

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

## اثرات متقابل متغیرهای اسمی و حقیقی در یک الگوی تصحیح خطای ساختاری ( مطالعه موردی ایران)\*

دکتر حمید ابریشمی<sup>۱</sup>

دکتر محسن مهرآرا<sup>۲</sup>

### چکیده

در این مقاله، اثرات متقابل میان متغیرهای اسمی و حقیقی از طرف تقاضا 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 بخش خارجی براساس نظریه‌های اقتصادی و ادبیات تجربی SCVAR تعیین شده است. رابطه تعادلی بلندمدت در طرف تقاضا مبتنی بر الگوی IS-LM تصریح می‌شود. در بخش خارجی، عوامل تعیین‌کننده نرخ ارز حقیقی در بلندمدت براساس تعادل بازار ارز استخراج می‌گردد. بخش عرضه نیز سه رابطه تعادلی بلندمدت مربوط به عرضه کل، دستمزد و قیمت را شامل می‌شود. انحراف از رابطه‌های بلندمدت یادشده بازخوردهایی را روی تولید و سایر متغیرهای اسمی ایجاد می‌کند که مبنای اصلی تجزیه و تحلیل‌های این پژوهش در راستای تعیین آثار متقابل میان متغیرهای حقیقی و اسمی است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که تکانه‌های طرف عرضه بیشترین اهمیت را در نوسان‌های اقتصادی ایران 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 تکانه‌های تقاضا (نظیر سیاست‌های پولی و مالی) در برابر تکانه‌های عرضه (نظیر بهره‌وری، عرضه نیروی کار و اصلاحات ساختاری) در نوسان‌های تولید، هنوز یک مقوله حل‌نشده در اقتصاد کلان تجربی و نظری محسوب می‌شود. براساس نظر کینزین‌ها در مورد نوسان‌های اقتصاد کلان، تکانه‌های عرضه در کوتاه‌مدت، تولید و قیمت را در جهت مخالف یکدیگر تغییر می‌دهند، در حالی که تکانه‌های طرف تقاضا آنها را در جهت یکسانی متأثر می‌سازند. مطابق این نظریه تکانه‌های تقاضا در کوتاه‌مدت و تکانه‌های عرضه در بلندمدت نقش مسلط را در نوسان‌های تولید ایفا می‌کنند. به این ترتیب، سیاست‌های مدیریت تقاضا ابزار مفیدی برای مقاصد تثبیت اقتصادی به حساب می‌آید. از آنجایی که اثر تکانه‌های تقاضا موقتی بوده و در نهایت، منجر به تغییرات قیمت می‌شود، بنابراین، براساس دیدگاه یادشده، تولید بلندمدت تنها تحت تأثیر تکانه‌های طرف عرضه قرار می‌گیرد. این نگرش سستی، اولین بار توسط نلسون و پلاسر<sup>۱</sup> (۱۹۸۲) مورد چالش قرار گرفت. آنها دریافتند که رفتار تولید حقیقی و بسیاری از سری‌های زمانی دیگر در امریکا با یک الگوی رشد تصادفی سازگار است. این نتیجه، یک تحول بنیادی در اقتصاد کلان نظری و تجربی به وجود آورد. زیرا طبق این نتیجه، تأثیر تکانه‌های وارد بر متغیرهای کلان اقتصادی دایمی بوده و بنابراین، الگوهای استاندارد اهمیت تکانه‌های تقاضا در نوسان‌های تولید را بیش از حد ارزیابی می‌کنند. به این ترتیب، آنها سهم زیادی از نوسان‌های دوره‌های تجاری را به تکانه‌های طرف عرضه نسبت دادند. پژوهش‌های بعدی توسط واتسون<sup>۲</sup> (۱۹۸۷)، کمپل و منکیو<sup>۳</sup> (۱۹۹۲)، گالی<sup>۴</sup> (۱۹۸۶) و فانک<sup>۵</sup> (۱۹۹۷) نتایج مشابهی را به دست داد. نتایج تجربی پلاسر و نلسون با ظهور رویکرد جدیدی به دوره‌های تجاری همراه گردید که متدولوژی ادوار تجاری حقیقی خواننده می‌شود. در این رویکرد جدید، تکانه‌های طرف عرضه به ویژه تغییرات تکنولوژی، منبع اصلی نوسان‌های تولید به حساب می‌آید و مطابق با آن، دوره‌های تجاری هر چند نامطلوب بوده، اما محصول رفتار بهینه‌یابی آحاد اقتصادی در رویارویی با تکانه‌های طرف عرضه 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 رفتار تولید نسبت به الگوهای رقیب به دست دهد.

در این مقاله، قصد داریم ارتباط متقابل میان بخش اسمی و حقیقی اقتصاد را در یک سیستم هم‌انباشته هم‌زمان و برآورد الگوی VECM ساختاری متناظر با آن مورد بررسی قرار دهیم. آنچه که با عنوان VECM ساختاری در متون جدید اقتصادسنجی شهرت یافته است ارتباط نزدیکی با الگوهای اقتصادسنجی ساختاری (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<sup>۱</sup> (۱۹۹۶) که یکی از پیشگامان توسعه این رویکرد محسوب می‌شود الگوسازیهای کوتاه‌مدت را برای قابل تفسیر کردن پارامترها، کاهش وابستگی نتایج به نمونه و افزایش خاصیت "تغییر ناپذیری" آن نسبت به تغییر سیاست‌ها (در الگوی حاشیه‌ای) ضروری می‌داند.

در این مقاله، برای تصریح رابطه‌های بلندمدت در بخش‌های مختلف اقتصادی از نظریه‌های استاندارد استفاده می‌کنیم. زیرا هدف اصلی نیز بررسی توانایی این الگوها در تبیین نوسان‌های اقتصادی ایران است. در الگوی IS-LM یا ماندل فلمنینگ، متغیرهای اسمی نظیر پول، تولید را از طریق نوسان‌های تقاضا متأثر می‌سازند. در واقع، آثار سیاست‌ها یا تکان‌های 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 طرف عرضه نظیر دستمزد یا نرخ‌ارز و دیگر شاخص‌های هزینه تولید نیز عرضه کل را مبتنی بر رفتار بهینه‌یابی عرضه‌کنندگان تحت تأثیر قرار می‌دهند. در ساده‌ترین حالت، مبتنی بر یک تابع تولید 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 تکان‌های اسمی روی متغیرهای حقیقی به دست نمی‌دهد. در واقع، نظریه‌های اقتصادی هیچ‌گاه قادر به تبیین رضایت‌بخشی از پویایی‌های کوتاه‌مدت نبوده‌اند. حداقل اتفاق نظر عمومی روی 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 تقاضا ایجاد می‌کند. علاوه بر معادله نرخ‌ارز، انتظارات نظری ما قابل 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 رفتار دستمزد را براساس قیمت و بهره‌وری نیروی کار توضیح می‌دهند. انتظار می‌رود عدم تعادل‌های مربوط به رابطه‌های اخیر مانند انحراف قیمت از هزینه‌های تولید یا انحراف دستمزد از بهره‌وری نیز رفتار عرضه را در کوتاه‌مدت تحت تأثیر قرار دهد.

