷۸ هفته می‌باشد (برای هموارسازی تابع چگالی طیفی نیز از پنجره توکی - هامینگ استفاده شده است). آنگاه با استفاده از تابع همبستگی متقابل، پاسخ ضربه‌ای و تابع انتقال سیستمی، رابطه‌ای بین عرضه ماهانه و قیمت ماهانه نفت استخراج می‌شود. متعاقباً، با عملکرد اپراتور پسگرد بر روی تابع انتقال، رابطه‌ای برای پیش‌بینی قیمت نفت بر حسب مقدار عرضه بدست می‌آید که در آن قیمت نفت خروجی سیستم و مقدار عرضه نفت ورودی سیستم را تشکیل می‌دهد. در نهایت، برای نشان دادن برتری روش تابع انتقال نسبت به سایر روش‌های پیش‌بینی، از معیار جذر میانگین مجذورات خطا استفاده می‌گردد.

مقدمه

نفت به عنوان عمده‌ترین منبع درآمد، در اقتصاد کشور حایز اهمیت بسیار است. کافی است به نوسانات اقتصادی در کشور، در سال‌های اخیر، توجه شود تا تأثیر درآمد نفت به وضوح مشخص گردد. برای اقتصادی که تا حد بالایی متکی به درآمد نفت و ارز حاصل از آن است، تحولات نفتی بیش از هر چیز دیگری تأثیرگذار است. از آنجا که همه چیز در عرصه قیمت‌گذاری، میزان مصرف و به تبع آن میزان فروش نفت در خارج از مرزهای ما شکل می‌گیرد، همواره بررسی وضعیت حال و آینده این ماده اقتصادی برای کشور اهمیت داشته است؛ بویژه تحلیل و پیش‌بینی‌های علمی و مستند شرایط آتی جهان، ضرورتی است که پیوسته سیاستگذاران نفتی کشور می‌بایست وسواس و دغدغه دستیابی به آن را داشته باشند. از سوی دیگر با توجه به عضویت ایران در سازمان کشورهای صادرکننده نفت (اوپک) به نظر می‌رسد که در مورد مسایل مربوط به نفت، دیدگاه‌های لازم را از طریق همین سازمان می‌توان ابراز نمود.

ضرورت انجام تحقیق

اوپک در سال ۱۹۷۳ میلادی کنترل و قیمت‌گذاری نفت خام را تحت تأثیر دو عامل در دست گرفت: اولین عامل بی‌اعتمادی ناشی از وضعیت سیاسی و موقعیت جنگی خاورمیانه و دومین عامل وضعیت تقاضا و فقدان منابع دیگر غیر از اوپک برای پاسخگویی به تقاضا بود (۱). از آن تاریخ تاکنون مقدار تقاضا کاهش یافته و به نظر نمی‌رسد که با نرخ سابق افزایش یابد؛ همچنین رابطه بین نفت و رشد اقتصادی حداقل در کشورهای پیشرفته تضعیف شده است (۱). نکته دیگر اینکه می‌بایست بین مسایل فنی - اقتصادی نفت و نقش عامل سیاسی تمایز بگذاریم. در دهه ۱۹۷۰ میلادی پیش‌بینی‌های حاکی از افزایش قیمت نفت بر اساس عوامل زمین‌شناسی و تقاضا صورت گرفته بود و تهی شدن منابع نفتی در یک موعد مقرر و نه چندان دور یکی از نظرات متداول بود. در حالی که همزمان پیش‌بینی می‌شد، تقاضا برای نفت هر چند کندتر از گذشته رو به افزایش باشد (۲).

نظر عموم تحلیل‌گران در دهه ۱۹۹۰ میلادی متفاوت بود. اساس این نظریه آن است که ذخایر نفتی تا اوایل قرن بیست و یکم پاسخگوی تقاضا خواهد بود و تکنولوژی در حال تأثیرگذاری بر هزینه تولید و بهبود بخشیدن بر میزان اکتشاف است. به علت ارتباط نزدیک قیمت نفت با عواملی مثل رشد اقتصادی، تداوم سیاست‌های صرفه‌جویی نفت و انرژی، کاهش سهم نفت در کل انرژی مصرفی جهان، سیاست‌های زیست محیطی برای کاهش آلودگی و بسیاری عوامل غیر قابل پیش‌بینی دیگر، به نظر می‌رسد که یک پیش‌بینی دقیق از قیمت‌های نفت بویژه در میان مدت برای برنامه‌ریزان اقتصادی کشور ممکن نباشد، بلکه می‌توان حدود قیمت را تخمین زد. به عنوان مثال در برنامه پنجساله دوم اقتصادی کشور متوسط قیمت جهانی نفت بین ۱۳ تا ۱۷ دلار در نظر گرفته شده است ولی با توجه به اتکای شدید کشورهای اوپک به درآمد نفت، چنانچه همین حدود هم صحیح باشد، طبق نظر تحلیل‌گران، کاهش یا افزایش هر دلار قیمت در هر بشکه نفت باعث کاهش یا افزایش حدود یک میلیارد دلار درآمد ماهانه کشورهای عضو می‌باشد که در صورت نوسانات مکرر قیمت نفت رقم عظیمی را تشکیل می‌دهد که به نوبه خود می‌تواند در برنامه‌های مربوط به تنظیم بودجه و رشد اقتصادی تأثیر بگذارد (۳). از سوی دیگر برای انجام یک پیش‌بینی دقیق قیمت

باید تعداد بسیار زیادی از متغیرهای مربوطه انتخاب شود که در مورد کشورهای عضو اوپک با توجه به نقش تعیین کننده نفت علاوه بر متغیرهای اقتصادی، متغیرهای سیاسی، اجتماعی و ... نیز بایستی لحاظ شود. بنابراین پیش بینی قیمت های نفت به علت محدودیت هایی که برشمرده شد چندان معقول نمی نماید، بلکه بهترین راه، برخورد سیستمی با تغییرات و نوسانات قیمت نفت است. کاربرد سری های زمانی و مباحث مربوط به آن، این امکان را فراهم می کند که با استفاده از فقط یک متغیر (قیمت نفت) تغییرات لازم مورد بررسی قرار گیرد. مضافاً، شایان توجه است که تاکنون تحقیقی در مورد تغییرات قیمت نفت اوپک با استفاده از سری های زمانی انجام نشده است.

نحوه جمع آوری داده ها

هدف از این تحقیق، بررسی نوسانات مربوط به بهای سبد نفت سازمان اوپک می باشد. در این تحقیق از سه دسته داده استفاده شده است:

۱ - میانگین هفتگی بهای نفت سازمان اوپک که از طریق بولتن اقتصادی خبرگزاری جمهوری اسلامی و نشریه داخلی سازمان اوپک از ماه ژانویه ۱۹۹۰ تا ماه مارس ۱۹۹۸ جمع آوری گردیده است (۴)، (۵).

۲ - میانگین ماهانه بهای نفت سازمان اوپک در فاصله ۱۹۹۰ - ۱۹۹۸ میلادی که از طریق دو منبع قبل جمع آوری گردیده است.

۳ - تولید نفت کشورهای عضو که بر اساس اعلام منابع ثانویه مانند مؤسسات تحقیقاتی از جمله دو سازمان مشهور در این زمینه، آرگوس (۶) و پلات (۷)، جمع آوری شده است. علت این امر غیرواقعی بودن ارقام اعلام شده توسط کشورهای عضو برای اثبات پایبندی خود به سهمیه های تعیینی است.

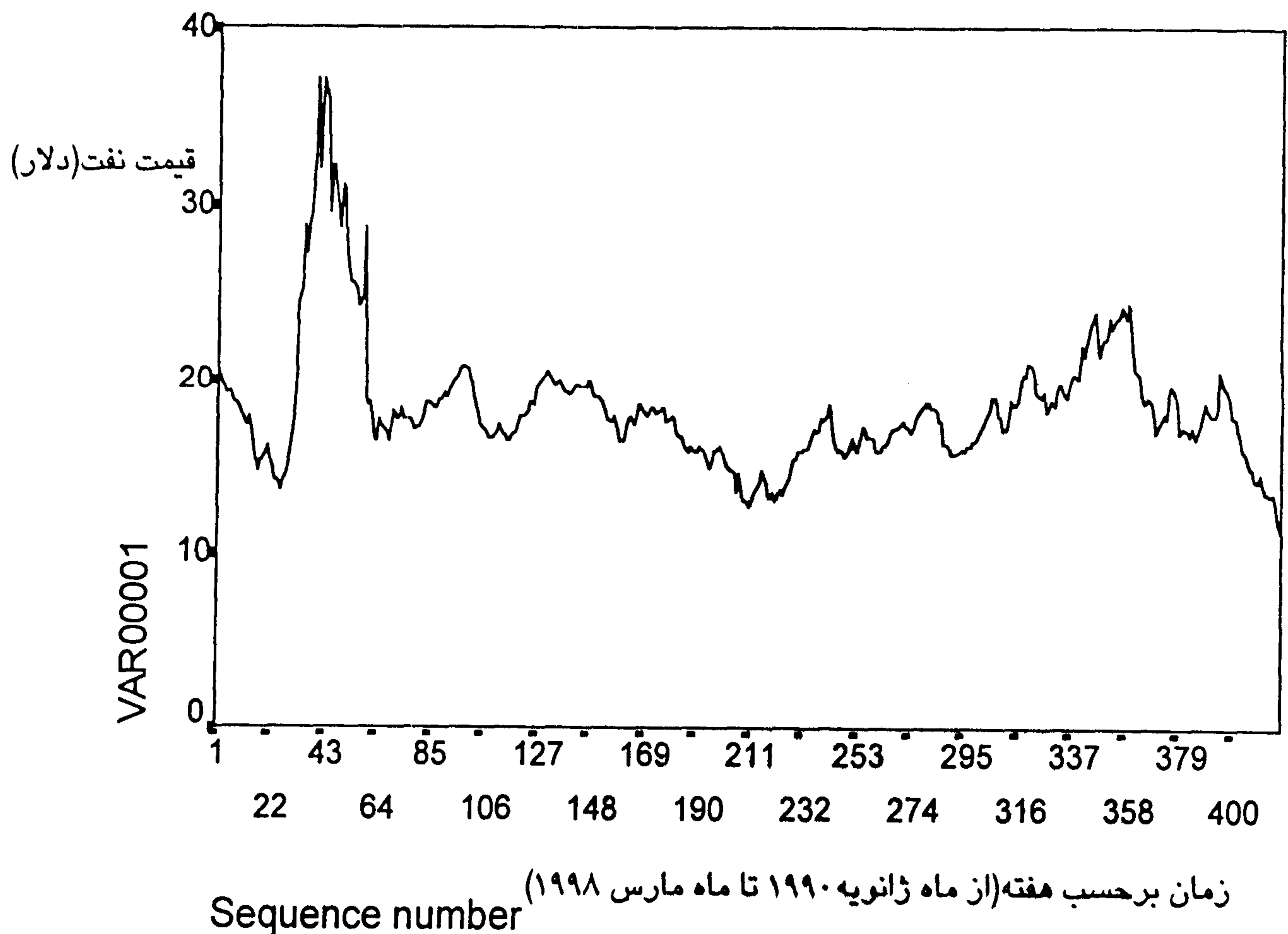
نهایتاً، در این تحقیق سعی گردیده است که با استفاده از روش های نوین تحلیل طیفی و تابع خود همبستگی به بررسی، تعیین و مدل بندی نوسانات قیمت نفت پرداخته شود.

مدل بندی تغییرات موجود در بهای نفت خام

داده‌های این بخش از تحقیق مربوط به بهای سبد نفت اوپک می‌باشد که از ژانویه ۱۹۹۰ تا مارس ۱۹۹۸ میلادی به صورت هفتگی جمع‌آوری شده است و در مجموع حدود ۴۲۰ مشاهده را در برمی‌گیرد. مراحل مشاهده و بررسی به شرح زیر است:

تعیین هویت سری زمانی

ابتدا باید مشخص شود که آیا داده‌های جمع‌آوری شده ایستا یا نایستا هستند. نمودار تغییرات قیمت نفت در شکل شماره ۱ رسم شده است.

