فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ شماره ۹/ پائیز و زمستان ۸۰

اثرات متقابل متغیرهای اسمی‌و حقیقی در یک الگوی تصحیح خطای ساختاری (مطالعه موردی‌ایران)*

دکتر حمید ابریشمی[۱]

دکتر محسن مهرآرا[۲]

چکیده

دراین مقاله،، اثرات متقابل میان متغیرهای‌اسمی‌و حقیقی از طرف‌تقاضا و عرضه مبتنی بر رویکرد VAR هم‌انباشته‌کننده ساختاری (SCVAR) و برآورد الگوی VECM ساختاری متناظر با آن را مورد مطالعه قرار می‌دهیم. چهارچوب ساختار بلندمدت در بخش‌های تقاضا و عرضه و بخش‌خارجی براساس نظریه‌های اقتصادی و ادبیات تجربی SCVAR تعیین‌شده‌است. رابطه‌تعادلی‌بلندمدت در طرف‌تقاضا مبتنی بر الگوی IS-LM تصریح می‌شود. در بخش‌خارجی، عوامل‌تعیین‌کننده نرخ‌ارز حقیقی در بلندمدت براساس تعادل بازار ارز استخراج می‌گردد. بخش‌عرضه نیز سه رابطه‌تعادلی‌بلندمدت مربوط به عرضه کل، دستمزد و قیمت را شامل می‌شود. انحراف از رابطه‌های بلندمدت یادشده بازخوردهایی را روی تولید و سایر متغیرهای اسمی‌ایجاد می‌کند که مبنای اصلی تجزیه و تحلیل‌های‌این پژوهش در راستای تعیین آثار متقابل میان متغیرهای‌حقیقی و اسمی‌است. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که تکانه‌های طرف‌عرضه بیشترین اهمیت را در نوسان‌های اقتصادی‌ایران داشته است.

---

* این پژوهش برگرفته از طرح تورم، تولید و سیاست‌های پولی در ایران به شماره ۴/۳۹۷۳ است که با حمایت‌های معاونت پژوهشی دانشگاه تهران در سال ۱۳۸۰ انجام شده است.

۱. دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

۲. مدرس دانشکده اقتصاد دانشگاه‌های تهران

۱. مقدمه

اهمیت تکانه‌های‌تقاضا (نظیر سیاست‌های پولی و مالی) در برابر تکانه‌های‌عرضه (نظیر بهره‌وری، عرضه نیروی‌کار و اصلاحات ساختاری) در نوسان‌های تولید، هنوز یک مقوله حل‌نشده در اقتصادکلان‌تجربی و نظری محسوب می‌شود. براساس نظر کینزین‌ها در مورد نوسان‌های اقتصادکلان، تکانه‌های‌عرضه در کوتاه‌مدت، تولید و قیمت را در جهت مخالف یکدیگر تغییرمی‌دهند، در حالی که تکانه‌های طرف‌تقاضا آنها را در جهت یکسانی متأثر می‌سازند. مطابق‌این نظریه تکانه‌های‌تقاضا در کوتاه‌مدت و تکانه‌های‌عرضه در بلندمدت نقش مسلط را در نوسان‌های تولیدایفا می‌کنند. به این ترتیب، سیاست‌های مدیریت تقاضا ابزار مفیدی برای مقاصد تثبیت اقتصادی به حساب می‌آید. از آنجایی که اثر تکانه‌های‌تقاضا موقتی بوده و در نهایت، منجر به تغییرات قیمت می‌شود، بنابراین، براساس دیدگاه یادشده، تولید بلندمدت تنها تحت‌تأثیر تکانه‌های طرف‌عرضه قرار می‌گیرد.این نگرش سنتی، اولین بار توسط نلسون و پلاسر[1] (۱۹۸۲) موردچالش‌قرارگرفت. آنها دریافتند که رفتارتولیدحقیقی و بسیاری از سری‌های زمانی دیگر در امریکا با یک الگوی رشد تصادفی سازگار است.این نتیجه، یک تحول بنیادی در اقتصادکلان نظری و تجربی به وجود آورد. زیرا طبق‌این نتیجه، تأثیر تکانه‌های وارد بر متغیرهای کلان اقتصادی دایمی‌بوده و بنابراین، الگوهای استاندارد اهمیت تکانه‌های‌تقاضا در نوسان‌های تولید را بیش از حد ارزیابی می‌کنند. به این ترتیب، آنها سهم زیادی از نوسان‌های دوره های تجاری را به تکانه‌های طرف‌عرضه نسبت دادند. پژوهش‌های بعدی توسط واتسون[2] (۱۹۸۷)، کمپل و منکیو[3](۱۹۹۲)، گالی[4] (۱۹۸٦) و فانک[5] (۱۹۹۷) نتایج مشابهی را به‌دست داد. نتایج تجربی پلاسر و نلسون با ظهور رویکرد جدیدی به دوره‌های تجاری همراه گردید که متدولوژی ادوار تجاری حقیقی خوانده می‌شود. در این رویکرد جدید، تکانه‌های طرف‌عرضه به‌ویژه تغییرات تکنولوژی، منبع اصلی نوسان‌های تولید به حساب می‌آید و مطابق با آن، دوره‌های‌تجاری هر چند نامطلوب بوده، اما محصول رفتار بهینه‌یابی آحاد اقتصادی در رویارویی با تکانه‌های طرف‌عرضه است. البته دوگانگی

---

1. Nelson & Plosser
2. Watson
3.Campbell & Mankiw
4.Gali
5. Funke

اکید تقاضا در برابر عرضه از نظر بسیاری از اقتصاددانان احتمالاً صحیح به نظر نمی‌رسد اما ممکن است هنوز اطلاعات مفیدی در پیش‌بینی رفتارتولید نسبت به الگوهای رقیب به‌دست دهد.

دراین مقاله، قصد داریم ارتباط متقابل میان بخش اسمی‌و حقیقی اقتصاد را در یک سیستم هم‌انباشته هم‌زمان و برآورد الگوی VECM ساختاری متناظر با آن موردبررسی‌قراردهیم. آنچه که با عنوان VECM ساختاری در متون جدید اقتصادسنجی شهرت‌یافته‌است ارتباط نزدیکی با الگوهای اقتصادسنجی‌ساختاری (SEM) دارد. در واقع، پارامترهای دستگاه VECM قابل تفسیر ساختاری نیستند. از برآوردهای ضرایب دستگاه یادشده حداکثر می‌توان برای آزمون علیت بلندمدت (تصحیح خطا) و کوتاه‌مدت (علیت ادواری) استفاده کرد. اما در VECM ساختاری با انتخاب ماتریس اثرات همزمان و اعمال محدودیت‌هایی روی پویایی‌های الگو، پارامترهای ساختاری مورد شناسایی و برآورد قرار می‌گیرند. هنری[1] (۱۹۹۶) که یکی از پیشتازان توسعه‌این رویکرد محسوب‌می‌شود الگوسازیهای کوتاه‌مدت را برای قابل‌تفسیرکردن پارامترها،کاهش وابستگی نتایج به نمونه و افزایش خاصیت "تغییر ناپذیری" آن نسبت به تغییر سیاست‌ها (در الگوی حاشیه‌ای) ضروری می‌داند.

دراین مقاله، برای تصریح رابطه‌های بلندمدت در بخش‌های مختلف‌اقتصادی از نظریه‌های استاندارد استفاده می‌کنیم. زیرا هدف اصلی نیز بررسی توانایی‌این الگوها در تبیین نوسان‌های اقتصادی‌ایران است. در الگوی IS-LM یا ماندل فلمینگ، متغیرهای اسمی‌نظیر پول، تولید را از طریق نوسان‌های تقاضا متأثر می‌سازند. در واقع، آثار سیاست‌ها یا تکانه‌های پولی روی تولید (یا تقاضا) براساس فرم خلاصه‌شده الگوی IS-LM به صورت $Y_d = Y_d (M/P)$ تبیین می‌شود. افزون بر این، متغیرهای اسمی طرف‌عرضه نظیر دستمزد یا نرخ‌ارز و دیگر شاخص‌های هزینه‌تولید نیز عرضه‌کل را مبتنی بر رفتار بهینه‌یابی عرضه‌کنندگان تحت‌تأثیرقرارمی‌دهند. در ساده‌ترین حالت، مبتنی بر یک تابع‌تولید تک نهاده‌ای) رابطه یادشده به صورت $Y_S = Y_S (W/P)$ مشخص می‌شود. این چهارچوب، هرچند ساده بوده، اما اطلاعاتی در مورد پویایی‌های اثرات تکانه‌های اسمی روی متغیرهای حقیقی به‌دست نمی‌دهد. در واقع، نظریه‌های اقتصادی هیچ‌گاه قادر به تبیین رضایت‌بخشی از پویایی‌های کوتاه‌مدت نبوده‌اند. حداقل اتفاق نظر عمومی‌روی تصریح پویایی‌های

1. Hendry

یادشده براساس نظریه‌های اقتصادی وجود نداشته است. به همین دلیل، نظریه‌های آماری از جمله سازوکارهای تصحیح خطا برای تشریح سازوکار تعدیل متغیرها به سمت تعادل بلندمدت (استاتیک) توسعه داده شده است.

دو رابطه استاتیک یا بلندمدت عرضه و تقاضا که به آن اشاره شد چهارچوب اصلی ساختار بلندمدت را در تحلیل ما شکل می‌دهند. در یک اقتصاد باز، معادله بلندمدت نرخ‌ارز نیز بازخورهای با اهمیتی را روی متغیرهای بخش‌های عرضه و تقاضاایجاد می‌کند. علاوه بر معادله نرخ‌ارز، انتظارات نظری ما قایل به وجود دو رابطه دیگر برای دستمزد و قیمت می‌باشند. این رابطه‌های بلندمدت، شکل‌گیری قیمت (بلندمدت) را براساس هزینه‌های تولید (نظیر دستمزد و نرخ‌ارز) و رفتاردستمزد را براساس قیمت و بهره‌وری نیروی‌کار توضیح می‌دهند. انتظار می‌رود عدم‌تعادل‌های مربوط به رابطه‌های اخیر مانند انحراف‌قیمت از هزینه‌های‌تولید یا انحراف‌دستمزد از بهره‌وری نیز رفتارعرضه را در کوتاه‌مدت تحت‌تأثیر قرار دهد.

در بخش دوم، ساختار نظری بلندمدت را که از پنج رابطه‌تعادلی بلندمدت ساکن تشکیل شده است معرفی می‌کنیم. همان‌طور که اشاره‌شد عدم‌تعادل در هر یک از پنج رابطه، مبنای اصلی تحلیل‌های ما در خصوص بازخور یا علیت تصحیح خطا میان بخش‌های اسمی و حقیقی است. بخش سوم به ارایه نتیجه‌ها و تحلیل‌های تجربی مربوط به ساختار بلندمدت طرف‌تقاضا (شامل بخش خارجی) اختصاص دارد. دراین بخش، از همان نتایج تجربی مطالعه ابریشمی‌و مهرآرا (۱۳۸۰) برای برآورد معادلات طرف‌تقاضا استفاده می‌شود. در بخش چهارم، با برآورد ساختار بلندمدت عرضه، تعامل میان متغیرهای اسمی(نظیر دستمزد و نرخ‌ارز) و تولید حقیقی را از طرف‌عرضه موردتوجه قرارمی‌دهیم. بخش‌پنجم، به تخمین پارامترهای VECM ساختاری و تحلیل آن در چهارچوب بررسی تعامل متغیرهای اسمی‌و حقیقی اختصاص دارد. پویایی‌های الگوی ساختاری‌پیش‌گفته براساس دستگاه VAR I(۰) یا[1] (PVAR) تصریح و اعتبار آن با استفاده از آزمون‌های احاطه‌کننده مورد توجه قرارمی‌گیرد. بخش‌ششم، نتیجه‌گیری این پژوهش است.

---

1. Parsimonious VAR

۲.ساختار نظری بلندمدت

در دستگاه‌های VAR هم‌انباشته‌کننده ساختاری یا SCVAR رابطه‌های نظری بلندمدت (استاتیک) تصریح‌شده و سپس مورد آزمون، شناسایی و برآورد قرارمی‌گیرند، بدون آن‌که هیچ محدودیتی روی ساختارکوتاه‌مدت وضع شود. رابطه‌تعادلی‌بلندمدت در طرف‌تقاضا براساس چهارچوب استاندارد IS-LM مورد توجه قرار می‌گیرد. در بخش خارجی، عوامل‌تعیین‌کننده نرخ‌حقیقی ارز در بلندمدت براساس تعادل بازارارز استخراج می‌شود. برای تصریح نظری (و هم‌چنین برآورد تجربی) رابطه‌های مربوط به طرف‌تقاضا و بخش‌خارجی از الگو و نتایج تجربی مطالعه ابریشمی‌و مهرآرا (۱۳۸۰) استفاده شده است. در طرف‌عرضه نیز سه رابطه‌تعادلی بلندمدت مربوط به عرضه کل، دستمزد و قیمت تصریح می‌شوند. عوامل‌تولید و قیمت‌های‌نسبی، عرضه بلندمدت را تعیین‌می‌کنند. دستمزدحقیقی بلندمدت براساس بهره‌وری نیروی‌کار و قیمت نیز در طرف‌عرضه توسط هزینه‌های‌تولید مشخص می‌شوند.

۲-۱. بخش تقاضا

تابع تقاضای بلندمدت را می‌توان در چهارچوب‌الگوی‌استاندارد IS-LM مبتنی بر یک اقتصادباز با جایگزین کردن نرخ‌های بهره به صورت زیر استخراج کرد[۱] :

$$Y_d = Y_d (M/P, E.PE/P, trend, \varepsilon^d) \qquad (۱)$$

که در آن Y_d تقاضای جمعی‌شده، E نرخ‌ارز رسمی‌و PE قیمت (صادراتی) جهانی هستند. معادله بالا شکل خلاصه شده الگوی IS-LM در یک اقتصاد باز است که اولین رابطه بلندمدت یا بردار هم‌انباشته‌کننده را در ساختار نظری بلندمدت‌این مقاله تشکیل می‌دهد. در اقتصادایران، صادرات غیرنفتی نقش ناچیزی در تقاضای کل داشته بنابراین، انتظار می‌رود نرخ‌ارزحقیقی (E.PE/P) اثر معناداری بر تقاضای‌جمعی‌شده (حداقل از کانال صادراتی) نداشته باشد. بااین حال، در این مطالعه براساس مبانی نظری موجود، بردار متغیرها را در طرف‌تقاضا به صورت زیر انتخاب می‌کنیم:

$$X' = (m, p, y_d, rer, \Delta p, trend)$$

---

۱. برای کسب اطلاع بیشتر در مورد مبانی نظری مربوط به مطالعه ابریشمی‌و مهرآرا (۱۳۸۰) مراجعه شود.

