

برآورد مدل ساختاری تقاضای برق در بخش کشاورزی با استفاده از مفهوم روند ضمنی و الگوریتم کالمن فیلتر

حمید آماده

استادیار دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی amadeh@gmail.com

نادر مهرگان

دانشیار دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان mehregannader@yahoo.com

محمود حقانی

استادیار دانشکده‌ی مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعت آب و برق (شهید عباسپور)

haghani@pwut.ac.ir

میثم حداد^۱

دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی دانشگاه صنعت آب و برق (شهید عباسپور)

Meisam.haddad66@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۴/۲۴ تاریخ پذیرش: ۹۲/۱۱/۰۵

چکیده

در سال‌های اخیر تقاضای برق در بخش کشاورزی ایران افزایش چشم‌گیری داشته است، از این رو مدل‌سازی درست تابع تقاضای برق، برای اتخاذ سیاست‌های کاهش مصرف و هم‌چنین پیش‌بینی برای تأمین به موقع با هزینه‌ی کم، دارای اهمیت زیادی است. در مقاله‌ی حاضر با استفاده از مفهوم روند ضمنی و ایجاد یک مدل فضا - حالت، با به‌کارگیری الگوریتم کالمن فیلتر، مدل ساختاری تقاضای برق در بخش کشاورزی برآورد شده و داده‌های مورد استفاده در این تحقیق به صورت سری زمانی سالانه طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۳ بوده است. نتایج حاکی از هموار و صعودی بودن روند ضمنی می‌باشد. با توجه به آماره‌ی نسبت راستنمایی، مناسب‌ترین حالت برای ابرپارامترها، حالت تصادفی بودن سطح و ثابت بودن شیب روند تشخیص داده شده است. کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای برق در کوتاه‌مدت و بلندمدت کم‌تر از واحد به دست آمده است. بنابراین سیاست‌های قیمتی و درآمدی برای کاهش مصرف کارایی لازم را ندارند و تغییر در سیستم آبیاری از غرق آبی به قطره‌ای و بارانی پیشنهاد می‌شود. نتایج حاصل از پیش‌بینی، روند افزایشی تقاضای برق را نشان می‌دهد، از این رو مدیران و برنامه‌ریزان باید با اتخاذ سیاست‌های کارآمد از یک سو تقاضای برق را کاهش دهند و از سوی دیگر برق مصرفی در این بخش را تأمین کنند.

طبقه‌بندی JEL: Q47, Q41, Q1, D11, C32

کلید واژه: تقاضای برق، بخش کشاورزی، روند ضمنی، الگوریتم کالمن فیلتر، فضا - حالت.

۱- مقدمه

در هر کشور بخش کشاورزی به دلیل تأمین غذای جامعه دارای نقش استراتژیک است، بنابراین با توجه به اهمیت برق در بخش کشاورزی، مدل‌سازی تقاضای برق برای اتخاذ سیاست و افزایش بهره‌وری در بخش برق، ضروری به‌نظر می‌رسد. در طی سال‌های اخیر با توجه به پیشرفت سریع تکنولوژی در بخش کشاورزی و مصرف حامل‌های انرژی برای به‌کارگیری وسایل و تجهیزات، مصرف حامل‌های انرژی در این بخش افزایش یافته است. یکی از مهم‌ترین حامل‌های انرژی در بخش کشاورزی برق می‌باشد.

برق در بخش کشاورزی ایران به‌عنوان یکی از نهاده‌های اصلی تولید مورد استفاده قرار می‌گیرد، طوری که در سال ۱۳۹۰ از کل فروش برق وزارت نیرو ۱۸۳۹۰۵/۴ گیگاوات ساعت، مصرف بخش کشاورزی ۳۰۰۲۰/۳ گیگاوات ساعت (سه‌م بخش کشاورزی از مصرف برق ۱۶/۳ درصد) بوده و نسبت به سال ۱۳۸۴ (سال ابتدای برنامه‌ی چهارم توسعه) ۸۲ درصد رشد داشته است (ترازنامه‌ی انرژی، ۱۳۹۰). از مهم‌ترین دلایل این رشد بالا می‌توان به برقی شدن چاه‌های کشاورزی و استفاده از وسایل و تجهیزات برقی برای گرم کردن و روشنایی در مراکز پرورش دام و طیور و گلخانه‌ها اشاره کرد. بیش‌ترین مصرف برق در بخش کشاورزی را الکتروپمپ‌ها دارند، به گونه‌ای که در سال ۱۳۹۰ مصرف برق الکتروپمپ‌ها حدود ۷۰ درصد کل مصرف برق در این بخش بوده است (ترازنامه‌ی انرژی، ۱۳۹۰).

برای مدل‌سازی و برآورد تابع تقاضای برق در بخش کشاورزی متغیرهای اقتصادی مانند قیمت‌ها و ارزش افزوده‌ی بخش، از اهمیت زیادی برخوردارند. هم‌چنین متغیرهای غیر اقتصادی مانند متغیرهای جغرافیایی همانند میزان بارندگی، به دلیل این که بیش‌تر بودن زمان تر سالی موجب کاهش تقاضای آب کشاورزی و در نتیجه کاهش مصرف برق در این حوزه می‌شود، دارای اهمیت هستند. اما در کنار این متغیرها، متغیرهای دیگری مانند تکنولوژی و سلیقه وجود دارد که قابل مشاهده نیستند. مدل سری زمانی ساختاری^۱ این قابلیت را دارد که تحولات ساختاری و متغیرهای غیرقابل مشاهده را به صورت تصادفی وارد مدل تقاضا می‌کند و روند ضمنی^۲ را برای برآورد درست تابع تقاضا

1- Structural Time Series Model.

2- Underlying Trend

به ما ارائه دهد. زمانی که مدل به طور درست برآورد شود، خطای پیش‌بینی کم‌تر می‌شود و تصمیم‌گیری برای مدیران و برنامه‌ریزان دقیق‌تر انجام می‌گیرد.

ویژگی خاص این تحقیق نسبت به سایر مطالعات تجربی، در زمینه‌ی برآورد تابع تقاضای برق در بخش کشاورزی، شامل استخراج تابع تقاضای مشتق شده‌ی برق در بخش کشاورزی از طریق مشتق‌گیری از تابع هزینه نسبت به قیمت نهاده‌ی برق (تابع تقاضای شرطی نهاده)، وارد کردن نقش روند ضمنی به‌عنوان متغیر غیرقابل مشاهده و تصریح آن به صورت یک فرآیند تصادفی، استفاده از تکنیک متناسب با مدل تصریح شده (سری زمانی ساختاری)، محاسبه‌ی روند ضمنی تقاضای برق در بخش کشاورزی و در نهایت استفاده از نرم افزار OXmetrics 6.3 و Stamp 8.3 که برای مدل‌های سری زمانی ساختاری طراحی شده است، می‌باشد.

در ادامه و در قسمت دوم پیشینه‌ی تحقیق، در قسمت سوم مبانی نظری تابع تقاضای برق در بخش کشاورزی، مفهوم روند ضمنی و مدل مورد استفاده در این تحقیق ارائه می‌شود. در قسمت چهارم نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضای برق در بخش کشاورزی با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری مورد بررسی قرار می‌گیرد و در نهایت نتیجه‌گیری در بخش پایانی ارائه می‌شود.

۲- پیشینه‌ی تحقیق

در داخل و خارج از کشور مطالعات زیادی به منظور برآورد تابع تقاضای برق در بخش‌های مختلف اقتصادی، با روش‌های مختلف انجام شده است. چون با روش سری زمانی ساختاری تاکنون مطالعه‌ای در مورد برآورد تابع تقاضای انرژی در بخش کشاورزی چه در داخل و چه در خارج از کشور انجام نگرفته است، لذا در این قسمت ابتدا برخی از مهم‌ترین مطالعات انجام شده به منظور برآورد توابع تقاضا با روش مورد نظر (سری زمانی ساختاری)، مرور می‌شود و سپس در جدول (۱) به بیان برخی از مهم‌ترین مطالعاتی که در زمینه‌ی برآورد تابع تقاضای برق انجام گرفته است، پرداخته می‌شود.

چیت نیس (۱۳۸۴)، در برآورد کشش قیمتی تقاضای بنزین، کشاورزحداد و میرباقری جم (۱۳۸۶)، در بررسی تابع تقاضای گاز طبیعی، شاکری و همکاران (۱۳۸۹)،

1- Derived Demand

2- Conditional Factor demand Function

در برآورد تابع تقاضای بنزین و نفت گاز در بخش حمل و نقل، امامی و همکاران (۱۳۸۹) در برآورد تابع تقاضای داخلی گاز طبیعی، سلیمان سعید^۱ (۲۰۰۹)، در برآورد تابع تقاضای برق در بخش خانگی کره‌ی جنوبی و دیلاور وهانت^۲ (۲۰۱۰)، در برآورد تابع تقاضای برق در بخش صنعت ترکیه با استفاده از روش سری زمانی ساختاری، الگوریتم کالمن فیلتر و روش حداکثر درست‌نمایی، به برآورد تابع تقاضای انرژی در بخش‌های مختلف پرداخته‌اند.