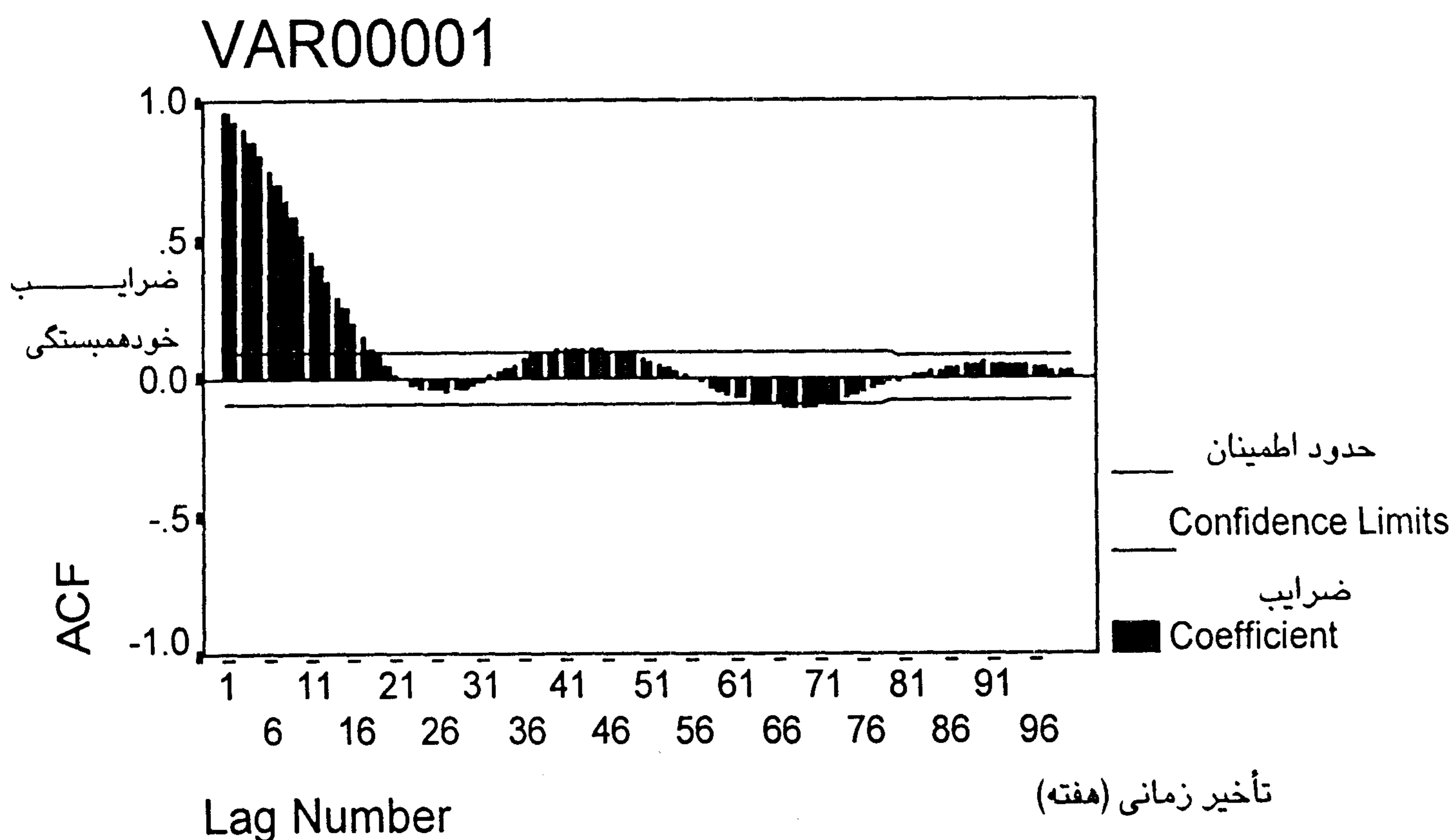


شکل شماره ۱ - تغییرات میانگین هفتگی بهای نفت خام اوپک

از شکل شماره ۱ ملاحظه می‌گردد که این داده‌ها، هم از نظر شیب و هم از نظر میانگین

تغییر می‌کنند. بنابراین احتمال نایستایی بودن مطرح می‌شود. یکی از مهم‌ترین ابزارها در این مورد تابع خود همبستگی داده‌های نمونه می‌باشد که نمودار مزبور برای $K \leq N/4$ یعنی تأخیر حدود ۱۰۰ در شکل شماره ۲ رسم شده است؛ زیرا در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی متداول است که تابع خود همبستگی حداکثر در تأخیر K کوچکتر یا حداکثر برابر با $\frac{1}{4}$ تعداد کل داده‌ها مورد ملاحظه قرار گیرد (۸).

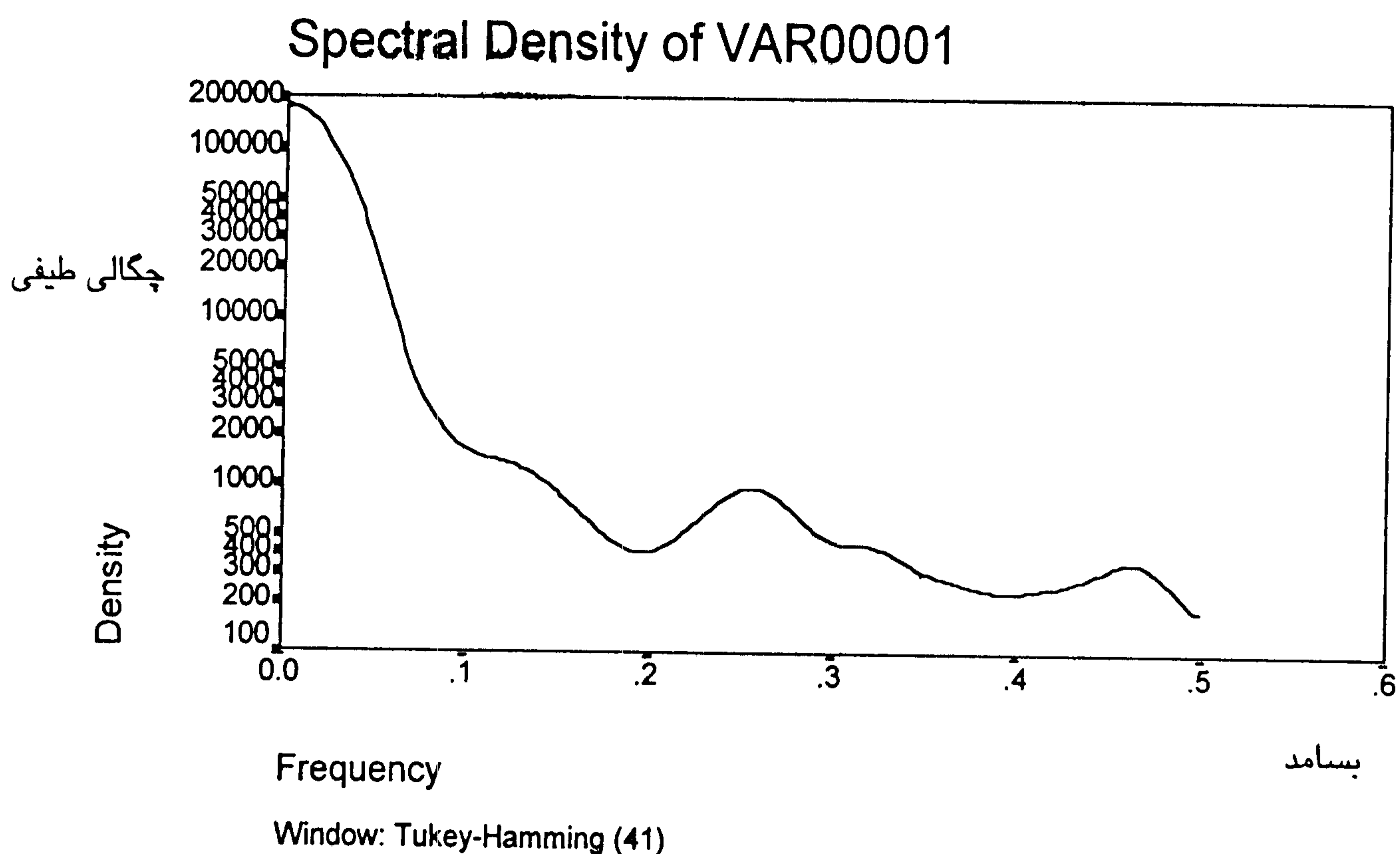
از شکل شماره ۲ کاملاً مشخص است که مقادیر خود همبستگی با سرعت بسیار اندک به سمت صفر میل می‌کنند و در نوسان هستند، بنابراین فرض ایستایی بودن داده‌ها رد می‌شود و داده‌ها نایستایی هستند (۸)، (۹).



شکل شماره ۲ - تابع خود همبستگی بهای نفت اوپک

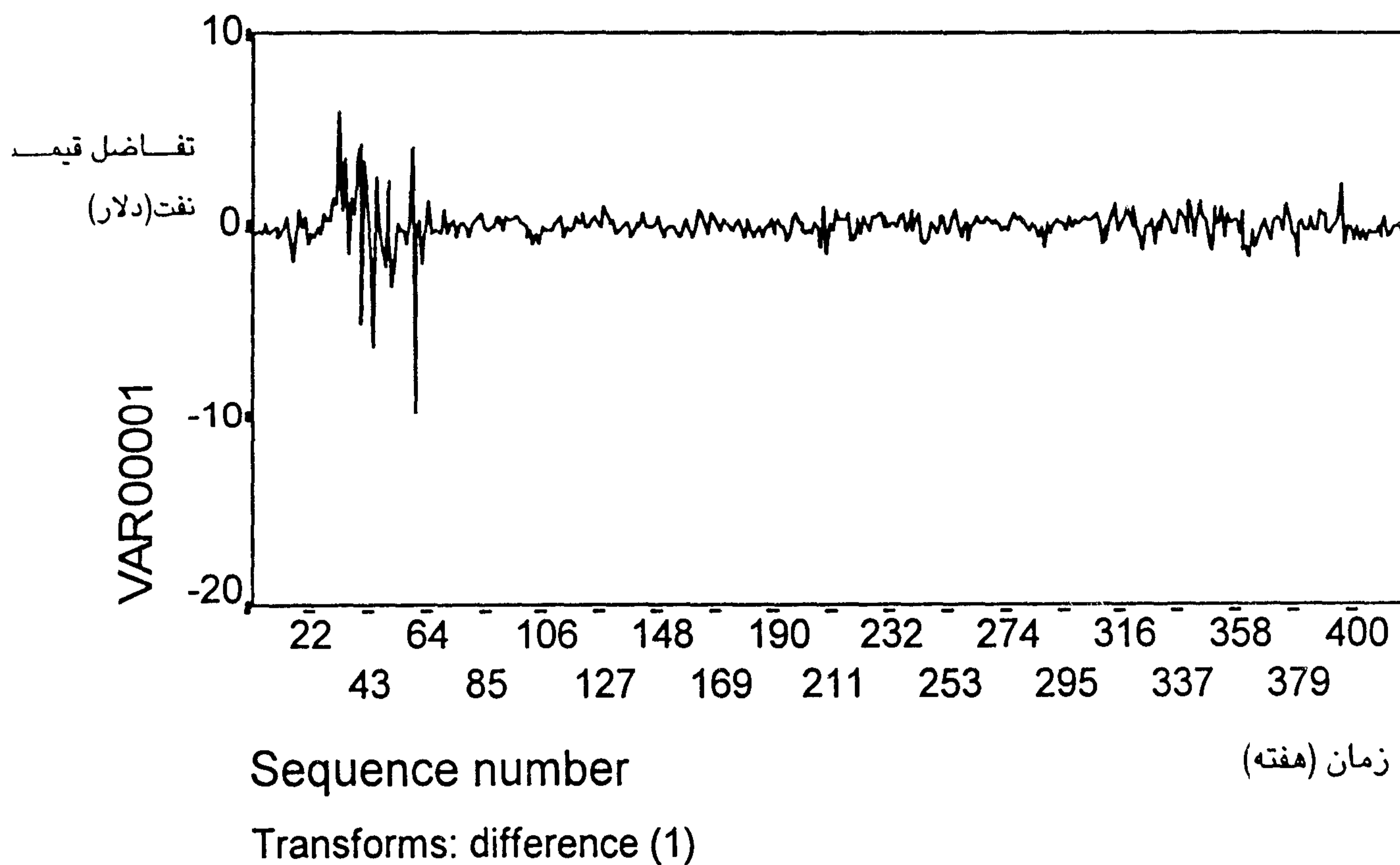
از سوی دیگر برای مشخص کردن اینکه علت نایستایی داده‌های فوق ناشی از تغییرات فصلی یا جزء روند می‌باشد، تابع چگالی طیفی، برای داده‌های خام با پنجره توکی $M=41$ در شکل شماره ۳ رسم شده است، چون فقط هدف مشخص کردن نوع سری زمانی است میزان

M اهمیت چندانی ندارد و هر عددی انتخاب شود مشخص می‌کند که در فرکانس صفر تابع چگالی طیفی دارای یک ماکزیمم می‌باشد. بنابراین علت نایستایی وجود روند در داده‌ها می‌باشد (۸)، (۹)، (۱۰).



شکل شماره ۳ - تابع چگالی طیف داده‌های خام با پنجره توکی

برای از بین بردن جزء روند معمولاً می‌توان روش‌های مختلفی را به کار برد که در اینجا از تفاضل‌گیری سری اول استفاده شده است (۱۱). نمودار سری زمانی تفاضل اول در شکل شماره ۴ و تابع خود همبستگی تفاضل اول در شکل شماره ۵ رسم شده است. همچنانکه ملاحظه می‌شود پس از تفاضل‌گیری دامنه تغییرات تا حد زیادی کاهش یافته است و حول یک نقطه نوسان می‌کنند. از سوی دیگر تابع خود همبستگی تفاضل اول نشان می‌دهد که تابع به صورت سینوسی کاهش می‌پذیرد که خود علامت ایستا بودن است (۸)، (۱۱). بنابراین مشخص می‌شود که با تفاضل‌گیری مرتبه اول داده‌ها ایستا می‌شوند.



شکل شماره ۴ - تغییرات قیمت نفت پس از تفاضل گیری مرتبه اول

تشخیص آزمایشی مدل سری زمانی

علاوه بر تابع خود همبستگی تفاضل اول، تابع خود همبستگی جزئی تفاضل اول در شکل شماره ۶ رسم شده است.

