فصل سوم: روش~~شناسی~~ تحقیق

۳-۱- مقدمه

یکی از مشخصه‌های تعیین کننده‌ی اعتبار یک کار پژوهشی ~~تحقیقاتی~~، روش و ~~ابزاری~~ الگویی است که در انجام پژوهش اتخاذ می‌شود~~شده است~~. انتخاب روش تحقیق مناسب، نتیجه‌ی حاصل از آن را قابل اتکاتر نموده و مسیر تحقیق را تسهیل می‌کند. بدین منظور در این بخش از پژوهش ~~فصل~~ سعی شده است تا روش ~~شناسی~~ تحقیق بررسی شود. ابتدا به اختصار به بیان مزایای داده‌های تابلویی پرداخته شده است. متعاقباً به آزمون ~~پایایی~~ ایستایی در داده‌های تابلویی اشاره می‌شود و بحث راجع به مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی بعد از آن ارائه می‌گردد. در بخش ~~قسمت~~ پایانی نیز به جمع بندی کلی از ~~این~~ تحلیل‌ها پرداخته شده است~~است~~.

۳-۲- تحلیل رگرسیون داده‌های تابلویی

اطلاعات آماری مورد استفاده در مطالعات ~~مباحث~~ اقتصاد-سنجی به سه دسته تقسیم می‌شود:

۱- داده‌های سری زمانی[1]

۲- داده‌های مقطعی[2]

۳- داده‌های تلفیقی سری زمانی و مقطعی[3]

در سری زمانی، مقدار یک یا چند متغیر برای یک واحد اقتصادی در طول یک دوره زمانی مشاهده می‌شود. در صورتی که در داده‌های مقطعی، مقادیر یک یا چند متغیر برای ~~چندین~~ بخش‌های مختلف ~~واحد~~ اقتصادی برای یک زمان مشخص جمع آوری می‌شود. داده‌های تابلویی ترکیبی از داده‌های مقطعی و سری زمانی است. در این روش یک مقطع یا یک گروه از افراد در طول دوره‌ی زمانی خاصی مورد بررسی قرار می‌گیرند. به عبارتی چنین داده‌هایی دارای ~~دو بعد هستند~~ابعاد مختلفی هستند- که یک بعد از آن مربوط به واحدهای مختلف در هر مقطع زمانی خاص می‌باشد~~است~~ و بعد دیگر آن مربوط به زمان است. تجزیه و تحلیل داده‌های تابلویی یکی از موضوعات جدید و کاربردی در اقتصاد سنجی است چرا که این داده‌ها یک محیط بسیار بالایی ~~غنی~~ از اطلاعات را برای گسترش تکنیک‌های برآورد ~~تخمین~~ و نتایج نظری فراهم می‌سازند و پژوهشگران ~~محققان~~ قادر به استفاده از داده‌های مقطعی- سری زمانی برای بررسی مسائلی می‌شوند که امکان مطالعه آن‌ها در محیط‌های فقط

1. Time Series
2. Cross Section
3. Panel data

مقطعی یا سری زمانی وجود نداشته باشد~~ندارد.~~ از این‌رو، روش داده‌های پانلی، روشی برای تلفیق داده‌های مقطعی و سری زمانی است (بالتاجی[1]، ۲۰۰۵).

تلفیق آمارهای سری زمانی و مقطعی نه تنها می‌تواند اطلاعات سودمندی را برای برآورد~~تخمین~~ مدل‌های اقتصاد سنجی فراهم آورد، بلکه بر مبنای نتایج بدست آمده می‌توان استنباط‌هایی در جهت سیاست‌گذاری در بخش‌های مختلف اعمال نمود ~~سیاست‌گذاری در خور توجهی به عمل آورد~~.

داده‌های تابلویی به مجموعه‌ای از ~~داده‌ها~~ داده و اطلاعاتی گفته می‌شود که بر اساس آن، مشاهدات به وسیله‌ی تعداد زیادی از متغیرهای مقطعی (N) که اغلب به صورت تصادفی انتخاب می‌شوند، در طول یک دوره‌ی زمانی مشخص (T) مورد بررسی قرار گرفته باشند، که در آن، N*T داده‌های آماری را داده‌های تابلویی یا داده‌های مقطعی- سری زمانی می‌نامند. به بیانی ~~عبارتی~~ دیگر، اگر ویژگی‌های داده‌های مقطعی برای دو سال یا بیشتر مورد بررسی قرار گرفته بشوند~~گیرند~~، ساختار شکل گرفته مشاهدات، داده‌های تابلویی تعریف می‌گردند~~نامیده می‌شوند~~. به این دلیل اینکه داده‌های تابلویی در برگیرنده‌ی هر دو ~~جنبه~~ بعد داده‌های سری زمانی و مقطعی می‌باشد، بکارگیری مدل‌های توضیح دهنده‌ی آماری مناسبی که ویژگی‌های آن متغیرها را توصیف کند، پیچیده‌تر از مدل‌های استفاده شده در داده‌های مقطعی یا داده‌های سری مانی خواهد بود~~است~~ (زراء نژاد و انواری، ۱۳۸۴).

در ~~روش~~ تجزیه و تحلیل روش داده‌های تابلویی، نخست~~ابتدا~~ یک مقطع خاصی در نظر گرفته می‌شود و ویژگی‌های متغیرهای مربوط، برای تمامی مقاطع در دوره‌های زمانی مورد نظر بررسی می‌شوند.

در مجموع می‌توان گفت که داده‌های تابلویی مزایای بسیار زیادیی ~~بسیاری~~ نسبت به داده‌های مقطعی یا سری زمانی دارند که برخی از مهم‌ترین آنان ~~آن‌ها~~ عبارتند از:

الف) تعداد مشاهدات و داده‌ها در داده‌های تابلویی عموماً بسیار بیشتر از داده‌های مقطعی یا سری زمانی بوده و در نتیجه مدل‌های ~~تخمین زده~~ برآورد شده از درجه آزادی بالایی برخوردار خواهند بود ~~هستند~~ و می‌توان به نتایج برآورد شده اعتماد بیشتری نمود~~داشت~~.

ب) به پژوهشگران ~~محققان~~ و مدل‌سازان اجازه می‌دهد تا مدل‌های پیشرفته‌تر و کامل‌تری را تصریح کنند و قیدهایی که در داده‌های مقطعی یا سری زمانی به دلیل پایین بودن درجه آزادی و کافی نبودن مشاهدات، به صورت قید وارد مدل می‌گردد ~~می‌شود~~~~را~~ ابتدا آزمون کرده، سپس در صورت پذیرش فرضیه، قید مورد نظر را وارد مدل می‌کنند~~شود~~.

[1] . Baltagi

ج) استفاده از داده‌های تابلویی، ~~-~~خطای برآورد را از بین می‌برد و یا کاهش می‌دهد~~تورش برآورد را از بین می‌برد یا حداقل کاهش می‌دهد~~.