جدول ۱- مروری بر مهم‌ترین مطالعات داخلی و خارجی در زمینه‌ی برآورد تابع تقاضای برق

محقق	بخش‌های اقتصادی	روش برآورد	نتایج
صمدی و همکاران (۱۳۸۷)	کل بخش‌های اقتصاد	هم‌جمعی و مدل ARIMA	کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای برق در ایران بسیار پایین است. هم‌چنین پیش‌بینی‌های مربوط به تقاضای برق نشان می‌دهد که تقاضای سرانه‌ی برق با نرخ رشد سالانه ۴/۴ درصد در حال افزایش است که حاکی از رشد بسیار بالای برق در ایران می‌باشد.
باقرزاده و امیرتیموری (۱۳۸۸)	کشاورزی	ARDL	در کوتاه‌مدت و بلندمدت کشش قیمتی و درآمدی تقاضای برق کم‌تر از واحد است.
فلاحی و خلیلیان (۱۳۸۸)	کشاورزی	ARDL	نتایج براساس مقایسه‌ی ضریب برآورد شده‌ی بلندمدت و نیز ضریب استانداردشده‌ی نهاده‌ی برق با مقادیر متناظر مربوط به فرآورده‌های نفتی- و نیز سایر نهاده‌ها - حاکی از اهمیت شایان توجه نهاده‌ی برق در تولید بخش کشاورزی بوده‌است.
آماده و همکاران (۱۳۸۸)	تمامی بخش‌ها از جمله کشاورزی	ECM و ARDL	مصرف برق علت ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی است. یک رابطه‌ی علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت یک طرفه‌از مصرف نهایی انرژی برق در بخش کشاورزی به‌رشد ارزش افزوده در این بخش وجود دارد.
فطرس و منصور (۱۳۸۹)	کل بخش‌های اقتصاد	لجیستیک و مدل‌های هاروی	مدل‌های هاروی بهتر از مدل‌های دیگر مصرف برق ایران را پیش‌بینی می‌کنند.

1- Suleiman Sa'ad.

2- Dilaver and Hunt.

نتایج	روش برآورد	بخش‌های اقتصادی	محقق
مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر تقاضای برق در بخش کشاورزی، ارزش افزوده‌ی بخش، درجه‌ی حرارت هوا و قیمت برق هستند.	VECM	کشاورزی	مهرابی و نقوی (۱۳۹۰)
نتایج حاکی از بی‌کشش بودن تقاضای برق نسبت به قیمت و درآمد در بلندمدت و کوتاه‌مدت است.	ARDL و ECM	کل بخش‌های اقتصاد	چنگی آشتیانی و جلویی (۱۳۹۱)
کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای برق در بخش کشاورزی با استفاده از هر دو روش کم‌تر از یک به‌دست آمده است.	الگوریتم ژنتیک و ARDL	کشاورزی / اصفهان	زارع و همکاران (۱۳۹۱)
کشش قیمتی کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای برق در بخش کشاورزی کم‌تر از یک، کشش درآمدی تقاضای برق در کوتاه‌مدت کم‌تر از یک و در بلندمدت بزرگ‌تر از یک به‌دست آمده است.	ARDL	کشاورزی	سهیلی (۱۳۹۱)
سیاست‌های حمایتی دولت به کشاورزان جهت تهیه‌ی سوخت دیزل و برق موجب پیشرفت مکانیزاسیون و بهبود کشاورزی می‌شود چون حدود ۵۰-۳۰ درصد از هزینه‌های متغیر را در این بخش به خود اختصاص می‌دهد.	-	کشاورزی	ساین و همکاران (۲۰۰۵)
نتایج حاکی از کم بودن کشش قیمتی و درآمدی تقاضای برق در همه‌ی بخش‌های مورد مطالعه است.	GMM ^۳	کل بخش‌های اقتصاد	آتاکنوا وهاوی ^۲ (۲۰۰۷)
نتایج حاکی از پایین بودن کشش قیمتی تقاضای برق در بلندمدت است ولی کشش درآمدی بزرگ‌تر از واحد است.	هم انباشتگی کرانه‌ای	کل بخش‌های اقتصاد	امیوزا و همکاران ^۴ (۲۰۰۹)
کشش قیمتی و درآمدی بلندمدت تقاضای دیزل به ترتیب برابر ۱/۴۷ و ۰/۳۸- و تقاضای برق به ترتیب ۰/۱۹ و ۰/۷۲- به‌دست آمده است.	VECM	کشاورزی	ترک کوال و همکاران ^۵ (۲۰۱۱)
نتایج حاکی از کارایی بالاتر مدل شبکه‌ی عصبی مصنوعی بر دو مدل رگرسیون خطی و رگرسیون غیرخطی در برآورد تقاضای برق ترکیه است.	شبکه‌ی عصبی مصنوعی	خانگی و صنعتی	بیل‌گیلی و همکاران ^۶ (۲۰۱۲)

- 1- Sayin et al.
- 2- Atakhanova and Howie.
- 3- Generalized method of moment.
- 4- Amusa et al.
- 5- Turkekul et al.
- 6- Bilgili et al.

۳- مبانی نظری

به طور کلی برای برآورد توابع تقاضای انرژی (به‌عنوان نهاده) از دو روش استفاده می‌شود. روش اول، بر مبنای حداکثر سازی تابع مطلوبیت مصرف کننده است و زمانی از این روش استفاده می‌شود که انرژی به‌طور مستقیم برای مصرف کننده مورد استفاده قرار گیرد. روش دوم، زمانی به‌کار می‌رود که تقاضا برای انرژی یک تقاضای مشتق شده است، بنابراین در این روش ابتدا تقاضا برای محصول یا خدمات مدل‌سازی شده و سپس براساس مقدار تقاضای صورت گرفته تابع تقاضای انرژی برآورد می‌شود (موسوی، ۱۳۸۹).

انرژی به‌عنوان یک نهاده در تولید محصولات کشاورزی مورد استفاده قرار می‌گیرد و در صورتی که در توابع تقاضا و تولید منظور نشود موجب اریب در برآورد این توابع می‌شود. تقاضای انرژی در بخش کشاورزی به‌طور حتم یک تقاضای مشتق شده است و از تقاضا برای محصولات کشاورزی ناشی می‌شود. سه روش برای به‌دست آوردن توابع تقاضای نهاده در حالتی که تقاضا مشتق شده است، وجود دارد. در روش اول تقاضای مستقیم نهاده‌ها با مشتق‌گیری از تابع سود نسبت به قیمت هر نهاده استخراج می‌شود. در روش دوم تقاضای مستقیم نهاده‌ها با مشتق‌گیری از تابع تولید نسبت به قیمت هر نهاده استخراج می‌شود. در روش سوم تقاضای غیرمستقیم (شرطی) نهاده‌ها با مشتق‌گیری از تابع هزینه نسبت به قیمت هر نهاده به‌دست می‌آید. به عبارت دیگر برای استخراج تابع تقاضای انرژی می‌توان یا از حداکثرسازی سود استفاده کرد یا از حداکثر سازی مقید تولید و یا از حداقل سازی هزینه‌ی محدود به تولید معین که در واقع روش‌های اول و دوم روش اصلی یا مستقیم اقتصادی هستند. اما در بیش‌تر قریب به اتفاق مطالعات تقاضای نهاده بیش‌تر از روش سوم استفاده می‌شود. در روش سوم است که متغیرهای قیمت نهاده‌ها و میزان تولید به‌عنوان رگرسیون در تابع تقاضا وارد و در عمل از ارزش افزوده به جای تولید استفاده می‌شود. در این تحقیق به دلیل در دسترس نبودن آمار و اطلاعات کافی از قیمت محصولات کشاورزی از روش سوم برای به دست آوردن توابع تقاضای برق در بخش کشاورزی استفاده می‌شود. در این روش ابتدا یک تابع تولید در بخش کشاورزی معرفی و تابع هزینه‌ی همزاد با آن تعیین می‌شود؛ سپس با مشتق‌گیری از تابع هزینه نسبت به قیمت برق، تابع تقاضای برق به‌دست می‌آید.