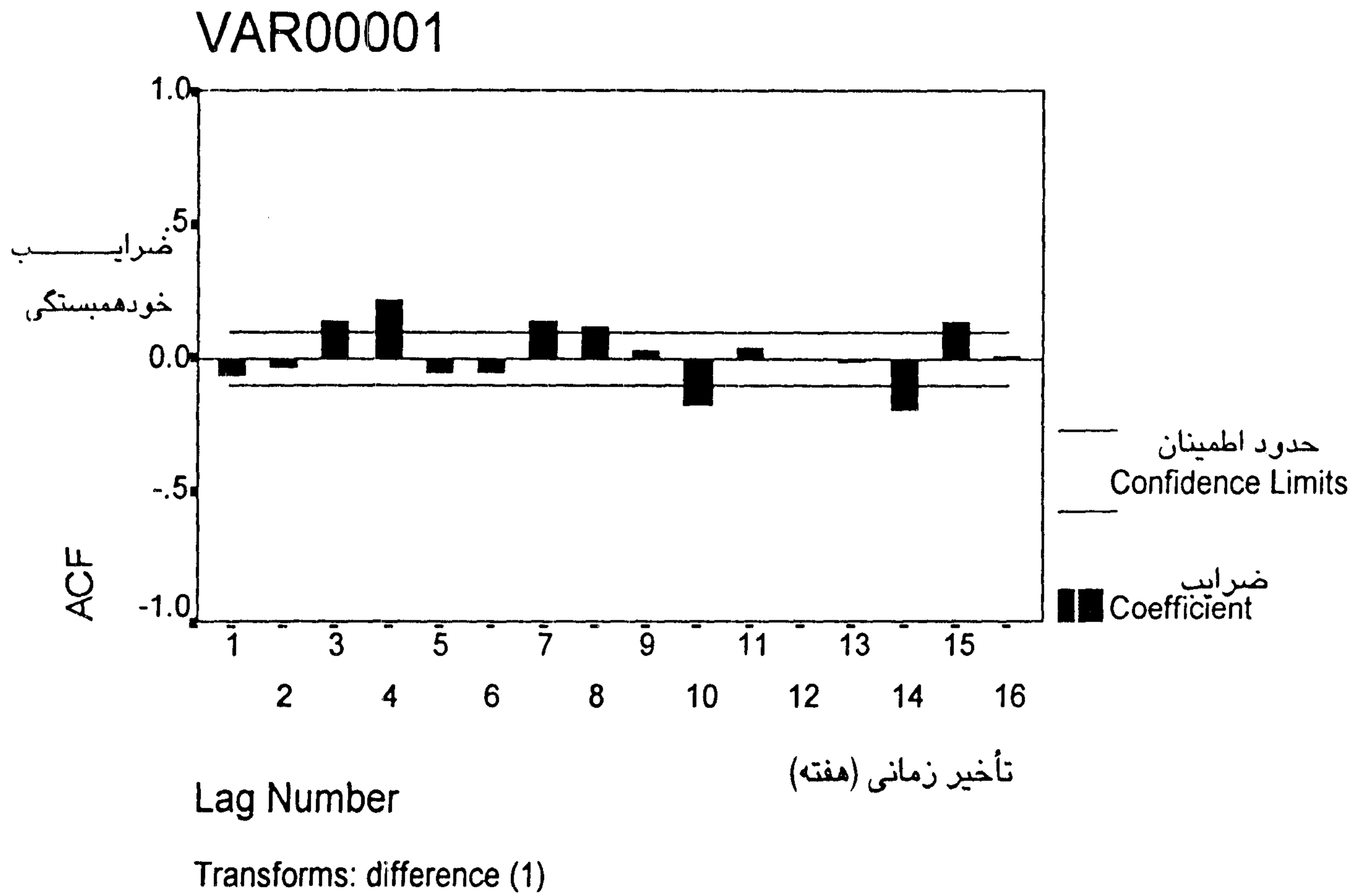
با ملاحظه این دو نمودار مشخص می شود که تابع خود همبستگی کاهش سینوسی دارد (۱۲)، (۱۳). در حالی که تابع خود همبستگی جزئی در تأخیر ۴ قطع می شود.

با توجه به الگوهای سری های زمانی مدل آزمایشی برای شروع کار، $ARIMA(4,1,0)$ می باشد. مدل را می توان به صورت زیر نوشت (۱۱)، (۱۲):

$$X_t = \xi + \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \phi_3 X_{t-3} + \phi_4 X_{t-4} + \varepsilon_t$$

اکنون باید مشخص شود که آیا مدل احتیاج به مقدار ثابت دارد یا خیر؟

با مقایسه میانگین داده های تفاضل اول و داده های خام در جدول شماره ۱ مشخص می شود که میانگین نسبت به داده های اصلی بسیار کوچک است بنابراین احتمال نداشتن

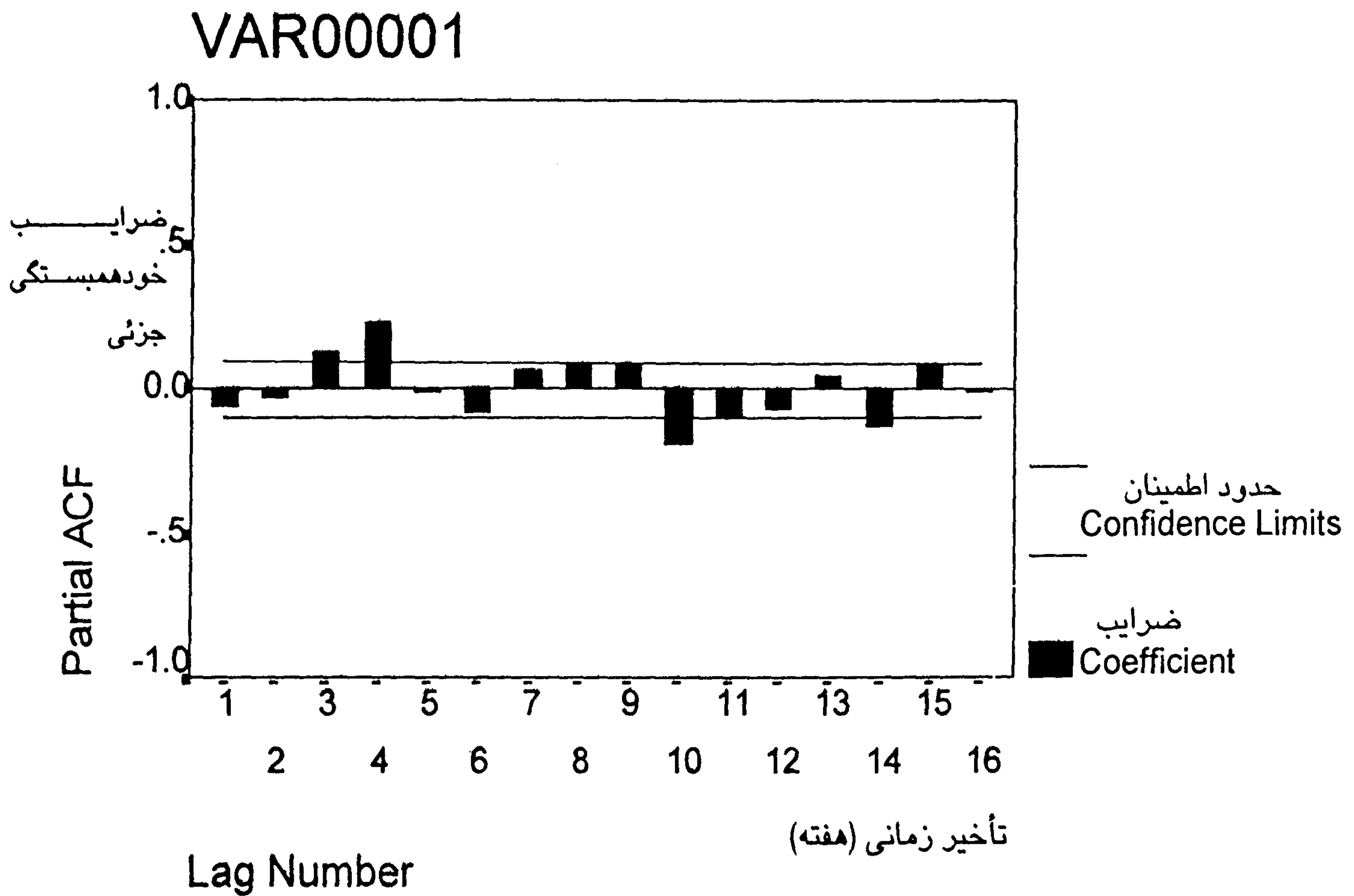


شکل شماره ۵ - تابع خود همبستگی تفاضل مرتبه اول

ضریب ثابت تقویت می شود. البته در مراحل بعد یعنی آزمون مدل، می توان داشتن مقدار ثابت را آزمایش نمود (۱۱)، (۱۲).

جدول شماره ۱ - میانگین داده های تفاضل مرتبه اول

Variable	Mean	Std Dev	Minimum	Maximum	N	Label
VAR000_1	-.02	1.00	-9.76	5.88	419	DIFF(VAR00001,1)



شکل شماره ۶ - تابع خود همبستگی جزئی قیمت های نفت پس از تفاضل گیری مرتبه اول

تخمین

در این مرحله باید ضرایب مدل آزمایشی را تخمین بزنیم (۱۱)، (۱۲). ضرایب عبارتند از: $\xi, \phi_1, \phi_2, \phi_3, \phi_4$.

تخمین ضرایب مدل آزمایشی با استفاده از نرم افزار SPSS در (جدول شماره ۲) ارائه می گردد.

چنانکه ملاحظه می شود به جز ضریب ξ همگی معنی دار و از صفر متفاوت می باشند و احتمال داشتن چنین ضرایبی با توجه به احتمال تخمین زده شده بیش از ۹۵ درصد می باشد. ولی ضریب ثابت ξ با احتمال ۶۹ درصد از صفر متفاوت نمی باشد و همچنانکه قبلاً این

احتمال داده می‌شد مدل احتیاجی به ضریب ثابت ندارد (۱۱)، (۱۲).

ضرایب عبارتند از:

$$\phi_4 = .2377, \phi_3 = .14979, \phi_2 = -.18079, \phi_1 = -.19045$$

و مدل به صورت

$$X_t = -.19045 X_{t-1} -.1807 X_{t-2} + .14979 X_{t-3} + .2377 X_{t-4} + \xi_t$$

نکته مهمی که باید به آن توجه داشت اینکه تخمین‌های فوق تنها به عنوان تخمین‌های

اولیه هستند و شایستگی آن از طریق آزمایش مدل حاصل می‌شود (۸)، (۱۱)، (۱۲).

جدول شماره ۲ - تخمین پارامترهای مدل ARIMA(4,1,0)

Variables in the Model:				
	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.
AR1	-.1904520	.04772759	-2.8951739	.04876596
AR2	-.1807985	.04741028	-2.3813488	.05031397
AR3	.1497961	.04744453	3.1572892	.00170893
AR4	.2377461	.04780209	4.9735513	.00000099
CONSTANT	-.0257539	.06505083	-.3959051	.69237876
ki- squar for 20 first residual equal to 32.251				

آزمایش مدل

برای معتبر بودن مدل، بایستی مانده‌ها $\{\epsilon_t\}$ تبدیل به فرایند نوفه سفید شود یا به عبارت

دیگر هیچ ساختار مشخصی نداشته باشد. از آنجا که امکان بررسی تک تک مانده‌ها وجود

ندارد، از تست χ^2 استفاده می‌شود. آماره آزمون عبارتست از (۱۰)، (۱۱):

$$Q = (N-d) \sum_{k=1}^k r_e^2(K)$$

$$= (100-1) \sum_{k=1}^{20} r_e^2(k)$$

$$= 32.25145$$

(طبق جدول شماره ۲)

از سوی دیگر درجه آزادی توزیع آماره در سری مانده‌ها $k-p-q$ است و k و p و q به ترتیب با ۲۰، ۴، ۰ می‌باشند. با توجه به اینکه برای آزمون، ۲۰ مانده اول در نظر گرفته می‌شود درجه آزادی (V) عبارتست از (۱۰)، (۱۱):

$$v = k - p - q = 20 - 4 - 0 = 16$$

از جدول توزیع آماره χ^2 معلوم می‌شود که:

$$\chi^2_{0.05,16} = 26.3$$

بنابراین آماره آزمون مربوط به مانده‌ها در داخل منطقه بحرانی قرار می‌گیرد و درستی آن رد می‌شود و در نتیجه مدل فوق از شایستگی کافی برخوردار نیست. در نتیجه باید ساختار دیگری را وارد مدل کرد و مجدداً آن را آزمون کرد و این مراحل را تا زمانی که شایسته‌ترین مدل بدست آید ادامه می‌دهیم (۱۰)، (۱۱):

فرض کنیم که مدل به جای $ARIMA(4,1,0)$ به صورت $ARIMA(3,1,0)$ باشد. با توجه به محاسبات انجام شده در جدول شماره ۳ مشخص می‌شود که تمامی ضرایب تخمین زده شده از صفر متفاوت و معنی‌دار می‌باشد و از سوی دیگر همچنانکه قبلاً اشاره شد احتیاجی به ضریب ثابت نیست (۸)، (۱۰)، (۱۱).

برای آزمون مدل خواهیم داشت:

$$Q = (N - d) \sum_{k=1}^k r_e^2(K)$$

$$= (100-1) \sum_{k=1}^{20} r_e^2(k)$$

$$= 26.43 \quad (\text{طبق جدول شماره ۳})$$

از سوی دیگر داریم:

$$v = k - p - q = 20 - 3 - 0 = 17$$

$$\chi^2_{0.05,17} = 27.59$$

در نتیجه توزیع آماره مدل فوق در دم تابع توزیع و خارج از منطقه بحرانی قرار می‌گیرد بنابراین دلیلی برای رد مدل وجود ندارد و نوسانات بهای نفت باید به صورت

ARIMA(3,1,0) مدل بندی شود (۸)، (۱۰)، (۱۱).

جدول شماره ۳ - تخمین پارامترهای مدل ARIMA(3,1,0)

	B	SEB	T-RATIO	APPROX. PROB.	
AR1	-.35803953	.04865796	-2.1928065	.05233626	
AR2	-.22433264	.04878229	-2.4988008	.04881837	
AR3	.13509552	.04873299	2.7721576	.00581906	
CONSTANT	-.02287546	.05110819	-.4475889	.65468317	ki-
suar for 20 first residual equal to 26.43					