که در آن، m ، پول به مفهوم وسیع آن (m_2 ،p) شاخص قیمت خرده فروشی، y_d تقاضای مخارج نهایی و rer نرخ حقیقی ارز است (تمام متغیرها لگاریتمی‌هستند). چنانچه آحاد اقتصادی بخش قابل توجهی از سبد دارایی‌های خود را به‌صورت دارایی‌های حقیقی نگهداری‌کنند آن‌گاه نرخ تورم به عنوان معیاری از بازدهی‌این دارایی‌ها (به‌ویژه در غیاب بازارهای مالی‌توسعه‌یافته) روی تقاضای‌پول یا تقاضای نهایی (y_d) تأثیرگذار خواهد بود. اما همان‌طور که مشاهده خواهیم کرد قیمت در طول دوره نمونه، متغیری ساکن و انباشته از درجه اول یا I~p (۱) است. بنابراین، نرخ تورم I(۰) بوده و در رابطه‌های بلندمدت طرف‌تقاضا لحاظ نمی‌شود. هرچندکه‌این متغیر می‌تواند پویایی‌های کوتاه‌مدت (رفتار متغیرها در طول دوره‌های‌تجاری) را تحت‌تأثیرقرار دهد.

افزون بر این، نرخ‌ارزحقیقی نیز اثر معناداری در بردار هم‌انباشته‌کننده مربوطه ندارد. به‌این‌ترتیب، تفسیر رابطه‌تعادلی بلندمدت میان متغیرهای (m , p, y, t)به عنوان تقاضای نهایی برای پول یک مقوله کاملاً تجربی بوده که براساس آزمون‌های برون‌زایی ضعیف مشخص‌می‌شود. به بیان دیگر، انحراف از رابطه‌تعادلی بلندمدت میان متغیرهای یادشده را بدون اطلاعات بیشتر در مورد ضرایب بازخور می‌توان به عنوان پول مازاد ecm (m-m*) یا تقاضای مازاد ecm (y_d - y_d *) تفسیر کرد. اما ساختار بلندمدت براساس قاعده نرمال‌سازی[1] بر حسب m یا Y_dتفسیر نمی‌شود. بلکه شیوه بازخور عدم‌تعادل‌ها روی متغیرهای الگو یا برون‌زایی ضعیف متغیرها نسبت به پارامترهای ساختار بلندمدت رابطه‌های علّی بلندمدت را تعیین‌کرده و تفسیر آن را سازگار با نظریه اقتصادی امکان پذیر می‌کند. در همین رابطه، چگونگی تعدیل متغیرهای اسمی‌و حقیقی نسبت به عدم‌تعادل (در طرف‌تقاضا) که مرکز منازعات مکاتب مختلف اقتصادی است نیز مورد توجه قرار می‌گیرد. به طور مثال در الگوی‌کینزین‌ها تقاضا (تولید) و نرخ بهره درون‌زا بوده و نسبت به هرگونه عدم‌تعادل، تعدیل می‌شود. اما در الگوی کلاسیک‌ها معمولاً قیمت، بار ایجاد تعادل را در رویارویی با تکانه‌های اقتصادی متقبل می‌شود.

---

1. Normalization

۲-۲. بخش خارجی

در مطالعه ابریشمی‌و مهرآرا (۱۳۸۰) معادله نرخ‌ارزحقیقی‌تعادلی براساس یک الگوی نظری ساده به صورت زیر تصریح می‌شود :

$$rereq = e^* + pf - p = \beta_{21}\, y_d - \beta_{25}\, im - \beta_{29}\, prem \qquad (۲)$$

که در آن، rereq نرخ‌ارزحقیقی‌تعادلی، e^* نرخ‌ارزتعادلی‌اسمی، pf شاخص قیمت خارجی، p شاخص قیمت داخلی، y_dتقاضای‌حقیقی و im واردات‌حقیقی‌کالا است (تمام متغیرها لگاریتمی‌هستند). prem نیز حاشیه نرخ‌ارز یا تفاوت لگاریتم‌های نرخ‌ارز بازار موازی و نرخ‌ارز موزون (رسمی) است.

چنانچه به جای نرخ‌ارز تعادلی e^* مقدار تحقق‌یافته آن (e) را در معادله (۲) جایگذاری‌کنیم خواهیم داشت :

$$e + pf = p + \beta_{21}\, y_d - \beta_{25}\, im - \beta_{29} prem + ecm\,(e - e^*) \qquad (۳)$$

تفاوت میان نرخ‌ارز و مقدار تعادلی آن $ecm\,(e - e^*)$ دومین عدم‌تعادلی است که بازخور متغیرهای دستگاه را نسبت به آن موردتوجه قرارمی‌دهیم. در الگوی استانداردIS-LM ، عدم‌تعادل یادشده از طریق افزایش صادرات و کاهش واردات، تقاضای‌کل را افزایش‌می‌دهد، اما در الگوی ساختارگرایان، اثر عدم‌تعادل نرخ‌ارز روی تقاضا و عرضه‌کل، منفی(انقباضی) است.

۲-۳. بخش عرضه

دو رویکرد مختلف برای الگوسازی رفتارتولید مبتنی بر عوامل‌طرف‌عرضه در ادبیات‌تجربی و نظری مربوط وجود دارد. در رویکرد اول، از تابع‌تولید استفاده شده و نقش‌عوامل‌تولید نظیر نیروی‌کار، سرمایه و واردات نهاده‌های واسطه‌ای در رفتار ستاده‌بلندمدت (تولید بالقوه) و کوتاه‌مدت موردتوجه‌قرارمی‌گیرد. در رویکرد دوم، عرضه‌کل به صورت تابعی از قیمت‌های‌نسبی نظیر دستمزدهای‌حقیقی یا هزینه‌های‌واحدنیروی‌کار(ULC)[1]، هزینه‌های نهاده‌های وارداتی و هزینه‌سرمایه با حل مسأله بهینه‌یابی رفتارعرضه‌کننده تصریح می‌شود. در واقع، تصریح رابطه (استاتیک) عرضه‌کل بر حسب دستمزدهای‌حقیقی به صورت $Y_s = Y_s$

1. Unit Labor Cost

(W/P) در الگوی نظری مرسوم بوده است[۱]. اما رابطه یادشده براساس تابع‌تولیدتک‌نهاده‌ای (نیروی‌کار) استخراج می‌شود. در حالت عمومی، قیمت نسبی تمام نهاده‌های‌تولید در معادله عرضه‌کل لحاظ می‌شوند. رویکردهای یادشده دو حدنهایی برای الگوسازی رفتارعرضه‌کل است. همواره می‌توان ترکیبی از متغیرهای حقیقی و قیمت‌های نسبی را نیز در یک چارچوب نظری سازگار برای توضیح رفتارعرضه مورد استفاده قرار داد.

دراین مطالعه، الگوی بلندمدت‌عرضه‌کل براساس تکنولوژی تابع‌تولید کاپ - داگلاس و سه عامل تولیدکار، سرمایه و نهاده‌های وارداتی استخراج می‌شود.تابع‌تولید را در حالت عمومی‌به صورت زیر درنظر می‌گیریم :

$$Y_s^* = Y_s (H.N, K, IM, Techn) \qquad (٤)$$

که درآن، Y_s^* میزان تولید (بالقوه) غیرنفتی، N اشتغال، H متوسط‌ساعات‌کار و K موجودی سرمایه است.IM در تابع‌تولید، جایگزین واردات واسطه‌ای شده و Techn فرایند پیشرفت فنی است که با روند زمانی‌اندازه‌گیری می‌شود. نقش نهاده‌های‌واسطه‌ای در تولید به دنبال تکانه نفتی اوایل دهه ۱۹۷۰ مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان قرارگرفت[۲]. در واقع‌تکانه‌های طرف‌عرضه اقتصاد، نظیرتغییرات تکنولوژیکی، تحولات قیمت نفت، محصولات کشاورزی، نهاده‌های‌وارداتی و تغییررابطه مبادله، منشأ اصلی نوسان‌های اشتغال و تولید در نظریه دوره‌های تجاری حقیقی به حساب می‌آیند. در اقتصادایران نیز با توجه به آن‌که مواداولیه وارداتی، مکمل‌نهاده‌نیروی‌کار و سرمایه در فرایندتولید محسوب می‌شود، نوسان‌های آن، روند تولید را تحت‌تأثیرقرارداده است. افزون بر این، عده‌ای از پژوهشگران تجربی نیز به جای واردات، انحراف یا حاشیه نرخ‌ارز (PREM) را برای کنترل اثر محدودیت‌های ارزی یا انحراف‌های قیمتی روی تولید در کشورهای در حال توسعه مورداستفاده‌قرار داده‌اند[۳]. دراین‌مطالعات، فرض می‌شود که ظرفیت تولیدی در طول دوره مورد بررسی متأثر از محدودیت‌های ارزخارجی‌قرارداشته‌است. همان‌طور که در تجزیه و تحلیل

---

۱. به طور مثال تیلور(۱۹۸۰) و فیشر (۱۹۷۷) را ملاحظه کنید.

۲. به طور مثال Layard & Symons (۱۹۸٤) را ملاحظه کنید.

۳. به طور مثال Barro and Sala-I-Martin (۱۹۹۵) و Kuijs (۱۹۹۸) را ملاحظه کنید.

تراز پرداخت‌ها اشاره‌شد، محدودیت‌های ارزخارجی را می‌توان با حاشیه نرخارز نیز اندازه‌گیری کرد. علاوه براین، حاشیه نرخارز، نماینده انحراف‌هایی است که تولیدبالقوه را کاهش‌می‌دهد. بنابراین، در تحلیل‌های تجربی به جای واردات از حاشیه نرخارز نیز استفاده خواهیم کرد.

در الگوی استاندارد برای استخراج عرضه کل، میزان تقاضای (مطلوب) اشتغال (H.N) با حل مسأله بهینه‌یابی رفتارعرضه‌کننده، به صورت تابعی از دستمزدهای‌حقیقی استخراج و در تابع‌تولید جایگزین می‌شود . این روش، مستلزم آن است که یک رابطه‌تعادلی بلندمدت میان اشتغال، دستمزدحقیقی و تولید (با تفسیر تقاضای‌نیروی‌کار) وجود داشته باشد. دراین حالت، معادله عرضه (بالقوه) در شکل لگاریتمی‌به صورت زیر خواهد بود :

$$y_s^* = -\beta_{37}(w - p) + \beta_{35}\, im - \beta_{38}\, k + \alpha_2\, trend \qquad (۵)$$

که در آن، y_s^*(لگاریتم) تولید بالقوه غیرنفتی و trend جمله روند برای‌اندازه‌گیری اثرات پیشرفت فنی است. همان‌طورکه اشاره شد حاشیه نرخارز را نیز می‌توان به عنوان معیاری از محدودیت‌های ارزخارجی در تابع‌تولید و در نتیجه، در معادله (۵) به جای im مورد استفاده قرار داد. اما در الگوسازی بخش‌خارجی یک رابطه‌تعادلی بلندمدت میان نرخارز حقیقی، واردات، تولید و حاشیه نرخارز برای اقتصادایران پیشنهاد شد. در صورت اعتبار رابطه یادشده (که در تحلیل‌های هم‌انباشتگی قابل‌آزمون است) می‌توان واردات را در معادل (۵) با نرخارز حقیقی و حاشیه نرخارز جایگزین کرد.

دستمزدحقیقی‌بلندمدت (w-p) از تعامل میان‌عرضه و تقاضای نیروی‌کار به‌دست می‌آید. دراین مطالعه، شاخص دستمزد در کارگاه‌های بزرگ صنعتی را که نماینده‌ای از دستمزد بخش اولیه[1] یا رسمی‌است مورد استفاده قرار می‌دهیم. دراین بخش، قدرت چانه‌زنی کارگران در برابر بنگاه‌ها تعیین‌کننده رفتار دستمزد و اشتغال است. رابطه‌بلندمدت‌دستمزد براساس تعادل‌بازارکار در یک الگوی‌چانه‌زنی دستمزد به‌صورت زیر به‌دست می‌آید[2] :

$$(w - p)^* = \beta_{17}\, pro + \beta_{41}(y - y^*) \qquad (۶)$$

---

1. Primary

۲. به طور مثال، Alogoskoufis (۱۹۹٤) و Anderson&Risager (۱۹۹۰) را ملاحظه کنید.

که در آن، *(w - p) دستمزدحقیقی تعادلی، pro بهره‌وری نیروی‌کار و (*y- y) متغیرفشارتقاضاست (متغیرها لگاریتمی‌هستند). معادله (٦) را می‌توان با حداقل‌کردن مربع‌متوسط‌انحرافات‌اشتغال از مقدار هدف آن‌مشروط بر تابع‌تقاضای نیروی‌کار به‌دست آورد. بهره‌وری نیروی‌کار، (لگاریتم) نسبت اشتغال به تولید در کارگاه‌های بزرگ‌صنعتی تعریف می‌شود. برای شکاف تقاضا نیز جانشین‌های مختلفی نظیر انحراف تولید از روندبلندمدت آن (یا تولید بالقوه) یا درجه استفاده از ظرفیت‌تولیدی را می‌توان استفاده کرد. چنانچه متغیرشکاف تقاضا(۰) I باشد آن‌گاه تأثیرات بلندمدتی بر دستمزدحقیقی (w-p) نخواهدداشت. نیموئن[1] (۱۹۹۲)، انعطاف‌پذیری دستمزدحقیقی را بر حسب هم‌انباشتگی میان (w-p) و Pro تعریف می‌کند. چنانچه pro بازدهی متوسط‌نیروی‌کار باشد، در شرایط‌انعطاف‌پذیری دستمزد (به تعبیر Nymoen) ضریب هم‌انباشتگی برابر $\beta_{\ell v=1}$ (یعنی پرداخت دستمزد متناسب با بهره‌وری نیروی‌کار) خواهد بود. دراین شرایط، دستمزدحقیقی در بلندمدت با بهره‌وری نیروی‌کار همراهی داشته و به همین مفهوم، انعطاف‌پذیر تلقی می‌شود. افزون بر این، سهم نیروی‌کار (w-p-pro) یا سهم سود نیز ساکن بوده و کارگران یا صاحبان سود قادرند سهم خود را از تولید در بلندمدت حفظ کنند.