تابع تولید بنگاه به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Y = f(X) \quad (1)$$

که در آن Y میزان تولید محصولات کشاورزی و $X=(x_1, x_2)$ بردار عوامل تولید، x_1 نهاده‌ی انرژی و x_2 نهاده‌ی غیر انرژی می‌باشد. بدین ترتیب تابع هزینه‌ی کل تولید در هر سطح داده شده از محصول برای بنگاه ماکزیمم کننده‌ی سود، به صورت زیر است:

$$c = \sum w_i x_i(Y, W) = c(Y, W) \quad (2)$$

که در آن $W(w_1, w_2)$ بردار قیمت نسبی نهاده‌ها می‌باشد. بر اساس لم شفارد^۱ هرگاه از تابع هزینه‌ی بنگاه نسبت به قیمت هر یک از نهاده‌ها مشتق گرفته شود، تابع تقاضای شرطی آن نهاده به دست می‌آید:

$$x_i(Y, W) = \frac{\partial c(W, Y)}{\partial w_i} \quad (3)$$

که در آن x_i تقاضای نهاده‌ی i ام، w_i قیمت نهاده‌ی i ام و $c(W, Y)$ تابع هزینه می‌باشد. این دسته از توابع را توابع تقاضای شرطی یا غیرمستقیم می‌گویند، چون تقاضا برای نهاده‌ها، مشروط به سطح خاصی از تولید است (مهرآرا، ۱۳۸۴). حال در فرآیند جدیدی، نهاده‌ی انرژی به انواع حامل‌های انرژی دسته‌بندی می‌شود. حامل‌های انرژی در حالت کلی به چهار گروه اصلی گاز طبیعی، فرآورده‌های نفتی، برق و زغال سنگ تقسیم می‌شوند ($x_1 = x_1(x_{11}, x_{12}, x_{13}, x_{14})$). با توجه به هدف تحقیق که برآورد تقاضای برق در بخش کشاورزی است، نهاده‌ی انرژی در دو گروه برق و سایر حامل‌های انرژی در بخش کشاورزی در نظر گرفته می‌شود.

$$Y = f(x_e, x_{oe}) \quad (4)$$

که در آن x_e نهاده‌ی برق و x_{oe} سایر حامل‌های انرژی در بخش کشاورزی است. با حداقل کردن هزینه‌ی تولید در سطح مشخصی از Y تابع تقاضای نهاده‌ی برق به صورت زیر استخراج می‌شود:

$$x_e = x_e(Y, W_e) \quad (5)$$

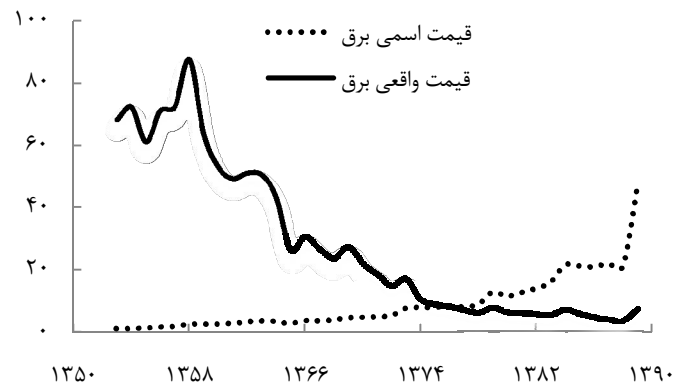
که در آن W_e قیمت نسبی نهاده‌ی برق و Y درآمد (ارزش افزوده) بخش کشاورزی است.

با توجه به تابع تقاضای مشتق شده و مبانی نظری که در بالا به آن اشاره شد، در این تحقیق تابع تقاضای برق در بخش کشاورزی به صورت لگاریتمی و طبق معادله‌ی زیر پیشنهاد می‌شود:

$$LE = c + \beta_1 LP_e + \beta_2 LP_g + \beta_3 LY + \varepsilon_t \quad (6)$$

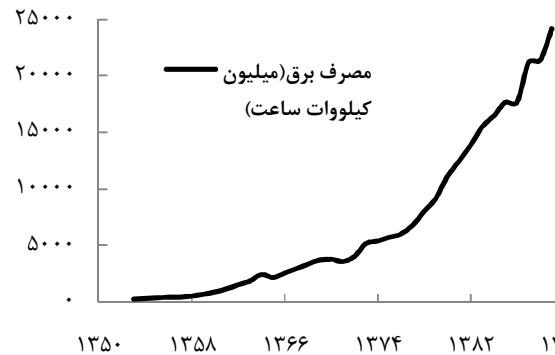
که در آن LE لگاریتم مصرف برق در بخش کشاورزی، LP_e لگاریتم قیمت واقعی برق در بخش کشاورزی، LP_g لگاریتم قیمت واقعی نفت‌گاز در بخش کشاورزی، LY لگاریتم ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ و ϵ_t جزء اخلاص است. یکی از مهم‌ترین دلایل وارد کردن قیمت نفت‌گاز در مدل پیشنهادی به‌عنوان قیمت کالای جانشین این است که هنوز در برخی از مناطق ایران موتورهای دیزلی برای پمپاژ آب چاه‌ها استفاده می‌شود و بنابراین این دو حامل جانشین یکدیگر در این بخش هستند. هم‌چنین در برخی از مطالعات برآورد تقاضای برق در بخش کشاورزی از متغیرهایی مانند تعداد مشترکان برق در بخش کشاورزی، درجه‌ی حرارت و میزان بارش نیز استفاده شده است اما در مطالعه‌ی حاضر تلاش شده است با توجه به روش سری زمانی ساختاری و مفهوم روند ضمنی بین این عوامل و عوامل اقتصادی تفاوت قائل شود.

روند مصرف برق در بخش کشاورزی طی دوره‌ی مورد مطالعه در نمودار (۱) نشان داده شده است.



نمودار ۱- روند مصرف برق در بخش کشاورزی طول دوره‌ی ۱۳۵۳-۱۳۸۹

با توجه به نمودار (۱)، مشاهده می‌شود مصرف برق در بخش کشاورزی طی دوره‌ی مورد مطالعه به‌صورت فزاینده‌ای در حال افزایش است. در سال‌های اخیر سیاست برقی کردن چاه‌های کشاورزی سبب افزایش مصارف بخش کشاورزی شده است. میزان و شدت بارش به‌عنوان یک پارامتر محیطی می‌تواند بر میزان مصرف برق بخش کشاورزی مؤثر باشد.



مأخذ: ترازنامه‌ی انرژی سال‌های مختلف

نمودار ۲- ساختار قیمت برق در بخش کشاورزی در طول دوره‌ی ۱۳۸۹-۱۳۵۳

تا پایان سال ۱۳۹۰ حدود ۱۸۹/۹ هزار حلقه چاه کشاورزی به پمپ‌های برقی مجهز شده است. از علل و مزایای برقدار کردن چاه‌های آب کشاورزی می‌توان به کاهش آلودگی‌های زیست محیطی ناشی از عدم استفاده از سوخت‌های فسیلی، سهولت استفاده از پمپ‌های برقی نسبت به دیزلی، بالا بردن راندمان استفاده از چاه‌ها، کاهش قابل ملاحظه‌ی هزینه‌های کشاورزی با توجه به اختلاف قیمت جهانی گاز (به‌عنوان سوخت نیروگاه‌ها) نسبت به گازوئیل (به‌عنوان سوخت پمپ‌های دیزلی) و امکان کنترل میزان آب برداشتی از سفره‌های آب زیرزمینی به دلیل نصب کنتور اشاره کرد (ترازنامه‌ی انرژی، ۱۳۹۰).

با توجه به نمودار (۲)، در طی دوره‌ی مورد مطالعه قیمت‌های واقعی برق در بخش کشاورزی در حال کاهش، هرچند که قیمت اسمی در حال افزایش است، بنابراین منطقی است که با کاهش قیمت واقعی برق در بخش کشاورزی از طریق دادن یارانه به این حامل انرژی، مصرف برق افزایش یابد.

داده‌های به‌کار گرفته شده در این تحقیق به صورت سری زمانی سالانه و طی دوره‌ی زمانی ۱۳۵۳-۱۳۸۹، از منابع آماری مختلف جمع‌آوری شده است. در این تحقیق بخش کشاورزی به صورت یک مجموعه و بدون در نظر گرفتن زیر بخش‌های زراعت، باغبانی، دام و طیور مورد مطالعه قرار گرفته است، بنابراین در تحقیق حاضر تقاضای برق، تقاضای کل بخش را در برمی‌گیرد. میزان مصرف برق، قیمت‌های اسمی برق و نفت گاز در این بخش از ترازنامه‌ی انرژی منتشر شده توسط وزارت نیرو جمع‌آوری

شده است. با توجه به این‌که قیمت‌های واقعی نفت و گاز و برق در تابع تقاضا به کار رفته است، لذا قیمت واقعی از طریق شاخص تعدیل‌کننده‌ی ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی بر حسب سال پایه‌ی ۱۳۷۶ تبدیل به مقادیر واقعی شده‌اند. آمار مربوط به ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی از اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمع‌آوری شده است.