تجزیه و تحلیل طیف سنجی

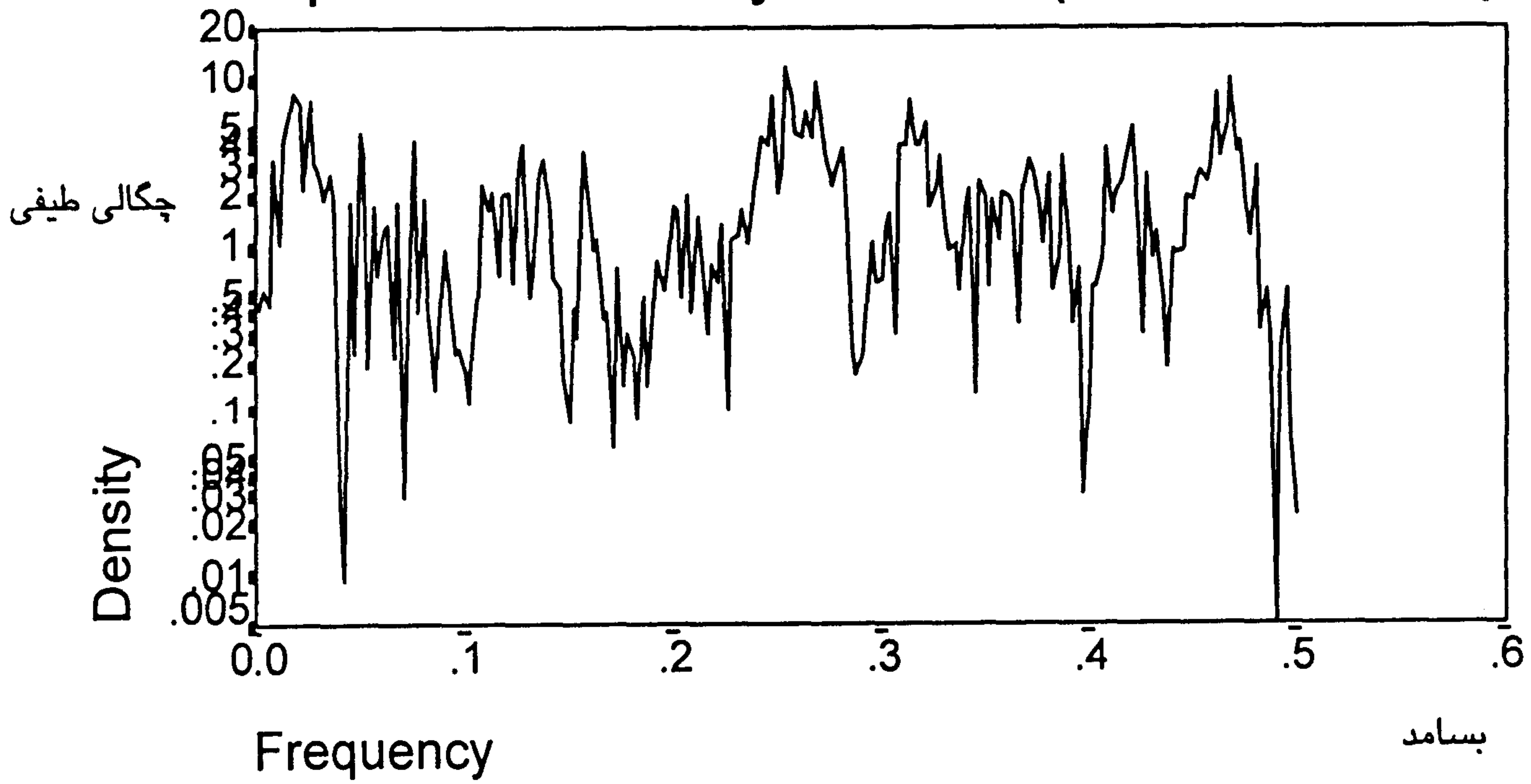
هدف از این بخش مشخص کردن مؤلفه‌های فرکانسی موجود در نوسانات بهای نفت می‌باشد (۹)، (۱۰).

برای این منظور تابع چگالی طیفی داده‌های خام قبلاً در شکل شماره ۳ رسم شد و همچنانکه ملاحظه گردید به علت نایبنا بودن تفاضل‌گیری مرحله اول انجام شد، شکل شماره ۷ تابع چگالی طیفی برای تفاضل‌گیری مرتبه اول را نشان می‌دهد.

چنانکه ملاحظه می‌شود، در فرکانس صفر ماکزیمم وجود ندارد که به معنی از بین رفتن نایبنا است، ولی شکل دارای شکستگی‌ها و بریدگی‌های فراوانی می‌باشد که امکان تجزیه و تحلیل دوره‌های موجود را از بین می‌برد (۹)، (۱۰).

به این لحاظ باید، طیف را هموار نمود. برای هموار نمودن طیف در این تحقیق از پنجره توکی - هامینگ استفاده شده است. شکل تابع چگالی طیفی هموار شده برای پنجره توکی با $M = 21$ و $M = 91$ که دو مقدار بالا و پایین هستند در شکل‌های شماره ۸ و ۹ رسم شده است (۹)، (۱۰).

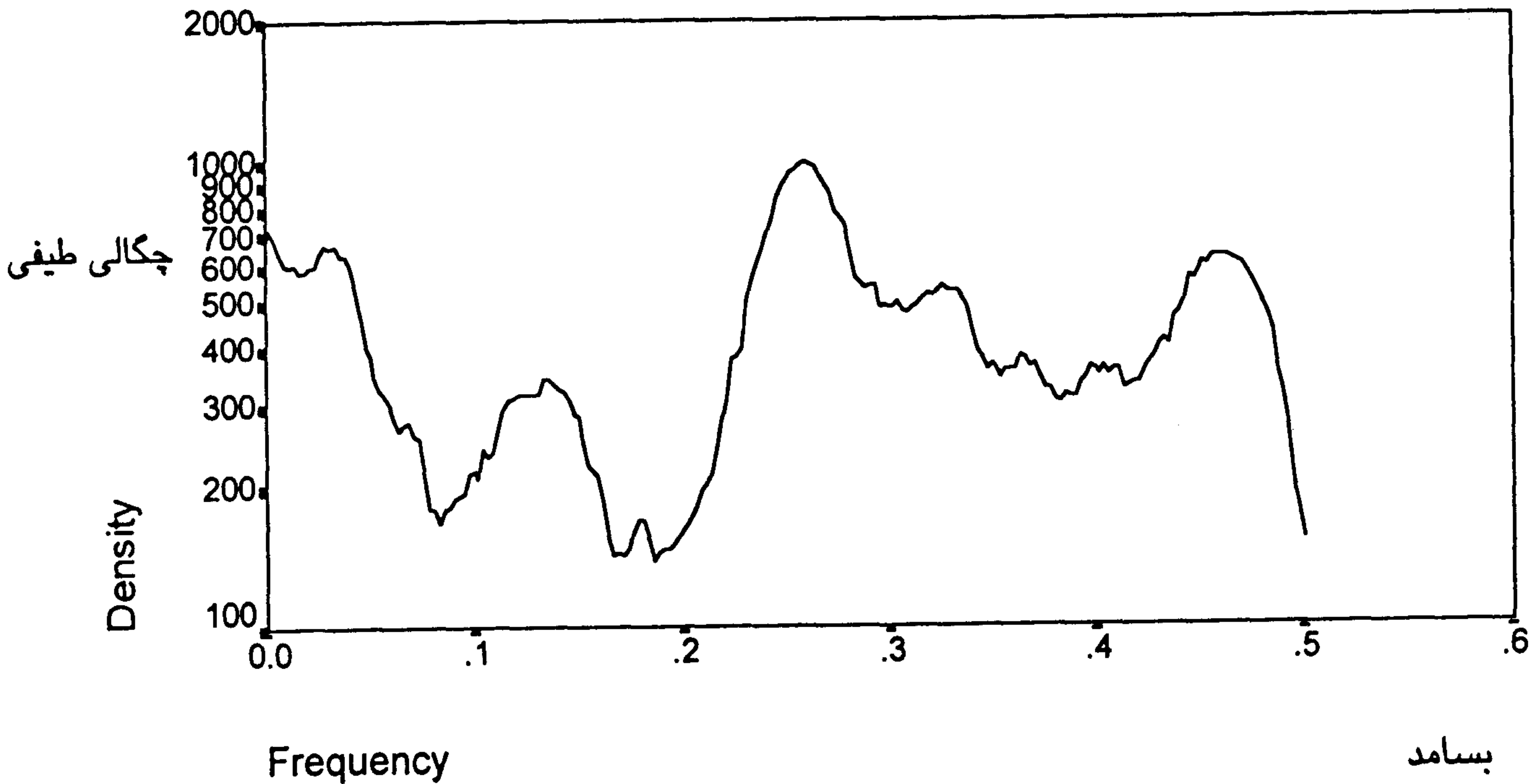
Spectral Density of DIFF(VAR00001,1)



Window: none (5)

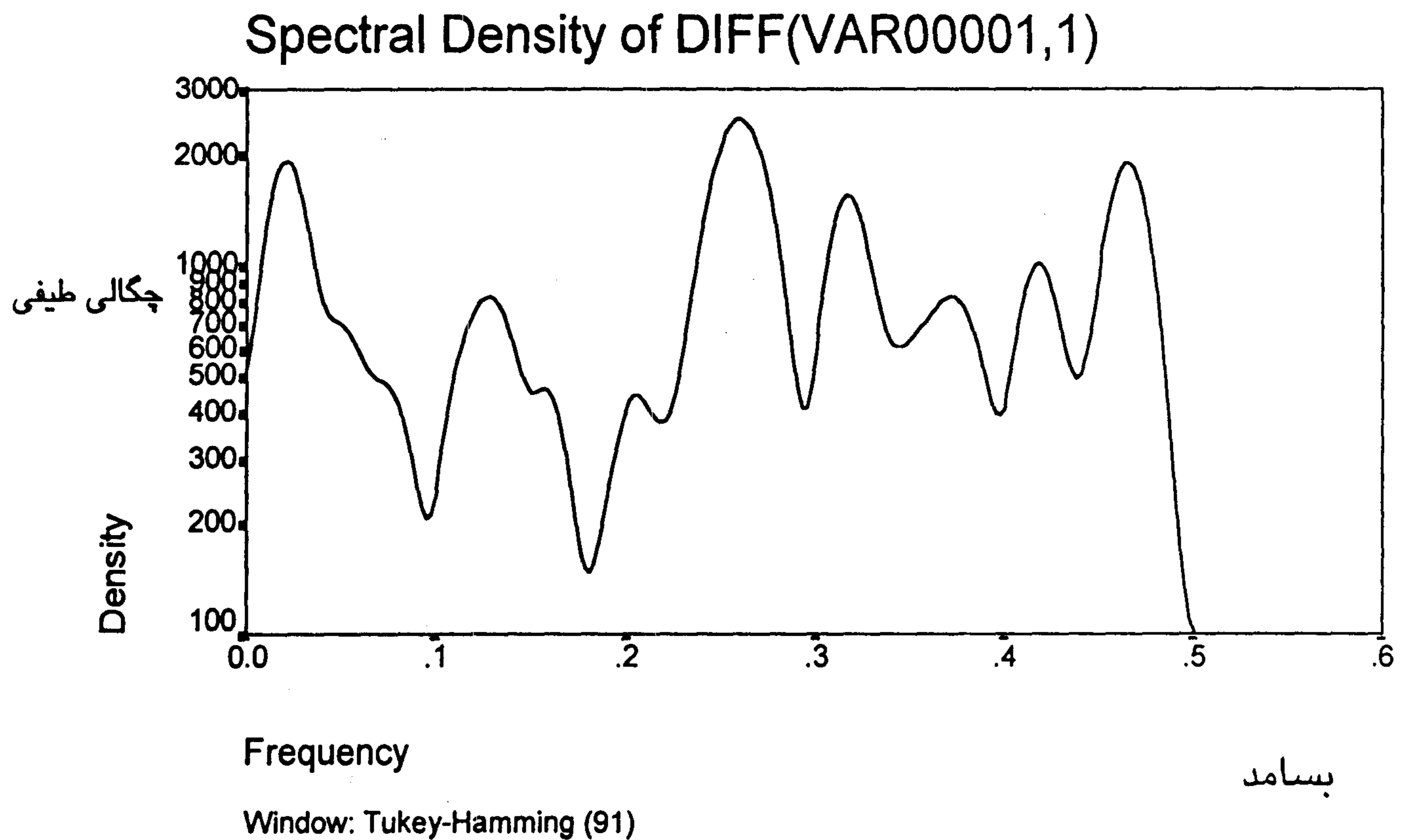
شکل شماره ۷ - تابع چگالی طیفی پس از تفاضل گیری مرتبه اول

Spectral Density of DIFF(VAR00001,1)



Window: Tukey-Hamming (21)

شکل شماره ۸ - تابع چگالی طیفی برای $M=21$



شکل شماره ۹ - تابع چگالی طیفی برای $M=91$

ملاحظه می شود که در حالت $M = 21$ هنوز طیف به طور کامل هموار نشده است و دارای بریدگی ها و شکستگی هایی می باشد که باعث می شود نتوانیم دوره های موجود را کاملاً مشاهده کنیم. البته قله آشکاری در فرکانس 25. به چشم می خورد. لیکن در حالت $M=91$ طیف کاملاً هموار شده است ولی نقاط ماکزیمم زیادی به چشم می خورد و امکان دارد تعدادی از آنها غیرواقعی باشد. بنابراین مقادیر بین این دو پنجره را امتحان می کنیم. شکل های شماره ۱۰ و ۱۱ تابع چگالی طیفی برای $M = 41$ و $M = 51$ را نشان می دهند (۹)، (۱۰).

چنانکه ملاحظه می شود، به ازای $M = 41$ شکل تابع چگالی طیفی کاملاً هموار شده و نقاط اصلی و فرعی کاملاً آشکار است.

با مشاهده جدول شماره ۴ مشخص می شود که دوره های افزایش تابع چگالی طیفی در فرکانس های 0.03765 ، 0.12676 ، 0.25587 ، 0.31690 و 0.45775 می باشد.

جدول شماره ۴ - نتایج مربوط به محاسبه تناوب و زمان تغییرات افزایش قیمت

زمان تغییرات	تناوب (1/l)	بسامد
15.77	26.624	0.03756
53.23	7.88	0.12676
108.75	3.862	0.25887
134.615	3.12	0.31690
192.234	2.184	0.45775

در این میان آشکارترین افزایش تابع چگالی طیفی در فرکانس 0.25587 به چشم می‌خورد که به عنوان دوره اصلی و دیگر فرکانس‌ها را به عنوان دوره فرعی در نظر می‌گیریم. برای بدست آوردن زمان تغییرات از رابطه $l = N/R$ یا $l = N \cdot f$ استفاده می‌کنیم که N متغیر زمان مورد بررسی و R دوره یا پریود است که خود برابر l/f می‌باشد (۹)، (۱۰).

ملاحظه می‌شود که دوره‌های فرعی افزایش قیمت نفت هر ۱۵ هفته، ۵۳ هفته، ۱۳۴ هفته و ۱۹۲ هفته می‌باشد. همچنین دوره اصلی افزایش قیمت نفت هر ۱۰۸ هفته یا حدوداً ۲ سال می‌باشد (مربوط به فرکانس 0.25887). به عبارت دیگر هر ۲ سال یک بار می‌توان انتظار یک افزایش بزرگ در قیمت‌های نفت را داشت و در دیگر زمان‌ها (۱۵، ۵۳، ۱۳۴، ۱۹۲ هفته) نیز افزایش نسبتاً جزئی در قیمت‌های نفت قابل انتظار است.

در مورد دوره‌های کاهش قیمت نیز با مراجعه به جدول شماره ۵ به همین ترتیب می‌توان عمل نمود. نتایج در جدول ۵ آورده شده است و ملاحظه می‌شود که آشکارترین دوره کاهش قیمت نفت مربوط به فرکانس 0.18545 و در نتیجه زمان مربوط به آن ۷۸ هفته می‌باشد. به عبارت دیگر هر ۷۸ هفته یا حدوداً ۱/۵ سال یک کاهش بزرگ در قیمت‌های نفت قابل انتظار است.