د) با ~~این~~ مجموعه داده‌های تابلویی، می توان اثراتی را شناسایی و اندازه‌گیری کرد که در داده‌های مقطعی محض یا سری زمانی خالص قابل شناسایی و مشاهده نیست. گاهی استدلال می‌شود داده‌~~-~~های‌مقطعی، رفتارهای بلندمدت را نشان می‌دهند (زیرا از افراد مختلف داده جمع آوری می‌کند که در یک برش زمانی، نشان دهنده~~ی~~ رفتارهای بلندمدت آنهاست یا تحت تأثیر عادات و گرایشات بلند مدت قرار دارد) در حالی که در داده‌های سری زمانی بر اثرات کوتاه مدت تأکید می‌شود (زیرا حرکت از یک سال به سال دیگر تحت تأثیر تجدید نظراتی قرار می‌گیرد که فرد در کوتاه‌~~-~~مدت در رفتار خود ایجاد می‌کند. بر این اساس~~بنابراین~~، داده‌های سری زمانی، پویایی میان دوره‌ای را نشان می‌دهد~~به نمایش می‌گذارد~~ و نه گرایش ایستایی داده‌های مقطعی را). با ترکیب این دو ویژگی ~~خصوصیت~~ در داده‌های تابلویی، که خصوصیت متمایز داده‌های تابلویی است، ساختار عمومی‌تر و پویاتری را می‌توان تصریح و برآورد کرد.

ه) بالا بودن ~~زیاد بودن~~ تعداد مشاهدات، مسئله ~~مسأله~~ هم‌خطی در براورد ~~تخمین~~ مدل را نیز تا حدود زیادی برطرف ~~مرتفع~~ می‌سازد. چون داده‌ها هم در طول زمان و هم در طی زمان میان ~~میان~~ افراد تغییر می‌کنند، احتمال کمتری وجود دارد که هم‌خطی زیادی میان متغیرها وجود داشته باشد~~می‌رود متغیرها با یکدیگر هم خطی زیادی داشته باشند~~ (اشرف زاده و مهرگان، ۱۳۸۷).

۳-۳- آزمون ریشه واحد~~ایستایی~~ در داده‌های تابلویی

در اقتصاد~~-~~سنجی یکی از مهم‌ترین بحث‌هایی که ~~در حال حاضر~~ وجود دارد، بررسی مدل‌ها و الگوهایی ~~روش‌هایی~~ است که از عدم کاذب بودن رگرسیون برآوردی اطمینان حاصل~~-~~نماید~~کند~~. بدین منظور، چنانچه اگر یک سری زمانی ناایستا باشد، برآورد ضرایب آن رگرسیون به یک رگرسیون کاذب~~-~~می‌انجامد و نمی‌توان به نتایج آن اتکا کرد ~~می‌انجامد~~. بنابراین، پیش از برآورد مدل، لازم است آزمون ریشه واحد~~ایستایی تمام~~ متغیرهای مورد استفاده در هر نوع برآوردی~~تخمین~~ مورد آزمون ~~قرار~~ مانایی قرار گیرد.

در یک متغیر سری زمانی اگر میانگین، واریانس و کواریانس مستقل از عامل زمان باشند~~باشد~~، به بیانی ~~عبارت~~ دیگر در طی ~~طول~~ زمان ثابت باشند، آن متغیر ایستا (مانا)~~-~~است ~~می‌باشد~~. اغلب مدل‌های اقتصاد~~-~~سنجی که در دهه‌های قبل مورد استفاده قرار گرفته‌اند~~می‌گرفت~~، بر فرض ایستایی سری‌های زمانی استوار ~~بود~~بوده است. بعد از اینکه مبحث ناایستایی ~~اکثر سری‌های زمانی~~ مطرح گردید~~آشکار شد~~، بکارگیری متغیرها و استناد به نتایج مطالعه، منوط به انجام آزمون های ~~ایستایی~~ ریشه واحد ~~مربوطه~~ می‌باشد~~گردید~~. آزمون‌های ریشه واحد داده‌های

تابلویی به وسیله‌ی کوآه[1] ~~پایه‌ریزی~~ مطرح شد و سپس توسط ایم، پسران و شین[2] و لوین، لین و چو[3]، توسعه~~کامل~~ گردید (آستریو[4]، ۲۰۰۶).

۳-۱-۳- آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (LLC)

لین و لوین (LLC) ~~نشان دادند~~اثبات کردند که در داده‌های ترکیبی، استفاده از آزمون ریشه واحد مربوط به این داده‌ها، دارای قدرت آزمون بیشتری نسبت به استفاده از آزمون ریشه واحد برای هر مقطع بصورت جداگانه می‌باشد~~است~~.

لین و لوین (۱۹۹۲) آزمون ریشه واحد را به صورت زیر ارائه نمودند~~نشان داده اند~~:

$$\Delta X_{i.t} = {}_{\rho i}X_{i,t-1} + \delta t + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \qquad (۱-۳)$$

i = ۱, ۲, …, N

t = ۱, ۲, …, T

که در رابطه فوق، N تعداد مقطع‌ها و T دوره‌ی زمانی، ρi پارامتر خودهمبسته برای هر مقطع، δ اثر زمان، α_i ضریب ثابت برای هر مقطع و ε_{it} اجزای اخلال ~~خطای~~ مدل که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس δ^2 است. این آزمون بر اساس آزمون ADF به صورت زیر در نظر گرفته ~~شده است~~می‌شود:

$$\Delta X_{i,t=\rho i}X_{i,t-1} + \delta t + \alpha_i + \sum_{j=1}^{li} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \qquad (۲-۳)$$

که در رابطه فوق، ρ_i پارامتر خودهمبسته برای هر مقطع، li طول وقفه، δ اثر زمان، α_i ضریب ثابت برای هر مقطع و ε_{it} اجزای اخلال ~~خطای~~ مدل که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس δ^2 می‌باشد، است ~~است~~. آزمون LLC آزمون ترکیبی آزمون ADF با روند زمانی است که در ناهمگنی مقاطع و ناهمسانی واریانس جملات خطا، دارای قدرت بالایی است.

فرضیات این آزمون به صورت زیر است:

---

[1] Quah
[2] Im, Pesaran & Shin
[3] . Levin, Lin & Chu
[4] . Astriou

$$H_0: \rho_i = 0 \qquad (۳-۳)$$

$$H_1: \rho_i = \rho < 0$$

در این فرضیات هرچه‌قدر T و N بزرگ‌-تر باشند~~شوند~~، آماره‌ی آزمون به سمت توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس یک میل خواهند-نمود~~کرد~~.

آزمون LLC دارای چندین مرحله است. ابتدا به جای رابطه معمولی از رابطه زیر استفاده ~~شده است~~می‌شود.

$$\Delta X_{i,t=} \rho_i X_{i,t-1} + \delta_i\, t + \alpha_i + \sum_{j=1}^{li} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \qquad (۴-۳)$$

برای انجام آزمون بر اساس این رابطه LLC از دو معادله زیر برای محاسبه مقدار آن استفاده می‌کنند:

$$\Delta X_{i,t=} \sum_{j=1}^{li} \Delta X_{i,t-j} + \delta_i\, t + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \qquad (۵-۳)$$

$$X_{i,t-1} = \sum_{j=1}^{li} \Delta X_{i,t-j} + \delta_i\, t + \alpha_i + v_{i,t-1} \qquad (۶-۳)$$

حال رگرسیون خطاها به صورت زیر-برآورد می‌گردد:~~تخمین زده می‌شود~~.

$$\hat{\varepsilon}_{\,it} = \rho_i \hat{v}_{\,i,t-1} + \varepsilon_{it} \qquad (۷-۳)$$

سپس آزمون ریشه واحد، بر اساس مقدار این آماره آزمون انجام می‌شود.