مفهوم روند ضمنی

یکی از عوامل مهم تأثیرگذار در توابع تولید و تقاضا، متغیر پیشرفت تکنولوژی است، لذا بایستی در مدل‌سازی به آن توجه ویژه‌ای داشت. پیشرفت تکنولوژی نه تنها از نظر فنی مورد توجه است، بلکه از جنبه‌های دیگر نظیر سلیقه و عوامل غیر اقتصادی (جمعیت، عوامل جغرافیایی و اجتماعی) می‌تواند مورد تحلیل قرار گیرد.

تغییر در کارایی از طریق توسعه‌ی تکنولوژی و بهبود طرف عرضه‌ی اقتصاد، از عوامل مهم تعیین‌کننده‌ی روند می‌باشد (شاگری و همکاران، ۱۳۸۹). به طور کلی تکنولوژی به دو نوع تقسیم می‌شود، نوعی از آن در ماشین‌آلات (تکنولوژی متبلور) و نوع دیگر در مردم، ساختارهای سازمانی و الگوهای رفتاری (تکنولوژی غیر متبلور) است. زمانی پیشرفت تکنولوژی متبلور اتفاق می‌افتد که تجهیزات مصرف‌کننده، فرسوده و ناکارا هستند و باید تجهیزات جدید با کارایی بالاتر و مصرف کم‌تر جایگزین شوند، لذا بایستی به سرمایه‌گذاری در این مورد پرداخته شود. ولی در تکنولوژی غیر متبلور نیازی به تعویض وسایل و تجهیزات و انجام سرمایه‌گذاری جدید نیست، بلکه به رفتار مصرف‌کننده و تولیدکننده بستگی دارد. از سوی دیگر هر یک از این دو نوع تکنولوژی می‌تواند درون‌زا و برون‌زا باشند. بخش برون‌زا به‌طور مستقل در طی زمان انجام می‌گیرد ولی بخش درون‌زا ممکن است با نرخ ثابتی انجام نگیرد، لذا همیشه خطی بودن آن درست نیست و باید به درستی محاسبه شود. با توجه به مطالب گفته شده به نظر می‌رسد که باید متغیرهای توضیح‌دهنده‌ی تکنولوژی (چه متبلور و چه غیر متبلور) در مدل لحاظ شوند، اما به دلیل عدم اندازه‌گیری و متغیر بودن در طی زمان نمی‌توان آن‌ها را وارد مدل کرد، لذا برای این‌که بتوان اثر موارد فوق را بر تقاضا بررسی کرد، باید روند ضمنی وارد مدل تقاضا شد و آن را به درستی مدل‌سازی شود. مدل سری زمانی ساختاری توسط هاروی^۱ (۱۹۸۹)، برطرف کردن این مشکل به کار گرفته شده است. آنان

1- Harvey.

برای هر سری زمانی یک جزء روند^۱، سیکلی^۲ و نامنظم^۳ در نظر گرفتند. در کنار عوامل اقتصادی نظیر درآمد و قیمت برق، قیمت نفت گاز به عنوان یک کالای جانشین، عوامل دیگری مانند تغییر سلیقه‌ی مصرف کنندگان و ساختار اقتصادی، کارائی تکنیکی و یا عوامل غیر اقتصادی که قابل مشاهده نیستند می‌توانند اثر قوی و زیادی بر تقاضای برق در بخش کشاورزی داشته باشند که ممکن است آثار یاد شده در طول زمان دارای روند معینی نباشند و عدم مدل‌سازی صحیح آن‌ها می‌تواند منجر به وجود تورش در تخمین شود. این روش در برآورد جزء روند بین این عوامل با عوامل اقتصادی تفاوت قائل می‌شود. مدل مورد بررسی در این تحقیق، مدل رگرسیونی مرکب از یک سری زمانی ساختاری است که به جزء غیرقابل مشاهده در طول زمان اجازه می‌دهد تا به طور تصادفی تغییر کند. در حالت کلی مدل سری زمانی ساختاری به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$Q_t = \mu_t + Z_t'\delta + \varepsilon_t \quad (7)$$

که در آن Q_t متغیر وابسته، μ_t جزء روند، Z_t بردار متغیرهای توضیحی، δ پارامترهای نامعلوم و ε_t جزء تصادفی مدل و مشابه همان باقیمانده‌ها در رگرسیون مرسوم است و فرض می‌شود که توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت باشد ($\varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$). هم‌چنین فرض می‌شود جزء روند دارای فرآیند تصادفی به صورت زیر باشد:

$$\begin{aligned} \mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \xi_t \end{aligned} \quad (8)$$

که در آن η_t و ξ_t دارای توزیع نرمال ($\eta_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\eta^2)$ و $\xi_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\xi^2)$) هستند.

معادلات فوق به ترتیب بیان کننده‌ی سطح و شیب روند می‌باشند. فرآیند فوق را به این صورت می‌توان توصیف کرد که روند در یک دوره برابر با روند در یک دوره‌ی قبل، به علاوه جزء رشد و برخی عوامل غیر قابل پیش‌بینی است، که جزء رشد همان شیب می‌باشد که در طول زمان متغیر است. واریانس‌های σ_ξ^2 و σ_η^2 ابرپارامترها^۴ نامیده می‌شوند که نقش بسیاری در ماهیت روند دارند، به گونه‌ای که اگر این دو واریانس صفر

1- Trend.
2- Cyclical.
3- Irregular.
4- Hyper parameters.

باشند، مدل رگرسیون فوق تبدیل به یک مدل رگرسیونی معمولی با روند خطی معین خواهد شد، مانند معادله‌ی زیر:

$$Q_t = \alpha + \beta_t + Z_t' \delta + \varepsilon_t \quad (9)$$

بسته به این که در فرآیند مذکور ابرپارامترها صفر باشند یا نه و هم‌چنین دارای شیب و سطح باشند یا نه، مدل‌های رگرسیونی متفاوتی شکل خواهد گرفت. در جدول (۲) حالت‌های مختلف سری زمانی ساختاری آمده است.

جدول ۲- حالت‌های مختلف سری زمانی ساختاری

معادله	معروف	حالت‌های مختلف
$Q_t = \mu_t + Z_t' \delta + \varepsilon_t$ $\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t (10)$ $\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t$	مدل روند نسبی ^۱	شیب و سطح روند هر دو تصادفی
$Q_t = \mu_t + Z_t' \delta + \varepsilon_t$ $\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t (11)$	مدل سطح نسبی ^۲	فاقد شیب اما سطح روند تصادفی
$Q_t = \mu_t + Z_t' \delta + \varepsilon_t$ $\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t (12)$ $\beta_t = \beta_{t-1}$	مدل سطح نسبی با انتقال ^۳	شیب ثابت و سطح تصادفی
$Q_t = \mu_t + Z_t' \delta + \varepsilon_t$ $\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} (13)$ $\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t$	مدل روند هموار ^۴	شیب روند تصادفی و سطح ثابت

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که اشاره شد به‌دلیل وجود جزء غیر قابل مشاهده در این مدل، مدل مذکور با روش حداقل مربعات معمولی قابل برآورد نخواهد بود. با این وجود، چنان چه معادله‌ی (۷) همراه معادلات (۸) در شکل فضا - حالت در حالت دو معادله به‌صورت مجزا، یکی معادله‌ی انتقال^۵ و دیگری معادله‌ی اندازه‌گیری^۶ تنظیم شوند، در این صورت

- 1- Local Trend Model.
- 2 - Local Level Model.
- 3- Local Level Model with Drift.
- 4- Smooth Trend Model.
- 5- Transaction.
- 6- Measurement.

الگوریتم کالمن فیلتر^۱ می‌تواند یک دسته معادلات بازگشتی تولید کند که پارامترهای نامعلوم (ابر پارامترها و سایر پارامترها) از طریق روش حداکثر راستنمایی^۲ برآورد شوند. حال با داشتن مقادیر این پارامترها، برآوردهای مناسب از اجزاء سطح و شیب روند، توسط کالمن فیلتر ارائه می‌شود. در شکل فضا - حالت، پارامترهای غیر قابل مشاهده مانند روند به‌عنوان متغیرهای وضعیت^۳ تلقی می‌شوند. معادله‌ی انتقال به‌صورت معادله ۱۴ تعریف می‌شود:

$$\alpha_t^* = \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \delta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \delta_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \xi_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad (14)$$

که در آن α_t^* بردار وضعیت است. معادله‌ی اندازه‌گیری به صورت زیر می‌باشد:

$$Q_t = (1 \ 0 \ Z_t') \alpha_t^* + \varepsilon_t \quad (15)$$

معادله‌ی اندازه‌گیری با معادله‌ی (۷) مطابقت دارد. کاربرد معادله‌ی فوق در این است که بردار وضعیت غیرقابل مشاهده را به ارزش‌های عددی قابل مشاهده Q_t مرتبط کند. به‌منظور انتخاب مناسب‌ترین حالت از طریق آماره‌ی نسبت راستنمایی (LR^۴)، فرضیه‌ی تصادفی بودن هر دو جزء روند در مقابل حداقل ثابت بودن یکی از آن‌ها آزمون می‌شود.