آخرین رابطه‌تعادلی بلندمدت در طرف‌عرضه، معادله تعیین‌قیمت مبتنی بر هزینه‌عوامل‌تولید است. براساس نظریه قیمت‌گذاری، اضافه بها[2] در شرایط انحصاری می‌توان قیمت (تولیدکننده) را به صورت میانگین وزنی هزینه عوامل تولید استخراج کرد[3]. به بیان دیگر، با حداکثرکردن سود یک انحصارگر مشروط بر محدودیت تابع تقاضا و تکنولوژی تولید، قیمت از مجموع هزینه‌های‌واحد و اضافه بهایی که خود بستگی به فشار تقاضا دارد به صورت زیر به‌دست می‌آید :

$$p^* = cost + \beta_{\ell 1} (y - y^*) \qquad (۷)$$

که در آن، *p قیمت‌تعادلی‌بلندمدت و cost هزینه‌های واحدتولیدی است. چنانچه فرض‌کنیم نهاده‌ها یا عوامل تولید وارداتی و نیروی‌کار از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده هزینه‌های‌تولیدداخلی باشند، آن‌گاه می‌توان معادله تعیین قیمت بلندمدت را به صورت زیر تصریح کرد :

1.Nymoen
2.Mark-up Pricing
3.Dagenais and Muet (1992)

$$p^* = \beta_{56} (w - pro) + \beta_{54} (e + ef) + \beta_{51} (y- y^*) \qquad (۸)$$

$(w - pro)$ دستمزدنیروی‌کار (تعدیل‌شده برای بهره‌وری)، $(e + ef)$ هزینه‌عوامل‌تولید یا نهاده‌های وارداتی و $(y- y^*)$ متغیر فشارتقاضاست. در شرایط همگنی بلندمدت قیمت‌ها نسبت به هزینه‌های‌تولید و بااین فرض که حاشیه‌سود، مستقل از سطح قیمت است محدودیت $\beta_{56} + \beta_{54} = ۱$ برقرار خواهدبود. در شرایط رقابتی $\beta_{51} = .$ است. به لحاظ نظری انتظار می‌رود که قیمت دستمزد و هم‌چنین عرضه‌کل در کوتاه‌مدت نسبت به عدم‌تعادل بازارکار ecm (w-w*) و عدم‌تعادل قیمت ecm (p-p*)، در جهت تصحیح آن تعدیل شود.

با توجه به مباحث یادشده ساختار بلندمدت را به صورت زیر خلاصه می‌کنیم :

$$ecm (y_d - y_d^*) = y_d - \beta_{12} m + \beta_{13} p + \beta_{14} (e - pf - p) \qquad (۹)$$

$$ecm (e - e^*) = (e + pf) - \beta_{33} p + \beta_{25} im - \beta_{21} Y_d + \beta_{29} prem \qquad (۱۰)$$

$$ecm (y_s - y_s^*) = y_s + \beta_{37} (w - p - pro) - \beta_{38} k - \beta_{35} im - \alpha_3 trend \qquad (۱۱)$$

$$ecm (w - w^*) = w - \beta_{43} p - \beta_{47} pro - \beta_{41} (y - y^*) \qquad (۱۲)$$

$$ecm (P - P^*) = p - \beta_{56} (w - pro) - \beta_{54} (e + pf) - \beta_{51} (y - y^*) \qquad (۱۳)$$

تمایز میان متغیرهای درون‌زا و برون‌زا به آزمون‌های برون‌زایی ضعیف پس از برآورد پارامترهای بلندمدت و ضرایب تعدیل موکول می‌شود.*y در الگوی تجربی با جمله‌روندخطی g.trend جایگزین‌خواهدشد. برآورد ضریب‌متغیر روند (g) نباید تفاوت معناداری از متوسط‌نرخ‌رشد (فصلی) تولید در طول دوره‌نمونه داشته باشد. افزون بر این، تغییرات دانش‌فنی (Techn) نیز با روندخطی جایگزین‌شده‌است. پنج رابطه‌تعادلی بلندمدت را به صورت بسته زیر ارایه می‌کنیم :

$$E CM_t = \beta' Z_t + \alpha . t \qquad (۱۴)$$

که در آن :

$$Z = [\ y \quad m \quad p \quad e+pf \quad im \quad w \quad pro \quad k \quad prem\ ]$$

$$\beta' = \begin{bmatrix} ١ & -\beta_{١٢} & \beta_{١٣}+\beta_{١٤} & -\beta_{١٤} & ٠ & ٠ & ٠ & ٠ & ٠ \\ -\beta_{٢١} & ٠ & -\beta_{٢٣} & ١ & \beta_{٢٥} & ٠ & ٠ & ٠ & \beta_{٢٩} \\ ١ & ٠ & -\beta_{٣٧} & ٠ & \beta_{٣٥} & \beta_{٣٧} & -\beta_{٣٧} & -\beta_{٣٨} & ٠ \\ -\beta_{٤١} & ٠ & -\beta_{٤٣} & ٠ & ٠ & ١ & -\beta_{٤٧} & ٠ & ٠ \\ -\beta_{٥١} & ٠ & ١ & -\beta_{٥٤} & ٠ & -\beta_{٥٦} & \beta_{٥٦} & ٠ & ٠ \end{bmatrix}$$

$a = (0, 0, -\alpha_{٣}, g\,\beta_{٤١}, g\,\beta_{٥١})$

$ECM' = [\ ecm\ (y_d - y_d^*\ ),\ ecm\ (\ e - e^*\ ),\ ecm\ (\ y_s - y_s^*\ ),\ ecm\ (\ w - w^*\ ),\ ecm\ (\ p - p^*)]$

همان‌طورکه ملاحظه می‌شود برای کوچک‌کردن ابعاد دستگاه و افزایش درجه‌آزادی، به جای قیمت خارجی و نرخ‌ارز، متغیر e+pf جایگزین‌شده‌است، مطابق قضیه نمایش‌گرنجر، سازوکار تصحیح خطای متناظر با رابطه‌های تعادلی بلندمدت عبارت است از :

$$\Delta Z_t = \mu + \sum_{i=1}^{p=1} \Gamma_i \Delta Z_{t-1} + \alpha\, \beta'\, Z_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (١٥)$$

β ماتریس رابطه‌های بلندمدت یا بردارهای‌هم‌انباشته‌کننده و α ماتریس‌ضرایب‌تعدیل یا بازخورد[1] بوده که در حالت عمومی‌دارای ابعاد $n\times r$ است. در دستگاه مورد نظر، تعداد متغیرها $n=٩$ است. تعداد رابطه‌های‌تعادلی‌بلندمدت یا بردارهای هم‌انباشته کننده براساس ملاحظات نظری $r=٥$ است که اعتبار آن باید با آزمون‌های هم‌انباشتگی مورد بررسی قرارگیرد .

در دستگاه VECM غیرشرطی (١٥)، رابطه‌های $\beta' Z_{t-1}$ عدم‌تعادل دستگاه رااندازه‌گیری می‌کند. ضرایب تعدیل نیزاندازه یا سرعت‌تعدیل متغیرهای‌دستگاه را نسبت به عدم‌تعادل‌های یادشده نشان‌داده و

1.Loading matrix

براساس آن، رابطه‌های علّی بلندمدت یا علّیت گرنجری برای تصحیح خطا[1] مورد آزمون و تحلیل قرار می‌گیرند. در حالی‌که ضرایب Γ_i، رابطه‌های‌علّی‌کوتاه‌مدت میان متغیرهای دستگاه یا علیت در طول دوره‌های‌تجاری[2] را منعکس می‌سازند. آزمون علیت کوتاه‌مدت براساس آماره F برای اهمیت ضرایب برآورد شده Γ_i انجام می‌شود. پویایی‌های کوتاه‌مدت دستگاه در یک الگوی تعادلی به‌طورعمده ناشی از هزینه‌های تعدیلی مانند انباشت تدریجی موجودی سرمایه، افزایش عرضه‌نیروی‌کار یا محدودیت‌های اطلاعاتی درواکنش به‌تکانه‌های اقتصادی است. اما در الگوی‌غیرتعادلی (کینزین‌ها) پویایی‌ها یااینرسی‌حاکم بر رفتارمتغیرهای دستگاه از چسبندگی قیمت‌ها و دستمزدها ایجاد می‌شود. بنابراین، رویکرد VECM قادر است طیف وسیعی از مکاتب مختلف اقتصادی را دربرگیرد.

در دستگاه (۱۵) تمام متغیرها درون‌زا بوده و باید به‌طور صریح الگوسازی شوند. اما به‌منظور کاهش ابعاد دستگاه و هم‌چنین، محدودیت‌های نظری برای الگوسازی‌تمام متغیرهای دستگاه ، بردارZ_t به مجموعه‌ای از متغیرهای درون‌زای Y_t و برون‌زای (ضعیف) X_t به صورت $Z_t = (Y_t : X_t)$ افرازشده و دستگاه VECM شرطی مورد برآورد و تحلیل قرار می‌گیرد. دراین حالت، تنها رفتار متغیرهای‌درون‌زای Y_t مشروط بر متغیرهای برون‌زای X_t الگوسازی و پیش‌بینی می‌شوند؛ به‌این‌ترتیب تجزیه و تحلیل Y_t به یک زیردستگاه شرطی[3] محدود می‌شود.

تفکیک متغیرها به درون‌زا و برون‌زا مستلزم آن است که متغیرهای شرطی (برون‌زا) برخی شرایط اساسی را احراز کنند. در واقع، اعتبار زیردستگاه شرطی براساس اهمیت‌آماری ضرایب‌تعدیل در الگوی‌حاشیه‌ای X_t مشخص می‌شود. همواره می‌توان تابع چگالی‌احتمال‌مشترک $Z_t = (Y_t : X_t)$ را مشروط بر اطلاعات گذشته بدون آن‌که از عمومیت آن کاهش یابد به صورت حاصل ضرب تابع چگالی احتمال شرطی Y_t مشروط بر X_t و تابع چگالی حاشیه‌ای X_t تجزیه کرد. دستگاه شرطی Y_t و حاشیه‌ای X_t عبارت است :

$$\Delta Y_t = w\Delta X_t + (\alpha_y - w\,\alpha_x)\,\beta' Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} (\Gamma_{yi} - w\,\Gamma_{Xi})\,\Delta Z_{t-i} + \mu_y - w\mu_x + (\varepsilon_{yt} - w\,\varepsilon_{\varepsilon t}) \quad (16)$$

1.Error Correction Granger Gause
2.Cyclically Granger Cause
3.Conditinal Sub - System

$$\Delta X_t = \alpha_x \beta' Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{xi}\Delta X_{t-i} + \mu_x + \varepsilon_{xt} \qquad (۱۷)$$

برون‌زایی ضعیف حاکی از آن است که هیچ بازخوری از رابطه‌های هم‌انباشته‌کننده $\beta' Z_{t-1}$ به فرایند حاشیه‌ای X_t وجود ندارد. این نتیجه، زمانی به‌دست می‌آید که $\alpha_{x=0}$ باشد. دراین حالت، تخمین پارامترهای α_y و β و استنباط‌های آماری معتبر روی آنها تنها براساس دستگاه شرطی (۱۶) امکان‌پذیر خواهد بود. افزون بر این، برون‌زایی قوی نیز برای مقاصدپیش‌بینی و فوق‌برون‌زایی برای شبیه‌سازی‌های سیاستی‌معتبر ضروری‌است. چنانچه X_t برون‌زای ضعیف برای پارامترهای مورد نظر بوده و Y_t علت گرنجری X_t نباشد، آن‌گاه Y_t برای پارامترهای یادشده برون‌زای قوی تعریف می‌شود. به‌این مفهوم که می‌توان از دستگاه (۱۶) برای پیش‌بینی صحیح Y_t مشروط بر مقادیر آتی X_t استفاده نمود. فوق برون‌زایی برای پارامترهای مورد نظر از ترکیب فرض‌های برون‌زایی ضعیف و تغییرناپذیری‌این پارامترها نسبت به تغییرات فرایند حاشیه‌ایX_t به‌دست می‌آید(یعنی توزیع شرطیY_t به تغییرات توزیع‌حاشیه‌ای X_t واکنش نشان نمی‌دهد). فوق‌برون‌زایی متغیرهایY_t ،اعتبارشبیه سازی‌سیاستی را مبتنی بر دستگاه شرطی (۱۶) تضمین می‌کند.

با شناسایی‌ساختاربلندمدت، محدودیت‌های بیش‌ازحدمشخص روی پارامترهای‌بلندمدت β آزمون‌شده و این پارامترها و هم‌چنین، ضرایب α موردبرآورد قرار می‌گیرند. بررسی بازخورعدم‌تعادل‌ها در بخش‌های مختلف اقتصادی، اطلاعات مفیدی درخصوص تعامل متغیرهای‌حقیقی و اسمی‌و برون‌زایی‌ضعیف آنها برای یکدیگر به‌دست می‌دهد. پس از آزمون‌های برون‌زایی و تفکیک متغیرها به درون‌زا و برون‌زا، β و دیگر پارامترهای VECM شرطی (۱۶) (مشروط بر برون‌زایی ضعیف X_t) برآورد می‌شوند.

با برآورد رابطه‌های بلندمدت، ساختارکوتاه‌مدت با ضرب دو طرف VECM شرطی (۱۶) در ماتریس ضرایب همزمان $H(0)$ شناسایی می‌شود. الگوی به‌دست‌آمده، VECM ساختاری نامیده می‌شود.این تبدیل که برای الگوسازی ساختار کوتاه‌مدت انجام می‌شود همان مرحله‌ای است که در معرض انتقاد سیمز و اقتصاددانان دیگری همچون لی[1]، شین[2]، گارات و پسران[3] قرارگرفته است. زیرا نظریه اقتصادی قادر به شناسایی و تعیین پویائی‌ها و ساختار کوتاه‌مدت نبوده و باید سلیقه‌های پژوهشگر محدودیت‌ها یا خلاهای

1.Lee
2.Shin
3.Garrat and Pesaran

نظری را دراین زمینه جبران کند. بنابراین، اتفاق‌نظرکاملی برای تصریح‌ساختار کوتاه‌مدت وجودندارد. در هر صورت، یک دستگاه فرم‌خلاصه شده یا VECM (شرطی) باید الگوی‌ساختاری متناظر با آن‌را احاطه‌کند[۱]. هنوز می‌توان‌این موضوع را با استفاده از آزمون‌های احاطه کننده مورد بررسی قرارداد.