در مجموع و با استفاده از آماره‌ها و ضرایب بلند-مدت و کوتاه-مدت متغیرها، آماره‌ی آزمون به صورت زیر محاسبه-می‌شود~~شده است~~:

$$t_{\delta^*} = \frac{t_\delta - N\,\tilde{T}\,\hat{S}_N\,\widehat{\delta_\varepsilon}^{\,2}\,SE\left(\hat{\delta}\right)\mu^*_{m\tilde{T}}}{\delta^*_{m\tilde{T}}} \qquad \mathrm{N}\,(0,\,۱) \qquad (۸-۳)$$

در این رابطه، $SE\left(\hat{\delta}\right)$ انحراف استاندارد $\widehat{\delta_\varepsilon}$، $\hat{\delta}$ انحراف استاندارد معادله نرمال شده بلندمدت، و $\mu^*_{m\tilde{T}}$ و $\delta^*_{m\tilde{T}}$ به ترتیب میانگین و انحراف معیار محاسبه شده به ~~وسیله‌ی لین و لوین~~وسیله لوین، لین و چو با استفاده از طول وقفه و تعداد متغیرها و $\tilde{T}$ متوسط تعداد وقفه‌ها در هر مقطع است. آماره محاسبه شده سپس با آماره‌های جدول سطح معناداری لوین، لین و چو ~~مقایسه می‌شود~~مورد مقایسه قرار می-گیرد. ~~اگر این آماره از آماره‌ی~~

~~جدول کوچک‌تر باشد~~ اگر مقدار آماره بدست آمده از مقدار آن در جدول بحرانی آزمون کمتر باشد فرضیه‌ی وجود ریشه واحد برای آن متغیر قابل رد شدن ~~نیست~~ نخواهد بود (زراء و انواری، ۱۳۸۴).

در صورت عدم وجود متغیرهای ~~نامانا~~ دارای ریشه واحد (ناایستایی متغیرها) در مدل، که منجر به ایجاد رگرسیون کاذب می‌گردد ~~می‌شود~~ دو راه حل وجود دارد. روش اول، روش تفاضل‌گیری است که این روش منجر به از بین رفتن اطلاعات مرتبط با سطح متغیرها و در نتیجه روابط بلندمدت میان آن‌ها می‌گردد. با توجه به هدف مطالعه~~ی~~ حاضر که مدل~~-~~سازی رابطه‌ی غیرخطی میان متغیرهای پژوهش است و ~~لازمه‌ی~~ لزوم آن نیز استفاده از متغیرها در سطح است، این رویکرد چندان مناسب نخواهد بود. روش دیگری که برای برطرف کردن مشکل حضور چند متغیر نامانا در مدل‌های PSTR وجود دارد، توسط کادیلی و مارکوف[1] (۲۰۱۱) ارائه شده و بدین صورت است که در صورت ایستا~~نامانا~~بودن پسماندهای قسمت خطی و غیرخطی مدل PSTR، تخمین‌های مدل سازگار بوده و مشکل رگرسیون کاذب وجود نخواهد داشت ~~ندارد~~ (شهبازی و سعیدپور، ۱۳۹۲).

۳-۴- مدل‌های رگرسیون انتقال ملایم تابلویی

در مدل‌های اقتصادسنجی مبتنی بر اساس داده‌های تابلویی، اثرات متفاوت مقطعی و زمانی در داده‌ها به وسیله اثرات ثابت و یا تصادفی مدل برآورد شده تعیین می‌گردد. ~~در مدل‌های رگرسیونی مبتنی بر داده‌های تابلویی، اثرات زمانی و مقطعی ناهمگن در داده‌ها به وسیله‌ی مدل تأثیرات ثابت و یا تصادفی تعیین می‌شوند.~~ در این خصوص، رویکرد~~های~~ داده‌های تابلویی متنوعی گسترش یافته‌اند که به ضرایب رگرسیونی اجازه می‌دهند تا در طول زمان و برای واحدهای مقطعی تغییر یابند. یک نمونه اولیه از این طیف مدل‌ها، رگرسیون آستانه‌ای (PTR)[2] می‌باشد که به وسیله هانسن[3] (۱۹۹۹) معرفی شد ~~ارائه شده است~~. در این مدل‌ها، مشاهدات پانلی بر اساس متغیر آستانه‌ای ~~با توجه به متغیر آستانه‌ای~~ که کمتر و بیشتر از مقدار آستانه‌ای تعیین شده باش~~ن~~د به چند گروه و یا رژیم همگن[4] تقسیم می‌شو~~ن~~د. البته در این مدل مشاهدات بسیار نزدیک به مقدار آستانه‌ای وجود دارند که به لحاظ اختلاف ناچیز در دو گروه متفاوت قرار می‌گیرند ~~گرفته‌اند~~ و لذا نحوه~~ی~~ تأثیرگذاری هر یک از آن~~ها~~ با یک جهش شدید مواجه خواهد بود ~~است~~ (چیو و همکاران[5]، ۲۰۱۱). برای برطرف کردن ~~مرتفع نمودن~~ این مشکل مدل رگرسیونی انتقال ملایم پانلی (PSTR) توسط فوک و همکاران[6] (۲۰۰۴)، گونزالز و همکاران[7] (۲۰۰۵) و

1 . Kadili & Markov
2 . Panel Threshold Regression
3 . Hansen
4 . Homogenous
5 . Chiou et al
6 . Fok et al
7 . Gonzala et al

کولیتاز و هارلین[1] (۲۰۰۶) ارائه و توسعه داده شده~~ه~~ که در حقیقت PSTR شکل گسترش یافته مدل PTR با لحاظ نمودن تابع انتقال است. بنابراین، در این مدل‌ها، تغییر ضرایب رگرسیونی با حرکت از یک رژیم به رژیم دیگر توسط شیب تابع انتقال که بیانگر سرعت تعدیل است، تعیین می گردد~~می‌شود~~.

مدل رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR) مدل اثرات ثابت با تخمین زننده‌های[2] برونزا می‌باشد~~است~~. این مدل می‌تواند به دو روش مختلف تفسیر گردد~~شود~~: اول اینکه، این مدل می‌تواند به عنوان یک مدل تابلویی خطی ناهمگن ~~ناهمگن خطی~~ که ضرایب آن در طول زمان و بین مقاطع مختلف، متفاوت هست در نظر گرفته شود. ~~ناهمگنی در ضرایب رگرسیونی به این صورت قابل توضیح است که این ضرایب، تابع پیوسته کراندار از متغیرهای قابل مشاهده که تابع انتقال نامیده می‌شود، هستند و تابع انتقال نیز بین تعداد محدودی از رژیم‌ها (معمولاً دو رژیم حدی) در نوسان است. از آنجایی که متغیر انتقال، خاص مقاطع و متغیر با زمان است، ضرایب رگرسیونی برای هر کدام از مقاطع در طول زمان در حال تغییر هستند~~. دوم اینکه، مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی به عنوان یک مدل تابلویی همگن غیرخطی در نظر گرفته شود. تفسیر دوم در واقع در زمینه مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم تک معادله‌ای (STR)[3] یا مدل‌های خودرگرسیونی انتقال ملایم تک متغیره (STAR)[4] (STAR)[4] معرفی شده به وسیله‌ی تراسورتا [5] (۱۹۹۸) رایج است. به عقیده گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) تفسیر تفسیر اول نسبت به تفسیر دوم ~~ترجیح داده می‌شود~~ارجح است~~:~~