در بخش دوم، ساختار نظری بلندمدت را که از پنج رابطه تعادلی بلندمدت ساکن تشکیل شده است معرفی می‌کنیم. همان‌طور که اشاره شد عدم تعادل 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 طرف تقاضا (شامل بخش خارجی) اختصاص دارد. در این بخش، از همان نتایج تجربی مطالعه ابریشمی و مهرآرا (۱۳۸۰) برای برآورد معادلات طرف تقاضا استفاده می‌شود. در بخش چهارم، با برآورد ساختار بلندمدت عرضه، تعامل میان متغیرهای اسمی (نظیر دستمزد و نرخ‌ارز) و تولید حقیقی را از طرف عرضه مورد توجه قرار می‌دهیم. بخش پنجم، به تخمین پارامترهای ساختاری و تحلیل آن در چهارچوب بررسی تعامل متغیرهای اسمی و حقیقی اختصاص دارد. پویایی‌های الگوی ساختاری پیش‌گفته براساس دستگاه VAR (۰) یا (PVAR) تصریح و اعتبار آن با استفاده از آزمون‌های احاطه‌کننده مورد توجه قرار می‌گیرد. بخش ششم، 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 قرار می‌گیرند، بدون آن‌که هیچ محدودیتی روی ساختار کوتاه‌مدت وضع شود. رابطه تعادلی بلندمدت در طرف تقاضا براساس چهارچوب استاندارد IS-LM مورد توجه قرار می‌گیرد. در بخش خارجی، عوامل تعیین‌کننده نرخ حقیقی ارز در بلندمدت براساس تعادل بازار ارز استخراج می‌شود. برای تصریح نظری (و هم‌چنین برآورد تجربی) رابطه‌های مربوط به طرف تقاضا و بخش خارجی از الگو و نتایج تجربی مطالعه ابریشمی و مهرآرا (۱۳۸۰) استفاده شده است. در طرف عرضه نیز سه رابطه تعادلی بلندمدت مربوط به عرضه کل، دستمزد و قیمت تصریح می‌شوند. عوامل تولید و قیمت‌های نسبی، عرضه بلندمدت را تعیین می‌کنند. دستمزد حقیقی بلندمدت براساس بهره‌وری نیروی کار و قیمت نیز در طرف عرضه توسط هزینه‌های تولید مشخص می‌شوند.

### ۱-۲. بخش تقاضا

تابع تقاضای بلندمدت را می‌توان در چهارچوب الگوی استاندارد IS-LM مبتنی بر یک اقتصاد باز با جایگزین کردن نرخ‌های بهره به صورت زیر استخراج کرد<sup>۱</sup>:

$$Y_d = Y_d (M/P, E, PE/P, trend, \varepsilon^d) \quad (1)$$

که در آن  $Y_d$  تقاضای جمعی شده،  $E$  نرخ ارز رسمی و  $PE$  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 بلندمدت این مقاله تشکیل می‌دهد. در اقتصاد ایران، صادرات غیرنفتی نقش ناچیزی در تقاضای کل داشته بنابراین، انتظار می‌رود نرخ ارز حقیقی ( $E, PE/P$ ) اثر معناداری بر تقاضای جمعی شده (حداقل از کانال صادراتی) نداشته باشد. باین حال، در این مطالعه براساس مبانی نظری موجود، بردار متغیرها را در طرف تقاضا 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 ابریشمی و مهرآرا (۱۳۸۰) مراجعه شود.

که در آن،  $m$ ، پول به مفهوم وسیع آن  $p_t(m_t)$  شاخص قیمت خرده فروشی،  $y_t$  تقاضای مخارج نهایی و  $rer$  نرخ حقیقی ارز است (تمام متغیرها لگاریتمی هستند). چنانچه آحاد اقتصادی بخش قابل توجهی از سبد دارایی‌های خود را به صورت دارایی‌های حقیقی نگهداری کنند آن‌گاه نرخ تورم به عنوان معیاری از بازدهی این دارایی‌ها (به‌ویژه در غیاب بازارهای مالی توسعه‌یافته) روی تقاضای پول یا تقاضای نهایی ( $y_t^e$ ) تأثیرگذار خواهد بود. اما همان‌طور که مشاهده خواهیم کرد قیمت در طول دوره نمونه، متغیری ساکن و انباشته از درجه اول یا  $(1) p \sim I$  است. بنابراین، نرخ تورم ( $I(0)$  بوده و در رابطه‌های بلندمدت طرف تقاضا لحاظ نمی‌شود. هرچند که این متغیر می‌تواند پویایی‌های کوتاه‌مدت (رفتار متغیرها در طول دوره‌های تجاری) را تحت تأثیر قرار دهد.

افزون بر این، نرخ ارز حقیقی نیز اثر معناداری در بردار هم‌انباشته‌کننده مربوطه ندارد. به این ترتیب، تفسیر رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای  $(m, p, y, t)$  به عنوان تقاضای نهایی برای پول یک مقوله کاملاً تجربی بوده که براساس آزمون‌های برون‌زایی ضعیف مشخص می‌شود. به بیان دیگر، انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای یادشده را بدون اطلاعات بیشتر در مورد ضرایب بازخور می‌توان به عنوان پول مازاد  $ecm(m-m^*)$  یا تقاضای مازاد  $ecm(y_t - y_t^*)$  تفسیر کرد. اما ساختار بلندمدت براساس قاعده نرمال‌سازی<sup>۱</sup> بر حسب  $m$  یا  $Y_t$  تفسیر نمی‌شود. بلکه شیوه بازخور عدم تعادل‌ها روی متغیرهای الگو یا برون‌زایی ضعیف متغیرها نسبت به پارامترهای ساختار بلندمدت رابطه‌های علی بلندمدت را تعیین کرده و تفسیر آن را سازگار با نظریه اقتصادی امکان پذیر می‌کند. در همین رابطه، چگونگی تعدیل متغیرهای اسمی و حقیقی نسبت به عدم تعادل (در طرف تقاضا) که مرکز منازعات مکاتب مختلف اقتصادی است نیز مورد توجه قرار می‌گیرد. به طور مثال در الگوی کینزین‌ها تقاضا (تولید) و نرخ بهره درون‌زا بوده و نسبت به هرگونه عدم تعادل، 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 ابریشمی و مهرآرا (۱۳۸۰) معادله نرخ‌ارزحقیقی تعادلی براساس یک الگوی نظری ساده به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\text{rereq} = e^* + pf - p = \beta_{\gamma_1} y_d - \beta_{\gamma_5} \text{im} - \beta_{\gamma_4} \text{prem} \quad (2)$$

که در آن،  $\text{rereq}$  نرخ‌ارزحقیقی تعادلی،  $e^*$  نرخ‌ارز تعادلی اسمی،  $pf$  شاخص قیمت خارجی،  $p$  شاخص قیمت داخلی،  $y_d$  تقاضای حقیقی و  $\text{im}$  واردات حقیقی کالا است (تمام متغیرها لگاریتمی هستند).  $\text{prem}$  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) جایگذاری کنیم خواهیم

داشت:

$$e + pf = p + \beta_{\gamma_1} y_d - \beta_{\gamma_5} \text{im} - \beta_{\gamma_4} \text{prem} + \text{ecm} (e - e^*) \quad (3)$$

تفاوت میان نرخ‌ارز و مقدار تعادلی آن  $\text{ecm} (e - e^*)$  دومین عدم تعادلی است که بازخور متغیرهای دستگاه را نسبت به آن مورد توجه قرار می‌دهیم. در الگوی استاندارد IS-LM، عدم تعادل یادشده از طریق افزایش صادرات و کاهش واردات، تقاضای کل را افزایش می‌دهد، اما در الگوی ساختارگرایان، اثر عدم تعادل نرخ‌ارز روی تقاضا و عرضه کل، منفی (انقباضی) است.