جدول شماره ۵ - نتایج مربوط به محاسبه تناوب و زمان تغییرات کاهش قیمت

زمان تغییرات	تناوب (1/1)	بسامد
39.438	10.649	0.0939
77.886	5.39	0.18545
126	3.32	0.30047
168	2.5	0.39906

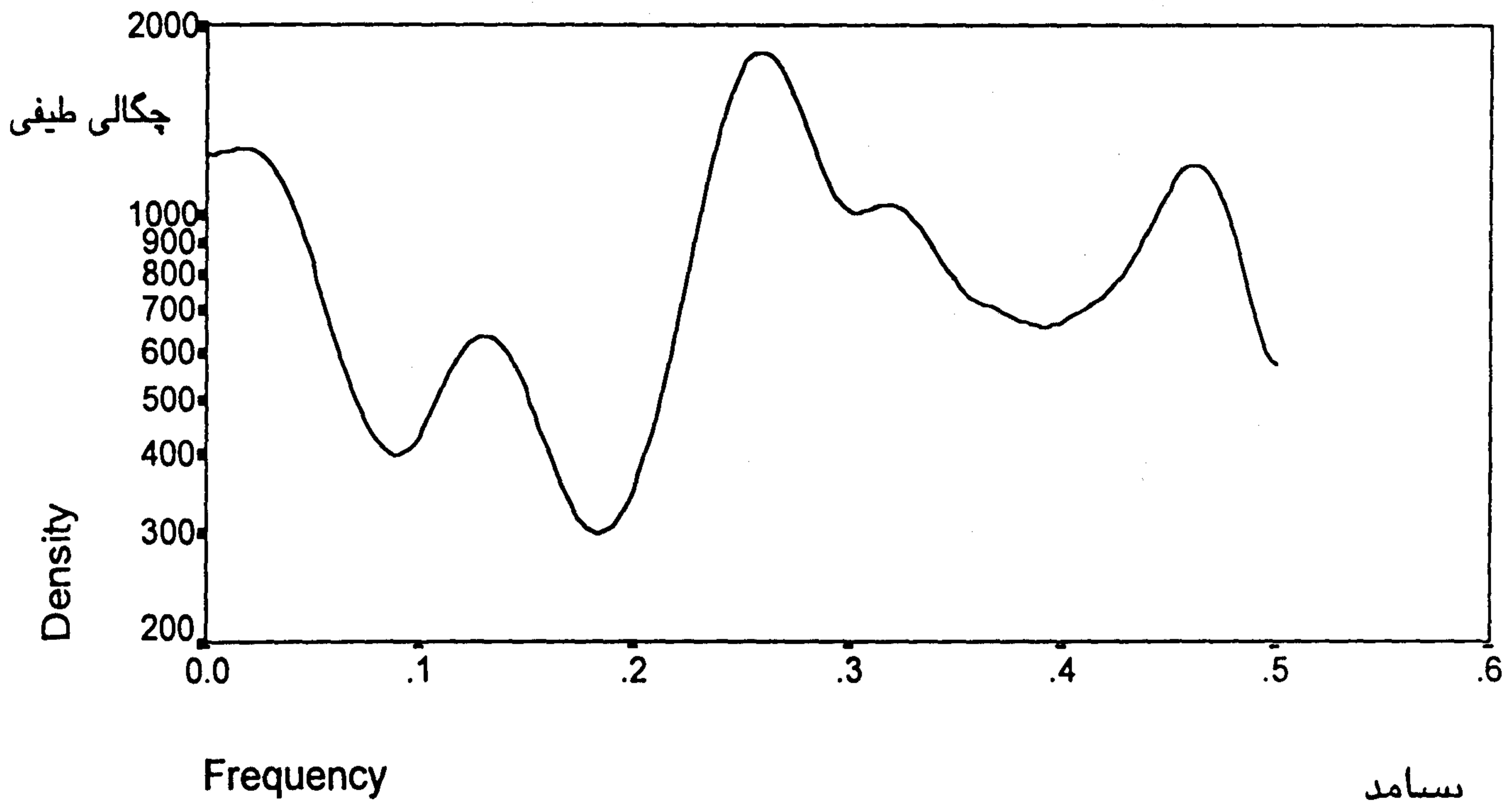
الگوی سیستمی

هدف این قسمت بدست آوردن رابطه‌ای بین قیمت نفت و مقدار تولید نفت در سازمان اوپک می‌باشد. علت در نظر گرفتن چنین رابطه‌ای نقش اساسی است که کنترل عرضه در تغییرات قیمت نفت ایفا می‌کند. بویژه اینکه در زمان کاهش قیمت نفت، یکی از مکانیسم‌های اصلی جلوگیری از سقوط بهای نفت، کنترل و کاهش مقدار عرضه اعضای اوپک می‌باشد.

آمار مربوط به قیمت عرضه در این بخش تحقیق به صورت ماهانه جمع‌آوری گردیده است. آمار مربوط به تولید بر اساس اطلاعات اعلام شده توسط منابع موثق ثانویه مثل مؤسسات تحقیقات انرژی از جمله آرگوس (۶) و پلات (۷) اخذ شده است و از اطلاعات منتشره توسط اعضا استفاده نشده است؛ زیرا اکثر اعضا برای اثبات پایبندی به سهمیه‌های تعیین شده، میزان تولید خود را کمتر از حد واقعی اعلام می‌کنند.

از آنجا که عرضه به عنوان مکانیسم کنترل قیمت عمل می‌کند، عرضه را به عنوان ورودی سیستم و قیمت را به عنوان خروجی در نظر می‌گیریم.

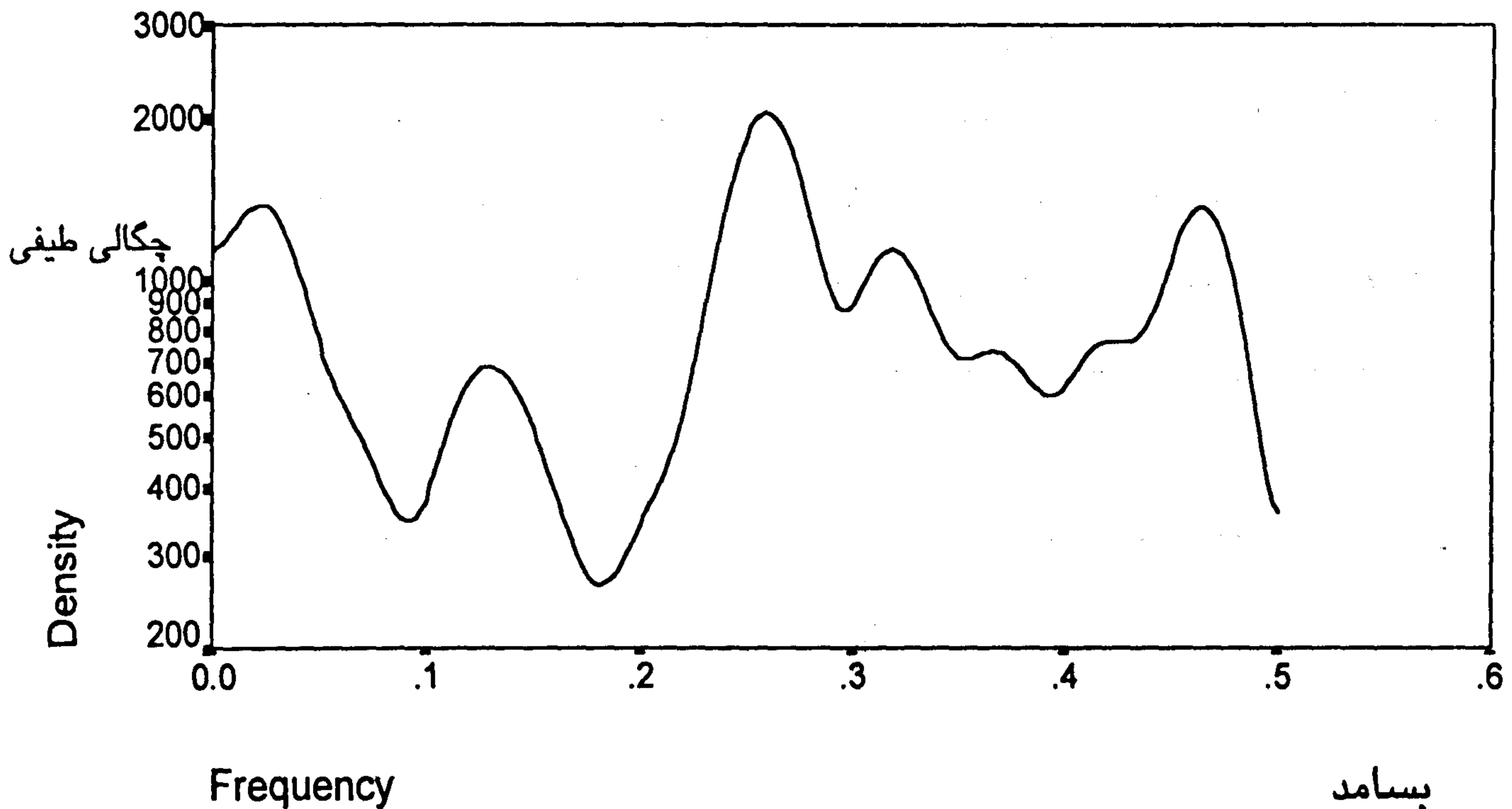
Spectral Density of DIFF(VAR00001,1)



Window: Tukey-Hamming (41)

شکل شماره ۱۰ - تابع چگالی طیفی برای $M=41$

Spectral Density of DIFF(VAR00001,1)



Window: Tukey-Hamming (51)

شکل شماره ۱۱ - تابع چگالی طیفی برای $M=51$

شناسایی ورودی سیستم

نمودار تغییرات عرضه نفت و تابع خود همبستگی مربوطه در شکل‌های شماره ۱۲ و ۱۳ رسم شده است. همچنانکه مشاهده می‌شود عرضه در شیب و میانگین نایستا می‌باشد. از سوی دیگر تابع خود همبستگی نیز به کندی به سمت صفر میل می‌کند. بنابراین برای ایستا کردن داده‌ها از تفاضل‌گیری مرتبه اول استفاده می‌کنیم. شکل‌های شماره ۱۴ و ۱۵ توابع خود همبستگی و خودهمبستگی جزئی مربوط به تفاضل‌گیری مرتبه اول را نشان می‌دهند. همچنانکه مشاهده می‌شود توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی هر دو بدون دم و با کاهش سینوسی هستند و لذا مدل اولیه می‌تواند به صورت $ARIMA(p,q,d)$ با درجه $d=1$ باشد (۱۱)، (۱۲)، (۱۳).

برای شروع $p=1$ و $q=1$ را قرار می‌دهیم. نتایج در جدول شماره ۶ آورده شده است و مشاهده می‌شود که در این حالت آماره‌های مربوط به تخمین $AR(1)$ و $MA(1)$ همگی با معنی هستند و تفاوت معنی‌داری از صفر نشان می‌دهند. بنابراین دو مرحله شناسایی و تخمین انجام شده است. در مورد آزمایش مدل همچنانکه در جدول شماره ۶ مشخص شده است آماره χ^2 مربوط به مانده‌های مدل برابر است با:

$$Q = (100-1) \sum_{k=1}^{20} r e^2 (K) = 28.39057$$

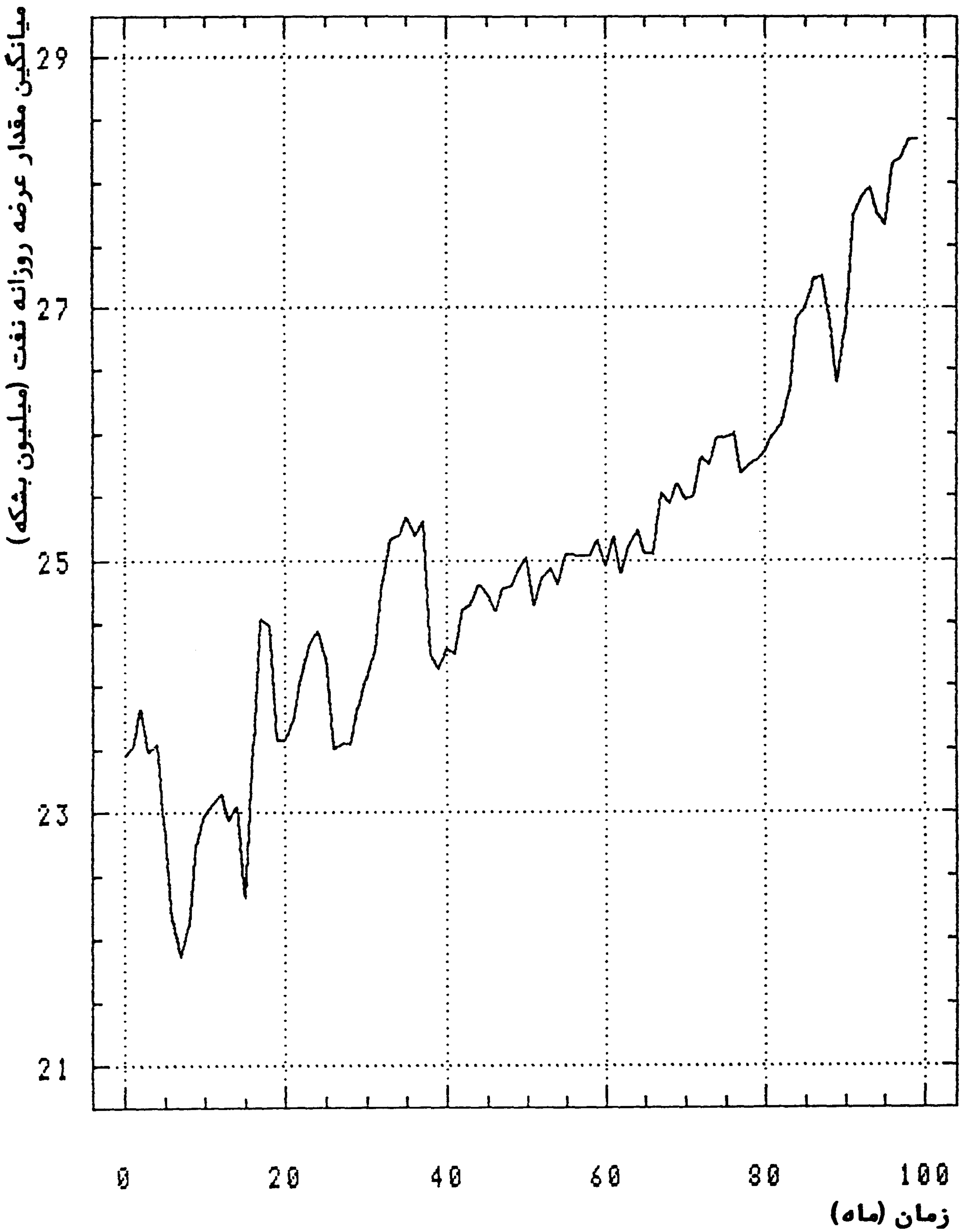
$$\chi^2_{20-1-1,0.05} = 28.87$$

بنابراین توزیع آماره مربوط به مانده‌ها در خارج از منطقه بحرانی قرار می‌گیرد. پس مدل مربوط به ورودی (عرضه) به صورت $ARIMA(1,1,1)$ و شکل مدل عبارتست از:

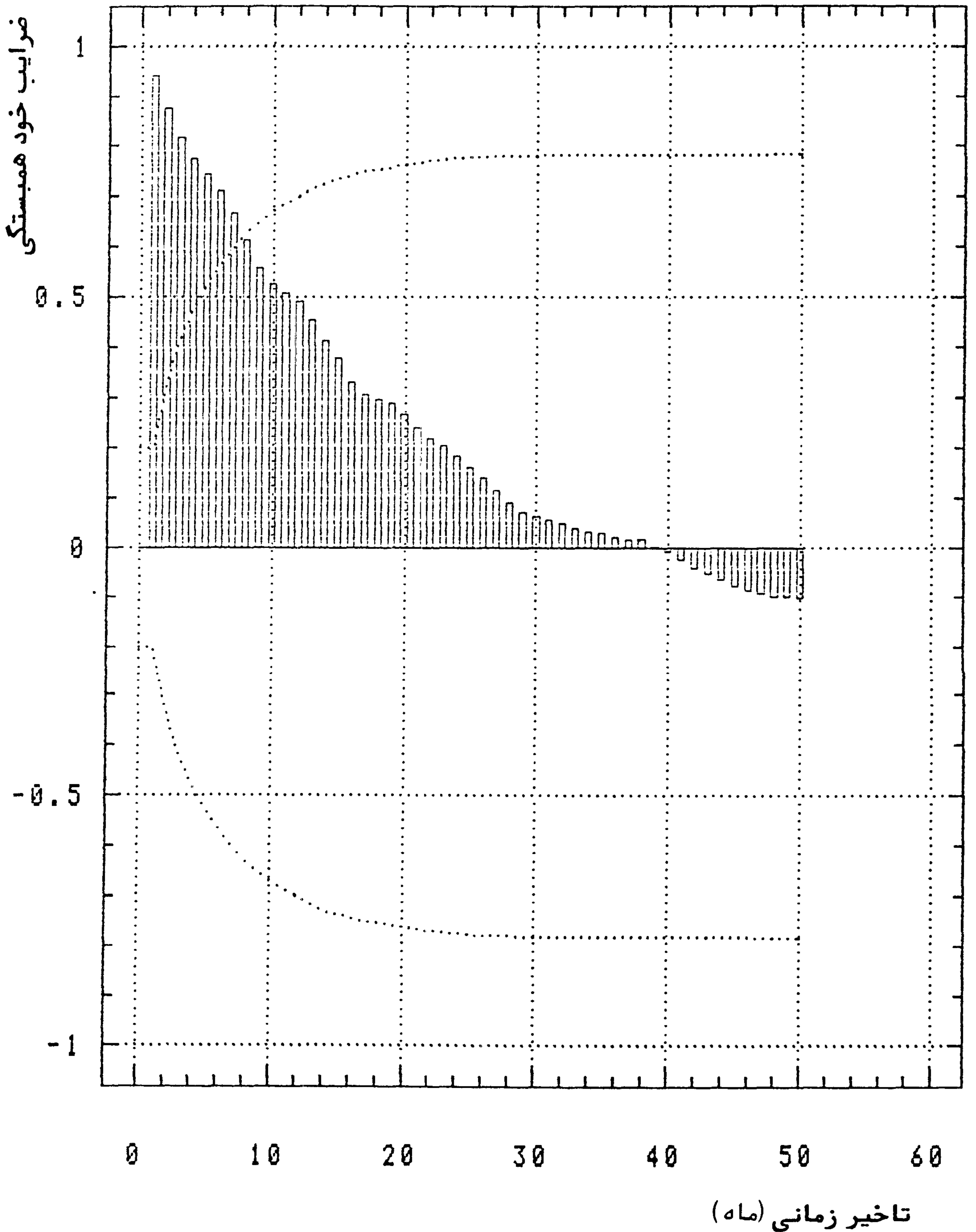
$$Z_t = 0.515Z_{t-1} - .692\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

در صورتی که همین تبدیل $[ARIMA(1,1,1)]$ را برای خروجی سیستم به کار ببریم خواهیم داشت:

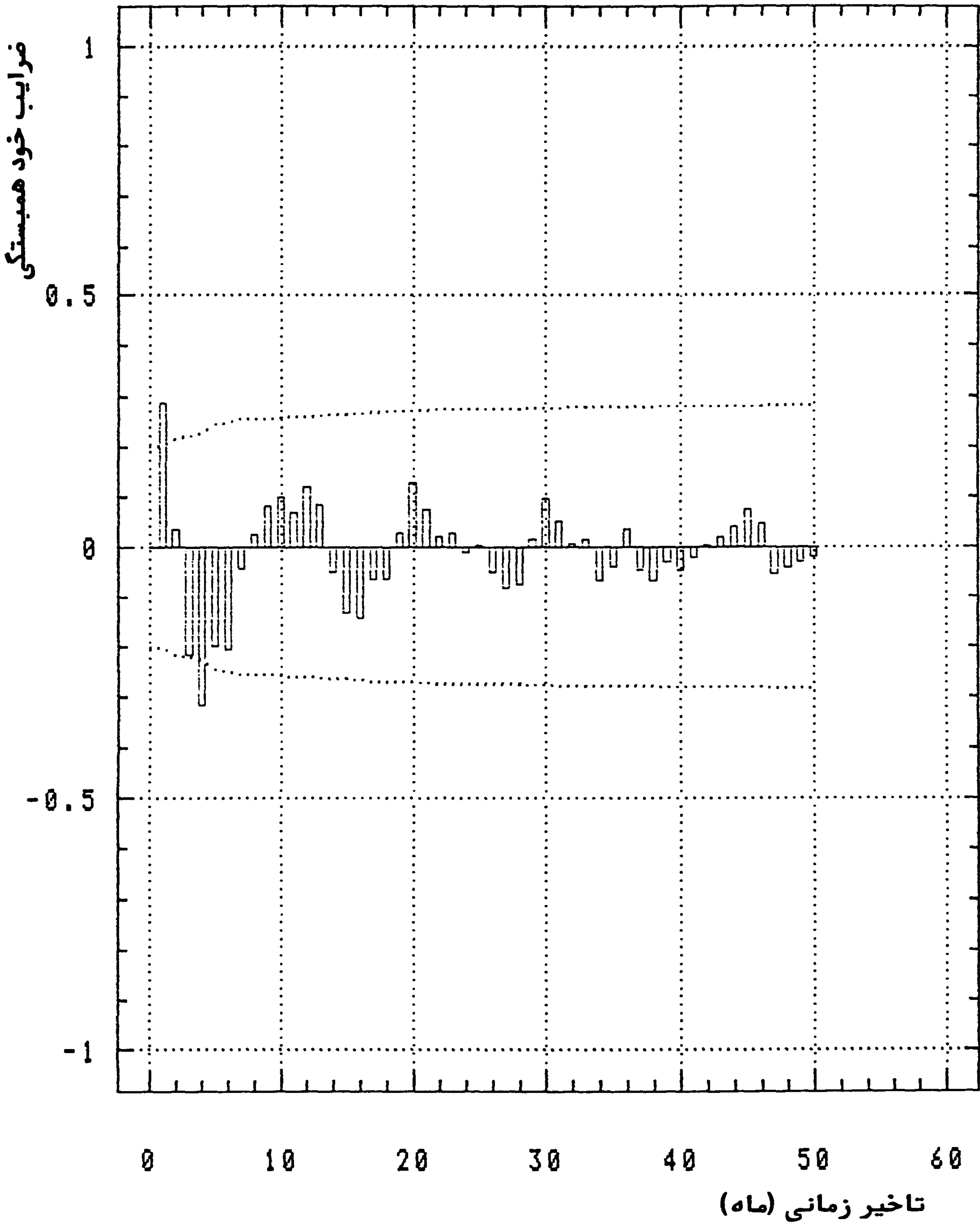
$$X_t = 0.515X_{t-1} - .692\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$



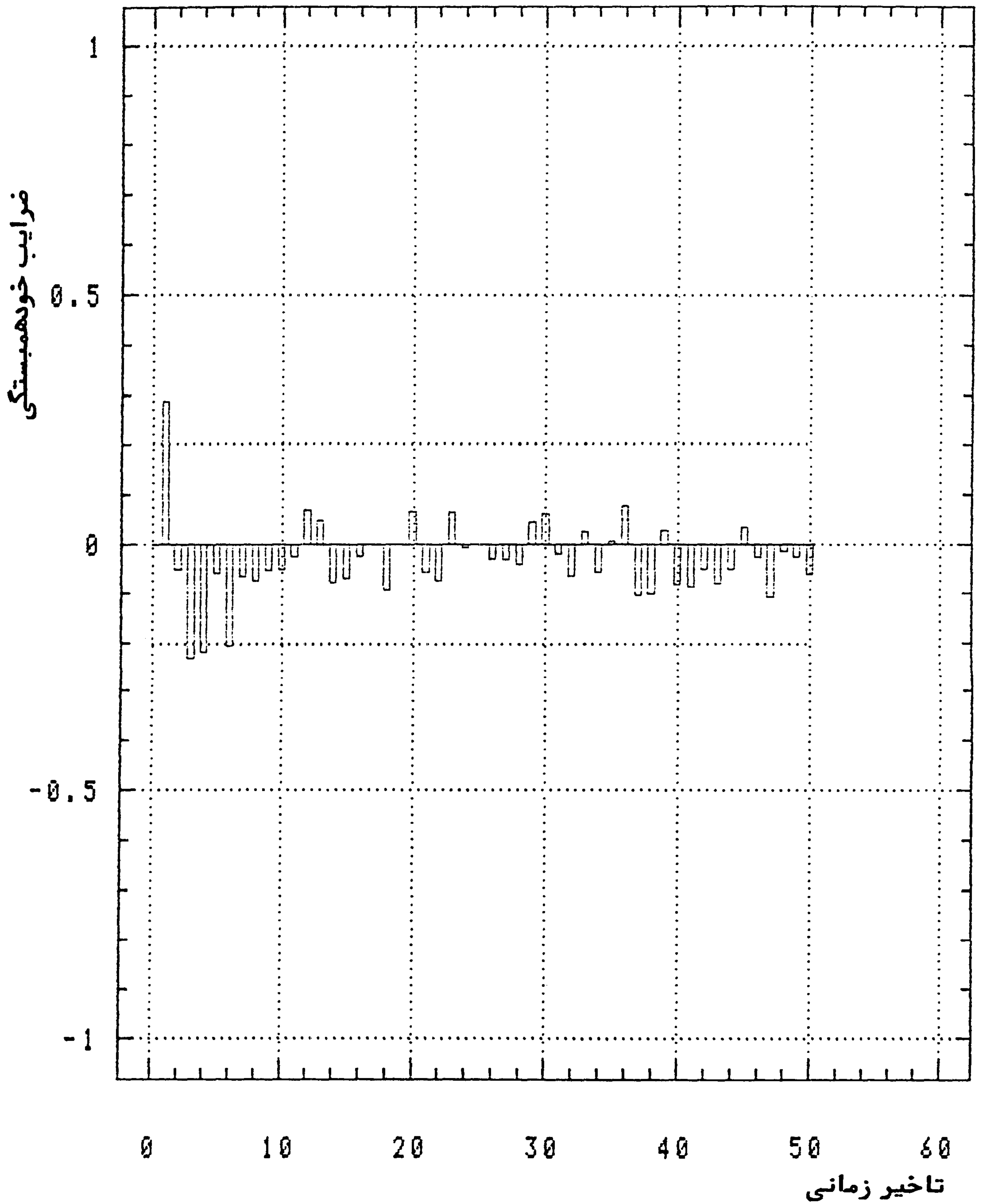
شکل شماره ۱۲ - تغییرات مقدار عرضه نفت (ورودی سیستم)



شکل شماره ۱۳ - تابع خود همبستگی ورودی سیستم



شکل شماره ۱۴ - تابع خود همبستگی تفاضل مرتبه اول ورودی سیستم



شکل شماره ۱۵ - تابع خود همبستگی جزئی تفاضل مرتبه اول ورودی سیستم

جدول شماره ۶ - نتایج تخمین‌های اولیه مدل $ARIMA(1,1,1)$ مربوط به ورودی سیستم

Initial:	RSS=15.4659	b=-0.142961	0.142961
Iteration 1:	RSS=15.1893	b=-0.0555756	0.129881
Iteration 2:	RSS=15.1463	b=-0.283269E-1	0.157869
Iteration 3:	RSS=15.1044	b=0.0756419	0.228475
Iteration 4:	RSS=15.0087	b=0.210329	0.3701231
Iteration 5:	RSS=14.8534	b=0.437608	0.608222
Final:	RSS=14.8426stopped on criterion 2	

Summary of fitted model for: SUPPLY.DATA

Parameter	Estimate	Std.error	T-value	P-value
AR(1)	.51574	.37771	2.36546	.017530
MA(1)	.69253	.33490	2.06787	.41349

MODEL FITTED TO DIFFERENCE OF ORDER 1

ESTIMATED WHITE NOISE VARIANCE =0.15461 WITH 96 DEGREE OF FREEDOM

ESTAMATED WHITE NOISE STANDARD DEVIATION (STD ERR)=0393205

CHI-SQUAR STATISTIC ON FIRST 20 RESIDUAL AUTOCORRELATION =28.39057

WITH PROBABILITY OF A LARGER VALUE GIVEN WHITE NOISE =0.919652

BACK FORE CASTING:NO

NUMBER OF ITERATION PERFORMED:6

تعیین تابع پاسخ ضربه‌ای

جدول شماره ۷ تابع همبستگی تقاطعی مابین مانده‌های سری ورودی تبدیل شده به نوفه سفید و مانده‌های خروجی متناظراً تبدیل یافته (پس از تفاضل‌گیری درجه ۱) را نشان می‌دهد. شکل ۱۶ نیز تابع خود همبستگی مربوط به مانده‌های فرایند $ARIMA(1,1,1)$ ورودی می‌باشد که به نوفه سفید تبدیل شده است. همچنانکه مشاهده می‌شود و قبلاً هم آزمایش شد، هیچکدام از مانده‌ها از صفر متفاوت نیستند و در حقیقت ساختار مشخصی را بدست نمی‌دهند که خود به معنی تبدیل شدن مانده‌های ورودی سیستم به نوفه سفید است (۹)، (۱۰)، (۱۱).