به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارلین (۲۰۰۶)، یک مدل PSTR با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال به صورت ذیل می‌توان تصریح کرد~~می‌شود~~:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0\, x_{it} + \beta_1\, x_{it}\, \mathrm{F}\,(q_{it};\, \gamma\, , c\,) + u_{it} \qquad \mathrm{i}= 1\,,\ldots,\, \mathrm{N},\ \mathrm{t} = 1,\ldots,\, \mathrm{T} \qquad (۹\text{-}۳)$$

که در آن y_{it} متغیر وابسته، x_{it} برداری از متغیرهای برونزا، μ_i اثرات ثابت مقاطع و $u_{it} \sim \mathrm{iid}\,(0, \sigma^2)$ نیز جزء خطا می باشد. $\mathrm{F}\,(q_{it};\, \gamma\, , c$ نیز بیانگر یک تابع انتقال پیوسته و کراندار بین مقدار صفر و یک است که به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، به صورت لجستیکی بصورت زیر تعریف ~~تصریح~~ می‌گردد:

$$\mathrm{F}(q_{it};\, \gamma\, , c) = [1\, +\, \exp(-\gamma \prod(\, q_{it}\, -\, c_j))\,]^{-1} \qquad \gamma > 0, c_1 \le c_2 \le, \ldots, \le c_m \quad (۱۰\text{-}۳)$$

1 . Colletaz and Hurlin
2 . Regressors
3 . Smooth Transition Regression
4 . Smooth Transition Auto Regressiv
5 . Trasvirta

که در آن c_j یک بردار m بعدی از مقدار حدهای آستانه‌ای و γ پارامتر شیب می‌باشد~~است~~ که بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است و دارای قید بدیهی $\gamma > 0$ است. q_{it} بیانگر متغیر انتقال است و بر اساس مطالعه کولیتاز و هارلین (۲۰۰۶)، می‌تواند از میان ~~بین~~ متغیرهای مستقل ~~توضیحی~~، وقفه متغیر وابسته و یا هر متغیر دیگری خارج از مدل که از حیث مبانی نظری ~~تئوریکی~~ در ارتباط با مدل مورد مطالعه بوده و عامل ایجاد رابطه غیرخطی باشد، انتخاب ~~گردد~~شود.

گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) بیان نمودند~~پیشنهاد می‌کنند~~ که در عمل، وارد نمودن ~~لحاظ کردن~~ یک یا دو مقدار آستانه‌ای، m=1 یا m=2، برای مواجهه با تغییرپذیری متغیرها~~پارامترها~~ کفایت می‌کند. بدین صورت که برای m=1، مدل PSTR بر دو رژیم حدی مرتبط با مقادیر کمتر و بیشتر از متغیر انتقال (q_{it}) در مقایسه با حد آستانه‌ای (c_1) و با یک تابع انتقال یکنواخت از ضرایب β_0 تا $\beta_0 + \beta_1$ دلالت می‌کند. در صورتی که پارامتر شیب γ به سمت بی نهایت میل کند، مدل PSTR به مدل دو رژیمی آستانه‌ای پانلی (PTR) هانسن (۱۹۹۹) تبدیل می‌شود. بدین معنی که برای مقادیر $q_{it} > c_1$، تابع انتقال مقدار عددی یک و در غیر این صورت مقدار عددی صفر را لحاظ می‌کند. برای m=2، تابع انتقال در نقطه $(c_1 + c_2)/2$ به حداقل می‌رسد و مقدار عددی یک را برای مقادیر کمتر و بیشتر متغیر انتقال (q_{it}) لحاظ می‌کند. در این حالت زمانی که پارامتر شیب γ به سمت صفر میل کند و با وجود هر تعدادی از m، مدل PSTR به یک مدل رگرسیونی خطی یا همگن با اثرات ثابت تنزل می‌یابد. با توجه به مطالب عنوان شده، در مدل PSTR ضرایب برآوردی ~~تخمینی~~ با توجه به مشاهدات متغیر انتقال و پارامتر شیب به صورت پیوسته میان دو حالت حدی F=1 و F=0 تغییر می‌یابد که این دو حالت حدی بصورت زیر ~~تصریح می‌گردند~~تعریف می‌شوند:

$$y_{it}\begin{cases} \mu_i + \acute{\beta}_0\, x_{it} + u_{it} & F = 0 \\ \mu_i + (\acute{\beta}_0 + \acute{\beta}_1)\, x_{it} + u_{it} & F = 1 \end{cases} \qquad (۱۱-۳)$$

همان طور که قبلا بیان گردید~~اشاره شد~~، یکی دیگر از ویژگی‌های برجسته~~ی~~ مدل PSTR برآورد ضرایب متغیرهای مستقل ~~توضیحی~~ به صورت متفاوت برای مقاطع مختلف و متغیر در طی ~~طول~~ زمان است که این ویژگی مشکل ناهمگنی متعارف در داده‌های تلفیقی را به طور کامل برطرف می‌سازد~~مرتفع می‌کند~~. بدین منظور، ~~برای این منظور~~ کولیتاز و هارلین (۲۰۰۶) برای هر براورد کشش‌های مختص هر دوره و پارامتر در طی زمان، ~~محاسبه کشش‌های مختص هر مقطع و متغیر در طول زمان~~ دو حالت را معرفی نموده است ~~کرده است~~.

حالت اول: متغیر انتقال به عنوان متغیر مستقل ~~توضیحی~~ در مدل لحاظ شده باشد:

Formatted: Space After: 0 pt

Formatted: Font: 11 pt, Complex Script Font: 11 pt

Formatted: Font: 11 pt, Complex Script Font: 11 pt

Formatted: Font: 11 pt, Complex Script Font: 11 pt

Formatted: Font: 11 pt, Complex Script Font: 11 pt

Formatted: Font: 11 pt, Complex Script Font: 11 pt

Formatted: Font: 11 pt, Complex Script Font: 11 pt

Formatted: Font: 11 pt, Complex Script Font: 11 pt

Formatted: Font: 11 pt, Complex Script Font: 11 pt

$$e_{it} = \frac{\partial \ln y_{it}}{\partial \ln x_{it}} = \acute{\beta}_0 + \acute{\beta}_1 \mathrm{F}(q_{it};\ \gamma, c) + [\acute{\beta}_1 \ln x_{it}]\, \frac{\partial \mathrm{F}(q_{it};\gamma, c)}{\partial \ln x_{it}} \qquad (۱۲-۳)$$

حالت دوم: متغیر انتقال شامل متغیرهای مستقل ~~توضیحی~~ نباشد:

$$e_{it} = \frac{\partial\ y_{it}}{\partial \ln x_{it}} = \acute{\beta}_0 + \acute{\beta}_1 \mathrm{F}(q_{it};\ \gamma, c) \qquad (۱۳-۳)$$

در آخر، ~~نهایت~~ شکل تعمیم یافته مدل PSTR با بیش از یک تابع انتقال را می‌توان~~نیز~~ به صورت زیر تصریح ~~می‌شود~~کرد:

$$y_{it} = \mu_i + \acute{\beta}_0\, x_{it} \sum_j^r = 1\ [\ \acute{\beta}_j x_{it}]\ \mathrm{F}(q_{it}^j;\ \gamma, c) + u_{it} \qquad (۱۴-۳)$$

که در آن r بیانگر تعداد توابع انتقال جهت تصریح رفتار غیرخطی روابط می‌باشد و سایر پارامترها~~موارد~~ قبلاً تعریف شده‌اند.