## ۲-۳. بخش عرضه

دو رویکرد مختلف برای الگوسازی رفتار تولید مبتنی بر عوامل طرف عرضه در ادبیات تجربی و نظری مربوط وجود دارد. در رویکرد اول، از تابع تولید استفاده شده و نقش عوامل تولید نظیر نیروی کار، سرمایه و واردات نهاده‌های واسطه‌ای در رفتار ستاده بلندمدت (تولید بالقوه) و کوتاه مدت مورد توجه قرار می‌گیرد. در رویکرد دوم، عرضه کل به صورت تابعی از قیمت‌های نسبی نظیر دستمزدهای حقیقی یا هزینه‌های واحد نیروی کار (ULC)؛ هزینه‌های نهاده‌های وارداتی و هزینه سرمایه با حل مسأله بهینه‌یابی رفتار عرضه‌کننده تصریح می‌شود. در واقع، تصریح رابطه (استاتیکی) عرضه کل بر حسب دستمزدهای حقیقی به صورت  $Y_s = Y_s$

## 1. Unit Labor Cost

(W/P) در الگوی نظری مرسوم بوده است<sup>۱</sup>. اما رابطه یادشده براساس تابع تولید تک‌نهادهای (نیروی کار) استخراج می‌شود. در حالت عمومی، قیمت نسبی تمام نهاده‌های تولید در معادله عرضه کل لحاظ می‌شوند. رویکردهای یادشده دو حدنهایی برای الگوسازی رفتار عرضه کل است. همواره می‌توان ترکیبی از متغیرهای حقیقی و قیمت‌های نسبی را نیز در یک چارچوب نظری سازگار برای توضیح رفتار عرضه مورد استفاده قرار داد.

دراین مطالعه، الگوی بلندمدت عرضه کل براساس تکنولوژی تابع تولید کاپ - داگلاس و سه عامل تولیدکار، سرمایه و نهاده‌های وارداتی استخراج می‌شود. تابع تولید را در حالت عمومی به صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$Y_s^* = Y_s (H, N, K, IM, Techn) \quad (4)$$

که در آن،  $Y_s^*$  میزان تولید (بالقوه) غیرنفتی،  $N$  اشتغال،  $H$  متوسط ساعات کار و  $K$  موجودی سرمایه است.  $IM$  در تابع تولید، جایگزین واردات واسطه‌ای شده و  $Techn$  فرایند پیشرفت فنی است که با روند زمانی اندازه‌گیری می‌شود. نقش نهاده‌های واسطه‌ای در تولید به دنبال تکانه نفتی اوایل دهه ۱۹۷۰ مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان قرار گرفت<sup>۲</sup>. در واقع تکانه‌های طرف عرضه اقتصاد، نظیر تغییرات تکنولوژیکی، تحولات قیمت نفت، محصولات کشاورزی، نهاده‌های وارداتی و تغییر رابطه مبادله، منشأ اصلی نوسان‌های اشتغال و تولید در نظریه دوره‌های تجاری حقیقی به حساب می‌آیند. در اقتصاد ایران نیز با توجه به آن‌که مواد اولیه وارداتی، مکمل نهاده نیروی کار و سرمایه در فرایند تولید محسوب می‌شود، نوسان‌های آن، روند تولید را تحت تأثیر قرار داده است. افزون بر این، عده‌ای از پژوهشگران تجربی نیز به جای واردات، انحراف یا حاشیه نرخ ارز (PREM) را برای کنترل اثر محدودیت‌های ارزی یا انحراف‌های قیمتی روی تولید در کشورهای در حال توسعه مورد استفاده قرار داده‌اند<sup>۳</sup>. دراین مطالعات، فرض می‌شود که ظرفیت تولیدی در طول دوره مورد بررسی متأثر از محدودیت‌های ارز خارجی قرار داشته است. همان‌طور که در تجزیه و تحلیل

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

۲. به طور مثال Layard & Symons (۱۹۸۴) را ملاحظه کنید.

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



تراز پرداخت‌ها اشاره‌شد، محدودیت‌های ارزش خارجی را می‌توان با حاشیه نرخ ارز نیز اندازه‌گیری کرد. علاوه براین، حاشیه نرخ ارز، نماینده انحراف‌هایی است که تولید بالقوه را کاهش می‌دهد. بنابراین، در تحلیل‌های تجربی به جای واردات از حاشیه نرخ ارز نیز استفاده خواهیم کرد.

در الگوی استاندارد برای استخراج عرضه کل، میزان تقاضای (مطلوب) اشتغال (H.N) با حل مسأله بهینه‌یابی رفتار عرضه‌کننده، به صورت تابعی از دستمزدهای حقیقی استخراج و در تابع تولید جایگزین می‌شود. این روش، مستلزم آن است که یک رابطه تعادلی بلندمدت میان اشتغال، دستمزد حقیقی و تولید (با تفسیر تقاضای نیروی کار) وجود داشته باشد. در این حالت، معادله عرضه (بالقوه) در شکل لگاریتمی به صورت زیر خواهد بود:

$$y_s^* = -\beta_{3V} (w - p) + \beta_{30} im - \beta_{38} k + \alpha_p \text{ trend} \quad (5)$$

که در آن،  $y_s^*$  (لگاریتم) تولید بالقوه غیرنفتی و trend جمله روند برای اندازه‌گیری اثرات پیشرفت فنی است. همان‌طور که اشاره شد حاشیه نرخ ارز را نیز می‌توان به عنوان معیاری از محدودیت‌های ارزش خارجی در تابع تولید و در نتیجه، در معادله (5) به جای im مورد استفاده قرار داد. اما در الگوسازی بخش خارجی یک رابطه تعادلی بلندمدت میان نرخ ارز حقیقی، واردات، تولید و حاشیه نرخ ارز برای اقتصاد ایران پیشنهاد شد. در صورت اعتبار رابطه یادشده (که در تحلیل‌های هم‌انباشتگی قابل‌آزمون است) می‌توان واردات را در معادل (5) با نرخ ارز حقیقی و حاشیه نرخ ارز جایگزین کرد.

دستمزد حقیقی بلندمدت (w-p) از تعامل میان عرضه و تقاضای نیروی کار به دست می‌آید. در این مطالعه، شاخص دستمزد در کارگاه‌های بزرگ صنعتی را که نماینده‌ای از دستمزد بخش اولیه<sup>۱</sup> یا رسمی است مورد استفاده قرار می‌دهیم. در این بخش، قدرت چانه‌زنی کارگران در برابر بنگاه‌ها تعیین‌کننده رفتار دستمزد و اشتغال است. رابطه بلندمدت دستمزد براساس تعادل بازار کار در یک الگوی چانه‌زنی دستمزد به صورت زیر به دست می‌آید<sup>۲</sup>:

$$(w - p)^* = \beta_{IV} \text{ pro} + \beta_{I1} (y - y^*) \quad (6)$$

### 1. Primary

۲. به طور مثال، Alogoskoufis (۱۹۹۴) و Anderson & Risager (۱۹۹۰) را ملاحظه کنید.