الگوهای‌ساختاری‌کوتاه‌مدت براساس‌تعریف H(۰) تصریح‌می‌شوند. تعیین ماتریس یادشده رابطه‌های علّی معینی را میان متغیرهای الگوبرقرارمی‌کند. هر یک ازاین الگوهای ساختاری، دربرگیرنده توابع عکس‌العمل آنی متفاوت نسبت به تکانه‌های دایمی‌یا موقتی هستند. چنانچه H(۰)=I ماتریس واحد باشد شکل ساختاری الگو همانند VECM شرطی (۱۶) خواهد بود. دراین حالت، پارامترهای VECM را می‌توان تفسیری ساختاری کرد. افزون بر این، با اعمال محدودیت‌های بیش از حدمشخص روی ضرایب‌متغیرهای‌باوقفه، پارامترهای الگو کاهش می‌یابد. روش دیگر برای شناسایی پارامترهای VECM ساختاری، استفاده از یک ساختار بازگشتی‌است. دراین حالت، ماتریس H(۰) مثلثی و ماتریس‌کوواریانس Ω قطری فرض‌می‌شود. خصوصیت اصلی این روش، آن است که اثرات همزمان متغیرها روی یکدیگر براساس یک زنجیره علیّت (همزمان) برقرار می‌شود. از آنجا که برای یک الگوی بازگشتی می‌توان تابع درست‌نمایی مشترک را به حاصل‌ضرب توابع درست‌نمایی معادلات الگو تجزیه کرد هر معادله در الگوی VECM ساختاری (مشروط به معلوم‌بودن β) به روش "OLS" قابل برآورد است. در رویکرد شناسایی باسویک[۲] (۱۹۹۵) نیز ماتریس H(۰) به گونه‌ای مقید می‌شود که جمله تصحیح خطای مربوط به هر متغیر تنها وارد همان معادله شود. باسویک[۳] الگوی به‌دست‌آمده را VECM قطری می‌نامد. علاوه براین، می‌توان H(۰) را به‌گونه‌ای‌انتخاب‌کرد که ماتریس‌جملات‌خطا در VECM ساختاری دارای ساختار block recursive باشد. دراین حالت، جملات تصحیح خطای هر متغیرنه‌تنها وارد همان معادله‌شده بلکه بازخورهایی نیز از دیگر جملات تصحیح خطا به شیوه‌ای بازگشتی (که متضمن یک ترتیب علی از متغیرهای درون‌زا است) در معادلات الگو ایجاد می‌شود. چنانچه H(۰) را به صورت (H_{yz} , H_{xz}) افرازکنیم که در آن $H_{xz} = (H_{xy} , H_{xx})$ و $H_{yz} = (H_{yy} , Hyx)$ بوده سپس، یک ساختار قطری به

4.Encompass
5.Bowswijk

صورت $H_{yx} = H_{xy} = 0$ و یک ساختار block recursive به صورت $H_{xy}=0$ مشخص‌می‌شود. در حالت‌کلی، الگوی ساختاری مربوط به VECM شرطی (۱۶) به صورت زیر است :

$$H_{yy}\,\Delta Y_t = H_{yx}\,\Delta X + H_{yz}\sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i\,\Delta Z_{t-i} + H_{yz}\,\alpha\,\beta\,Z_{t-1} + m + H_{yz}\,\varepsilon_{yt}$$

الگوی بالا را VECM ساختاری می‌نامند. از آزمون‌های برون‌زایی و " نظریه‌های اقتصادی " می‌توان برای اعمال محدودیت‌های لازم شناسایی پارامترهای الگو استفاده کرد. اعتبار محدودیت‌های بیش‌ازحدمشخص نیز مبنی بر آزمون احاطه‌کننده مورد بررسی قرار می‌گیرد.

در ادامه، به برآوردساختاربلندمدت، تعیین زنجیره‌علیت‌بلندمدت‌گرنجری و به‌ویژه بازخورعدم‌تعادل‌ها در بخش‌های مختلف و هم‌چنین، تحلیل پویایی‌های‌کوتاه‌مدت می‌پردازیم. ابتدا، توجه خود را به تعامل متغیرهای دستگاه تنها براساس الگوی طرف‌تقاضا (و با درنظرگرفتن بخش‌خارجی) معطوف‌می‌کنیم. سپس، رابطه‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت و تعامل میان متغیرهای اسمی‌و حقیقی را از طرف‌عرضه (با درنظرگرفتن بخش‌خارجی) موردتوجه‌قرار می‌دهیم. این تقسیم بندی برای کوچک کردن ابعاد دستگاه و اجتناب از مشکلات همگرایی الگوریتم انجام‌شده‌است. افزون بر این، نتایج به‌دست‌آمده، که به‌طورکلی دلالت بر دوگانگی بلندمدت میان بخش اسمی(پولی) و حقیقی دارد، چنین تمایزی را معتبرمی‌سازد. در واقع، برای پیش‌بینی رفتار بلندمدت تولید یا دستمزدهای‌حقیقی نیازی به الگو سازی پول نیست.

۳. برآورد رابطه‌های بلندمدت تقاضا (شامل بخش‌خارجی)

دراین بخش، از نتایج‌تجربی‌مطالعه ابریشمی‌و مهرآرا (۱۳۸۰) رابطه‌های بلندمدت در بخش‌های تقاضا و خارجی استفاده می‌شود.

بردار متغیرهای بخش تقاضا (و خارجی) عبارت است :

$$Z_t = [\, y_d,\ m,\ p,\ e+pf,\ im,\ prem \,]$$

در مطالعه ابریشمی‌و مهرآرا از اطلاعات فصلی متغیرهای بالا بین دوره (۱) ۱۳۵۰- (٤) ۱۳۷٦ برای تخمین الگو استفاده می‌شود. y_d (لگاریتم)، تقاضای نهایی (مجموع تولید غیرنفتی و واردات) بوده که اطلاعات آن تنها به صورت سالانه موجود است. بنابراین، در مطالعه یادشده اطلاعات فصلی مربوط بهy_d از طریق درون‌یابی به داده‌های سالانه به‌دست می آید. آمار فصلی سایر متغیرهای بردارZ_t موجود است. m

میانگین حجم پول (به معنای وسیع آن)، p میانگین شاخص قیمت‌خرده فروشی (CPI) در هر دوره (فصل) است. e نرخ‌ارز بازار موازی و pf شاخص قیمت صادراتی‌کشورهای OECD بر حسب دلار بوده که برای کاهش تعداد متغیرها و ساده‌سازی دستگاه، سری e + pf را به جای دو متغیر یادشده مورد استفاده‌قرارمی‌دهیم. im واردات دلاری حقیقی (کالا) است که با شاخص قیمت pf تعدیل‌شده‌است. prem نیز تفاوت میان (لگاریتم‌های) نرخ‌ارز بازارموازی و نرخ‌ارز موزون رسمی‌است.

تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی به تعیین درجه انباشتگی (یعنی تعداد ریشه‌های‌واحد) متغیرهای دستگاه موکول می‌شود. در واقع، هم‌انباشتگی، سازگاری میان خواص آماری داده‌ها را با نظریه اقتصادی آزمون می‌کند. نتایج به‌دست آمده از آزمون‌های ریشه‌واحد یا دیکی‌فولر گسترش‌یافته (ADF) اهمیت زیادی برای تعیین نوع تکانه‌های (دایمی‌یا موقتی) وارد بر متغیرهای مورد نظر دارد. متغیرهایی که حاوی ریشه‌های واحد باشند تحت‌تأثیر تکانه‌های دایمی‌قرارمی‌گیرند.

آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که تمامی‌متغیرهای الگوی انباشته از درجه واحد بوده و بنابراین حاوی یک ریشه واحد هستند. این نتیجه، برای تولیدنشان‌می‌دهد که نوسان‌های‌این متغیر تحت تسلط تکانه‌های طرف‌عرضه قرارداشته است. به بیان دیگر، منبع اصلی نوسان‌های تولید، تکانه‌های طرف‌عرضه محسوب می‌شوند.

نتایج آزمون‌هم‌انباشتگی برای تعیین تعداد رابطه‌های‌تعادلی بلندمدت (ابعاد فضای‌هم‌انباشتگی) و هم‌چنین، ملاحظه‌های نظری سازگار با نظریه اقتصادی بر وجود دو رابطه‌تعادلی بلندمدت ($r = ۲$) دلالت دارد. دو بردار برآوردشده پس از آزمون و اعمال محدودیت های بیش از حد مشخص به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$m = ۰/۹۴۱\ p + ۱/۴۷۷\ y_d + ecm\ (m\text{-}m^*)$$

$$e = ۱/۱۲۲\ p - ۰/۴۷im + ۰/۵۸۹y_d - ۰/۷۰۸\ prem + ecm\ (e\text{-}e^*)$$

بردار اول بر حسب m نرمال شده و رابطه یادشده، تقاضای پول‌تفسیر می‌شود. اما چنانچه‌این رابطه را تقاضای کل بلندمدت تفسیرکنیم ضرایب آن هم‌چنان دارای علامت موردانتظار هستند. دراین رابطه بلندمدت، برآورد ضریب m و p قرینه یکدیگر بوده و تفاوت (قدرمطلق) آنها از نظر آماری معنادار نیست. تمام ضرایب در بردار دوم نیز علامت موردانتظار را سازگار با معادله بلندمدت نرخ‌ارز دارند. برآور کشش

بلندمدت نرخ‌ارز نسبت به قیمت هرچند نزدیک به واحد (۱/۱۲) است امااین تفاوت از نظر آماری معنادار است. ضرایب واردات (im) و درآمد حقیقی (y_d) قرینه نزدیک به یکدیگر برآورد شده و تفاوت آنها نیز معنادار نیست. بنابراین، تأثیر نسبت واردات به تولید ($im-y_d$) روی نرخ‌ارز در بلندمدت منفی بوده و کشش مربوط حدود ۰/۵- برآورد می‌شود. این نسبت، تأثیر بالاسا[1] (بهره‌وری) را در رفتار نرخ‌ارزحقیقی نیز نشان می‌دهد. ضریب prem در معادله بلندمدت نرخ‌ارز (۰/۷۰۸) از اهمیت آماری بالایی‌برخورداربوده و علامت موردانتظار را دارد به‌این‌ترتیب شدت کنترل‌ها یا محدودیت‌های ارزی، رفتار نرخ‌ارز بازار موازی را متأثرساخته، به طوری که تغییرات نرخ‌ارز موزون رسمی(با کنترل سایر شرایط) نرخ‌ارز بازار موازی را در همان جهت اما با نسبت کمتری تغییرداده‌است. در ضمن، ضریب متغیر روند در هیچ یک از بردارها معنادار نیست، بنابراین، در معادلات درنظر گرفته نمی‌شود.

تفسیر بردار اول، اطلاعات مفیدی در خصوص تعامل بلندمدت میان پول و تولید (تقاضا) ارایه می‌کند.این بردار، وجود یک رابطه‌تعادلی بلندمدت میان y_d و m و p را نشان می‌دهد. اما بدون اطلاعات بیشتر هنوز مشخص نیست که این رابطه را باید به عنوان تقاضای حقیقی یا تقاضای پول تفسیرکرد. در واقع، نیروهای رانش بلندمدت[2] یا برون‌زایی ضعیف‌بلندمدت[3] در هر بردارهم‌انباشته‌کننده، تفسیر صحیح آن را براساس نظریه‌های اقتصادی مشخص می‌کند. بنابراین، چنانچه m یا (m-p) در بردار اول برون‌زای ضعیف یا نیروی رانش‌بلندمدت باشد تفسیر بردار یادشده به عنوان تقاضای‌حقیقی و نرمال‌کردن آن حول Y_d معتبرخواهدبود. اما در صورتی که y_d برون‌زای ضعیف و عامل‌حرکت‌بلندمدت دستگاه محسوب شود آن‌گاه رابطه اول به عنوان تقاضای پول تفسیر و حول m نرمال می‌شود. به‌این‌ترتیب، وجود رابطه بلندمدت میان y_d و m و p به تنهایی اطلاعاتی در خصوص رابطه‌های علّی بلندمدت میان متغیرهای یادشده به دست نمی‌دهد. تعیین متغیرهای پیشرو در حرکت بلندمدت دستگاه به آزمون‌های برون‌زایی براساس‌اندازه و اهمیت آماری ضرایب بازخور ecm موکول می‌شود. نتایج این آزمونها در مطالعه ابریشمی‌و مهرآرا دلالت بر آن دارد که y_dدر دستگاه تقاضا برون‌زای‌ضعیف بوده و نسبت به عدم‌تعادل‌های دستگاه‌ها واکنش نشان

1.Balassa
2.long Run Forcing
3.long Run Exogeniety

نمی‌دهند، بنابراین، تحولات طرف‌تقاضا نقش تعیین‌کننده‌ای در رفتاربلندمدت تولید ندارد. نتایج به‌دست‌آمده با تفسیر بردار اول به عنوان تقاضای پول سازگار است. بنابراین، انحراف از اولین رابطه‌تعادلی بلندمدت، عدم‌تعادل بازار پول(m-m*) یا عدم‌تعادل پرتفوی آحاد اقتصادی تفسیر می‌شود.

۴. برآورد و تحلیل رابطه‌های بلندمدت طرف‌عرضه

نتایج تجربی مطالعه ابریشمی‌و مهرآرا (۱۳۸۰) که در بخش قبل ارایه شد نشان می‌دهد که رفتارتولید (یا تقاضای حقیقی) را نمی‌توان مبتنی بر متغیرهای اسمی‌طرف‌تقاضا مانند پول، قیمت و نرخ‌ارز به نحو رضایت‌بخشی تبیین کرد. در واقع، الگوی ساده ماندل-فلمینگ یا IS-LM در یک اقتصادبسته که نوسان‌های تولید را مبتنی بر تغییرات متغیرهای اسمی‌طرف‌تقاضا توضیح می‌دهد با محدودیت‌های زیادی برای درک دوره‌های تجاری در اقتصادایران روبرو است. بنابراین، دراین قسمت ما تلاش می‌کنیم رفتارتولید حقیقی غیرنفتی را در بلندمدت براساس عوامل تعیین‌کننده عرضه‌کل نظیر واردات، موجودی سرمایه، دستمزدحقیقی، نرخ‌ارز حقیقی و حاشیه نرخ‌ارز توضیح دهیم. براساس مباحث نظری ارایه شده در بخش یادشده، بردار متغیرها برای الگوی بلندمدت طرف‌عرضه عبارت است از :

$$[\, y_s,\ k,\ w,\ p,\ e+pf,\ pro,\ prem,\ trend \,]$$

که در آن، y_s تولیدحقیقی‌غیرنفتی، w شاخص‌دستمزد درکارگاه‌های‌بزرگ‌صنعتی و pro بهره‌وری (نسبت شاخص تولید به اشتغال کارگاه‌های بزرگ‌صنعتی) است. افزون براین، در دستگاه طرف‌عرضه به جای p، شاخص قیمت عمده فروشی را به کار می‌بریم. تمام متغیرهای یادشده انباشته از درجه واحد یا I(۱) هستند (جدول پیوست را ملاحظه کنید). به لحاظ نظری انتظار می‌رود چهار رابطه‌تعادلی‌بلندمدت در طرف‌عرضه به صورت زیر شناسایی شود :

$$y_s^* = \beta_{۲۸}\, k + \beta_{۲۵}\, im - \beta_{۲۷}\,(\, w - p - pro\,) + a_۲\, trend \qquad (۱۸)$$

$$w^* = \beta_{۱۲} p \ + \ \beta_{۱۷} pro + \beta_{۱۱}(y - g.trend) \qquad (۱۹)$$

$$P^* = \beta_{۰۶}(\, w - pro\,) + \beta_{۰۱}\ (\, e+pf\,) + \beta_{۰۱}\,(y - g.trend\,) \qquad (۲۰)$$

$$e^* + pf = \beta_{۲۱} y + \beta_{۲۳}\, p - \beta_{۲۵}\, im - \beta_{۲۹} prem \qquad (۲۱)$$