۳-۵- ساختار مدل رگرسیونی انتقال ملایم پانلی

برای استفاده از ~~بکار بردن~~ مدل‌های غیرخطی ~~از جمله~~به ویژه مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی ~~نیاز~~ به استراتژی‌های مدل‌سازی سیستماتیک و دقیق نیاز است ~~دارند~~. چرخه‌ی مدل‌سازی که برای مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم (STR) برای یک سری زمانی واحد و یا ~~هم‌چنین~~ برای یک ~~مقطع~~ دوره زمانی خاص ~~واحد~~ استفاده می‌شود، به آسانی می‌تواند توسعه داده شود~~شده~~ و برای مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی بکار برده شود~~نیز مورد استفاده قرار بگیرد~~. ~~دستورالعمل~~ ساختار مدل‌های STR شامل مراحل تصریح، برآورد و ارزیابی می‌باشد. مرحله تصریح شامل آزمون خطی بودن ~~خطی بودن~~، انتخاب و تعیین متغیر انتقال و در صورت رد فرضیه صفر خطی بودن ~~خطی بودن~~، تعیین شکل مناسب تابع انتقال به عبارت دیگر تعیین تعداد حدهای آستانه‌ای می‌باشد. برآورد مدل نیز با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی[1] (NLS) که معادل تخمین‌زن حداکثر راست‌نمایی (ML)[2] است، صورت می‌گیرد~~انجام می‌گیرد~~. در مرحله‌ی ارزیابی، برای بررسی اینکه آیا

[1] . Non_Linear Least Squares
[2] . Maximum Likelihood

مدل برآورد شده شده توضیح ~~کافی~~ مناسبی از داده‌ها را ارائه می‌نماید یا نه، صحت مدل برآورد شده ~~برآوردی در معرض آزمون‌های با تصریح نامناسب قرار می‌گیر~~با آزمون‌های تصریح نامناسب مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرضیه‌های صفر در این مرحله، نبود رابطه~~ی~~ غیرخطی ~~باقیمانده~~ اجزای اخلال و نبود خودهمبستگی در اجزاء خطا را در بر می‌گیرد. در نهایت، تعداد رژیم‌ها در پانل مشخص می‌گردد ~~تعیین می‌شود~~. در ادامه، ~~این~~ مراحل مذکور با جزئیات بیشتری ~~توضیح داده می شود~~ بیان می‌شود.

۳-۵-۱-تصریح مدل: آزمون ~~خطی بودن~~ یا نبودن

اولین مرحله تصریح در چرخه~~ی~~ مدل‌سازی شامل آزمون فرضیه صفر وجود خطی بودن ~~خطی بودن~~ در مقابل PSTR بودن، است. این مرحله هم از نظر آماری و معنادار بودن آن و هم از نظر اقتصادی حائز اهمیت ~~مهم~~ است. از لحاظ آماری اگر فرایند~~پروسه‌ی~~ ایجاد داده‌ها خطی باشد، مدل PSTR شناسایی نمی‌شود و آزمون خطی بودن یا نبودن ~~خطی بودن~~ برای جلوگیری از تخمین مدل‌های ناشناس ضروری می‌باشد. از ~~نقطه نظرها~~ دیدگاه اقتصادی نیز چنین آزمونی ممکن است برای آزمون قضیه‌های مشخص از ~~تئوری‌های~~ نظریه‌های اقتصادی مفید باشد. اگرچه آزمون خطی یا غیرخطی ~~خطی بودن~~ در مدل PSTR می‌تواند با آزمون فرضیه~~ی~~ صفر $H_0: \gamma = 0$ و یا $\acute{H_0}: \beta_1 = 0$ ~~انجام~~ صورت گیرد~~شود~~، اما از آنجایی که مدل PSTR تحت فرضیه صفر دارای پارامترهای مزاحم نامعین می‌باشد~~است~~، آماره‌های آزمون هر دو فرضیه فوق غیر استاندارد خواهند بود. بر این اساس، برای غلبه ~~فائق شدن~~ بر این مشکل، لوکونن[1] و همکاران (۱۹۸۸) و تراسورتا (۱۹۸۸) استفاده از تقریب تیلور تابع انتقال را پیشنهاد نمودند~~کرده‌اند~~. ~~برای این منظور~~بدین منظور، گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارلین (۲۰۰۶) نیز جایگزینی تابع انتقال با تقریب سری تیلور[2] آن در پیرامون γ=0 و در نتیجه آزمون یک فرضیه~~ی~~ معادل در رگرسیون کمکی[3] را پیشنهاد کردند~~نموده‌اند~~. سری تیلور برای یک مدل PSTR با تعداد n حد آستانه‌ای به صورت زیر بیان ~~تصریح~~ می‌شود:

$$y_{it} = \mu_i + \acute{\beta}_0^* x_{it} + \acute{\beta}_1^* x_{it} q_{it} + \ldots + \acute{\beta}_m^* x_{it} q_{it}^m + u_{it}^* \qquad (۱۵-۳)$$

که بردارهای پارامتر $\acute{\beta}_1^*, \ldots, \acute{\beta}_m^*$ مضربی از γ و $u_{it}^* = u_{it} + R_m \acute{\beta}_1 x_{it}$ هستند که R_m باقیمانده بسط تیلور خواهد بود~~است~~. در نتیجه، آزمون $H_0: \gamma = 0$ در رابطه (۳-۹) معادل آزمون فرضیه صفر $H_0^*: \beta_1^* = \ldots = \beta_m^* = 0$ در رابطه (۳-۱۵) می‌باشد. ~~توجه داشته باشید~~شایان ذکر است که تحت فرضیه صفر، $\{u_{it}\}$ $\{u_{it}^*\}$

1 . Luukkonen
2 . The Teylor series approximation
3 . Auxiliary regression

=} این امر صادق خواهد بود. لذا~~بنابراین~~، ~~تقریب سری~~بسط تیلور نمی‌تواند تئوری توزیع مجانبی را تحت تأثیر قرار دهد. از این‌رو،~~این~~ فرضیه صفر می‌تواند به آسانی به وسیله آزمون LM مورد بررسی قرار گیرد ~~آزمون گردد~~. به منظور معرفی آماره~~ی~~ LM رابطه (۳-۱۵) به صورت ماتریسی زیر تعریف می‌گردد~~زیر نوشته می‌شود~~:

$$y = D_{\mu}\mu + X\beta + W\beta^{*} + u^{*} \qquad (۳-۱۶)$$

که در آن $y = (\acute{y}_1, \dots, \acute{y}_N)'$ با $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{it})'$ و i = 1,…,N و $D_{\mu} = (I_N \times vT)$ که I_N ماتریس همانی N و vT بردار $(T \times 1)$ و $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_N)'$ هستند. بعلاوه، $X = (\acute{X}_1, \dots, \acute{X}_N)$ که $X_i = (\acute{X}_{i1}, \dots, \acute{X}_{iT})'$ و $W = (\acute{W}_1, \dots, \acute{W}_N)'$ با $W_i = (\acute{W}_{i1}, \dots, \acute{W}_{iT})'$ و $W_{it} = (\acute{x}_{it} q_{it}, \dots, \acute{x}_{it} q_{it}^{m})'$ و $\beta = \beta_0^{*}$ و $\beta^{*} = (\beta_1^{*}, \dots, \beta_m^{*})$. سرانجام $u^{*} = (u_1^{*}, \dots, u_N^{*})'$ بردار $(TN \times 1)$ با $u_i^{*} = (u_{i1}^{*}, \dots, u_{iT}^{*})'$ است.