که در آن،  $(w - p)^*$  دستمزد حقیقی تعادلی،  $pro$  بهره‌وری نیروی کار و  $(y - y^*)$  متغیر فشار تقاضاست (متغیرها لگاریتمی هستند). معادله (۶) را می‌توان با حداقل کردن مربع متوسط انحرافات اشتغال از مقدار هدف آن مشروط بر تابع تقاضای نیروی کار به دست آورد. بهره‌وری نیروی کار، (لگاریتم) نسبت اشتغال به تولید در کارگاه‌های بزرگ صنعتی تعریف می‌شود. برای شکاف تقاضا نیز جانشین‌های مختلفی نظیر انحراف تولید از روند بلندمدت آن (یا تولید بالقوه) یا درجه استفاده از ظرفیت تولیدی را می‌توان استفاده کرد. چنانچه متغیر شکاف تقاضا  $(0)$  باشد آن‌گاه تأثیرات بلندمدتی بر دستمزد حقیقی  $(w-p)$  نخواهد داشت. نیموئن<sup>۱</sup> (۱۹۹۲)، انعطاف‌پذیری دستمزد حقیقی را بر حسب هم‌انباشتگی میان  $(w-p)$  و  $Pro$  تعریف می‌کند. چنانچه  $pro$  بازدهی متوسط نیروی کار باشد، در شرایط انعطاف‌پذیری دستمزد (به تعبیر Nymoer) ضریب هم‌انباشتگی برابر  $\beta_{1, y} = 1$  (یعنی پرداخت دستمزد متناسب با بهره‌وری نیروی کار) خواهد بود. در این شرایط، دستمزد حقیقی در بلندمدت با بهره‌وری نیروی کار همراهی داشته و به همین مفهوم، انعطاف‌پذیر تلقی می‌شود. افزون بر این، سهم نیروی کار  $(w-p-pro)$  یا سهم سود نیز ساکن بوده و کارگران یا صاحبان سود قادرند سهم خود را از تولید در بلندمدت حفظ کنند.

آخرین رابطه تعادلی بلندمدت در طرف عرضه، معادله تعیین قیمت مبتنی بر هزینه‌های تولید است. براساس نظریه قیمت‌گذاری، اضافه‌بها<sup>۲</sup> در شرایط انحصاری می‌توان قیمت (تولیدکننده) را به صورت میانگین وزنی هزینه عوامل تولید استخراج کرد<sup>۳</sup>. به بیان دیگر، با حداکثر کردن سود یک انحصارگر مشروط بر محدودیت تابع تقاضا و تکنولوژی تولید، قیمت از مجموع هزینه‌های واحد و اضافه‌بهای که خود بستگی به فشار تقاضا دارد به صورت زیر به دست می‌آید:

$$p^* = cost + \beta_{1, y} (y - y^*) \quad (7)$$

که در آن،  $p^*$  قیمت تعادلی بلندمدت و  $cost$  هزینه‌های واحد تولیدی است. چنانچه فرض کنیم نهاده‌ها یا عوامل تولید وارداتی و نیروی کار از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده هزینه‌های تولید داخلی باشند، آن‌گاه می‌توان معادله تعیین قیمت بلندمدت را به صورت زیر تصریح کرد:

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

$$p^* = \beta_{o1} (w - pro) + \beta_{o2} (e + ef) + \beta_{o3} (y - y^*) \quad (8)$$

(w - pro) دستمزد نیروی کار (تعدیل شده برای بهره‌وری)، (e + ef) هزینه‌عوامل تولید یا نهاده‌های وارداتی و (y - y\*) متغیر فشار تقاضاست. در شرایط همگنی بلندمدت قیمت‌ها نسبت به هزینه‌های تولید و باین فرض که حاشیه سود، مستقل از سطح قیمت است محدودیت  $\beta_{o2} + \beta_{o3} = 1$  برقرار خواهد بود. در شرایط رقابتی  $\beta_{o1} = 0$  است. به لحاظ نظری انتظار می‌رود که قیمت دستمزد و همچنین عرضه کل در کوتاه‌مدت نسبت به عدم تعادل بازار کار  $ecm(w - w^*)$  و عدم تعادل قیمت  $ecm(p - p^*)$ ، در جهت تصحیح آن تعدیل شود.

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

$$ecm(y_d - y_d^*) = y_d - \beta_{12} m + \beta_{13} p + \beta_{14} (e - pf - p) \quad (9)$$

$$ecm(e - e^*) = (e + pf) - \beta_{23} p + \beta_{26} im - \beta_{21} Y_d + \beta_{24} prem \quad (10)$$

$$ecm(y_s - y_s^*) = y_s + \beta_{37} (w - p - pro) - \beta_{38} k - \beta_{36} im - \alpha_r trend \quad (11)$$

$$ecm(w - w^*) = w - \beta_{43} p - \beta_{44} pro - \beta_{41} (y - y^*) \quad (12)$$

$$ecm(P - P^*) = p - \beta_{o1} (w - pro) - \beta_{o2} (e + pf) - \beta_{o3} (y - y^*) \quad (13)$$

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 جمله روندخطی  $g.trend$  جایگزین خواهد شد. برآورد ضریب متغیر روند (g) نباید تفاوت معناداری از متوسط نرخ رشد (فصلی) تولید در طول دوره نمونه داشته باشد. افزون بر این، تغییرات دانش‌فنی (Techn) نیز با روندخطی جایگزین شده است. پنج رابطه تعادلی بلندمدت را به صورت بسته زیر ارائه می‌کنیم:

$$E CM_t = \beta' Z_t + \alpha . t \quad (14)$$

که در آن:

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

$$\beta' = \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{12} & \beta_{13}+\beta_{14} & -\beta_{14} & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ -\beta_{21} & \cdot & -\beta_{23} & \cdot & \beta_{25} & \cdot & \cdot & \cdot & \beta_{29} \\ 1 & \cdot & -\beta_{37} & \cdot & \beta_{35} & \beta_{37} & -\beta_{37} & -\beta_{38} & \cdot \\ -\beta_{41} & \cdot & -\beta_{43} & \cdot & \cdot & \cdot & 1 & -\beta_{47} & \cdot \\ -\beta_{51} & \cdot & \cdot & -\beta_{54} & \cdot & -\beta_{56} & \beta_{56} & \cdot & \cdot \end{bmatrix}$$

$$a = (0, 0, -\alpha_{\tau}, g \beta_{11}, g \beta_{51})$$

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

همان‌طورکه ملاحظه می‌شود برای کوچک کردن ابعاد دستگاه و افزایش درجه آزادی، به جای قیمت خارجی و نرخ ارز، متغیر  $e+pf$  جایگزین شده است، مطابق قضیه نمایش گرنجر، سازوکار تصحیح خطای متناظر با رابطه‌های تعادلی بلندمدت عبارت است از:

$$\Delta Z_t = \mu + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \alpha \beta' Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$\beta$  ماتریس رابطه‌های بلندمدت یا بردارهای هم‌انباشته‌کننده و  $\alpha$  ماتریس ضرایب تعدیل یا بازخورد<sup>۱</sup> بوده که در حالت عمومی دارای ابعاد  $n \times r$  است. در دستگاه مورد نظر، تعداد متغیرها  $n=9$  است. تعداد رابطه‌های تعادلی بلندمدت یا بردارهای هم‌انباشته‌کننده براساس ملاحظات نظری  $r=5$  است که اعتبار آن باید با آزمون‌های هم‌انباشته‌گی مورد بررسی قرارگیرد.