آماره‌ی نسبت راستنمایی از طریق رابطه‌ی زیر به‌دست می‌آید. که در آن صورت کسر مقدار حداکثر راستنمایی حاصل از برآورد تابع تقاضایی است که در آن قید لحاظ شده است و مخرج آن مقدار حداکثر راستنمایی در حالت غیرمقید است، با توجه به این که معمولاً مقدار حداکثر راستنمایی مقید کمتر از حالت غیر مقید است لذا نسبت کسر کوچک‌تر از یک خواهد شد. حال اگر قید بار سنگینی بر دوش داده‌ها باشد (قید معتبر باشد)، در این صورت نسبت فوق به سمت یک متمایل می‌شود و اگر قید معتبر نباشد به سمت صفر متمایل خواهد شد (شاگری و همکاران، ۱۳۸۹).

$$LR = \frac{\text{Log likelihood}(\hat{\theta}_R)}{\text{Log likelihood}(\hat{\theta}_{UR})} \approx \chi^2(k) \quad (16)$$

- 1- Kalman filter.
- 2- Maximum Likelihood
- 3- State.
- 4- Likelihood ratio.

معیارهای عددی خوبی پیش‌بینی مدل که در تعیین کارایی مدل به کار می‌رود شامل ریشه میانگین مربعات خطا^۱ (RMSE)، میانگین مطلق خطا^۲ (MAE) و میانگین قدر مطلق درصد خطا^۳ (MAPE) است که در روابط زیر به ترتیب آورده شده است:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - Q_i)^2} \quad (۱۷)$$

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |P_i - Q_i| \quad (۱۸)$$

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{P_i - Q_i}{P_i} \right| 100 \quad (۱۹)$$

در روابط بالا P_i ، Q_i و n به ترتیب داده‌های پیش‌بینی شده، داده‌های مشاهداتی و طول دوره‌ی پیش‌بینی است (هو، ۲۰۰۲).
با توجه به مفهوم روند ضمنی که در بالا به آن اشاره شد، مدل پیشنهادی (رابطه‌ی (۶)) با استفاده از مفهوم روند ضمنی به صورت ذیل بیان می‌شود:

$$LE = \mu_t + \beta_1 LP_e + \beta_2 LP_g + \beta_3 LY + \varepsilon_t \quad (a)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad (۲۰)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \quad (b)$$

$$\eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2), \xi_t \sim NID(0, \sigma_\xi^2)$$

برای برآورد مدل بالا از نرم افزار STAMP8.3 که در بسته نرم افزار OxMetrics 6.3 تعبیه شده است، استفاده می‌شود.

۴- نتایج برآورد تابع تقاضای برق در بخش کشاورزی ایران

قبل از برآورد معادله‌ی (۲۰)، به دلیل این که روش برآورد از نوع اقتصادسنجی و داده‌ها از نوع سری زمانی هستند، لازم است ابتدا آزمون مانایی متغیرها انجام شود. نتایج حاصل از آزمون مانایی دیکی فولر تعمیم یافته^۴ (ADF) متغیرها با عرض از مبدا و با عرض از مبدا و روند در جدول (۳) نشان داده شده است.

1- Root Mean Squared Error.

2- Mean Absolute Error.

3- Mean Abs. Percent Error.

4- Augmented Dickey-Fuller test statistic.

جدول ۳- نتایج حاصل از آزمون مانایی (ADF) متغیرهای مدل

LP _e		LE		آزمون مانایی دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)	آزمون		
مقادیر بحرانی مک کینون		مقادیر بحرانی مک کینون					
%۱	%۵	%۱	%۵				
-۳/۶۲۶۷	-۲/۹۴۵۸	-۱/۰۱۵۵	-۳/۶۲۶۷	-۲/۹۴۵۸	-۲/۳۴۲۷	سطح	با عرض از مبدأ
-۳/۶۳۲۹	-۲/۹۴۸۴	-۵/۸۹۴۰	-۳/۶۳۲۹	-۲/۹۴۸۴	-۴/۹۴۴۶	تفاضل مرتبه‌ی اول	
-۴/۲۳۴۹	-۳/۵۴۰۳	-۲/۲۶۱۵	-۴/۲۳۴۹	-۳/۵۴۰۳	-۱/۵۰۷۸	سطح	با عرض از مبدأ و روند
-۴/۲۴۳۶	-۳/۵۴۴۲	-۵/۷۵۹۰	-۴/۲۴۳۶	-۳/۵۴۴۲	-۵/۳۰۲۰	تفاضل مرتبه‌ی اول	
LY			LP _g				
-۳/۶۴۶۳	-۲/۹۵۴۰	-۱/۷۹۷۹	-۳/۶۲۶۷	-۲/۹۴۵۸	-۲/۰۷۴۰	سطح	با عرض از مبدأ
-۳/۶۴۶۳	-۲/۹۵۴۰	-۶/۰۶۸۶	-۳/۶۳۹۴	-۲/۹۵۱۱	-۳/۷۳۹۹	تفاضل مرتبه‌ی اول	
-۴/۲۳۴۹	-۳/۵۴۰۳	-۳/۳۱۷۷	-۴/۲۳۴۹	-۳/۵۴۰۳	-۱/۲۸۸۵	سطح	با عرض از مبدأ و روند
-۴/۲۶۲۷	-۳/۵۵۲۹	-۶/۴۸۳۱	-۴/۲۵۲۸	-۳/۵۴۸۴	-۳/۷۷۴۲	تفاضل مرتبه‌ی اول	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۳)، تمامی متغیرها هم با عرض از مبدأ و هم با عرض از مبدأ و روند به جز متغیر قیمت نفت‌گاز که در تفاضل مرتبه‌ی اول در سطح معناداری ۵ درصد با عرض از مبدأ و روند مانا است، مابقی متغیرها در سطح معناداری ۹۹ درصد و در تفاضل مرتبه‌ی اول مانا هستند. به عبارت دیگر همه‌ی متغیرهای مدل هم‌جمع از درجه‌ی یک هستند.

با توجه به آماره‌ی نسبت راستنمایی مناسب‌ترین حالت برای ابرپارامترها، حالت تصادفی بودن سطح و ثابت بودن شیب روند تشخیص داده شده است. به عبارت دیگر ماهیت روند در تابع تقاضای برق در بخش کشاورزی، از نوع مدل سطح نسبی با انتقال می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضای برق در بخش کشاورزی در جدول (۴) آورده شده است.

جدول ۴- نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضای برق در بخش کشاورزی با استفاده از روش سری زمانی ساختاری

متغیر	ضرایب	RMSE	آماره‌ی t
Level break 1365	-۰/۲۶۱۳	۰/۰۸۳۱	-۳/۱۴۲۲ (۰/۰۰۳۹)
LE(-1)	۰/۴۰۰۴	۰/۱۴۸۹	۲/۶۸۷۶ (۰/۰۱۱۹)
LP _e	-۰/۱۸۰۲	۰/۰۷۷۳	-۲/۳۲۹۱ (۰/۰۲۷۲)
LP _g	۰/۱۱۳۹	۰/۰۶۴۰	۱/۷۷۹۲ (۰/۰۸۶۰)
LY(-1)	۰/۴۲۴۱	۰/۳۰۰۸	۲/۱۱۱۸ (۰/۰۴۳۷)
Dumm59	۰/۱۸۸۰	۰/۰۷۷۵	۲/۴۲۵۲ (۰/۰۲۲۰)
تحلیل بردار حالت در دوره‌ی ۱۳۸۹			
سطح	۷/۷۹۹۷ (۰/۰۴۵۵)	شیب	۰/۰۷۱۰ (۰/۰۰۷۰)
معیارهای خوبی برازش			
$R^2 = ۱/۸۶$ $DW = ۰/۰۰۴۳$ $p. e. v = ۰/۰۶۵۸$ $std. error = ۰/۹۹$ $LR = ۰/۹۹$			
ابر پارامترها (سطح نسبی با انتقال)			
سطح	شیب	جزء نامنظم	
۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۹	
کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای برق در بخش کشاورزی			
کشش	کشش‌های کوتاه‌مدت	کشش‌های بلندمدت	
درآمدی	۰/۴۲۴۱	۰/۷۰۷۳	
قیمتی	-۰/۱۸۰۲	-۰/۳۰۰۵	
مقاطع	۰/۱۱۳۹	۰/۱۹	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۴)، همه‌ی متغیرها به جز قیمت نفت‌گاز که در سطح ۱۰ درصد معنادار است، مابقی متغیرها در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند. متغیر ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی با یک وقفه وارد مدل شده و علت آن این است که در بخش کشاورزی بیش‌تر درآمد حاصل از تولید محصولات کشاورزی بعد از برداشت محصول و فروش آن، به دست کشاورزان می‌رسد، بنابراین تقاضای برق تابعی از درآمد سال گذشته‌ی کشاورزان در نظر گرفته شده است. متغیر وابسته نیز با یک وقفه وارد مدل شده و علت آن این است که در سال‌های مورد مطالعه همواره کشاورزان پمپ‌های برقی را جایگزین

پمپ‌های دیزلی کرده‌اند و تقاضای برق تابعی از تقاضای سال‌های قبل می‌باشد و در این مدل یک وقفه معنی‌دار شده است.