جدول شماره ۷ - تابع همبستگی متقابل بین ورودی پیش نوبه‌ای شده و خروجی متناظراً تبدیل یافته

variable:CROSS49.COFFS	(length =50)
(1)	-0.0807014
(2)	-.204044
(3)	-0.21924
(4)	-0.118724
(5)	-0.0453899
(6)	0.210511
(7)	0.0427685
(8)	0.0618679
(9)	0.0747966

گام بعد مشخص کردن تابع پاسخ ضربه‌ای با استفاده از رابطه

$$\hat{V}(K) = \frac{r_{\alpha\beta}(K)s_{\beta}}{S_{\alpha}}$$

برای بدست آوردن وزن‌های مربوط به این تابع (پاسخ ضربه) است (۹)، (۱۰)، (۱۱). مقادیر محاسبه شده در جدول شماره ۸ نشان داده شده است. انحراف استاندارد ورودی سیستم (S_{α}) که مانده‌های ورودی سیستم پس از تبدیل به نوفه سفید است) 0.38 و انحراف استاندارد خروجی سیستم (S_{β}) که مانده‌های خروجی سیستم پس از تبدیل طبق الگوی ورودی) 2.125 است.

پس از مشخص کردن وزن‌های تابع پاسخ ضربه‌ای بایستی s, r, b را تعیین کنیم. از روی تابع همبستگی تقاطعی جدول شماره ۷ مشخص است که تابع در تأخیر صفر از صفر تفاوت ندارد، زیرا مقدار آن از ۲ برابر انحراف استاندارد کوچکتر است.

انحراف استاندارد تابع همبستگی تقاطعی برابر با $N^{-1/2}$ است (۱۰) و در این حالت $(100)^{-1/2} = 1/\sqrt{100} = 0.1$ می‌باشد البته تعداد ورودی و خروجی سیستم $N=99$ می‌باشد که جهت سهولت امر آن را 100 در نظر گرفته‌ایم.

بنابراین وزن اول تابع پاسخ ضربه‌ای را صفر در نظر می‌گیریم، که با $b=1$ متناسب است.

از سوی دیگر مشاهده می‌شود که کاهش مربوط به تابع پاسخ ضربه‌ای از اولین پاسخ که مربوط به تأخیر صفر است شروع شده که $s=0$ را نتیجه می‌دهد. همچنین تابع پاسخ ضربه‌ای به طور سینوسی کاهش می‌پذیرد، بنابراین مدل آزمایشی اولیه‌ای که می‌توانیم تخمین را با آن آغاز کنیم با $s = 0, r = 2, b = 1$ مشخص می‌شود و مدل کلی عبارتست از (۹)، (۱۰)، (۱۱):

$$X_t = \frac{\omega_0}{1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2} Z_{t-1}$$

نکته مهم اینکه همانند مدل‌های ARIMA، تخمین‌های اولیه ضرایب و پارامترها فقط مقادیر اولیه‌ای برای شروع بدست می‌دهد و به معنی قطعی بودن و معنادار بودن این تخمین‌ها نمی‌باشد، بلکه باید با استفاده از روش‌های متفاوت بهترین تخمین مربوط به هر مدل را با استفاده از تخمین‌های اولیه انجام داد.

جدول شماره ۸ - تابع پاسخ ضربه‌ای بین مانده‌های ورودی پیش نوبه‌ای شده و خروجی متناظراً تبدیل یافته

variable:RESPONSE.DATA (length =50)
(1)-0.45094
(2) -1.14015
(3)-1.15418
(4) -0.663402
(5) -0.241335
(6) 1.17629
(7) 0.23889
(8) 0.3478503
(9)0.417954
(10)-0.084188
(11)0.0865745

تخمین اولیه از تابع انتقال

پس از بدست آوردن وزن‌های تابع پاسخ ضربه با استفاده از روابط زیر خواهیم داشت

(۹)، (۱۰)، (۱۱):

$$V_j = 0$$

$$j < 1$$

$$V_1 = \omega_0 \quad j=1$$

$$V_2 = \delta_1 V_1 + \delta_2 V_0 \quad j=2$$

$$V_3 = \delta_1 V_2 + \delta_2 V_1 \quad j=3$$

با جایگذاری وزن‌های مربوط به تابع پاسخ ضربه‌ای به جای V_3, V_2, V_1 و پس از حل

معادلات فوق تخمین‌های اولیه تابع انتقال به صورت زیر بدست می‌آید:

$$\omega_0 = -1.14, \quad \delta_1 = 1.36, \quad \delta_2 = -.83$$

و مدل اولیه به صورت

$$X_t = \frac{-1.14}{1 - 1.36B + .83B^2}$$

درمی‌آید.

تخمین نوفه

با توجه به توابع خودهمبستگی و خود همبستگی جزئی (شکل شماره ۱۶ و ۱۷) و

تخمین‌های انجام شده که در جدول شماره ۱۰ آورده شده است می‌توان مانده‌های مربوط به

ورودی سیستم را به صورت فرایند $MA(1)$ در نظر گرفت (۹)، (۱۰)، (۱۱). آنگاه با استفاده

از روابط زیر خواهیم داشت:

$$\varepsilon_t = (1/1 - 1.006B)^* n_t \Rightarrow n_t = (1 - 1.006B) \varepsilon_t$$

با ترکیب مدل تابع انتقال و نوفه خواهیم داشت:

$$X_t = \frac{-1.14}{1 - 1.36B + .83B^2} + Z_{t-1} (1 - 1.006B) \varepsilon_t$$

همچنانکه قبلاً اشاره شد مدل مربوط به تابع انتقال تنها یک تخمین اولیه است. برای

تخمین دقیق و نهایی پارامترها از روش‌های مختلفی مانند کمترین مربعات مارکواردت،

تخمین غیرخطی، توان دوم شرطی می‌توان استفاده نمود که در این تحقیق از الگوریتم تخمین

غیرخطی به کار گرفته شده است و با استفاده از مقادیر اولیه یعنی

$\omega_0 = -1.14, \delta_2 = -.83, \delta_1 = 1.36$ پس از تکرارهای متوالی توسط نرم‌افزار SPSS تخمین

زده شده است. با استفاده از این الگوریتم کارا تخمین ضرایب فوق عبارتست از:

$$\omega_0 = 0.31, \quad \delta_1 = 0.29, \quad \delta_2 = -0.78$$

جدول شماره ۹ - پیش‌بینی انجام شده توسط تابع انتقال

variable:TRANSFER.DATA (length =99)		
(1)0	(40) 18.5	(79)17.42
(2)0	(41) 15.76	(80)17.89
(3)0	(42)17.4	(81)18.86
(4)0	(43)16.39	(82)20.44
(5)16.51	(44)15.53	(83)20.97
(6)16.23	(45)15.89	(84)20.64
(7) 16.98	(46)15.06	(85)22.55
(8)15.99	(47)16.94	(86)18.76
(9)27.43	(48)13.46	(87)17.29
(10)27.7	(49)1304	(88)15.71
(11)28.44	(50)15.7	(89)16.28
(12)18.6	(51)14.51	(90)20.05
(13)9.08	(52)14.55	(91)14.85
(14) 22.31	(53)15.3	(92)16.81
(15)10.919	(54)15.47	(93)15.98
(16)17.04	(55)17.44	(94)17.31
(17)15.66	(56)16.66	(95)22.35
(18)16.68	(57)15.29	(96)15.78
(19)17.6	(58)15.43	(97)16.85
(20)19.16	(59)16.25	(98)12.04
(21)18.6	(60)16.14	(99)16.15
(22)21.55	(61)15.66	
(23)22.71	(62)17.69	
(24)14.85	(63)15.65	
(25)17.74	(64)16.06	
(26)15.71	(65)19.18	
(27)16.87	(66)16.85	
(28)16.78	(67)16.46	
(29)15.42	(68)15.19	
(30)17.6	(69)15.47	
(31)16.7	(70)15.54	
(32)20.99	(71)14.97	
(33)19.19	(72)17.44	
(34)17.4	(73)17.73	
(35)17.84	(74)17.99	
(36)16.83	(75)17.68	
(37)15.42	(76)18.32	
(38)15.96	(77)17.8	
(39)16.97	(78)17.74	

بنابراین شکل کامل مدل تابع انتقال همراه با نوفه تخمین زده شده عبارتست از:

$$X_t = \frac{0.31}{1-0.29B + 0.78B^2} Z_{t-1} + (1-1.006B) \varepsilon_t$$

ε_t مانده‌های مدل ARIMA(1,1,1) ورودی تبدیل یافته است، که پس از تبدیل به نوفه سفید خود به صورت یک سری زمانی در نظر گرفته شده است و با استفاده از توابع خودهمبستگی، خود همبستگی جزئی و روابط مدل بندی شده است (۹)، (۱۰)، (۱۱).

جدول شماره ۱۰ - نتایج تخمین ضرایب مدل ARIMA(0,0,1) مربوط به مانده‌ها (ورودی سیستم)

Initial:	RSS=18.6994	b=-0.49641		
Iteration 1:	RSS=16.041	b=0.743373		
Iteration 2:	RSS=14.484	b=0.93146		
Iteration 3:	RSS=14.2224	b=0.981222		
Iteration 4:	RSS=14.0258	b=1.004447		
Final:	RSS=14.0192stopped on criterion 2		
Summary of fitted model for: SUPPLY.DATA				
Parameter	Estimate	Std.error	T-value	P-value
MA(1)	1.00632	.0551	2.53738	.0421
MODEL FITTED TO DIFFERENCE OF ORDER				
ESTIMATED WHITE NOISE VARIANCE =0.146033 WITH 96 DEGREE OF FREEDOM .				
ESTAMATED WHITE NOISE STANDARD DEVIATION (STD ERR)=0382143				
CHI-SQUAR STATISTIC ON FIRST 20 RESIDUAL AUTOCORRELATION =8.4558				
WITH PROBABILITY OF A LARGER VALUE GIVEN WHITE NOISE =0.981468				
BACK FORE CASTING:NO				
NUMBER OF ITERATION PERFORMED:5				

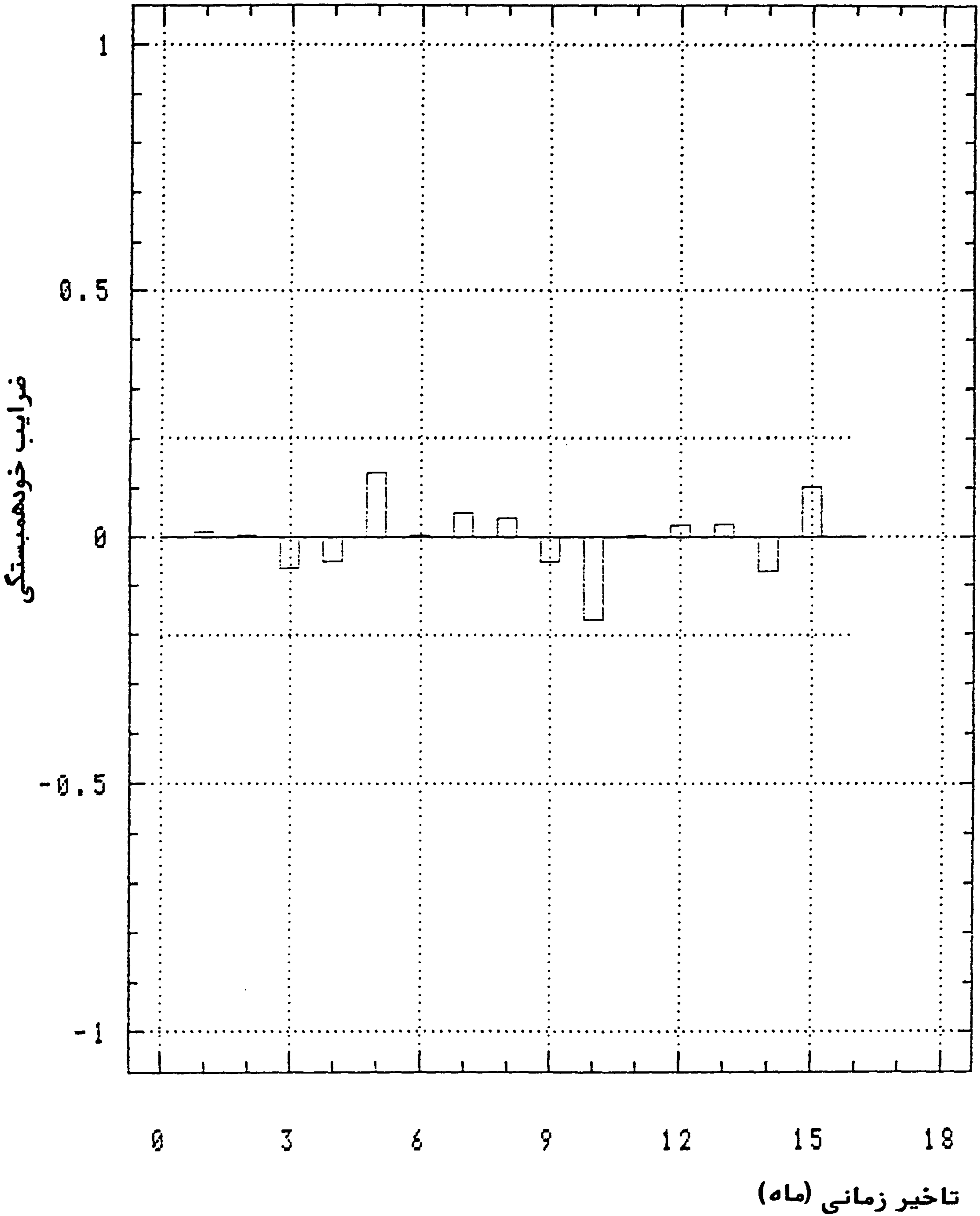
پیش بینی قیمت های نفت با استفاده از تابع انتقال