در معادله (۱۸)، عرضه بلندمدت به صورت تابعی از موجودی سرمایه (k)، واردات (im)، دستمزدحقیقی تعدیل شده برای بهره‌وری (w-p-pro) و متغیرروند برای کنترل اثرهای پیشرفت‌فنی تصریح‌شده‌است. افزون براین، همان‌طور که قبلاً اشاره شد می‌توان به جای واردات، متغیرهای نرخ‌ارزحقیقی و حاشیه‌نرخ‌ارز را نیز جایگزین کرد. در معادله (۱۹)، دستمزد بلندمدت تابعی از قیمت، بهره‌وری و فشارتقاضا است. انعطاف‌پذیری‌دستمزد به تعبیر نیموین[1] متضمن وجود هم‌انباشتگی میان‌دستمزدحقیقی و بهره‌وری است. بااین فرض که pro، متوسط بهره‌وری نیروی‌کار را اندازه‌گیری می‌کند، انعطاف‌پذیری دستمزدحقیقی مستلزم محدودیت‌های $\beta_{٤١}=٠$ و $\beta_{٤٣}=\beta_{٤٧}=١$ روی پارامترهای هم‌انباشتگی در معادله دستمزد است. معادله (۲۰)، تعیین‌قیمت‌بلندمدت در شرایط انحصاری است. چنانچه نیروی‌کار و نهاده‌های وارداتی سهم مسلط را در تعیین‌قیمت‌داشته باشند انتظار داریم محدودیت $\beta_{٥٦}+\beta_{٥٤}=١$ برقرار شود. علاوه بر $ecm(y_s-y_s^*)$ سایر عدم‌تعادل‌ها (قیمت، دستمزد و نرخ‌ارز) نیز می‌تواند نوسان‌های تولید را در کوتاه‌مدت متأثر سازد. درنهایت معادله (۲۱) همان رابطه بلندمدت نرخ‌ارز است. در دستگاه طرف‌عرضه نیز انتظارداریم یک رابطه‌تعادلی‌بلندمدت میان نرخ‌ارز (حقیقی) با عوامل تعیین‌کننده بلندمدت آن شامل واردات، تولید و حاشیه نرخ‌ارز وجودداشته باشد. گفتنی است که ارایه برآوردها و نتایج تفصیلی با توجه به بزرگ‌بودن ابعاد دستگاه (یا تعداد متغیرها)، فضای‌زیادی را اشغال‌می‌کند و به‌این‌ترتیب، تنها بخشی از مهم‌ترین نتایج و برآوردها مورد توجه قرارخواهدگرفت. به همین دلیل، ترجیح می‌دهیم قبل از ارایه شواهد تجربی به مهم‌ترین نتیجه به‌دست‌آمده در خصوص شناسایی ساختاربلندمدت اشاره کنیم: هرگونه تلاش برای شناسایی یک رابطه‌بلندمدت در فضای‌هم‌انباشتگی‌چهار بعدی یا کمتر مبتنی بر اطلاعات موجود نمونه حاکی از عدم وجود چنین رابطه‌ای با یک تفسیراقتصادی صحیح است. در واقع، تفسیر رابطه‌های‌بلندمدت برآورد شده به عنوان عرضه‌کل با توجه به‌اندازه و اهمیت آماری ضرایب تعدیل α معتبر نیستند. قیمت‌های نسبی شامل دستمزدحقیقی یا هزینه واحد نیروی‌کار (ulc=w-p-pro) ، قیمت نسبی نهاده‌های وارداتی (که با نرخ‌ارز حقیقی‌اندازه‌گیری می‌شود)، حاشیه نرخ‌ارز و هم‌چنین، متغیرهای‌حقیقی شامل موجودی‌سرمایه و واردات قادر نیستند رفتار بلندمدت عرضه‌کل را توضیح دهند.به بیان دیگر، هیچ

1.Nymoen

ترکیب‌سازگاری از این متغیرها (براساس ضرایب α) علت بلندمدت y_s محسوب نمی‌شوند. در تمامی‌موارد، ضریب دستمزد با علامت مثبت و معنادار در رابطه بلندمدت yظاهر شده و نسبت به عدم‌تعادل مربوط نیز تصحیح می‌شود که با تفسیر رابطه یادشده به عنوان معادله بلندمدت دستمزدسازگار است. موجودی سرمایه نیز هرچند علامت‌موردانتظار (مثبت) را در معادله عرضه بلندمدت دارد اما در بیشتر تصریحات نسبت به عدم‌تعادل به‌دست‌آمده به طور معناداری تعدیل می‌شود. به‌این‌ترتیب، برآورد رابطه‌های یادشده تنها براساس قاعده نرمال‌سازی[1] و نه نظریه اقتصادی به عنوان عرضه‌کل یا تابع‌تولید قابل تفسیر است. به بیان‌دیگر، برداری که در این دستگاه برحسب y_sنرمال شده مبتنی بر نظریه اقتصادی به عنوان عدم‌تعادل عرضه‌کل $ecm(y_s - y_s^*)$ قابل‌تفسیر نبوده و عدم‌تعادل‌موجودی‌سرمایه $ecm(k-k^*)$ یا عدم‌تعادل دستمزد $ecm(w-w^*)$ را منعکس می‌سازد. بنابراین، با حذف موجودی‌سرمایه، ابعاد دستگاه کوچکترشده و به ۷ متغیر $[w,p,e+pf,im,pro,prem,y_s]$ محدود می‌شود. جدول (۱)، نتایج تحلیل‌های هم‌انباشتگی را برای بردار متغیرهای یادشده براساس دستگاه VECM[2] نشان می‌دهد. آزمون‌های هم‌انباشتگی تریس و ماکزیمم مقدار ویژه در بخش A جدول (۱) دلالت بر سه رابطه‌تعادلی بلندمدت سازگار با انتظارات نظری ما دارد. طبق آزمون نسبت‌درست‌نمایی که نتایج آن در بخش B جدول ارایه شده، سه متغیر بهره‌وری (pro)، حاشیه‌نرخ‌ارز (prem) و واردات (im) برای تمامی‌رابطه‌های تعادلی بلندمدت (غیر مفید) برون‌زایی ضعیف تشخیص داده می‌شود. به بیان دیگر، این متغیرها نسبت به عدم‌تعادل‌های دستگاه تعدیل‌نشده و در همگرایی دستگاه به سمت سه رابطه بلندمدت تعادلی نقشی ایفا نمی‌کنند. به‌این‌ترتیب برای برآورد پارامترهای بلندمدت، به الگوی (حاشیه‌ای) متغیرهای مذکور نیازی نیست. بنابراین، سه متغیر pro ، prem و im در فضای هم‌انباشتگی به صورت مقید واردشده و تفاضل‌های سطوح جاری و با وقفه (اول تا چهارم) آنها به صورت غیرمقید به عنوان متغیرهای برون‌زای I(۰) در دستگاه VECM درنظرگرفته می‌شود. بنابراین، با کاهش تعداد متغیرهای الگوشده، کارایی استنباط‌های آماری نیز افزایش می‌یابد.

1.Normalization

۲. طول وقفه بر اساس آزمون‌های نسبت درست‌نمایی و معیارهای AIC و SBC تعیین‌شده‌است.

رابطه‌های تعادلی‌بلندمدت‌دستمزد، قیمت و نرخ‌ارز دربخش (C) جدول (۱) مفروض بر فضای هم‌انباشتگی سه بعدی با اعمال محدودیت‌های بیش از حد مشخص‌شناسایی و برآوردشده‌است. اولین بردار هم‌انباشته‌کننده، رابطه بلندمدت دستمزد بوده که به صورت زیر است :

$$ecm\ (w\text{-}w^*) = w - ۰/۸۶۹\ p - ۱/۳۹٤\ pro - ۲/۰۷٤۱\ (y_s - ۰/۰۰۸۱\ trend) \quad (۲۲)$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود کشش دستمزد نسبت به شاخص قیمت به طور معناداری کمتر از واحد (۰/۸٦) برآوردشده که نشان‌می‌دهد در دوره‌های‌تورمی، دستمزدحقیقی و هم‌چنین، سهم‌نیروی‌کار از تولید کاهش یافته‌است. در مقابل، این کشش نسبت به بهره‌وری بزرگتر از واحد برآورد می‌شود هرچنداین تفاوت به لحاظ آماری معنادار نیست. بنابراین، دستمزد بلندمدت ارتباط قوی‌تری با بهره‌وری نسبت به قیمت دارد. افزون براین، رفتاردستمزد (یا انحراف دستمزد از بهره‌وری) ادواری است. به بیان دیگر، انحراف تولید از روند بلندمدت آن(y_s - ۰/۰۰۸۱ trend) دستمزد را با ضریب نزدیک به ۲ افزایش‌می‌دهد. نتایج به‌دست‌آمده با الگوی‌نظری‌بلندمدت دستمزد و هم‌چنین، با شواهد تجربی برای بسیاری از کشورهای صنعتی و در حال توسعه سازگار است[۱].

پیش‌بینی مکاتب‌اقتصادی از رفتاردستمزدحقیقی با توجه به تحلیل آنها از منابع نوسان‌های اقتصادی متفاوت است. در الگوی کینزین‌های سنتی، دستمزدهای‌حقیقی برخلاف جهت دوره‌های تجاری تغییرمی‌کند. الگوی دستمزدکارایی هیچ رابطه‌ای را میان تولید (اشتغال) و دستمزدحقیقی قائل نیست. اما در الگوی دوره‌های تجاری تعادلی (حقیقی) و هم‌چنین، الگوی کینزین‌های‌جدید (در شرایط رقابت‌ناقص و با فرض‌تغییرات خلاف ادواری[۲] اضافه‌بها) رفتاردستمزدحقیقی همسو با دوره‌های‌تجاری است[۳]. بنابراین، شواهد به‌دست‌آمده در موردرفتاردستمزد (و هم‌چنین، قیمت که در طرف‌تقاضا مورد بحث قرارگرفت) با پیش‌بینی الگوی دوره‌های‌تجاری‌حقیقی سازگارتر است؛ زیرا عموماً فرض‌می‌شود که تکانه‌های اسمی،

---

۱. به طور مثال Agenor.McDermott&Prasad (۱۹۹۹) را ملاحظه کنید.

2.Countercyclical

۳. Roternberg&Woodford (۱۹۹۳) دلایل مختلفی را برای توضیح رفتار خلاف ادواری اضافه بها ارایه نموده اند. به طور مثال کشش قیمتی تقاضا ممکن است ارتباط مثبت با سطح فروش بنگاه داشته باشد. هم‌چنین بنگاهها ممکن است در دوره‌های رونق برای افزایش سهم خود اضافه بها را کاهش دهند.

دستمزدحقیقی را برخلاف دوره‌های‌تجاری تغییرمی‌دهند در حالی که تکانه‌های تکنولوژیکی(حقیقی) تغییراتی همسوایجاد می‌کنند. این نتایج، باردیگر یافته‌های قبلی ما را دراین خصوص که دوره‌های‌تجاری در اقتصادایران حقیقی است تأیید می‌کند.

از آنجایی که رابطه‌تعادلی بلندمدتی میان دستمزدهای‌حقیقی (w-p) و بهره‌وری (pro) وجودندارد (در واقع، انحراف دستمزد از بهره‌وری دارای رفتار دوره‌ای است) بنابراین، فرضیه‌چسبندگی‌دستمزدهای‌حقیقی به تعبیر نیموئن[1] (۱۹۹۶) پذیرفته‌می‌شود. دستمزد نسبت به عدم‌تعادل مربوط یعنی$_{t-1}$(w-w*)ecm به طور معناداری با ضریب۰/۰۶۲- تعدیل می‌شود.این نتیجه، با نظریه اقتصادی سازگار بوده و تفسیر رابطه یادشده را به عنوان دستمزد تایید می‌کند.

1..Nymoen

جدول-۱. تحلیل‌های هم انباشتگی مبتنی بر روابط بلندمدت طرف عرضه

متغیرهای الگو شده: w, p, e+pf, im, pro, prem, ys

A: فضای هم انباشتگی

آزمون حداکثر مقدار ویژه					آزمون تریس				
مقدار بحرانی ۹۰درصد	مقدار بحرانی ۹۵درصد	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر	مقدار بحرانی ۹۰درصد	مقدار بحرانی ۹۵درصد	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر
۱۱۹/٦۸	۱۲٤/٦۲	۱۵۷/۲۳۱	r≥۱	r =۰	٤۲/۷۰	٤۵/٦۳	۵٦/۳٦۸	r = ۱	r =۰
۹۱/٤	۹۵/۸۷	۱۰۰/۸٦۳	r≥۲	r ≤ ۱	۳٦/۸٤	۳۹/۸۳	٤۰/۷۲۷	r = ۲	r ≤ ۱
٦٦/۲۳	۷۰/٤۹	۷۰/۱۳٦	r≥۳	r ≤ ۲	۳۱/۰۲	۳۳/٦٤	۳۱/۱۲۰	r = ۳	r ≤ ۲
٤۵/۷	۸۸/٤۸	۳۸/۲۳۷	r≥٤	r ≤ ۳	۲٤/۹۹	۳۷/٤۲	۱۷/٤۵۳	r = ٤	r ≤ ۳
۲۸/۷۸	۵٤/۳۱	۲۰/۷۸٤	r≥۵	r ≤ ٤	۱۹/۰۲	۲۱/۱۲	۱۳/۳٤۵	r =۵	r ≤٤
۱۵/۵۷	۱۷/۸٦	۷/٤۳۹	r≥٦	r ≤ ۵	۱۲/۹۸	۱٤/۸۸	۷/٤۳٦	r = ٦	r ≤۵

B: کاهش فضای هم انباشتگی

۳ = r: فضای هم انباشتگی غیر مقید است.

آزمون نسبت درستنمایی برای برون‌زای im, prem, pro

LR-test χ^2 (۹) = ۹/۲٤(۰/٤۱۵)

C : شناسایی فضای هم انباشتگی

	w	p	e+pf	Pro	Prem	im	Y_s	Trend
ecm (w-w*)	۱	-۰/۸٦۹	۰	-۱/۳۹٤	۰	۰	-۲/۰۷٤	۰/۰۱۷
		(۰/۰۸۵)		(۰/٤۳٦)			(۰/۷۹۵)	(۰/۰۰۵)
ecm (p-p*)	-۰/۱۸٤	۱	-۰/۷۹۷	۰/۱۸٤	۰/۷۹۷	۰	۰	۰
	(۰/۰۹۱)		(۰/۱٦۰)	(۰/۱٦۰)	(۰/۱٦۰)			
ecm (e-e*)		-۱/۱۱۲	۱	۰	۰/۷۲۸	۰/۸۲۲	-۰/۸۲۲	۰
	۰	(۰/۰۲۲)			(۰/۰۳۷)	(۰/۲٤۱)	(۰/۲٤۱)	

آزمون محدودیت های بیش از حد مشخص : LR-test χ^2 (۹)=۷/۵٦۷(۰/۵۷۸)

ادامه جدول (۱)

D : ضرایب تعدیل

	متغیرهای وابسته			
	ΔW	ΔP	$\Delta(e+pf)$	ΔY_s
ecm (w-w*)	-۰/۰٦۲	۰/۰۱۲	-۰/۰۱۱۱	۰/۰۰۸
	(۰/۰۱٦)	(۰/۰۱۰)	(۰/۱۱۲)	(۰/۰۰۵)
ecm (p-p*)	-۰/۲۰٦	-۰/۱۸۸	۰/۱۲	۰/۰۲۲
	۰/۱۹۹	(۰/۰٤۷)	(۰/۹۱)	(۰/۰۰۹)
ecm (e-e*)	۰/۰۵۷	۰/۰٦۳	-۰/۲۳	-۰/۰۰۸
	(۰/۰۸٦)	(۰/۰۲۸)	(۰/۰۷۱)	(۰/۰۲۱)

E:آزمون تشخیص – مقادیر داخل جدول سطوح اهمیت را نشان می‌دهد (P-value)

	ΔW	ΔP	$\Delta(e+pf)$	ΔY_s
AR χ^2 (٤)	۰/۱۱	۰/۷۵	۰/۱۷	۰/۰٦
RESET χ^2 (1)	۰/۰۹	۰/۹٤	۰/۱۲	۰/۲۳
NORM χ^2 (۲)	۰/۰۰	۰/۸۷	۰/۰۰	۰/۰۰
HET χ^2 (۱)	۰/۸۵	۰/۱۳	۰/۲۱	۰/۳۲

توضیحات : اعداد داخل پرانتز خطاهای معیار هستند.