نرم افزار به طور خودکار سال‌هایی که شکست (هم شکست در سطح هم شکست در شیب) اتفاق افتاده است را نشان می‌دهد. علت انتخاب شکست در سطح ۱۳۶۵، در بین شکست‌های معرفی شده توسط نرم افزار، این است که هم از نظر آماری معنادار بوده و هم با مدل سازگاری داشته است. از آن جایی که علامت این ضریب مثبت است، نشان دهنده‌ی افزایش سطح مصرف برق در بخش کشاورزی در این سال است. مهم‌ترین علت شکست سطح در سال ۱۳۶۵ وقوع خشکسالی شدید در این سال می‌باشد.

دلیل وارد کردن متغیر دامی این است که از سال ۱۳۵۹ تا پایان دوره‌ی مورد مطالعه نسبت به سال‌های ماقبل ۱۳۵۹ شکست هم در شیب و هم در سطح به صورت پایدار و مستمر وجود داشته است و تفاوت آن با شکست سطح در سال ۱۳۶۵ این است که در سال ۱۳۶۵ شکست فقط در یک سال اتفاق افتاده است، اما در متغیر دامی ۱۳۵۹ شکست در سال‌های بعد از آن هم ادامه دارد.

متغیرها در مدل به صورت لگاریتمی وارد شده‌اند، بنابراین ضرایب برآورد شده نشان دهنده‌ی کشش‌ها هستند. کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای برق در کوتاه مدت به ترتیب $0/1802-$ و $0/4241+$ به دست آمده است. اولاً کم کشش بودن تقاضای برق بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت را به تغییرات قیمت و درآمد نشان می‌دهد و ثانیاً نشان می‌دهد که برق در این بخش یک کالای ضروری است. به عبارت دیگر در کوتاه‌مدت با افزایش ده درصد قیمت برق، تقاضای برق $1/8$ درصد کاهش می‌یابد و با افزایش ده درصد ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی، تقاضای برق $4/24$ درصد افزایش می‌یابد. در کوتاه‌مدت کشش متقاطع قیمتی $0/1139+$ محاسبه شده است که نشان می‌دهد با افزایش ده درصد در قیمت نفت‌گاز در بخش کشاورزی، مصرف نفت‌گاز $1/1$ درصد افزایش می‌یابد. کشش‌های بلندمدت^۱ قیمتی و درآمدی تقاضای برق در بخش کشاورزی $0/3005-$ و $0/7073+$ به دست آمده است که نشان می‌دهند در بلندمدت تقاضای برق نسبت به قیمت و درآمد بی‌کشش است. کشش متقاطع بلندمدت $0/19+$

۱- چون متغیر وابسته خود به عنوان یک متغیر از پیش تعیین شده در سمت راست تابع وارد شده است، لذا کشش‌های

بلندمدت از رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود:
$$\text{ضریب متغیر وابسته باوقه} - 1 = \frac{\text{کشش مدت کوتاه}}{\text{بلندمدت کشش}}$$

محاسبه شده است. مقادیر محاسبه شده برای معیارهای خوبی برازش، برآورد مناسبی از مدل را نشان می‌دهند.

برای اطمینان از داشتن ویژگی‌هایی چون نرمال بودن باقیمانده‌ها، عدم واریانس ناهمسانی و عدم همبستگی از آزمون‌های تشخیصی باقیمانده‌ها و آزمون باقیمانده‌های کمی استفاده شده است. نتایج حاصل از انجام آزمون‌های تشخیصی باقیمانده‌ها و آزمون باقیمانده‌های کمی در جدول (۵)، آمده است.

جدول ۵ - نتایج آزمون‌های تشخیصی باقیمانده‌ها و آزمون باقیمانده‌های کمی مدل STSM

آزمون‌های تشخیصی باقیمانده‌ها				
$Q(6,4) = ۴/۰۹۷۷$	$r(6) = -۰/۲۲۹۰$	$r(1) = ۰/۰۵۴۲$	$H(9) = ۰/۸۰۳۴$	
آزمون باقیمانده‌های کمی				
Bowman-Shenton	Kurtosis	Skewness	Std. error	
۱/۲۰۳۷ [۰/۵۴۷۸]	۰/۹۷۸۰ [۰/۳۲۲۷]	۰/۲۲۵۷ [۰/۶۳۴۷]	۰/۹۵۳۷	کل رگرسیون
۰/۴۴۶۸ [۰/۷۹۹۸]	۰/۴۳۴۴ [۰/۵۰۹۸]	۰/۰۱۲۴ [۰/۹۱۱۳]	۰/۹۲۸۵	جزء نامنظم
۱/۱۲۳۰ [۰/۵۷۰۴]	۰/۷۳۹۴ [۰/۳۸۹۸]	۰/۳۸۳۵ [۰/۵۳۵۷]	۰/۹۵۴۵	سطح
۲/۵۷۸۲ [۰/۲۷۵۵]	۰/۲۹۹۶ [۰/۵۸۴۱]	۲/۲۷۸۵ [۰/۱۳۱۲]	۰/۸۷۳۴	شیب

مأخذ: یافته‌های تحقیق اعداد داخل کروشه، احتمال را نشان می‌دهند.

با توجه به جدول (۵)، آماره‌ی باون - شنتون^۱ که ترکیبی از ضریب کشیدگی^۲ و چولگی^۳ می‌باشد و به طور تقریبی دارای توزیع χ^2 با درجه‌ی آزادی دو است، بنابراین نشانه‌ای از غیر نرمال بودن باقیمانده‌ها در مدل وجود ندارد. با توجه به آماره‌ی $H(9) = ۰/۸۰۳۴$ نشان دهنده‌ی عدم واریانس ناهمسانی در اجزای اخلاص است و دارای توزیع $F(9,9)$ می‌باشد. $r(6)$ و $r(1)$ به ترتیب ضرایب خودهمبستگی سریالی وقفه‌های اول و ششم هستند که به طور تقریبی دارای توزیع $N(0, 1/T)$ می‌باشد. $Q(6,4)$ ، آماره‌ی باکس-جانگ^۴ است که برپایه خود همبستگی اولین n باقیمانده با توزیع $\chi^2(4)$ است. فرضیه‌ی صفر در این آزمون مبتنی بر عدم وجود همبستگی سریالی است. چون مقدار محاسبه شده از مقادیر جدول در سطح معنی داری ۵ درصد کم‌تر است پس

1- Bowman- Shenton

2- Kurtosis

3- Skewness

4- Box- Ljung

فرضیه‌ی صفر مبتنی بر عدم وجود همبستگی پذیرفته می‌شود. آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهند که هیچ گونه خودهمبستگی و خود همبستگی سریالی در باقیمانده‌ها وجود ندارد. به عبارت دیگر اجزاء باقیمانده از هیچ نوع الگوی سیستماتیکی تبعیت نمی‌کند و دارای روند کاملاً تصادفی است.

با توجه به آزمون مانایی متغیرهای مدل (جدول (۳)) چون متغیرهای مدل همگی در تفاضل مرتبه‌ی اول مانا شدند، بنابراین لازم است آزمون مانایی باقیمانده‌های حاصل از برآورد انجام شود و رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل بررسی شود. جدول (۴) نتایج آزمون مانایی باقیمانده‌های حاصل از برآورد را نشان می‌دهد.

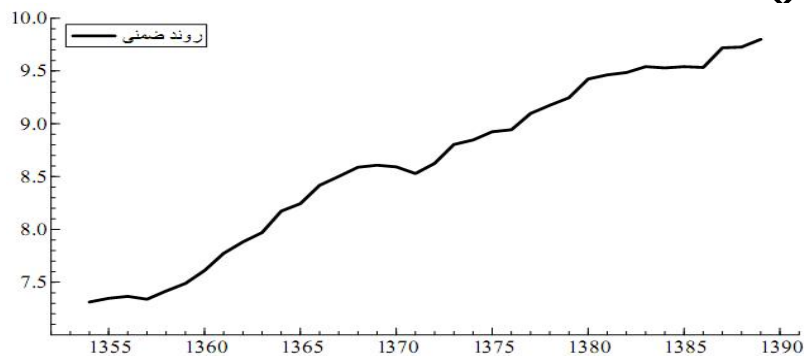
جدول ۶- نتایج آزمون مانایی باقیمانده‌های حاصل از برآورد

ADF	مقادیر بحرانی مک کینون		
	٪۱	٪۵	٪۱۰
-۵/۷۶۱۹	-۳/۶۳۲۹	-۲/۹۴۸۴	-۲/۶۱۲۸

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۴)، آزمون ریشه‌ی واحد باقیمانده‌های حاصل از رگرسیون برآورد شده نشان می‌دهد که باقیمانده‌ها پایا هستند، از این رو رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها برقرار می‌باشد.