در دستگاه VECM غیرشرطی (۱۵)، رابطه‌های  $\beta' Z_{t-1}$  عدم تعادل دستگاه را اندازه‌گیری می‌کند. ضرایب تعدیل نیز اندازه یا سرعت تعدیل متغیرهای دستگاه را نسبت به عدم تعادل‌های یادشده نشان‌دهنده و

### 1. Loading matrix

بر اساس آن، رابطه‌های علی بلندمدت یا علیت گرنجری برای تصحیح خطا<sup>۱</sup> مورد آزمون و تحلیل قرار می‌گیرند. در حالی که ضرایب  $\Gamma_1$ ، رابطه‌های علی کوتاه‌مدت میان متغیرهای دستگاه یا علیت در طول دوره‌های تجاری<sup>۲</sup> را منعکس می‌سازند. آزمون علیت کوتاه‌مدت بر اساس آماره  $F$  برای اهمیت ضرایب برآورد شده  $\Gamma_1$  انجام می‌شود. پویایی‌های کوتاه‌مدت دستگاه در یک الگوی تعادلی به‌طور عمده ناشی از هزینه‌های تعدیلی مانند انباشت تدریجی موجودی سرمایه، افزایش عرضه نیروی کار یا محدودیت‌های اطلاعاتی درواکنش به‌تکانه‌های اقتصادی است. اما در الگوی غیرتعادلی (کینزین‌ها) پویایی‌ها پاینرسی حاکم بر رفتار متغیرهای 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 الگوسازی تمام متغیرهای دستگاه، بردار  $Z_t$  به مجموعه‌ای از متغیرهای درون‌زای  $Y_t$  و برون‌زای (ضعیف)  $X_t$  به صورت  $Z_t = (Y_t : X_t)$  افزایش یافته و دستگاه VECM شرطی مورد برآورد و تحلیل قرار می‌گیرد. در این حالت، تنها رفتار متغیرهای درون‌زای  $Y_t$  مشروط بر متغیرهای برون‌زای  $X_t$  الگوسازی و پیش‌بینی می‌شوند؛ به‌این‌ترتیب تجزیه و تحلیل  $Y_t$  به یک زیردستگاه شرطی<sup>۳</sup> 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 بر اساس اهمیت آماری ضرایب تعدیل در الگوی حاشیه‌ای  $X_t$  مشخص می‌شود. همواره می‌توان تابع چگالی احتمال مشترک  $Z_t = (Y_t : X_t)$  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:

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

1. Error Correction Granger Cause

2. Cyclically Granger Cause

3. Conditinal Sub - System

$$\Delta X_t = \alpha_x \beta' Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{xi} \Delta X_{t-i} + \mu_x + \varepsilon_{xt} \quad (17)$$

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 به دست می‌آید که  $\alpha_x$  باشد. در این حالت، تخمین پارامترهای  $\alpha_y$  و  $\beta$  و استنباط‌های آماری معتبر روی آنها تنها براساس دستگاه شرطی (۱۶) امکان‌پذیر خواهد بود. افزون بر این، برونزایی قوی نیز برای مقاصد پیش‌بینی و فوق‌برونزایی برای شبیه‌سازی‌های سیاستی معتبر ضروری است. 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. به این مفهوم که می‌توان از دستگاه (۱۶) برای پیش‌بینی صحیح  $Y_t$  مشروط بر مقادیر آتی  $X_t$  استفاده نمود. فوق‌برونزایی برای پارامترهای مورد نظر از ترکیب فرض‌های برونزایی ضعیف و تغییرناپذیری این پارامترها نسبت به تغییرات فرایند حاشیه‌ای  $X_t$  به دست می‌آید (یعنی توزیع شرطی  $Y_t$  به تغییرات توزیع حاشیه‌ای  $X_t$  واکنش نشان نمی‌دهد). فوق‌برونزایی متغیرهای  $Y_t$  اعتبارشبهه سازی سیاستی را مبتنی بر دستگاه شرطی (۱۶) تضمین می‌کند.

با شناسایی ساختار بلندمدت، محدودیت‌های پیش‌ازحد مشخص روی پارامترهای بلندمدت  $\beta$  آزمون شده و این پارامترها و همچنین، ضرایب  $\alpha$  موردبرآورد قرار می‌گیرند. بررسی بازخورد عدم تعادل‌ها در بخش‌های مختلف اقتصادی، اطلاعات مفیدی درخصوص تعامل متغیرهای حقیقی و اسمی و برونزایی ضعیف آنها برای یکدیگر به دست می‌دهد. پس از آزمون‌های برونزایی و تفکیک متغیرها به درون‌زا و برون‌زا،  $\beta$  و دیگر پارامترهای VECM شرطی (۱۶) (مشروط بر برونزایی ضعیف  $X_t$ ) برآورد می‌شوند.

با برآورد رابطه‌های بلندمدت، ساختار کوتاه‌مدت با ضرب دو طرف VECM شرطی (۱۶) در ماتریس ضرایب همزمان  $H(0)$  شناسایی می‌شود. الگوی به دست آمده، 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<sup>۱</sup>، شین<sup>۲</sup>، گارات و پسران<sup>۳</sup> قرار گرفته است. زیرا نظریه اقتصادی قادر به شناسایی و تعیین پویایی‌ها و ساختار کوتاه‌مدت نبوده و باید سلیقه‌های پژوهشگر محدودیت‌ها یا خلاهای

1. Lee
2. Shin
3. Garrat and Pesaran

نظری را در این زمینه جبران کند. بنابراین، اتفاق نظر کاملی برای تصریح ساختار کوتاه‌مدت وجود ندارد. در هر صورت، یک دستگاه فرم خلاصه شده یا VECM (شرطی) باید الگوی ساختاری متناظر با آنرا احاطه کند.<sup>۱</sup> هنوز می‌توان این موضوع را با استفاده از آزمون‌های احاطه کننده مورد بررسی قرارداد.