قیمت و نرخ‌ارز نسبت به عدم‌تعادل دستمزد تعدیل‌نشده، بنابراین، برای رابطه یادشده برون‌زای ضعیف محسوب می‌شوند. درضمن چنانچه بردار اول را بر حسب Y_sنرمال‌کنیم خواهیم داشت :

$$ecm\ (y_s-y_s^*) = y_s - ۰/۴۸۲\ w + ۰/۴۱۹\ p + ۰/۶۷۲\ pro + ۰/۰۰۸\ trend \qquad (۲۳)$$

تمام ضرایب علامت موردانتظار را دارند. افزون بر این، می‌توان با برابر قراردادن ضریب w، p و pro (به رغم ردشدن فرضیه همگنی) "عرضه بلندمدت" را به صورت تابعی از هزینه‌های واحدنیروی‌کار (ulc) و متغیرروند (پیشرفت فنی) برآوردکرد. اما با توجه به پایین‌بودن ضریب تعدیل یا بازخور $ecm(w-w^*)_{-۱}$ و معنادارنبودن آن در معادله عرضه، تفسیر این بردار به‌عنوان عرضه‌کل به لحاظ‌نظری صحیح نیست. تولید نسبت به عدم‌تعادل مربوط به بردار اول تصحیح نشده و بارایجادتعادل را به عهده نمی‌گیرد. به‌بیان‌دیگر، متغیرهای w، p و pro علت بلندمدت Y_sبه حساب نمی‌آیند. دومین بردار هم‌انباشته‌کننده که مربوط به شاخص قیمت بلندمدت می‌باشد به صورت زیر است :

$$ecm(p-p^*) = p - ۰/۱۸۴\ (w-pro) - ۰/۷۹۷\ (e-prem-pf) \qquad (۲۴)$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود شاخص قیمت، یک میانگین موزون از شاخص هزینه نیروی‌کار (ulc) و نرخ‌ارزاست. prem نیز اثرات با اهمیتی روی قیمت داشته، بنابراین، به هنگام برآورد در این معادله لحاظ شده‌است. اما از آنجایی که ضریب متغیرهای prem و (e+pf) تفاوت معناداری از یکدیگر (با علامت قرینه) ندارند به هنگام تخمین‌این محدودیت اعمال می‌شود. با توجه به آن‌که prem از تفاوت نرخ‌ارز بازارموازی و نرخ موزون رسمی‌به‌دست می‌آید در نتیجه، متغیرجدید e-prem نرخ‌ارز موزون رسمی‌است. به‌این‌ترتیب، نرخ‌ارز موزون نقش تعیین‌کننده و مسلط را در رفتار بلندمدت‌قیمت (نسبت به هزینه واحد نیروی‌کار) داشته، به طوری که ۸۰ درصد قیمت را هزینه‌های مربوط به نرخ‌ارز (رسمی‌موزون) و ۱۸ درصد را هزینه‌های واحد نیروی‌کار تشکیل‌می‌دهد. بنابراین، بخش‌تورمی‌فشارهزینه نقش مسلط را در تعیین قیمت بلندمدت‌ایفا نمی‌کند. مجموع ضرایب نرخ‌ارز و هزینه واحد دستمزد (۰/۸۹) تفاوت معناداری از واحد ندارند.

قیمت با ضریب ۰/۱۹- نسبت به عدم‌تعادل یادشده تعدیل می‌شود. ازاین‌روی، شاخص قیمت، رفتار هزینه‌های تولید را به طور نزدیکی دنبال می‌کند. افزون بر این، سرعت تعدیل‌قیمت به سمت رابطه‌تعادلی آن به مراتب بزرگتر از دستمزد (با ضریب ۰/۰۶-) است. در میان متغیرهای دستگاه Y_sنیز به انحراف قیمت از

سطح‌تعادلی آن در بلندمدت که مبتنی بر هزینه‌های تولید تعیین می‌شود واکنش‌نشان‌می‌دهد. بازخور عدم‌تعادل قیمت به تولید هرچند معنادار است ولی‌این ضریب بسیار پایین (۰/۰۲) برآورد می‌شود. بنابراین، عرضه‌کل نیز نسبت به انحراف‌قیمت از هزینه‌های تولید در کوتاه‌مدت در جهت‌صحیح (اما به‌کندی) تعدیل‌می‌شود. این نتیجه، با نظریه اقتصادی (الگوی استاندارد عرضه‌کل یا اثر منحنی فیلیپس) سازگار است.

سومین رابطه‌تعادلی بلندمدت، معادله نرخ‌ارز است. نتایج برآورد پارامترهای این معادله تفاوت زیادی با تخمین‌های حاصل از آن در دستگاه تقاضا ندارد. هرچند ضریب قیمت نزدیک به واحد برآوردشده اما هنوز به طور معناداری بزرگتر از واحد (۱/۱۱۲) است و نشان می‌دهد که فرضیه همگنی در بلندمدت به طوردقیق برقرار نیست. نسبت واردات به تولید و حاشیه نرخ‌ارز نیز همچنان اثرات موردانتظار را روی نرخ‌ارز در بلندمدت دارند.

همان‌طور که قبلاً اشاره‌شد در دستگاه‌طرف‌عرضه هیچ‌رابطه‌تعادلی‌بلندمدتی با تفسیرمعادله‌عرضه یا تابع‌تولید سازگار با نظریه اقتصادی قابل برآورد و شناسایی نیست. به طور مثال تحلیل‌های هم‌انباشتگی برای معادله (۱۸) در جدول (۲) ارایه شده‌است. همان‌طورکه ملاحظه می‌شود هر چند وجود یک رابطه‌تعادلی با قاطعیت پذیرفته می‌شود اما واکنش عرضه نسبت به هزینه‌واحدنیروی‌کار (w-p-pro) مثبت (۰/۳) برآوردشده و بنابراین، علامت موردانتظار را ندارد. افزون بر این، این ضریب از اهمیت بالایی برخوردار است. برآورد ضریب جمله روند (پیشرفت فنی) نیز هرچند مطابق انتظار مثبت بوده، امااندازه آن (۰/۰۱) به لحاظ اقتصادی معقول نیست. زیرا متوسط رشدتولید در دوره‌نمونه (حدود ۰/۹ درصد) کمتر از ضریب‌جمله‌روند است. برآوردضریب‌تعدیل در بخش (C) جدول (۲) نیز تفسیر بردار هم‌انباشته کننده یادشده به عنوان عرضه‌کل را به لحاظ نظری غیرمعتبر نشان می‌دهد. زیرا، ضریب جمله تعدیل درمعادله ΔY_s معنادار نیست. در مقابل، ضرایب بازخور در معادله‌های Δk وΔ ulc از اهمیت آماری بالایی برخوردار است. بنابراین، این رابطه را می‌توان یک معادله فرم خلاصه‌شده برای k و ulc بدون هیچ تفسیر ساختاری از ضرایب آن تلقی‌کرد. با جایگزین‌کردن حاشیه نرخ‌ارز و نرخ‌ارز حقیقی به جای im نیز نتایج مشابهی به‌دست‌می‌آید. افزون براین، تخمین یک رابطه‌تولید مبتنی بر متغیرهای Y، k و im (حتی با لحاظ‌کردن prem) براساس آزمون‌های هم‌انباشتگی و هم‌چنین، برآورد ضرایب تعدیل معتبر نیست.

مشکلات تصریح یک رابطه‌تعادلی‌بلندمدت یا تفسیرعرضه‌کل مبتنی بر اطلاعات‌نمونه می‌تواند به دلایل زیادی همچون دوگانگی‌های‌اقتصادی (بخش‌اولیه و ثانویه)، کنترل‌های‌دولتی، مناسب‌نبودن شاخص دستمزد بخش‌اولیه (حمایت نشده)، نرخ‌ارزحقیقی یا حتی موجودی‌سرمایه و مهم‌تر از همه، تحولات شدید ساختاری در دوره نمونه مربوط باشد. با توجه به آن‌که فرضیه هم‌انباشتگی، وجود رابطه‌های تعادلی بلندمدت با ثبات را میان برخی متغیرها آزمون‌می‌کند، نتایج به‌دست‌آمده حکایت از آن دارد که متغیرهای الگوی بلندمدت‌عرضه‌کل، همچون موجودی سرمایه، دستمزدحقیقی، واردات و حاشیه‌نرخ‌ارز قادر نیستند رفتار بلندمدت Y_sرا به شیوه‌ای با ثبات پیش‌بینی‌کنند. به همین دلیل، برای محاسبه‌تولیدغیرنفتی بالقوه (مؤلفه روند) و عرضه مازاد (مولفه دوره‌ای) از فیلتر پرس‌کات و هادریک [1] یا فیلتر HP استفاده می‌کنیم. فیلتر HP یک روش‌هموارکردن برای‌تخمین مولفه روند یک سری است. این روش، اولین بار توسط پرس‌کات و هادریک[1] (۱۹۹۷) برای تجزیه و تحلیل دوره‌های‌تجاری امریکا مورد استفاده قرارگرفت.[2]

HP یک فیلتر خطی دوطرفه است که سری هموارشده Y^* را با حداقل‌کردن واریانس سری‌اصلی Y حول Y^* محاسبه می‌کند. تفاضل‌مرتبه‌دوم Y_t^* مقدار زیان را در تابع هدف مشخص می‌کند. با حداقل‌کردن عبارت زیر، سری همواره Y_t^* به‌دست می‌آید:

$$\Sigma(Y_t - Y_t^*)^2 + \lambda [(Y_{t+1}^* - Y_t^*) - (Y_t^* - Y_{t-1}^*)]^2$$

λ پارامتر جریمه نامیده‌شده که در مطالعه‌های تجربی با داده‌های فصلی $\lambda=1600$ انتخاب‌می‌شود. به‌این‌ترتیب، Y_t^* مولفه روند سری Y_t و $gapy= Y_t - Y_t^*$ مولفه دوره‌ایی این سری است. در بخش بعد به هنگام الگوسازی ساختار کوتاه‌مدت، بازخور عدم‌تعادل یادشده (مولفه دوره‌ای یا gapy) را روی نوسان‌های کوتاه‌مدت الگو مورد توجه قرارمی‌دهیم.

1.Hodrick-Prescott

2. Hodrick, R. J and E .C Presscott (1997). Postwar U.S Business Cycles: An Emprical Investigation. Journal of Money and Banking 29, 1-16

جدول -۲. تحلیل‌های هم انباشتگی برای معادله عرضه

متغیرهای الگو شده : Y, k, im, ulc

A : فضای هم انباشتگی

آزمون تریس					آزمون حداکثر مقدار ویژه				
مقدار بحرانی ۹۰درصد	مقدار بحرانی ۹۵درصد	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر	مقدار بحرانی ۹۰درصد	مقدار بحرانی ۹۵درصد	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر
۵۹ /۱۶	۶۳/۰۰	۱۱۱/۷۹۷۳	r≥۱	r =۰	۲۹/۱۳	۳۱/۷۹	۶۷/۵۸۲	r = ۱	r =۰
۳۹/۴۳	۴۲/۳۴	۴۱/۱۲۵	r≥۲	r ≤ ۱	۲۳/۱۰	۲۵/۴۲	۲۲/۰۶۸	r = ۲	r ≤ ۱
۲۳/۰۸	۲۵/۷۷	۲۱/۱۴۷	r≥۳	r ≤ ۲	۱۷/۱۸	۱۹/۲۲	۱۳/۹۶۸	r = ۳	r ≤ ۲
۱۰/۵۵	۱۲/۳۹	۷/۱۷۹	r≥۴	r ≤ ۳	۱۰/۵۵	۱۲/۳۹	۷/۱۷۹	r = ۴	r ≤ ۳

B: بردار هم انباشته کننده مقید

Trend	ulc	im	k	Ys	emc(y_s-y_s*)=
-۰/۰۱۱	۰/۳۰۰۹	-۰/۰۲۴	-۰/۲۰۳	۱	(۰/۰۰۰)
(۰/۰۰۰)	(۰/۰۲۵)	(۰/۰۱۳)	(۰/۰۴۳)		

C : ضرایب تعدیل- متغیرهای وابسته

Δ(ulc)	Δim	Δk	ΔY_s	جمله تصحیح خطا
۰/۷۹۵	۴/۳۸۸	۰/۰۲۸	-۰/۰۴۲	emc(y_s-y_s*)$_{-1}$
(۰/۲۰۹)	(۳/۳۴۴)	(۰/۰۶۳)	(۰/۰۶۳)	

توضیحات: اعداد داخل پرانتز در زیر ضرایب خطاهای معیار هستند.

۵. الگوسازی رابطه‌های کوتاه‌مدت

دراین بخش، قصد داریم رابطه‌های کوتاه‌مدت بخش‌های‌عرضه و تقاضا را مبتنی بر رویکرد VECM ساختاری الگوسازی‌کنیم. دراین روش‌شناسی ابتدا دستگاه VAR ساده‌شده I(۰) (یا PVAR[1]) با ساده‌سازی، دستگاه VECM (شرطی) موردبرآوردقرارمی‌گیرد. دستگاه PVAR با حذف برخی رگرسورهای VECM (وقفه تعدادی از متغیرها) که از اهمیت آماری پایینی برخورداربوده و به بهبود آماره‌های تشخیص نیز کمکی نمی‌کنند و هم‌چنین، با لحاظ‌کردن فرض‌های برونزایی (قابل آزمون) به‌دست می‌آید. در واقع، دستگاه PVAR فرم‌خلاصه‌شده VECM ساختاری است. به بیان دیگر، VECM ساختاری تبدیل ویژه‌ای از PVAR بوده که باید مورد احاطه آن قرار گیرد. بنابراین، اعتبار آن را می‌توان با استفاده از آزمون‌های احاطه کننده[2] بررسی کرد. دراین مطالعه، دستگاه PVAR شامل بردار متغیرهای درون‌زای :

$$[\Delta p,\ \Delta m,\ \Delta y,\ \Delta e,\ \Delta w]$$

بردار متغیرهای برون‌زای شرطی :

$$[\Delta pro,\ \Delta im,\ \Delta prem]$$

و جملات خطا یا عدم‌تعادل‌های :

$$[ecm(p-p^*),\ ecm(m-m^*),\ ecm(e-e^*),\ ecm(w-w^*),\ gapy]$$

به عنوان متغیرهای باوقفه درون‌زا (رابطه‌های اتحادی) می‌شود. جدول (۳) رگرسورهایی که در دستگاه PVAR لحاظ شده‌اند را به همراه آمارهای آزمون صفر بودن ضرایب آنها نشان می‌دهد.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود تعداد ۲۰ متغیر لحاظ‌شده در دستگاه از نقش توضیح‌دهندگی با اهمیتی برخوردارند. سایر رگرسورهای حذف‌شده دارای اهمیت آماری پایینی بوده و به بهبود برازش نیز کمکی نمی‌کنند. دستگاه PVAR نسبت به VAR غیرمقید اولیه حاوی ۱۳۸ محدودیت (قابل پذیرش) است.