یکی از مهم‌ترین اهداف در برآورد تابع تقاضای برق در بخش کشاورزی به روش سری زمانی ساختاری و مدل‌سازی به شیوه فضا - حالت، تشخیص ماهیت روند تقاضا است که به‌عنوان یک متغیر جانشین برای تکنولوژی می‌باشد. نمودار (۳)، روند تخمین‌زده شده تقاضای برق در بخش کشاورزی را طی دوره‌ی مورد مطالعه نشان می‌دهد.



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۳- روند ضمنی تخمین زده شده‌ی تقاضای برق در بخش کشاورزی طی دوره‌ی ۱۳۵۳-۱۳۸۹
محور افقی نشان‌دهنده‌ی زمان و محور عمودی روند ضمنی را نشان می‌دهد.

با توجه به نمودار (۳)، ماهیت روند تقریباً هموار و صعودی است، به طوری که در طی سال‌های مورد مطالعه با افزایش سطح تکنولوژی، مصرف برق نیز افزایش یافته است. به عبارت دیگر با فرض ثابت بودن سایر عوامل مؤثر بر تقاضا، منحنی تقاضا به سمت بالا منتقل شده است. بعد از انقلاب از سال ۱۳۵۷ تا ۱۳۷۱ روند ضمنی تقاضای برق با شیب بیش‌تری افزایش یافته و دلیل آن یارانه‌هایی است که به بخش کشاورزی داده شده است. از سال ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۶، به منظور خود کفایی در تولید محصولات استراتژیک، استفاده‌ی زیاد از الکتروپمپ‌های چاه‌های برق، افزایش سطح زیرکشت، تغییر وسایل و تجهیزات گرمایشی نفت سوز به وسایل و تجهیزات برقی و افزایش مراکز پرورش دام و طیور و گلخانه از علل افزایش روند ضمنی تقاضای برق در این سال‌ها بوده است. از سال ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۹، طرح برق‌دار کردن چاه‌ها با سرعت بیش‌تری اجرا شده و روند ضمنی تقاضای برق را با شتاب بیش‌تری افزایش داده است.

برق در بخش کشاورزی ایران به‌عنوان یک نهاده‌ی ارزان مورد استفاده قرار می‌گیرد و زمانی که وسایل و تجهیزات با تکنولوژی جدید وارد کشور می‌شود، به دلیل پایین بودن هزینه‌های مصرف برق، کشاورزان برای افزایش عملکرد بنگاه (مزرعه) بدون توجه به مصرف بهینه از آن استفاده می‌کنند.

به منظور پیش‌بینی برون نمونه‌ای^۱ تقاضای برق، ابتدا پیش‌بینی درون نمونه‌ای^۲ انجام شده و سپس آزمون‌های خوبی پیش‌بینی بررسی می‌شود. بعد از اطمینان از پایین

1- A sample output prediction
2- The prediction example

بودن خطای پیش‌بینی، پیش‌بینی برون نمونه‌ای انجام می‌شود. جدول (۷)، مقادیر پیش‌بینی شده‌ی درون نمونه‌ای تقاضای برق را نشان می‌دهد.

جدول ۷- لگاریتم مقادیر پیش‌بینی شده‌ی درون نمونه‌ای تقاضای برق در بخش کشاورزی به روش STSM

آزمون‌های پیش‌بینی			۱۳۸۹		۱۳۸۸		۱۳۸۷	
MAPE	MAE	RMSE	پیش‌بینی شده	حقیقی	پیش‌بینی شده	حقیقی	پیش‌بینی شده	حقیقی
۰/۳۱	۰/۰۷۵۶	۰/۰۹	۲۳/۹۲۲۶	۲۳/۹۰۹۲	۲۳/۷۰۵۶	۲۳/۷۸۶۹	۲۳/۹۰۸۶	۲۳/۷۷۶۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق واحد: کیلووات ساعت

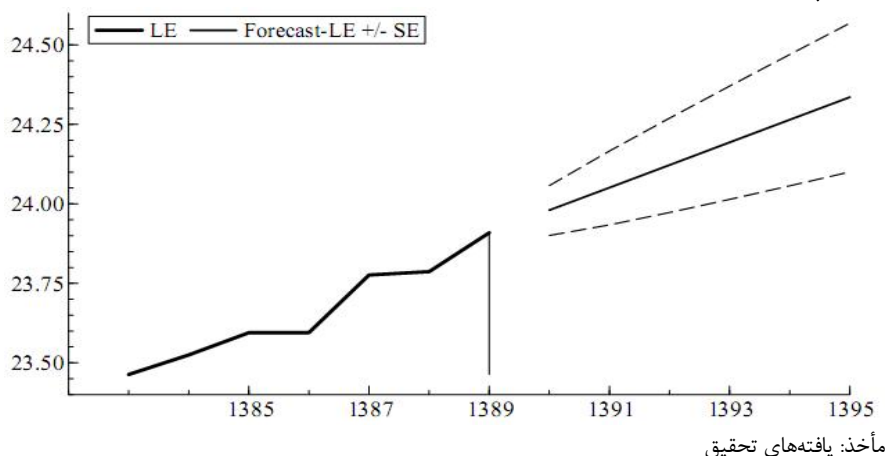
با توجه به جدول (۷)، مقادیر پیش‌بینی شده بسیار نزدیک به مقادیر حقیقی هستند. با توجه به کم بودن خطای پیش‌بینی در سه آزمون انجام شده و اطمینان از نزدیک بودن مقادیر پیش‌بینی شده به مقادیر واقعی به پیش‌بینی تقاضای برق از سال ۱۳۹۰ تا سال ۱۳۹۵ پرداخته شده است. جدول (۸) مقادیر پیش‌بینی شده‌ی تقاضای برق تا سال ۱۳۹۵ را نشان می‌دهد.

جدول ۸- لگاریتم مقادیر پیش‌بینی شده‌ی تقاضای برق در بخش کشاورزی از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵

سال	مقدار پیش‌بینی شده	حداکثر مقدار پیش‌بینی شده	حداقل مقدار پیش‌بینی شده	سال	مقدار پیش‌بینی شده	حداکثر مقدار پیش‌بینی شده	حداقل مقدار پیش‌بینی شده
۱۳۹۰	۲۳/۹۸۰۲	۲۴/۰۵۸۵	۲۳/۹۰۱۹	۱۳۹۳	۲۴/۱۹۳۴	۲۴/۳۷۱۵	۲۴/۰۱۵۴
۱۳۹۱	۲۴/۰۵۱۳	۲۴/۱۶۷۳	۲۳/۹۳۵۳	۱۳۹۴	۲۴/۲۶۴۵	۲۴/۴۷۰۹	۲۴/۰۵۸۱
۱۳۹۲	۲۴/۱۲۲۴	۲۴/۲۷۰۶	۲۳/۹۷۴۱	۱۳۹۵	۲۴/۳۳۵۶	۲۴/۵۶۹۵	۲۴/۱۰۱۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق واحد: کیلووات ساعت

با توجه به جدول (۸)، تقاضای برق در بخش کشاورزی با روندی صعودی رو به افزایش است. روند افزایش تقاضای برق در بخش کشاورزی از سال ۱۳۹۰ تا سال ۱۳۹۵ در نمودار (۴) نشان داده شده است.



نمودار ۴- روند پیش‌بینی لگاریتم تقاضای برق در بخش کشاورزی از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵

با توجه به نمودار (۴)، پیش‌بینی مصرف برق طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ به صورت خطی و با شیب ملایمی نسبت به برخی از سال‌های گذشته افزایش می‌یابد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این تحقیق با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره‌ی ۱۳۸۹-۱۳۵۳ به مدل‌سازی و پیش‌بینی تقاضای برق در بخش کشاورزی ایران پرداخته شده است. با استفاده از مفهوم روند ضمنی (به‌عنوان جانشینی برای تکنولوژی) و به‌کارگیری الگوریتم کالمن فیلتر به برآورد تابع تقاضای برق با استفاده از متغیرهای قیمت برق، ارزش افزوده و قیمت نفت‌گاز به‌عنوان انرژی جانشین برق در بخش کشاورزی پرداخته شده است. با استفاده از آماره‌ی نسبت راستنمایی مناسب‌ترین مدل، مدل سطح نسبی با انتقال تشخیص داده شده است.

کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای برق در بخش کشاورزی کم‌تر از واحد به‌دست آمدند و نشان می‌دهند که برق در بخش کشاورزی یک کالای ضروری است، بنابراین اتخاذ سیاست‌های قیمتی و درآمدی برای کاهش تقاضای برق در این بخش کارایی ندارد، از این رو برای کاهش مصرف برق در این بخش باید از سیاست‌های جانشینی وسایل و تجهیزات با راندمان بالا به جای وسایل و تجهیزات فرسوده، بهینه‌سازی وسایل برقی برای افزایش راندمان، گاز سوز کردن پمپ‌چاه‌های آب در مزارعی که لوله‌های گاز

فشار قوی از نزدیکی آن عبور می‌کند و مهم‌ترین راه حل برای کاهش تقاضای برق تغییر سیستم آبیاری از روش غرق آبی به قطره‌ای و بارانی است. ماهیت روند ضمنی تخمین زده شده تقریباً هموار و صعودی به‌دست آمده است. مهم‌ترین علل صعودی و هموار بودن روند تقاضای برق در بخش کشاورزی در سال‌های مورد مطالعه، برق‌دار کردن تعداد بسیار زیادی از چاه‌های کشاورزی، ورود وسایل گرمایشی الکتریکی در مراکز پرورش دام و طیور و گلخانه‌ها، تبدیل تعرفه برخی از مشترکان دیگر بخش‌ها، به تعرفه‌ی کشاورزی در سال‌های اخیر^۱، بارش کم در بعضی از سال‌ها و پایین بودن قیمت برق به دلیل دادن یارانه سبب افزایش مصرف برق شده است.

بعد از انجام آزمون‌های مقایسه‌ی عملکرد و کسب اطمینان از پایین بودن خطای پیش‌بینی، پیش‌بینی تقاضای برق از سال ۱۳۹۰ تا سال ۱۳۹۵ انجام شده است. با توجه به مقدار پیش‌بینی شده برای سال ۱۳۹۵، تقاضای برق در سال ۱۳۹۵ در حالت معمول نسبت به مقدار تقاضای برق در سال ۱۳۸۹ بیش از ۵۳ درصد و در حالت حداکثر تقاضا بیش از ۹۳ درصد افزایش می‌یابد، بنابراین مدیران و برنامه‌ریزان در صنعت برق کشور با توجه به افزایش تقاضای برق در بخش کشاورزی باید به تصمیم‌گیری برای آینده بپردازند. از یک‌سو باید برق مورد نیاز این بخش را تأمین کرد و از سوی دیگر با اتخاذ سیاست‌های درست تقاضا را کاهش داد.

فهرست منابع

آماده، حمید، قاضی مرتضی و عباسی‌فر، زهره (۱۳۸۸)، بررسی رابطه‌ی مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۸۶، صص ۳۸-۱.

امامی میبدی، علی، محمدی، تیمور و سلطان‌العلمایی، سید محمدهادی (۱۳۸۹)، تخمین تابع تقاضای داخلی گاز طبیعی به روش فیلترکالمن (مطالعه‌ی موردی تقاضای بخش خانگی شهر تهران)، فصل‌نامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره‌ی ۷، شماره‌ی ۳، صص ۴۱-۲۳.

باقرزاده، آرزو و امیرتیموری، سمیه (۱۳۸۸)، برآورد تابع تقاضای انرژی در بخش کشاورزی ایران، هفتمین همایش ملی انرژی.

چیت‌نیس، مونا (۱۳۸۴)، برآورد کشتش قیمتی تقاضای بنزین با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری و مفهوم روند ضمنی، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال پنجم، صص ۱۶-۱.

چیت‌نیس، مونا (۱۳۸۴)، اثر سیاست قیمت‌گذاری بنزین بر رفاه اجتماعی در ایران، رساله دکتری، دانشکده‌ی اقتصاد، دانشگاه تهران.

چنگی آشتیانی، علی و جلویی، مهدی (۱۳۹۱)، برآورد تابع تقاضای برق و پیش‌بینی آن برای افق چشم انداز ۱۴۰۴ ایران و نقش آن در توسعه‌ی کشور با توجه به هدفمند کردن یارانه‌های انرژی، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های رشد و توسعه‌ی اقتصادی، سال دوم، شماره‌ی هفتم، صص ۱۹۱-۱۶۹.

زارع مهرجردی، محمدرضا، فرامرزی فیل آبادی، رضوان و درگه، فاطمه (۱۳۹۱)، برآورد تابع تقاضای برق در بخش کشاورزی با رهیافت ARDL و الگوریتم ژنتیک مطالعه‌ی موردی استان اصفهان، مجله‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیستم، صص ۹۶-۸۱.

سهیلی، کیومرث (۱۳۹۱)، برآورد کشتش‌های قیمتی و تولیدی تقاضای نهاده‌ی انرژی در بخش کشاورزی با استفاده از الگوی فرم تصحیح خطای خودتوضیح با وقفه‌ی توزیعی، مجله‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیستم، شماره‌ی ۷۸، صص ۱۹۶-۱۷۱.

شاگری، عباس، محمدی، تیمور، جهانگرد، اسفندیار و موسوی، میرحسین (۱۳۸۹)، تخمین مدل‌سازی تقاضای بنزین در بخش حمل و نقل ایران، فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، سال هفتم، صص ۳۱-۱.

صمدی، سعید، شهیدی، آمنه و محمدی، فرزانه (۱۳۸۷)، تحلیل تقاضای برق در ایران با استفاده از مفهوم هم‌جمع‌ی و مدل ARIMA (۱۳۸۸-۱۳۶۳)، مجله‌ی دانش و توسعه، سال پانزدهم، شماره‌ی ۲۵، صص ۱۳۶-۱۱۳.

فطرس، محمد حسن و منصوری گرگری، حامد (۱۳۸۹)، مقایسه مدل لجیستیک و مدل‌های هاروی در پیش‌بینی مصرف برق ایران، فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، سال هفتم، شماره‌ی ۲۴، صص ۸۹-۶۳.

فلاحی، اسماعیل و خلیلیان، صادق (۱۳۸۸)، مقایسه‌ی اهمیت فرآورده‌های نفتی و برق با سایر عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران، مجله‌ی تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد ۱، شماره‌ی ۲، صص ۲۰-۱.

کشاورز حداد، غلامرضا و میرباقری جم، محمد (۱۳۸۶)، بررسی تابع تقاضای گاز طبیعی (خانگی و تجاری) در ایران، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال نهم، صص ۱۶۰-۱۳۷.

معاونت امور برق و انرژی (۱۳۹۲)، ترازنامه‌ی انرژی ۱۳۹۰، گزارش، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی، وزارت نیرو.

موسوی، میرحسین (۱۳۸۹)، اثرات اقتصادی قیمت‌گذاری بهینه فرآورده‌های نفتی با لحاظ هزینه‌های خارجی در بخش حمل و نقل با استفاده از الگوی تعادل عمومی کاربردی، رساله دکتری، دانشکده‌ی اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.

مهرابی بشرآبادی، حسین و نقوی، سمیه (۱۳۹۰)، برآورد تابع تقاضای انرژی در بخش کشاورزی ایران، مجله‌ی تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد سوم، شماره‌ی ۲، صص ۱۶۲-۱۴۷.

مهرآرا، محسن و عبدی، علیرضا (۱۳۸۴)، برآورد توابع تقاضا برای نهاده‌های ساختمانی: مورد ایران، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، سال پنجم، شماره‌ی چهارم، صص ۱۱۲-۸۹.

Amusa, Hammed, Amusa, Kafayat and Mabugu, Ramos (2009), Aggregate Demand for electricity in South Africa: An Analysis using the Bounds Testing Approach to Cointegration, *Energy Policy*, 37, 4167-4175 .

Atakhanov, Zauresh and Howie, Peter (2007), Electricity Demand in Kazakhstan, *Energy Policy*, 35, 3729-3743 .

Bilgili, Mehmet, Sahin, Besir, Yasar, Abdulkadir and Simsek, Erdogan (2012), Electric Energy Demands of Turkey in Residential and Industrial Sectors, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 16, 404- 414 .

Dilaver, Zafer and Hunt, Lester C (2010), Industrial Electricity Demand for Turkey: A Structural Time Series Analysis, *Energy Economics*, 33, 426-436 .

Harvey, Andrew C (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and The Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge, UK .

Ho, Siong Lin, Xie, Min and Goh, Thong Ngee (2002), A Comparative Study of Neural Network and Box-Jenkins ARIMA Modeling in Time Series Production, Computers and Industrial Engineering, 371-375 .

Sa'ad, Suleiman (2009), Electricity Demand for South Korean Residential Sector, Energy Policy, 37, 5469-5474 .

Sayin, Cengiz, Nisa Mencet and Ozkan, Burhan (2005), Assessing of Energy Policies Based on Turkishagriculture: Current Status and Some Implications, Energy Policy, 33, 2361-2373 .

Turkekul, Berna and Unakitan, Gökhan (2011), A Co-Integration Analysis of the Price and Income Elasticities of Energy Demand in Turkish Agriculture, Energy Policy, 39, 2416-2423 .