الگوهای ساختاری کوتاه‌مدت بر اساس تعریف  $H(0)$  تصریح می‌شوند. تعیین ماتریس یاد شده رابطه‌های علی معینی را میان متغیرهای الگو برقرار می‌کند. هر یک از این الگوهای ساختاری، دربرگیرنده توابع عکس‌العمل آنی متفاوت نسبت به تکانه‌های دائمی یا موقتی هستند. چنانچه  $H(0)=I$  ماتریس واحد باشد شکل ساختاری الگو همانند VECM شرطی (۱۶) خواهد بود. در این حالت، پارامترهای VECM را می‌توان تفسیری ساختاری کرد. افزون بر این، با اعمال محدودیت‌های بیش از حد مشخص روی ضرایب متغیرهای باوقته، پارامترهای الگو کاهش می‌یابد. روش دیگر برای شناسایی پارامترهای VECM ساختاری، استفاده از یک ساختار بازگشتی است. در این حالت، ماتریس  $H(0)$  مثلثی و ماتریس کوواریانس  $\Omega$  قطری فرض می‌شود. خصوصیت اصلی این روش، آن است که اثرات همزمان متغیرها روی یکدیگر بر اساس یک زنجیره علیت (همزمان) برقرار می‌شود. از آنجا که برای یک الگوی بازگشتی می‌توان تابع درست‌نمایی مشترک را به حاصل ضرب توابع درست‌نمایی معادلات الگو تجزیه کرد هر معادله در الگوی VECM ساختاری (مشروط به معلوم بودن  $\beta$ ) به روش "OLS" قابل برآورد است. در رویکرد شناسایی باسویک<sup>۲</sup> (۱۹۹۵) نیز ماتریس  $H(0)$  به گونه‌ای مفید می‌شود که جمله تصحیح خطای مربوط به هر متغیر تنها وارد همان معادله شود. باسویک<sup>۳</sup> الگوی به دست آمده را VECM قطری می‌نامد. علاوه بر این، می‌توان  $H(0)$  را به گونه‌ای انتخاب کرد که ماتریس جملات خطا در VECM ساختاری دارای ساختار **block recursive** باشد. در این حالت، جملات تصحیح خطای هر متغیر تنها وارد همان معادله شده 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  $H(0)$  را به صورت  $(H_{yz}, H_{xz})$  افزایش دهیم که در آن  $H_{xz} = (H_{xy}, H_{xx})$  و  $H_{yz} = (H_{yy}, H_{yx})$  بوده سپس، یک ساختار قطری به

4. Encompass

5. Bowswijk

صورت  $H_{yx} = H_{xy} = 0$  و یک ساختار block recursive به صورت  $H_{xy} = 0$  مشخص می‌شود. در

حالت کلی، الگوی ساختاری مربوط به VECM شرطی (۱۶) به صورت زیر است:

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

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

در ادامه، به برآورد ساختار بلندمدت، تعیین زنجیره‌علیت بلندمدت گرنجری و به‌ویژه بازخور عدم تعادل‌ها در بخش‌های مختلف و هم‌چنین، تحلیل پویایی‌های کوتاه‌مدت می‌پردازیم. ابتدا، توجه خود را به تعامل متغیرهای دستگاه تنها بر اساس الگوی طرف تقاضا (و با در نظر گرفتن بخش خارجی) معطوف می‌کنیم. سپس، رابطه‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت و تعامل میان متغیرهای اسمی و حقیقی را از طرف عرضه (با در نظر گرفتن بخش خارجی) مورد توجه قرار می‌دهیم. این تقسیم بندی برای کوچک کردن ابعاد دستگاه و اجتناب از مشکلات همگرایی الگوریتم انجام شده است. افزون بر این، نتایج به دست آمده، که به‌طور کلی دلالت بر دوگانگی بلندمدت میان بخش اسمی (پولی) و حقیقی دارد، چنین تمایزی را معتبر می‌سازد. در واقع، برای پیش‌بینی رفتار بلندمدت تولید یا دستمزدهای حقیقی نیازی به الگو سازی پول نیست.

### ۳. برآورد رابطه‌های بلندمدت تقاضا (شامل بخش خارجی)

در این بخش، از نتایج تجربی مطالعه ابریشمی و 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 ابریشمی و مهرآرا از اطلاعات فصلی متغیرهای بالا بین دوره (۱) ۱۳۵۰- (۴) ۱۳۷۶ 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 به  $y_d$  از طریق درون‌یابی به داده‌های سالانه به دست می‌آید. آمار فصلی سایر متغیرهای بردار  $Z_t$  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 صادراتی کشورهای OECD بر حسب دلار بوده که برای کاهش تعداد متغیرها و ساده‌سازی دستگاه، سری  $e + pf$  را به جای دو متغیر یادشده مورد استفاده قرار می‌دهیم.  $im$  واردات دلاری حقیقی (کالا) است که با شاخص قیمت  $pf$  تعدیل شده است.  $prem$  نیز تفاوت میان (لگاریتم‌های) نرخ‌ارز بازار موازی و نرخ‌ارز موزون رسمی است.

تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی به تعیین درجه انباشتگی (یعنی تعداد ریشه‌های واحد) متغیرهای دستگاه موکول می‌شود. در واقع، هم‌انباشتگی، سازگاری میان خواص آماری داده‌ها را با نظریه اقتصادی آزمون می‌کند. نتایج به دست آمده از آزمون‌های ریشه‌واحد یا دیکی فولر گسترش یافته (ADF) اهمیت زیادی برای تعیین نوع تکانه‌های (دایمی یا موقتی) وارد بر متغیرهای مورد نظر دارد. متغیرهایی که حاوی ریشه‌های واحد باشند تحت تأثیر تکانه‌های دایمی قرار می‌گیرند.

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

نتایج آزمون هم‌انباشتگی برای تعیین تعداد رابطه‌های تعادلی بلندمدت (ابعاد فضای هم‌انباشتگی) و همچنین، ملاحظه‌های نظری سازگار با نظریه اقتصادی بر وجود دو رابطه تعادلی بلندمدت ( $r = 2$ ) دلالت دارد. دو بردار برآوردشده پس از آزمون و اعمال محدودیت‌های بیش از حد مشخص به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$m = 0.941 p + 1/477 y_d + ecm (m-m^*)$$

$$e = 1/122 p - 0.47im + 0.589y_d - 0.708 prem + ecm (e-e^*)$$

بردار اول بر حسب  $m$  نرمال شده و رابطه یادشده، تقاضای پول تفسیر می‌شود. اما چنانچه این رابطه را تقاضای کل بلندمدت تفسیر کنیم ضرایب آن هم‌چنان دارای علامت موردانتظار هستند. در این 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. برآورد کشش

بلندمدت نرخ ارز نسبت به قیمت هرچند نزدیک به واحد (۱/۱۲) است اما این تفاوت از نظر آماری معنادار است. ضرایب واردات (im) و درآمد حقیقی ( $y_h$ ) قرینه نزدیک به یکدیگر برآورد شده و تفاوت آنها نیز معنادار نیست. بنابراین، تأثیر نسبت واردات به تولید ( $im-y_h$ ) روی نرخ ارز در بلندمدت منفی بوده و کشش مربوط حدود ۰/۵- برآورد می‌شود. این نسبت، تأثیر بالاسا<sup>۱</sup> (بهره‌وری) را در رفتار نرخ ارز حقیقی نیز نشان می‌دهد. ضریب prem در معادله بلندمدت نرخ ارز (۰/۷۰۸) از اهمیت آماری بالایی برخوردار بوده و علامت موردانتظار را دارد به این ترتیب شدت کنترل‌ها یا محدودیت‌های ارزی، رفتار نرخ ارز بازار موازی را متأثر ساخته، به طوری که تغییرات نرخ ارز موزون رسمی (با کنترل سایر شرایط) نرخ ارز بازار موازی را در همان جهت اما با نسبت کمتری تغییر داده است. در ضمن، ضریب متغیر روند در هیچ یک از بردارها معنادار نیست، بنابراین، در معادلات در نظر گرفته نمی‌شود.