که آماره~~ی~~ آزمون LM به شکل زیر است:

$$LM_x = \hat{u}^{0} \hat{w} \hat{\Sigma}^{-1} \hat{w} \hat{u}^{0} \qquad (۳-۱۷)$$

که $\widehat{u^0} = (\widehat{u^0}_1, \dots, \widehat{u^0}_N)'$ بردار اجزای اخلال ~~پسماندهای~~بدست آمده تحت فرضیه صفر ~~است~~خواهد بود که، $\tilde{W} = M_{\mu} W$ که $M_{\mu} = I_{NT} - D_{\mu}(\acute{D}_{\mu} D_{\mu})^{-1} \acute{D}_{\mu}$ ماتریس تحول استاندارد می‌باشد~~است~~. علاوه بر این، $\hat{\Sigma}$ هر برآوردگر سازگار ماتریس کوواریانس مناسب است. زمانی که خطاها خودهمبسته هستند و به شیوه یکسانی در میان زمان و مقاطع توزیع شده‌اند $\hat{\Sigma}$ بوسیله رابطه زیر بدست می‌آید:

$$\hat{\Sigma}^{ST} = \hat{\sigma}^2 \left(\tilde{W}'\tilde{W} - \tilde{W}'\tilde{X}(\tilde{X}'\tilde{X})^{-1}\tilde{X}'\tilde{W}\right) \qquad (۳-۱۸)$$

که $\tilde{X} = M_{\mu} X$ و $\hat{\sigma}^2$ واریانس خطاهای برآورد ~~تخمین زده~~شده تحت فرضیه~~ی~~ صفر است. زمانی که خطاها خودهمبسته هستند $\hat{\Sigma}$ به وسیله‌ی رابطه~~ی~~ زیر محاسبه می‌گردد~~بدست می‌آید~~:

$$\hat{\Sigma}^{HAC} = \left[-\tilde{W}'\acute{X}(\tilde{X}'\tilde{X})^{-1} : I_l\right] \hat{\Delta} \left[-\tilde{W}'\hat{X}(\tilde{X}'\tilde{X})^{-1} : I_l\right]' \qquad (۳-۱۹)$$

که در آن، I_l ماتریس همانی مقدار $l = \dim(W) - \dim(X) = k(m-1)$ و $\hat{\Delta} = \sum_{i=1}^{N} \tilde{Z}_i' \tilde{u}_i^{0} \tilde{Z}_i$ با $\tilde{Z}_i = M_{\mu} z_i$ که $z_i = [X_i, W_i]$ و i= 1,…,N تخمین زن رابطه~~ی~~ (۳-۱۲) برای

Tهای ثابت زمانی که N به سمت بی نهایت میل می‌کند، سازگار خواهد بود~~است~~. ~~تحت~~ بنابراین، بر اساس فرضیه صفر، آماره‌ی LM_X توزیع مجانبی $X^2 = (mk)$ دارد، در حالی که $LM_F = LM_X/mk$ توزیع تقریبی $F(mk, TN - N - m(k+1))$ را دارد.

کولیتاز و هارلین (۲۰۰۶) آماره‌های آزمون لاگرانژ و والد[1] (LM_W)، ضریب لاگرانژ فیشر[2] (LM_F) و نسبت راست‌نمایی[3] (LR) را برای بررسی فرضیه خطی یا غیرخطی بودن در این مدل‌ها پیشنهاد کردند~~آزمون فرضیه‌ی خطی بودن پیشنهاد کرده‌است~~ که به وسیله‌ی روابط زیر ~~محاسبه می‌شوند~~بدست می‌آید:

$$LM_W = \frac{TN(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \qquad (۳-۲۰)$$

$$LM_F = \frac{[(SSR_0 - SSR_1/k_m)]}{[SSR_0/(TN - N - mk)]} \qquad (۳-۲۱)$$

$$LR = -2[\log(SSR_1) - \log SSR_0] \qquad (۳-۲۲)$$

که در روابط ~~معادلات~~ فوق، SSR_0 مجموع مربعات باقیمانده مدل پانل خطی و SSR_1 مجموع مربعات باقیمانده مدل غیرخطی $PSTR$ ~~است~~ تعریف می‌شوند. هم چنین T دوره زمانی، N تعداد مقاطع، K تعداد متغیرهای مستقل ~~توضیحی~~ لحاظ شده در مدل و m تعداد حدهای آستانه‌ای محسوب می‌شوند~~می‌باشند~~.

دو نکته در مورد آزمون خطی بودن این مدل‌ها حائز اهمیت است ~~خطی بودن اهمیت دارد~~: اول اینکه این آزمون می‌تواند برای انتخاب مناسب متغیر انتقال در مدل‌های $PSTR$ بکار ~~برده شود~~گرفته شود. بدین صورت که این آزمون برای مجموعه‌ای از متغیرهای انتقال استفاده شده و هر متغیری که بتواند به نحو مناسب‌تر~~قوی‌تری~~ آزمون خطی بودن مدل برآورد شده را رد کند، بعنوان متغیر انتقال تعیین ~~انتخاب~~ می‌شود. دوم اینکه این آزمون می‌تواند برای تعیین تعداد مناسب حدهای آستانه‌ای در توابع لجستیکی یا به عنوان ~~عبارتی~~ تعیین شکل تابع انتقال استفاده گردد. به پیشنهاد گرنجر و تراسورتا[4] (۱۹۹۳) و تراسورتا (۱۹۹۴) از بین $m=1$ و $m=2$ یکی باید انتخاب شود. که مراحل ~~توالی~~ این آزمون به شرح زیر است: با استفاده از رگرسیون کمکی رابطه~~ی~~ (۳-۱۵) با $m=3$ فرضیه صفر $H_0^* : \beta_3^* = \beta_2^* = \beta_1^* = 0$ آزمون می‌شود. اگر ~~این~~ فرضیه صفر این آزمون رد شود، آزمون $H_{03}^* : \beta_3^* = 0$ و $H_{02}^* : \beta_2^* = 0/\beta_3^* = 0$ و $H_{01}^* : \beta_1^* = 0/\beta_3^* = \beta_2^* = 0$ آزمون می-

1 . Wald Lagrange Multiplier
2 . Fischer Lagrange Multiplier
3 . Lilkelihood Ratio
4 . Granger & Terasvirta

شوند. در صورتی که رد کردن H_{02}^{*} قوی تر باشد، $m=2$ انتخاب می‌شود. در غیر این صورت، $m=1$ انتخاب می‌گردد (گونزالز و همکاران، ۲۰۰۵).