1.Parsimonious VAR
2.Encompassing Test

جدول -۳. آزمون‌های F روی رگرسورهای PVAR : F(۵ و ۷۹)

	Δ p (-۱)	Δ p (-۳)	Δ m (-۱)	Δ m(-٤)
F	۳/٦۲۸	۳/۹۵۲	۳/۳٦۱	۳/۷۵۸
p-value	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۰٤)
	Δy (-۱)	Δy (-۲)	Δy (-۳)	Δy(-٤)
F	٤/۰۸۵	۲/۷٦۵	۲/۳۸۱	٤/۸۵۹
p-value	(۰/۰۰۲۵)	(۰/۰۲٤)	(۰/۰٤٦)	(۰/۰۰۰)
	Δ w(-۲)	Δ w	Δ prem	Δ prem(-٤)
F	۳/۹٤۵	۳/٦٦٤	۷٤/٦۸۳	۳/۹٤۲
p-value	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۳)
	Δ im	gap(-۱)	ecm (m -m*)	ecm (e -e*).۱
F	٤/۸۲٤	۳/۸٤۱	۵/۵۳۳	٤/۵۹۹
p-value	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۱)
	ecm(w-w*).۱	ecm(p-p*).۱		
F	٤/٤۳٦	۲/۵۰٤		
p-value	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۳۷)		

(۱۰۰ محدودیت مربوط به رگرسورهای حذف‌شده، ۱۲ محدودیت برای فرض‌های برون‌زایی، ۱۵ محدودیت هم‌انباشتگی و ۱۱ محدودیت بیش از حدمشخص روی فضای هم‌انباشتگی اعمال شده‌است).

دستگاه PVAR به‌دست‌آمده مبنایی است که هر طرح پیشنهادی برای الگوی اقتصادسنجی SEM یا VECM ساختاری را می‌توان به عنوان زیرمجموعه‌ای از آن (SEMϵPVAR) آزمون کرد. به بیان دیگر، SEM یا VECM ساختاری یک شکل مقید از دستگاه PVAR بوده که اعتبار آن با استفاده از آزمون‌های احاطه‌کننده مبتنی بر آماره نسبت درست‌نمایی قابل‌تحقیق است.

همان‌طور که اشاره شد تعداد نامحدودی از الگوهای VECM ساختاری را می‌توان شناسایی و برآورد کرد که تمامی‌آنها در احاطه دستگاه PVAR نیز قرارگیرند. در واقع، انتقاد سیمز از الگوهای SEM نیز به همین موضوع اشاره دارد. زیرا الگوی ساختاری منحصربه‌فردی وجودندارد و هرطرح‌ساختاری می‌تواند مورد چالش دیدگاه‌های رقیب قرارگیرد. یکی ازاین الگوهای ساختاری با رعایت اصل ساده‌سازی در جدول (٤) پیشنهاد شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود معادله قیمت به تمام عدم‌تعادل‌های دستگاه به جز عدم‌تعادل دستمزد با علامت موردانتظار و اهمیت آماری بالا واکنش نشان‌می‌دهد. معنادار نبودن ecm(w-w*) احتمالاً پایین‌بودن سهم هزینه‌های‌نیروی‌کار در نوسان‌های قیمت را منعکس می‌کند. پول مازاد (رشدعرضه‌پول بیش از رشد عوامل تعیین کننده تقاضای پول) و عدم‌تعادل بخش‌خارجی، قیمت را افزایش‌داده و در مقابل رشد، بیشتر قیمت نسبت به هزینه‌های تولید بازخوردمنفی روی آن‌دارد. به‌نظرمی‌رسد تورم پولی و وارداتی مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده نوسان‌های قیمت بوده‌است. در واقع، بخش‌داخلی‌تورم فشارهزینه (دستمزد) نقش مسلطی را در تعیین کوتاه‌مدت (و بلندمدت)ایفا نمی‌کند. ضریب‌متغیر شکاف‌تولید یا عرضه‌مازاد (۱-) gapy دراین معادله ۰/۰۵- برآوردشده که رفتار خلاف دوره‌ای قیمت را (هر چند به طور ضعیف) باردیگر تأییدمی‌کند. واردات و حاشیه نرخ‌ارز نیز علایم موردانتظار را در معادله قیمت دارد.

در معادله دوم، تقاضا برای پول به طور همزمان از تغییرات تولید و قیمت متأثر می‌شود. افزون بر این، عدم‌تعادل بازارپول و بخش‌خارجی و هم‌چنین، شکاف تولید اثرات با اهمیتی روی تقاضای پول دارد. عدم‌تعادل‌قیمت ecm(p-p*) نیز به طورغیرمستقیم از طریق Δp و Δy روی تقاضای پول تأثیر می‌گذارد.این اثر غیرمستقیم ناچیز و حدود ۰/۳- برآورد می‌شود. بنابراین، به نظر می‌رسد افزایش قیمت نسبت به هزینه‌های تولید تقاضای نقدینگی (بنگاه‌ها) را کاهش می‌دهد.

در معادله نرخ‌ارز، تغییرات جاری‌پول، وقفه‌های‌تولید، حاشیه‌نرخ‌ارز و عدم‌تعادل‌های‌خارجی و پولی عوامل‌تعیین‌کننده آن در کوتاه‌مدت محسوب می‌شود. اثر مستقیم عدم‌تعادل‌خارجی روی نرخ‌ارز ۰/۱۸۸- برآوردشده است. اما از آنجایی که عدم‌تعادل ecm (e-e*) در معادله حجم پول ظاهرشده و تغییرات جاری Δm نیز وارد معادله نرخ‌ارز می‌شود، بنابراین، اثرعدم‌تعادل خارجی از ترکیب اثرات مستقیم و غیرمستقیم آن به‌دست می‌آید. در واقع، اثر کل ecm (e-e*) روی Δe برابر ۰/۱۵٤- برآوردمی‌شود. به‌این‌ترتیب،

قیمت و نرخ‌ارز نسبت به عدم‌تعادل‌خارجی‌تعدیل می‌شود. اما سرعت تعدیل قیمت نسبت به عدم‌تعادل‌خارجی (با ضریب ۰/۰٦٤) به مراتب کمتر از سرعت تعدیل نرخ‌ارز بازار موازی (۰/۱٥٤) است که چسبندگی بیشتر قیمت را در مقابل نرخ‌ارز (یا هزینه بیشتر معاملات در بازار کالا نسبت به بازار ارز) نشان می‌دهد. بنابراین، تعدیل در بازارارزخارجی اساساً از طریق تغییرات نرخ ارز صورت می‌گیرد.

معادله چهارم، عوامل‌تعیین‌کننده‌تغییرات‌کوتاه‌مدت را که از اهمیت ویژه‌ای دراین مطالعه برخورداراست نشان‌می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود وقفه اول پول با ضریب ۰/۱٤ تولید را متأثر می‌سازد. هرچنداین ضریب پایین برآوردشده اما دارای اهمیت آماری بالایی است. از آنجایی که تغییرات پولی (واکنشی) به‌طورکلی قبل از تحولات حقیقی‌ایجاد می‌شوند هنوز طرفداران دوره‌های‌تجاری‌حقیقی نتیجه یادشده را دلیل قاطعی در خصوص اثرات‌حقیقی‌تکانه‌ها یا سیاست‌های‌پولی به شمار نمی‌آورند. وقفه اول تا چهارم تغییرات‌تولید نیز دراین معادله معنادار بوده که اینرسی یا چسبندگی بالای رفتارتولید را در کوتاه‌مدت منعکس می‌کند. حاشیه‌نرخ‌ارز (انحراف‌های قیمتی) تولید را در همان دوره با ضریب ۰/۳- تغییر می‌دهد. بنابراین، کاهش مثلثهای عدم‌کارایی (انحراف‌های قیمتی) تأثیرات با اهمیتی روی تولیدحداقل در کوتاه‌مدت دارد. تولید نسبت به عدم‌تعادل‌عرضه یا انحراف آن از بلندمدت (۱-) gapy با علامت صحیح (با ضریب۱۲ /۰-) تعدیل‌می‌شود. از میان عدم‌تعادل‌های دستگاه تنها ضریب ecm(p-p*) در معادله عرضه معنادار است.

جدول -۴. برآوردهای FILM از الگوی VECM ساختاری

	معادله قیمت	معادله پول	معادله نرخ‌ارز	معادله تولید	معادله دستمزد
ΔP	-۱	۰/۲٤٥ (۰/۱۲۳)			
Δm		-۱	۰/۸۷۳ (۰/۳٥۰)		
Δe			-۱		
Δy		۰/۱۹٥ (۰/۰۹٦)		-۱	
Δw					-۱
جمله ثابت			٤۳۹/۰ (۰/۲۰٥)		
Δp(-۱)	۰/۰۹۸ (۰/۰٦٦)	۰/۳۸۲ (۰/۰۸۲)			
Δp (-۳)	۰/۳۲٥ (۰/۰٦٦)				
Δm (-۱)				۰/۱٤٤ (۰/۰٤۳)	
Δm (-٤)		۰/۲۱۰ (۰/۰۹۳)			
Δy (-۱)				۰/۳٦۱ (۰/۲۲٦)	
Δy (-۲)			۰/۲٤۱ (۰/۰۸۰)	۰/٦٦۰ (۰/۲۲٦)	
Δy (-۳)	۰/۲٤۰ (۰/۰۸۹)			۰/۳۰۳ (۰/۰۸۱)	۰/۳۰۰ (۰/۱۲۱)

ادامه جدول (۴)

Δy (-٤)			-۰/۱۸٤ (۰/۰۷۸)	-۰/۸۳٦ (۰/۲۲۸)	
Δw (-۲)					۰/۲۱۰ (۰/۰۷۵)
Δw (-٤)					۰/۳۲۹ (۰/۰۷۰)
Δprem	۰/۰٥٤ (۰/۰۱۸)		-۰/۸۲۲ (۰/۰٤۲)	-۰/۰۳۸ (۰/۰۱۲)	
Δprem (-٤)	۰/۰۳٦ (۰/۰۸٤)		۰/۳۳۱ (۰/۰۱۸)		
Δim	-۰/۰۱۷ (۰/۰۰٤)		-۱/۷٤۱ (۰/۲٤۲)	۰/۲۸۱ (۰/۰۱۱)	
gapy (-۱)	-۰/۱۲۷ (۰/۰۳)		۰/۱۰٤ (۰/۰٥)	-۰/۰٥۳ (۰/۰۱۸)	
ecm (m-m*)$_{-۱}$	۰/۰۳۱ (۰/۰۰۸)	-۰/۰٤۳ (۰/۰۱۰)	۰/۱٦۱ (۰/۰۷۱)		
ecm (e-e*)$_{-۱}$	۰/۰٦٤ (۰/۰۲۲)	۰/۰۳۹ (۰/۰۱۸)	-۰/۱۸۸ (۰/۰۳۷)		
ecm (p-p*)$_{-۱}$	-۰/۱٥٥ (۰/۰۷۱)			۰/۰۱۳ (۰/۰۱٥)	
ecm (w-w*)$_{-۱}$					-۰/۰٦۳ (۰/۰۱٤)
آزمون احاطه کننده (محدودیت‌های بیش از حد مشخص) LR-test chi-sq (٦۰) = ٥۸/٦۷ (۰/۲۳٤)					

توضیحات: اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده خطاهای معیار است.

جدول –۵. آماره‌های تشخیص الگو

	Δp	Δm	Δy	Δe	Δw
AR۱– ۵F(۵/۵۰)=	۰/٤۳۷	۲/۸۲۱	۲/٦۸۵	۱/۰۵۹	۵/۳۲۹
p-value	(۰/۰۰۰)	(۰/۳۹۳)	(۰/۰۳۱)	(۰/۰۲۳)	(۰/۸۲۰)
ARCH4F(٤/٤۷)=	۱/۰۸٤	۱/٦۰٤	–۰/۲۳۸	۰/۳٤٤	۰/۲۰٤
p-value	(۰/۳۷۵)	(۰/۱۸۹)	(۰/۹۱۵)	(۰/۸٤۷)	(۰/۹۳۵)
NORMχ^2 (۲) =	۰/۹۷٤	۰/۰۸۹	۱۱/٤۳٦	۲/۷۸	۳/۷۷۸
p–value	(۰/٦۱٤)	(۰/۹۵٦)	(۰/۰۰۳)	(۰/۲٤۸)	(۰/۱۵۱)
HETF (٤٤/۱۰)=	۰/۲۳۷	۰/۲۲٦	۰/۲۰۸	۰/۳۹۷	۰./۱٦٦
p-value	(۰/۹۹۹)	(۰/۹۹۹)	(۰/۹۹۹)	(۰/۱٦٦)	(۱/۰۰)

آماره‌های تشخیص برداری :

Vector AR ۱–۵ F (۱۲۵ , ۲۵۰)= ۱/۲۰۷ (۰/۱۰۷)

Vector NORM ۲ (۱۰)= ۱۵/۰۸۹ (۰/۱۲۸)

Vector HET F (٦٦۰ , ۳۵۳)= ./۵۳۱ (۱/۰۰)

هرچند که ضریب یادشده نیز پایین (۰/۰۳) برآوردمی‌شود. به نظر می‌رسد که چنانچه کنترل‌های قیمتی منجر به انحراف قیمت از هزینه‌های تولید شوند بازخورمنفی روی‌عرضه‌کل داشته باشد. این نتیجه، با اثر منحنی فیلیپس (اثرات حقیقی ناشی از تغییرات کوتاه‌مدت‌قیمت یا ecm (p-p*))سازگاراست. در ضمن، همان‌طور که خواهیم‌دید از میان معادله‌های الگو تنها پارامترهای معادله تولید بی ثبات بوده که نشان می‌دهد اطلاعات نمونه برای تخمین یک الگوی ساختاری رضایت بخش برای رفتارعرضه کافی نیست.

در معادله پنجم، دستمزد تنها نسبت به عدم‌تعادل مربوط به آن یعنی ecm (w-w*) با ضریب ۰/۰٦ تعدیل می‌شود. عدم‌تعادل‌های دیگر، در معادله‌دستمزد معنادار نیستند. افزون بر این، وقفه‌های دوم و

چهارم‌دستمزد اثرات معنادار و با اهمیتی روی Δw داشته که بالابودن‌اینرسی حاکم بر رفتارکوتاه‌مدت‌این متغیر را نشان‌می‌دهد. وقفه‌سوم‌تولید نیز دستمزد را با ضریب ۰/۳ افزایش‌داده که همراهی شاخص‌دستمزد با نوسان‌های‌حقیقی را در کوتاه‌مدت منعکس‌می‌کند. در ضمن، براساس الگوی پیشنهادی، معادله‌های قیمت، تولید ودستمزد متأثر از تکانه‌های همزمان هیچ یک از متغیرها قرار نمی‌گیرند. بنابراین، به‌نظرمی‌رسد این متغیرها حاوی یک مولفه از قبل معین قوی باشند، در حالی که پول به طور همزمان به تکانه‌های تولید و قیمت واکنش نشان می‌دهد. افزون براین، اثرات همزمان تکانه پولی روی نرخ‌ارز قابل‌ملاحظه‌است.