تفسیر بردار اول، اطلاعات مفیدی در خصوص تعامل بلندمدت میان پول و تولید (تقاضا) ارائه می‌کند. این بردار، وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان  $y_h$  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 تفسیر کرد. در واقع، نیروهای رانش بلندمدت<sup>۲</sup> یا برونزایی ضعیف بلندمدت<sup>۳</sup> در هر بردار هم‌انباشته‌کننده، تفسیر صحیح آن را براساس نظریه‌های اقتصادی مشخص می‌کند. بنابراین، چنانچه  $m$  یا  $(m-p)$  در بردار اول برونزایی ضعیف یا نیروی رانش بلندمدت باشد تفسیر بردار یادشده به عنوان تقاضای حقیقی و نرمال کردن آن حول  $y_h$  معتبر خواهد بود. اما در صورتی که  $y_h$  برونزایی ضعیف و عامل حرکت بلندمدت دستگاه محسوب شود آن‌گاه رابطه اول به عنوان تقاضای پول تفسیر و حول  $m$  نرمال می‌شود. به این ترتیب، وجود رابطه بلندمدت میان  $y_h$  و  $m$  و  $p$  به تنهایی اطلاعاتی در خصوص رابطه‌های علی بلندمدت میان متغیرهای یادشده به دست نمی‌دهد. تعیین متغیرهای پیشرو در حرکت بلندمدت دستگاه به آزمون‌های برونزایی براساس اندازه و اهمیت آماری ضرایب بازخور ecm موکول می‌شود. نتایج این آزمون‌ها در مطالعه ابریشمی و مهرآرا دلالت بر آن دارد که  $y_h$  در دستگاه تقاضا برونزایی ضعیف بوده و نسبت به عدم تعادل‌های دستگاه‌ها واکنش نشان

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

نمی‌دهند، بنابراین، تحولات طرف تقاضا نقش تعیین‌کننده‌ای در رفتار بلندمدت تولید ندارد. نتایج به دست آمده با تفسیر بردار اول به عنوان تقاضای پول سازگار است. بنابراین، انحراف از اولین رابطه تعادلی بلندمدت، عدم تعادل بازار پول ( $m-m^*$ ) یا عدم تعادل پرتفوی آحاد اقتصادی تفسیر می‌شود.

#### ۴. برآورد و تحلیل رابطه‌های بلندمدت طرف عرضه

نتایج تجربی مطالعه ابریشمی و مهرآرا (۱۳۸۰) که در بخش قبل ارایه شد نشان می‌دهد که رفتار تولید (یا تقاضای حقیقی) را نمی‌توان مبتنی بر متغیرهای اسمی طرف تقاضا مانند پول، قیمت و نرخ ارز به نحو رضایت‌بخشی تبیین کرد. در واقع، الگوی ساده ماندل-فلمنینگ یا IS-LM در یک اقتصاد بسته که نوسان‌های تولید را مبتنی بر تغییرات متغیرهای اسمی طرف تقاضا توضیح می‌دهد با محدودیت‌های زیادی برای درک دوره‌های تجاری در اقتصاد ایران روبرو است. بنابراین، در این قسمت ما تلاش می‌کنیم رفتار تولید حقیقی غیرنفتی را در بلندمدت بر اساس عوامل تعیین‌کننده عرضه کل نظیر واردات، موجودی سرمایه، دستمزد حقیقی، نرخ ارز حقیقی و حاشیه نرخ ارز توضیح دهیم. بر اساس مباحث نظری ارایه شده در بخش یادشده، بردار متغیرها برای الگوی بلندمدت طرف عرضه عبارت است از:

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

که در آن،  $y_s$  تولید حقیقی غیرنفتی،  $w$  شاخص دستمزد در کارگاه‌های بزرگ صنعتی و  $pro$  بهره‌وری (نسبت شاخص تولید به اشتغال کارگاه‌های بزرگ صنعتی) است. افزون بر این، در دستگاه طرف عرضه به جای  $p$ ، شاخص قیمت عمده فروشی را به کار می‌بریم. تمام متغیرهای یادشده انباشته از درجه واحد یا  $I(1)$  هستند (جدول پیوست را ملاحظه کنید). به لحاظ نظری انتظار می‌رود چهار رابطه تعادلی بلندمدت در طرف عرضه به صورت زیر شناسایی شود:

$$y_s^* = \beta_{r8} k + \beta_{r6} im - \beta_{r7} (w - p - pro) + a_r trend \quad (18)$$

$$w^* = \beta_{r3} p + \beta_{r5} pro + \beta_{r1} (y-g.trend) \quad (19)$$

$$P^* = \beta_{r4} (w - pro) + \beta_{r2} (e+pf) + \beta_{r1} (y-g.trend) \quad (20)$$

$$e^* + pf = \beta_{r11} y + \beta_{r7} p - \beta_{r6} im - \beta_{r10} prem \quad (21)$$

در معادله (۱۸)، عرضه بلندمدت به صورت تابعی از موجودی سرمایه (k)، واردات (im)، دستمزد حقیقی تعدیل شده برای بهره‌وری (w-p-pro) و متغیروند برای کنترل اثرهای پیشرفت فنی تصریح شده است. افزون بر این، همان‌طور که قبلاً اشاره شد می‌توان به جای واردات، متغیرهای نرخ ارز حقیقی و حاشیه نرخ ارز را نیز جایگزین کرد. در معادله (۱۹)، دستمزد بلندمدت تابعی از قیمت، بهره‌وری و فشار تقاضا است. انعطاف‌پذیری دستمزد به تعبیر نیمیون<sup>۱</sup> متضمن وجود هم‌انباشتگی میان دستمزد حقیقی و بهره‌وری است. با این فرض که pro، متوسط بهره‌وری نیروی کار را اندازه‌گیری می‌کند، انعطاف‌پذیری دستمزد حقیقی مستلزم محدودیت‌های  $\beta_{11}=0$  و  $\beta_{17}=\beta_{18}=1$  روی پارامترهای هم‌انباشتگی در معادله دستمزد است. معادله (۲۰)، تعیین قیمت بلندمدت در شرایط انحصاری است. چنانچه نیروی کار و نهاده‌های وارداتی سهم مسلط را در تعیین قیمت داشته باشند انتظار داریم محدودیت  $\beta_{01}+\beta_{02}=1$  برقرار شود. علاوه بر  $ecm(y_s-y_s^*)$  سایر عدم تعادل‌ها (قیمت، دستمزد و نرخ ارز) نیز می‌تواند نوسان‌های تولید را در کوتاه‌مدت متأثر سازد. در نهایت معادله (۲۱) همان رابطه بلندمدت نرخ ارز است. در دستگاه طرف عرضه نیز انتظار داریم یک رابطه تعادلی بلندمدت میان نرخ ارز (حقیقی) با عوامل تعیین‌کننده بلندمدت آن شامل واردات، تولید و حاشیه نرخ ارز وجود داشته باشد. گفتنی است که آرایه برآوردها و نتایج تفصیلی با توجه به بزرگ‌بودن ابعاد دستگاه (یا تعداد متغیرها)، فضای زیادی را اشغال می‌کند و به این ترتیب، تنها بخشی از مهم‌ترین نتایج و برآوردها مورد توجه قرار خواهد گرفت. به همین دلیل، ترجیح می‌دهیم قبل از آرایه شواهد تجربی به مهم‌ترین نتیجه به دست آمده در خصوص شناسایی ساختار بلندمدت اشاره کنیم: هرگونه تلاش برای شناسایی یک رابطه بلندمدت در فضای هم‌انباشتگی چهار بعدی یا کمتر مبتنی بر اطلاعات موجود نمونه حاکی از عدم وجود چنین رابطه‌ای با یک تفسیر اقتصادی صحیح است. در واقع، تفسیر رابطه‌های بلندمدت برآورد شده به عنوان عرضه کل با توجه به اندازه و اهمیت آماری ضرایب تعدیل  $\alpha$  معتبر نیستند. قیمت‌های نسبی شامل دستمزد حقیقی یا هزینه واحد نیروی کار (ulc=w-p-pro)، قیمت نسبی نهاده‌های وارداتی (که با نرخ ارز حقیقی اندازه‌گیری می‌شود)، حاشیه نرخ ارز و هم‌چنین، متغیرهای حقیقی شامل موجودی سرمایه و واردات قادر نیستند رفتار بلندمدت عرضه کل را توضیح دهند. به بیان دیگر، هیچ