با استفاده از تابع انتقال بدست آمده، پیش بینی در تقدم زمان (لیدتایم) τ را می توان به

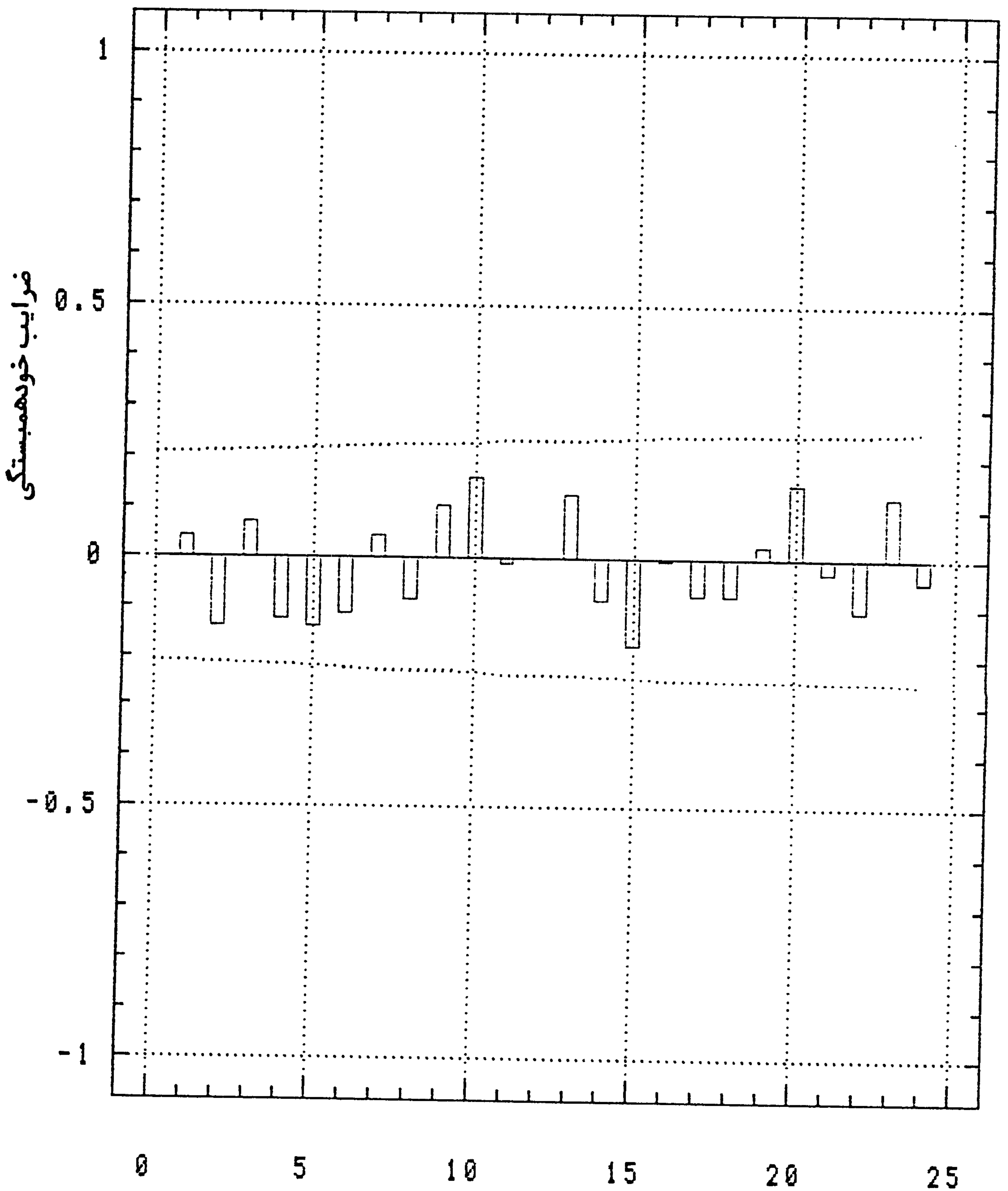
صورت زیر نوشت (۹)، (۱۰)، (۱۱):

$$X_{T+\tau}(T) = 1.29E_T [X_{T+\tau-1}] - 0.78E_T [X_{T+\tau-2}] + 0.31E_T [Z_{T+\tau-1}] - 2.29E_T [\varepsilon_{T+\tau-1}] + 2.07E_T [\varepsilon_{T+\tau-2}] - 0.78E_T [\varepsilon_{T+\tau-3}]$$

مقادیر محاسبه شده برای ماه های پنجم تا نود و نهم در جدول شماره ۹ آورده شده است.



شکل شماره ۱۶ - تابع خودهمبستگی ورودی پیش نوفه‌ای شده



شکل شماره ۱۷ - تابع خودهمبستگی جزئی ورودی پیش‌نوفه‌ای شده

تاخیر زمانی (ماه)

برای مشاهده روش محاسبه، به عنوان مثال مقدار پیش‌بینی شده برای دوره ۵۰ به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$X(50) = 1.29(13.71) - 0.78(12.87) + 0.31(24.7883) - 2.29(-0.107) + 2.07(0.016) - 0.78(0.12) = 15.7$$

همچنین برای ماه آوریل ۱۹۹۸ پیش‌بینی به صورت زیر درمی‌آید:

$$X(100) = 1.29(12.79) - 0.78(13.52) + 0.31(28.35) - 2.29(0.198) + 2.07(0.102) - 0.78(0.46) = 13.75$$

برای درک بهتر علت استفاده از توابع انتقالی و توانایی بالاتر آن نسبت به مدل‌های دیگر بهترین راه مقایسه آن با مدل‌های ARIMA است که توابع انتقال شکل توسعه یافته همین مدل‌ها می‌باشد. برای این منظور خروجی سیستم را از روش ARIMA مدل‌بندی می‌کنیم (۹)، (۱۰)، (۱۱).

همچنانکه در قبل ملاحظه شد سیستم تغییرات بهای نفت از نوع ARIMA(3,1,0) می‌باشد. برای مقایسه دو حالت فوق‌الذکر از خطای پیش‌بینی و معیار ریشه میانگین مجذورات خطا RMSE استفاده می‌کنیم که به صورت زیر محاسبه می‌شود (۱۲):

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \hat{X}_i)^2}{n}}$$

در مورد پیش‌بینی محاسبه شده به وسیله تابع انتقال در جدول شماره ۹، مشخص می‌شود که در ماه‌های نهم تا پانزدهم مقدار پیش‌بینی با مقدار واقعی تفاوت زیادی را نشان می‌دهد، که علت آن همزمانی ماه‌های فوق با جنگ خلیج فارس است که در آن دوره تقریباً ۷ ماهه قیمت‌های نفت از نوسانات و تغییرات غیرعادی و خارج از بنیان‌های بازار برخوردار بود و در بسیاری از پژوهش‌هایی که بعد از این دوره صورت گرفته قیمت‌های مربوط به زمان جنگ حذف گردیده است. با حذف دوره مزبور و پس از محاسبه خطاهای پیش‌بینی در دو حالت و با این توضیح که در مورد مدل ARIMA چون به صورت هفتگی محاسبه گردیده هفته‌های ۳۶ تا ۷۲ حذف شده است.

میانگین مجذورات خطاهای مربوط به پیش‌بینی (AVERAGE) به وسیله تابع انتقال ۲/۵۶ و به وسیله مدل ARIMA ۳/۲۱ می‌باشد بنابراین خواهیم داشت:

$$\text{RMSE} = \sqrt{\text{MSE}} = \sqrt{2.56} = 1.6 \quad \text{تابع انتقال}$$

$$\text{RMSE} = \sqrt{\text{MSE}} = \sqrt{3.21} = 1.79 \quad \text{ARIMA}(3,1,0)$$

همچنانکه ملاحظه می‌گردد RMSE مربوط به تابع انتقال کوچکتر از RMSE مربوط به مدل ARIMA(1,1,1) می‌باشد که به معنی کاراتر بودن پیش‌بینی انجام گرفته توسط مدل‌های تابع انتقال می‌باشد (۹)، (۱۰)، (۱۱).

نتایج

نتایج حاصل از این تحقیق را می‌توان به صورت زیر خلاصه نمود:

- ۱ - داده‌های مربوط به میانگین هفتگی بهای نفت سازمان اوپک نایستا است. با توجه به معرفی روش‌های مختلف مورد استفاده در رابطه با ایستا کردن داده‌ها، در این تحقیق از تفاضل‌گیری مرتبه اول استفاده گردیده و با بررسی نتایج، مشخص شده است که تفاضل‌گیری مرتبه اول برای ایجاد ایستایی در داده‌ها کفایت می‌نماید.
- ۲ - با بررسی تابع خودهمبستگی تفاضل مرتبه اول، مشاهده گردید که در تغییرات بهای نفت سازمان اوپک عوامل فصلی دخالت ندارد.
- ۳ - با بررسی تابع چگالی طیفی و وجود ماکزیمم در فرکانس صفر ملاحظه گردید که علت نایستایی در داده‌های خام ناشی از وجود جزء روند است.
- ۴ - نوسانات میانگین هفتگی بهای نفت سازمان اوپک از نوع اتورگرسیون درجه ۳ می‌باشد. این نتیجه با استفاده از توابع خودهمبستگی و خود همبستگی جزئی در شناسایی مدل، استفاده از رویه جستجوی پی در پی (به وسیله نرم‌افزار کامپیوتری) در محاسبه پارامترهای مدل و استفاده از آزمون مانده‌های مدل در تعیین شایستگی آن، حاصل گردید.
- ۵ - هر ۱۰۸ هفته یا حدوداً دو سال یکبار می‌توان انتظار یک افزایش بزرگ در قیمت‌های نفت اوپک را داشت. دوره‌های فرعی افزایش قیمت نفت عبارتند از: ۱۵ هفته، ۱۳۴ هفته و ۱۹۲ هفته.

۶ - هر ۷۸ هفته یا حدوداً ۱/۵ سال یک بار می‌توان انتظار یک کاهش بزرگ در قیمت‌های نفت را داشت. دوره‌های فرعی کاهش قیمت نفت عبارتند از: ۳۹ هفته، ۱۲۶ هفته و ۱۶۸ هفته.

۷ - برای هموارسازی طیف از پنجره توکی استفاده شد و ملاحظه گردید که استفاده از مقادیر پایین پنجره توکی باعث ایجاد تعداد زیادی شکستگی و بریدگی می‌شود که امکان تجزیه و تحلیل را سلب می‌نماید ($M=21$). همچنین مقادیر بالای M تعداد زیادی نقاط ماکزیمم و مینی‌موم را نشان می‌دهد که باعث گمراهی در تشخیص دوره‌های اصلی و فرعی می‌گردد ($M=91$). به این ترتیب، به عنوان بهترین مقدار برای پنجره توکی، $M=41$ می‌باشد که دوره‌های موجود در نوسانات را کاملاً آشکار می‌نماید.

۸ - مدل تابع انتقال مربوط به نوسانات ماهانه بهای نفت و عرضه ماهانه، پس از محاسبه تابع پاسخ ضربه‌ای و تابع همبستگی متقابل، تعیین و ارائه گردید.

منابع و مآخذ

- ۱ - محمد سریر، مرتضی هاشمی، «اوپک و دیدگاه‌های آینده»، دفتر مطالعات سیاسی وزارت نفت، ۱۳۶۷، چاپ اول.
- ۲ - گروه انرژی مجلس شورای اسلامی، «نفت، بازار جهانی و چشم انداز قیمت‌ها در سال ۹۵»، مجلس و پژوهش، فروردین و اردیبهشت ۱۳۷۴.
- ۳ - گروه تحقیق کمیسیون برنامه و بودجه مجلس شورای اسلامی، «نفت، کارنامه کوشش‌های پیش‌رو و چالش‌های فرارو»، مجلس و پژوهش، فروردین و اردیبهشت ۱۳۷۲.
- ۴ - بولتن اقتصادی خبرگزاری جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۶۸-۱۳۷۷.

5- OPEC Bulletin , OPEC, Vienna 1990-1998.

6- Argus Working Paper, Argus Energy Research Organization, London 1990-1998.

7- Platte Working Paper, Platte Energy Enrgy Research Organization, London 1990-1998.

۸ - جی. ای. پی. باکس و جی. ام. جنکینز، «تحلیل سری زمانی: پیش‌بینی و کنترل»، ترجمه

محمد رضا مشکانی، انتشارات شهید بهشتی (دو جلد)، ۱۳۷۱.

9- Jenkins, J. M. and Watts. D. G. (1968), *Spectral Analysis and its Applications*, Sanfrancisco: Holdenday.

10- Ljung. L. (1987), *System Identification*, Prentice - Hall , Englwood, NewJersy.

۱۱ - داگلاس. ک. مونتگومری، لینود. ا. جانسون و جان. اس. گاردنر، «پیش‌بینی و تجزیه و

تحلیل سری‌های زمانی»، ترجمه محمد فاطمی قمی، انتشارات دانش امروز، ۱۳۷۳.

۱۲ - جاناتان، دی، کرایر، «تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی»، ترجمه حسینعلی نیرومند،

انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد، ۱۳۷۱.

۱۳ - سی. چتفیلد، مقدمه‌ای بر سری‌های زمانی، ترجمه حسینعلی نیرومند و ابوالقاسم

بزرگ‌نیا، انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد، ۱۳۷۲.

14 - Economist Magazin , 1990-1998.