نتایج آزمون احاطه کننده بر آن دلالت دارد که VECM ساختاری مورداحاطه‌دستگاه PVAR قرارمی‌گیرد. بنابراین، الگوی برآوردشده یک تقریب نزدیک از فرایند تولید داده‌هاست. فرض‌های مورد نیاز برای جملات اخلال نیز در بیشتر موارد برقراراست (جدول (۵) را ملاحظه کنید). تنها به نظر می‌رسد مشکلاتی در خصوص تصریح معادلات تولید و دستمزد وجود دارد. بنابراین، با توجه به تحولات‌ساختاری و کنترل‌های‌دولتی در بازارکاراولیه (حمایت شده) اطلاعات الگو برای تبیین نوسان‌های wو Y کافی نیست.

بااین حال، آماره‌های تشخیص‌برداری رضایت‌بخش هستند. آزمون ثبات ضرایب شامل آزمون‌های پیش‌بینی (Nup) و آزمون‌های نقطه شکست (Ndn) برای هر معادله و هم‌چنین، برای کل الگو در شکل (۱) ارایه‌شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود ثبات پارامترها در تمام موارد به استثنای معادله تولید پذیرفته می‌شود. در ضمن با حذف متغیرهای gapy و Δim و$\Delta prem$ الگو کاملاً بی‌ثبات می‌شود. بنابراین، این متغیرهای حقیقی نقش اساسی در بهبود برازش الگو و کاهش خطای پیش‌بینی‌ایفا می‌کنند.

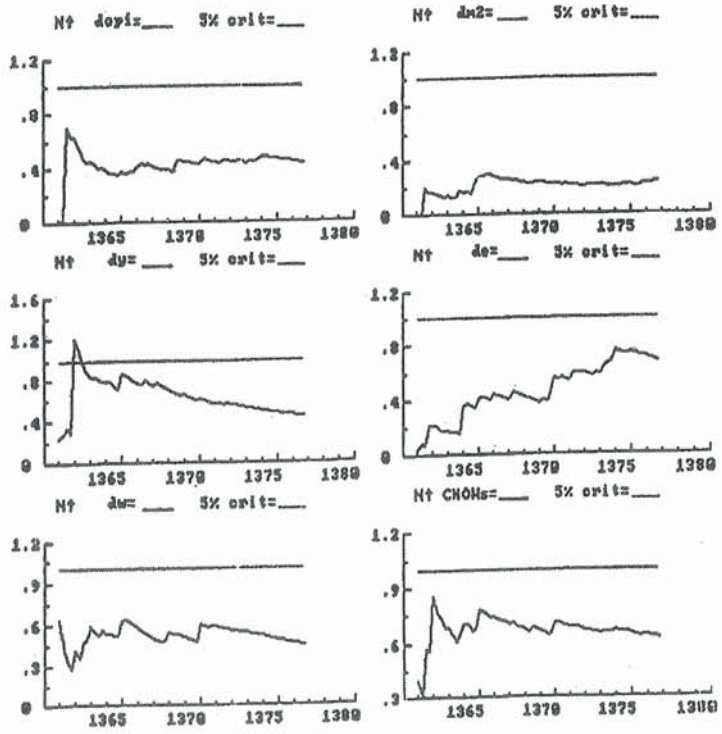
نتایج حاصل از ثبات پارامترها با انتقاد لوکاس مغایرت‌دارد. همان‌طور که در فصل‌سوم بحث‌شد پارامترهای یک الگوی رفتاری (ساختاری) در شرایطی که آحاد اقتصادی انتظارات خود را به صورت عقلایی یا رو به جلو[1] شکل دهند با ثبات نخواهد بود. فاریرو و هنری[2] (۱۹۹۲) نشان می‌دهند که چنانچه پارامترهای الگوی شرطی (ساختاری) باثبات بوده، اما معادلات حاشیه‌ای (دراینجا Δy و $\Delta prem$ وΔim) دارای پارامترهای بی‌ثباتی باشند آن‌گاه فرضیه‌انتظارات سازگار با الگو رد می‌شود. دراین حالت انتظارات عقلایی نبوده، یا سازگار با داده (و نه الگو) شکل می‌گیرد. همان‌طور که در بخش تقاضا نیز نشان داده شد

1. Forward-looking
2. Farero & Hendry

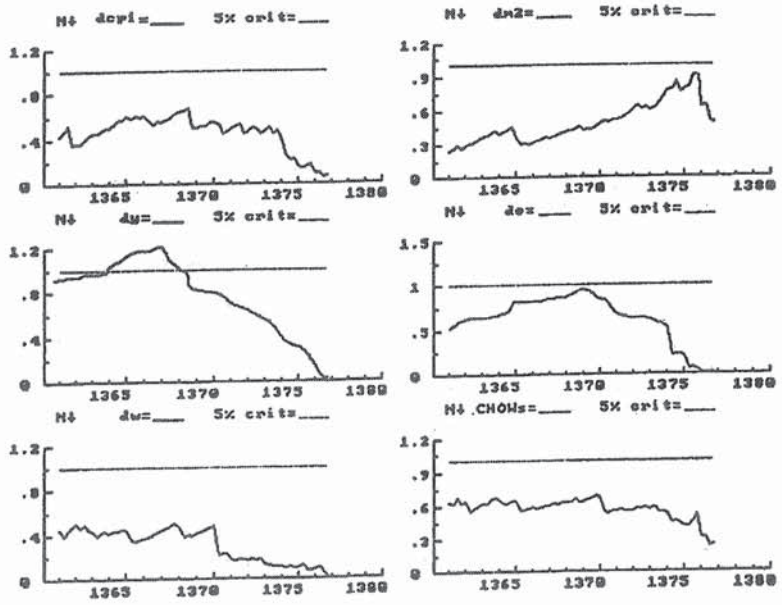
پارامترهای معادلات Δprem و Δim و Δy بی‌ثبات هستند. این نتیجه، با توجه به تحولات‌ساختاری و تغییرات رژیم‌ارزی در طول دوره‌نمونه دور از انتظار نیست. اما هنوز معادلات ساختاری کوتاه‌مدت‌پول، قیمت، نرخ‌ارز و دستمزد نسبت به تحولات یادشده تغییرناپذیر بوده‌اند. بنابراین، براساس اطلاعات نمونه آزمون الگوی بازخور به جلو[1] در مقابل بازخور به عقب[2] رد می‌شود. به‌این‌ترتیب، نتایج ضمنی به‌دست‌آمده با انتقاد لوکاس یا انتظارات رو به جلو سازگار نیست.

1. Feed forward
2. Feed back

شکل -۱. آزمون‌های ثبات پارامترها برای معادلات VECM ساختاری



شکل -۲. آزمون ثبات پارامترها برای معادلات VECM ساختاری



۶. نتیجه گیری

نتایج اساسی حاصل ازاین مقاله را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد :

- الگوی IS-LM یا ماندل فلمینگ قادر به تبیین نوسان‌های اقتصادی درایران نیست.
- هیچ‌ترکیب‌سازگاری‌ازمتغیرهای‌طرف‌عرضه،شامل‌واردات، موجودی‌سرمایه، هزینه‌واحد نیروی‌کار، نرخ‌حقیقی‌ارز و حاشیه‌نرخ‌ارز علت بلندمدت عرضه‌کل محسوب‌نمی‌شود. به بیان دیگر، عوامل یادشده قادر نیستند رفتار بلندمدت‌تولید را به شیوه رضایت‌بخشی پیش‌بینی کنند.
- عدم‌تعادل‌قیمت یا اثر منحنی‌فیلیپس هرچند در معادله عرضه کوتاه‌مدت معنادار است اما ضریب مربوط به آن بسیار پایین (۲ درصد) برآورد می‌شود.
- به نظرمی‌رسد نتایج به‌دست‌آمده با آنچه که مک کالم [1](۱۹۸۹) شکل ضعیف نظریه دوره‌های‌تجاری‌حقیقی می‌نامد سازگارتر است. احتمالاً افزایش پول مازاد، اثرات حقیقی‌کمی‌داشته و بی‌ثباتی اقتصادی را تشدید خواهدکرد. از آن جایی که نوسان‌های پولی معلول تکانه‌های حقیقی بوده‌اند چنانچه صلاحیت‌های نهادی لازم برای اعمال سیاست پولی صحیح وجود نداشته باشد اصلاحات ساختاری طرف‌عرضه قادر است اهداف رشداقتصادی و ثبات‌قیمت‌ها را در بلندمدت‌محقق سازد.

1.Mc Callum

منابع

ابریشمی، حمید و مهرآرا، محسن. (۱۳۸۰) منابع نوسانات اقتصادی در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، در دست چاپ.

Alogoskoufis, G. and R. Smith. (1996). *on Error Correction Models: Specification, Interpretation, Estimation.* in: L. Oxley, D.A.R. George, C.J. Roberts and S. Says (eds), Surveys in Econometrics. Oxford: Blackwell, 139-170.

Ambler.S. (1989). Does money Matter in Canada? Evidence From a Vector Error Correction Model. *The Review of Economics and Statistics.* 651-658.

Becker, T. (1991). Common Trends and Structural Change: A Dynamic Macro Model for the Pre-and Postrevolution Islamic Republic of Iran, IMF *Working Paper* 99/82.

Branchard, O.J. and D. Quah. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review*, Vol. 79. PP. 655-73.

Branchard, O.J. (1990). Why Does Money Effect Output: a survey. In: Friedman, B.M. and Hahn, F.H., (Eds). *Handbook of Monetary Economics,* Vol. II, Elsevier, Amsterdam. PP. 779-835.

Boswijk, H.P. (1995). Efficient Inference on Cointegration Parameters in Structural Error Correction Models, *Journal of Econometrics*, 69(1), 133-58.

Christiano, L.J., Eichenbaum, M. (1995). Liquidity Effects, Monetary Policy and the Business Cycle. *Journal of Money, Credit and Banking 27.* Part I, 1113-1136.

Edwards, S. (1989). *Real Exchange Rate, Develuation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries* (Cambridge Massachusetts: The MIT Press).

Friedman, B.M. and Kuttner, K.N. (1992). Money, Income, Prices, and Interest Rates. *The American Economic Review*, Vol 82, No.3, PP.472-492.

Friedman B.M. and K.N. Kuttner. (1993). Another Look at the Evidence in Money-Income Causality. *Journal of Econometrics*, 57, 189-203.

Funke, M. (1997). How Important are Demand and Supply Shocks in Explaining German Business Cycle? New Evidence on an Old Debate, *Economic Modeling*, 14,11-37.

Gali, J. (1992). How Well Dose the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data? *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CVII, Issue 2(May), PP. 709-38.

Granger, C.W.J. (1986). Developments in the Study of Cointegrated Economics Variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48,213-28.

Hall, R.E. (1980). Employment Fluctualions and Wage Rigidily. *Brooking paper of Economic Activity*, (1), PP. 91-123.

Hendry D.F. (1995). *Dynamic Econometrics*. Oxford University Press, Oxford.

Hendry, D.F. and G.E. Mizon. (1993). *Evaluating Dynamic Models by Encompassing the VAR in Philips.* P(ed) Models, Methods and Applications of Econometrics, Oxford: Blackwells.

Hoffmaister, A.W. and J.E. Roldos. (1996). The Sources of Macroeconomic fluctuations in Developing Countries: Brazil and Korea. *IMF Working Paper* 96/20.

Hoffmaister A.W. and J.E. Roldos. (1997). Are Business Cycles Different in Asia and Latin American. *IMF Working Paper,* 97/9.

Hoffmaister A.W. Roldo's, J.E. and Wickham, P. (1998). Macroeconomic Fluctuations in Sub-Saharan Africa. *IMF Slaff Papers*, Vol. 45, No.1, 132-160.

Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Conitegration Vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12, 231-45.

Johansen, S. and K. Juselius. (1994). Identification of Long-Run and Short-Run Structure: an Application to the IS-LM Model. *Journal of Econometrics*, 12, 7-36.

Jonsson, G. (1999). Inflation, Money Demand and Purchasing Power Parity in South Africa, *IMF Working Peper* 99/122.

Kuijs, L., (1998). Determinants of Inflation, Exchange Rate and Output in Nigeria, *IMF Working Paper,* 98/160.

Layard, R. and Nickel, S. (1987). *The Labor Market*. In Rudiger Dornbush and Richard Layard (Ed.), the Performance of the British Economy. Oxford: Clarendon Press PP. 131-79.

Loef, H.E. (1993). Long-Run Monetary Relationships in the EC Countries, *Weltwirtschaftliches Archive*, 129, 33-54.

Lothian, J.R. (1995). Equilibrium Relationships Between Money and Other Economic Variables. *American Economic Review*, 75, 828-835.

Lopez, H. Fabrizio, S. and A. Ubide. (1997). How Long is the Long Run? A Dynamic Analysis of the Spanish Business Cycles. IMF Working Paper 97/74.

Masih M.M and R. Masih. (1997). Temporal Causality and the Dynamic Interaction among Macroeconomic Activity Within a Multivariate Cointegrated

System: Evidence From Singapore and Korea, *Weltwirtschaftliches Archive*. 265-285.

Masih R. and M.M Masih. (1996). *Macroeconomic Activity Dynamics and Granger Causality:* New Evidence From a small Developing Economy Based on a Vector Error-Correction Modeling analysis, economic modeling, 13, 407-426.

Miller, S.M. (1991) Monetary Dynamics An Application of cointegration Error-Correction Modeling, Journal of Money, Credit, and Banking, Vol, 23, No.2, PP. 139-154.

Nymoen, R. (1992), Finnish Manufacturing Wages 1960-1987: Real-Wage Flexibility and Hysteresis. Journal of Policy Modeling, 14, 4, PP.429-451.

Park, J.Y. (1995) Maximum Likelihood Estimation of Simultaneous Cointegrated Models. Memo 1990-18, Institute of Economics, University of Aarhus.

Pesaran, M.H. (1997) The Role of Economic Theory in Modeling the Long-Run *Economic Journal*, 107, 178-191.

Pesaran, M.H. and Y. Shin. (1998). Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters*, 58, PP. 17-29.

Ramaswamy, R. and Stook, T (1997) *The Real Effects of Monetary Policy in The European Union*: What Are Differences? IMF Working Paper 97/160.

Reinhard, C.M. and C.R. Reinhard. (1991). *Output Flactuation and Monetary Shocks*: Evidence From Colombia, IMF Working Paper 91/35.

Sims, C. (1980) Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 45, 1-48.

Walsh, C.E. (1986) New Views of the Business Cycles: has the Past Emphasis on Money Been Misplaces? *Business Review*, Feb. 1986, 3-14.