۳-۵-۲-تخمین پارامترها

در برآورد مدل‌های PSTR اثرات واحدهای مقطعی از طریق حذف میانگین انفرادی برطرف می‌گردد.~~درتخمین مدل PSTR اثرات واحدهای مقطعی به وسیله‌ی حذف میانگین انفرادی برطرف می‌شود.~~ سپس، با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی (NLS) که معادل تخمین زن حداکثر درست‌نمایی (ML) ~~استمی~~باشد، مدل PSTR ~~تخمین زده می‌شود~~براورد می گردد.

در حالی که حذف اثرات ثابت در ~~مدل~~ روش داده‌های تابلویی خطی، عملیات استانداری محسوب می‌شود~~تحولی استاندارد است~~، این عمل در مدل PSTR نیازمند دقت بیشتری است. بر این اساس، بازنویسی رابطه~~ی~~ (۳-۱۵) به شکل زیر می‌باشد:

$$y_{it} = \mu_i + \acute{\beta}\, x_{it}(\gamma,c) + u_{it} \qquad (۲۳-۳)$$

که $x_{it}(\gamma,c) = \left(\acute{x}_{it}\,,\acute{x}_{it}\, g(q_{it};\,\gamma\,,c)\right)'$ و $\beta = \left(\acute{\beta}_0\,,\acute{\beta}_1\right)$. با حذف میانگین‌های انفرادی رابطه (۳-۲۳) بصورت زیر خواهد بود~~در می‌آید~~:

$$\tilde{y}_{it} = \acute{\beta}\tilde{x}_{it}(\gamma\,,c) + \tilde{u}_{it} \qquad (۲۴-۳)$$

که در آن $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$، $\tilde{x}_{it}(\gamma\,,c) = \left(\acute{x}_{it} - \bar{x}'_i, \acute{x}_{it}\, g(g_{it};\,\gamma,c) - \bar{\omega}'_i(\gamma,c)\right)'$، و $\tilde{u}_{it} = u_{it} - \bar{u}_i$ و $\bar{y}_i$، $\bar{x}_i$، $\bar{\omega}_i$ و $\bar{u}_i$ میانگین های انفرادی هستند و $\bar{\omega}_i(\gamma\,,c) = T^{-1}\sum_{i=1}^{T} x_{it}\, g(q_{it};\,\gamma,c)$. بنابراین، بردار $\tilde{x}_{it}(\gamma,c)$ در رابطه~~ی~~ (۳-۲۴) هم از طریق سطوح و هم از طریق میانگین انفرادی بستگی به γ و c دارد. از این رو، $\tilde{x}_{it}(\gamma,c)$ برای بدست آوردن حد مطلوب NLS نیاز به تخمین‌های متوالی است.~~پی در پی هست.~~

~~همچنان که در رابطه‌ی (۳-۲۴) نشان می دهد~~بر اساس رابطه (۳-۲۴)،، خطی یا غیرخطی بودن مدل PSTR در β مشروط به γ و c است. لذا روش تخمین NLS برای تعیین مقادیر این پارامترها بکار می‌رود تا مجموع مجذور باقیمانده‌ها حل گردد.

Formatted: Font: Not Italic, Complex Script Font: Italic

$$Q^c(\gamma, C) = \sum_i^N = 1 \sum_t^T = 1 \left(\tilde{y}_{it} - \hat{\beta}(\gamma, \acute{c})\tilde{x}_{it}(\gamma, c)\right)^2 \qquad (۳\text{-}۲۵)$$

که $\hat{\beta}(\gamma, c)$ ~~بوسیله تکرارهای بهینه‌سازی غیرخطی~~از طریق تکرار کردن بهینه سازی غیرخطی با روش تخمین حداقل مربعات معمولی بدست ~~آمده است~~می‌آید و نهایتاً اینکه~~:~~ اجزاء خطای u_{it} در رابطه~~ی~~ (۳-۲۵) بصورت نرمال توزیع شده‌اند.

موضوع بسیار مهمی ~~کاربردی~~ که در برآورد مدل‌های $PSTR$ ~~سزاوار توجه ویژه است~~از اهمیت بسیار زیادی برخوردار است، انتخاب مقادیر آغازی است. برای مثال در مدل انتقال ملایم، اغلب پیشنهاد می‌شود~~شده~~ که مقادیر آغازی معقولی را می‌توان به وسیله~~ی~~ جستجوی شبکه‌ای در ~~سرتاسر~~تمام پارامترها در تابع انتقال بدست آورد. این پیشنهاد بر پایه~~ی~~ این واقعیت هست که رابطه~~ی~~ (۳-۲۴) در β زمانی که γ و c ~~تخمین زده شود~~برآورد می‌گردند. طوری که $\gamma > 0$ و $c_{j,min} > \boldsymbol{min}_{i,t}\{g_{it}\}$ و $c_{j,max} > \boldsymbol{max}_{i,t}\{g_{it}\}$ و $i= 1,\dots,m$ و حداقل مقادیر $Q^c(\gamma, C) =$ می‌تواند بعنوان مقادیر آغازین الگوریتم بهینه‌سازی غیرخطی مورد استفاده قرار گیرند (گونزالز و همکاران، ۲۰۰۵).

۳-۵-۳- ارزیابی مدل

~~ارزیابی~~ تجزیه و تحلیل مدل‌های $PSTR$ ~~بخش اصلی در ساختار مدل است~~مهمترین بخش در ساختار این مدل‌ها محسوب می‌گردد. بدین منظور در این قسمت آزمون ~~نبود رابطه‌ی غیرخطی باقیمانده~~عدم وجود رابطه غیرخطی اجزای اخلال به وسیله‌ی ایترهیم و تراسورتا[1] (۱۹۹۶) برای مدل‌های $STAR$ تک متغیره کاربرد داشته و مناسب برای چارچوب تابلویی حاضر است، انجام ~~می‌گیرد~~می‌پذیرد. به تقلید~~پیروی~~ از بالتاجی و لی[2] (۱۹۹۵) ~~شکل~~ در داده‌های تابلویی آزمون نبود خودهمبستگی اجزای~~ء~~ خطا در نظر گرفته نمی‌شود. بلکه با استفاده از آزمون ~~نبود رابطه‌ی غیرخطی باقیمانده~~عدم وجود رابطه غیرخطی اجزای اخلال، تعداد رژیم‌ها در مدل $PSTR$ تعیین می‌شود.

۳-۵-۳-۱- آزمون ~~نبود رابطه غیرخطی باقیمانده~~عدم وجود رابطه غیرخطی اجزای اخلال

[1] . Eitreheim & Terasvirta
[2] . Baltagi & Li

روش‌های مختلفی برای بررسی ناهمگنی در داده‌های تابلویی در مدل‌های $PSTR$ دو رژیمی وجود دارد.~~ناهمگنی در مجموعه داده‌های تابلویی در یک مدل $PSTR$ دو رژیمی می‌تواند به روش‌های مختلف آزمون گردد~~. ~~در این راستا تصور کلی~~بر این اساس، دید کلی در چارچوب مدل‌های $PSTR$، در نظر گرفتن مدل $PSTR$ افزایشی با دو تابع انتقال یا سه رژیم است. بنابراین،

$$y_{it} = u_i + \acute{\beta}_0 x_{it} + \acute{\beta}_1 x_{it}\, g_1\left(q_{it}^{(1)};\, \gamma_1\,, c_1\right) + \acute{\beta}_2 x_{it}\, g_2\left(q_{it}^{(2)};\, \gamma_2\,, c_2\right) + u_{it}$$

(۳-۲۶)

که در رابطه فوق، متغیرهای انتقال $q_{it}^{(1)}$ و $q_{it}^{(2)}$ لزوماً ~~یکسان نیستند~~برابر نیستند. فرضیه‌ی صفر ~~نبود رابطه‌ی غیرخطی~~عدم وجود رابطه غیرخطی اجزای اخلال ~~باقیمانده~~ در برآورد مدل $PSRT$ دو رژیمی در رابطه‌ی (۳-۲۶) می‌تواند به شکل $H_0: \gamma_2 = 0$ نوشته شود. اما تحت این فرضیه صفر، مشکل پارامترهای مزاحم نامعین وجود ~~دارد~~خواهد داشت. همان طور که در قسمت‌های قبلی ~~گفته شد~~نیز بیان شد راه حل این مشکل، جایگزینی تابع انتقال $g_2\left(q_{it}^{(2)};\gamma_2, c_2\right)$ به وسیله‌ی تقریب سری تیلور حول $\gamma_2 = 0$ ~~می‌باشد~~~~است.~~ که انتخاب مرحله اول تقریب سری تیلور تیلور منجر به رگرسیون کمکی نیز ~~می‌گردد~~می‌انجامد:

$$y_{it} = u_i + \acute{\beta}_0 x_{it} + \acute{\beta}_1 x_{it}\, g_1\left(q_{it}^{(1)};\gamma_1, c_1\right) + \beta_{21}^{*\prime} x_{it} q_{it}^{(2)} + \cdots + \beta_{2m}^{*\prime} x_{it} q_{it}^{(2)m} + u_{it}^*$$

(۳-۲۷)

که در آن، $\hat{\gamma}_1$ و $\hat{c}_1$ تحت فرضیه صفر برآورد ~~می‌کنند~~می‌شوند. فرضیه عدم وجود رابطه غیرخطی اجزای اخلال ~~نبود رابطه‌ی غیرخطی باقیمانده~~ می‌تواند بصورت $H_0^*: \beta_{21}^* = \cdots = \beta_{2m}^* = 0$ نیز باشد. ~~اگر~~ چنانچه در رابطه (۳-۲۷)، $\beta_1 = 0$ باشد، نهایتاً آزمون به آزمون خطی بودن که در قسمت ۳-۴-۱ بیان شد، تبدیل می‌شود.

به منظور محاسبه آماره‌ی آزمون LM که در رابطه‌ی (۳-۱۷) تعریف شد ~~و نسخه~~ که در نسخه F آن، رابطه‌ی $\omega_{it} = \left(\acute{x}_{it} q_{it}^{(2)}, \dots, \acute{x}_{it} q_{it}^{(2)m}\right)'$ را داریم و با جایگزینی $\tilde{x}$ در رابطه‌ی (۳-۱۸) و $\tilde{v}$ در رابطه‌ی (۳-۱۹) خواهیم داشت:

$$v_{it} = \left(\acute{x}_{it}, \acute{x}_{it}\, g\left(g_{it}^{(1)}; \hat{\gamma}, \hat{c}_1\right), (\partial\hat{g}/\partial\gamma)\acute{x}_{it}\,\hat{\beta}_1, (\partial\hat{g}/\partial\acute{c}_1)\acute{x}_{it}\,\widehat{\beta}_1\right)' \qquad (۳-۲۸)$$

تحت فرضیه‌ی صفر، آماره~~ی~~ LM_X توزیع مجانبی $X^2=(mk)$ ~~دارد~~خواهد داشت ، در حالی که LM_F تقریباً به شکل $F\left(mk, TN-N-2-k(m+2)\right)$ توزیع شده است.

۳-۵-۳-۲- تعیین تعداد رژیم ها

~~آزمون نبود رابطه‌ی غیرخطی باقیمانده~~بررسی آزمون عدم وجود رابطه غیرخطی اجزای اخلال (پسماندها) می‌-تواند تعمیم داده شود تا به عنوان آزمونی با تصریح نامناسب در یک مدل PSTR فزاینده (جمع پذیر) در رابطه~~ی~~ (۳-۱۴) برای هر مقدار r بکار ~~رود~~گرفته شود. در واقع، هدف از ~~آزمون نبود رابطه‌ی غیرخطی~~ انجام آزمون ~~باقیمانده~~عدم وجود رابطه غیرخطی اجزای اخلال دو مورد است~~؛~~: این آزمون، با اینکه آزمونی با تصریح نامناسب است، اما ابزار مفیدی برای تعیین تعداد انتقالات در مدل‌های PSTR می‌باشد ~~است~~. ~~بدین منظور~~بر این اساس، مراحل ~~کار~~انجام آن بصورت زیر است:

۱. ~~تخمین~~برآورد یک مدل خطی یا همگن و آزمون خطی بودن در سطح معنی داری از پیش تعیین شده~~؛~~

۲. ~~تخمین~~برآورد یک مدل PSTR دو رژیمی در صورت رد فرضیه صفر خطی بودن~~؛~~

۳. آزمون ~~نبود فرضیه رابطه‌ی غیرخطی باقیمانده~~عدم وجود رابطه غیرخطی اجزای اخلال برای این مدل در صورت رد این فرضیه در سطح معنی داری ۵ درصد، تخمین یک مدل PSTR با دو تابع انتقال.

۴. ادامه دادن این کار تا زمانی که اولین فرضیه صفر ~~نبود رابطه‌ی غیرخطی باقیمانده~~عدم وجود رابطه غیرخطی اجزای اخلال رد نشود (گونزالز و همکاران، ۲۰۰۵).

۳-۶- خلاصه فصل

~~در فصل حاضر~~در این فصل، کلیات روش تحقیق بکار گرفته شده در ~~مطالعه فوق~~پژوهش حاضر، ~~بررسی شد~~تبیین و تشریح گردید. ابتدا داده‌های تابلویی ~~را~~ به صورت ~~کلی~~ مختصر توضیح داده شد و سپس مزایای ~~این داده‌ها~~آن ~~ذکر~~ارائه ~~شد~~شد. سپس، بررسی ایستایی آزمون ریشه واحد داده‌های پانلی بیان گردید ~~آزمون‌های ایستایی مرتبط با داده‌های پانلی تشریح شده و~~ در بخش آخر از این فصل، ~~در آخر نیز~~ مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی ~~توضیح داده شد~~به صورت اجمالی تشریح شد. بعد از معرفی ~~این~~ مختصر از مدل‌های PSTR ~~مدل~~، ساختار ~~آن~~ این مدل‌ها مورد بحث قرار گرفت~~ه~~ و به بیان مراحل تخمین ~~در این مدل~~در مدل‌های PSTR پرداخته شد~~ه است~~.