1. Nymoer

ترکیب‌سازی از این متغیرها (براساس ضرایب  $\alpha$ ) علت بلندمدت  $\Delta y_s$  محسوب نمی‌شوند. در تمامی موارد، ضریب دستمزد با علامت مثبت و معنادار در رابطه بلندمدت  $\Delta y_s$  ظاهر شده و نسبت به عدم تعادل مربوط نیز تصحیح می‌شود که با تفسیر رابطه یادشده به عنوان معادله بلندمدت دستمزدسازگار است. موجودی سرمایه نیز هرچند علامت موردانتظار (مثبت) را در معادله عرضه بلندمدت دارد اما در بیشتر تصریحات نسبت به عدم تعادل به دست آمده به طور معناداری تعدیل می‌شود. به این ترتیب، برآورد رابطه‌های یادشده تنها براساس قاعده نرمال‌سازی<sup>۱</sup> و نه نظریه اقتصادی به عنوان عرضه کل یا تابع تولید قابل تفسیر است. به بیان دیگر، برداری که در این دستگاه برحسب  $\Delta y_s$  لایرمال شده مبتنی بر نظریه اقتصادی به عنوان عدم تعادل عرضه کل  $ecm(y_s - y_s^*)$  قابل تفسیر نبوده و عدم تعادل موجودی سرمایه  $ecm(k - k^*)$  یا عدم تعادل دستمزد  $ecm(w - w^*)$  را منعکس می‌سازد. بنابراین، با حذف موجودی سرمایه، ابعاد دستگاه کوچکتر شده و به  $\Delta y_s$  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 رابطه تعادلی بلندمدت سازگار با انتظارات نظری ما دارد. طبق آزمون نسبت درست‌نمایی که نتایج آن در بخش B جدول ارائه شده، سه متغیر بهره‌وری (pro)، حاشیه‌نرخ‌ارز (prem) و واردات (im) برای تمامی رابطه‌های تعادلی بلندمدت (غیر مفید) برون‌زایی ضعیف تشخیص داده می‌شود. به بیان دیگر، این متغیرها نسبت به عدم تعادل‌های دستگاه تعدیل نشده و در همگرایی دستگاه به سمت سه رابطه بلندمدت تعادلی نقشی ایفا نمی‌کنند. به این ترتیب برای برآورد پارامترهای بلندمدت، به الگوی (حاشیه‌ای) متغیرهای مذکور نیازی نیست. بنابراین، سه متغیر pro، prem و im در فضای هم‌انباشتگی به صورت مقید وارد شده و تفاضل‌های سطوح جاری و با وقفه (اول تا چهارم) آنها به صورت غیرمقید به عنوان متغیرهای برون‌زای  $I(0)$  در دستگاه  $VECM$  در نظر گرفته 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 تعیین شده است.

رابطه‌های تعادلی بلندمدت دستمزد، قیمت و نرخ ارز در بخش (C) جدول (۱) مفروض بر فضای هم‌انباشتگی سه بعدی با اعمال محدودیت‌های بیش از حد مشخص‌شناسایی و برآورد شده است. اولین بردار هم‌انباشته‌کننده، رابطه بلندمدت دستمزد بوده که به صورت زیر است:

$$ecm(w-w^*) = w - 0.869 p - 1.394 \text{ pro} - 2.0741 (y_s - 0.0081 \text{ trend}) \quad (22)$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود کشش دستمزد نسبت به شاخص قیمت به طور معناداری کمتر از واحد (0.869) برآورد شده که نشان می‌دهد در دوره‌های تورمی، دستمزد حقیقی و هم‌چنین، سهم نیروی کار از تولید کاهش یافته است. در مقابل، این کشش نسبت به بهره‌وری بزرگتر از واحد برآورد می‌شود هرچند این تفاوت به لحاظ آماری معنادار نیست. بنابراین، دستمزد بلندمدت ارتباط قوی تری با بهره‌وری نسبت به قیمت دارد. افزون بر این، رفتار دستمزد (یا انحراف دستمزد از بهره‌وری) ادواری است. به بیان دیگر، انحراف تولید از روند بلندمدت آن ( $y_s - 0.0081 \text{ trend}$ ) دستمزد را با ضریب نزدیک به ۲ افزایش می‌دهد. نتایج به دست آمده با الگوی نظری بلندمدت دستمزد و هم‌چنین، با شواهد تجربی برای بسیاری از کشورهای صنعتی و در حال توسعه سازگار است.<sup>۱</sup>

پیش‌بینی مکاتب اقتصادی از رفتار دستمزد حقیقی با توجه به تحلیل آنها از منابع نوسان‌های اقتصادی متفاوت است. در الگوی کینزین‌های سنتی، دستمزدهای حقیقی برخلاف جهت دوره‌های تجاری تغییر می‌کند. الگوی دستمزدکارایی هیچ رابطه‌ای را میان تولید (اشتغال) و دستمزد حقیقی قائل نیست. اما در الگوی دوره‌های تعادلی (حقیقی) و هم‌چنین، الگوی کینزین‌های جدید (در شرایط رقابت ناقص و با فرض تغییرات خلاف ادواری<sup>۲</sup> اضافه‌بها) رفتار دستمزد حقیقی همسو با دوره‌های تجاری است.<sup>۳</sup> بنابراین، شواهد به دست آمده در مورد رفتار دستمزد (و هم‌چنین، قیمت که در طرف تقاضا مورد بحث قرار گرفت) با پیش‌بینی الگوی دوره‌های تجاری حقیقی سازگارتر است؛ زیرا عموماً فرض می‌شود که تکانه‌های اسمی،

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

## 2. Countercyclical

۳. Rotemberg & Woodford (۱۹۹۳) دلایل مختلفی را برای توضیح رفتار خلاف ادواری اضافه بها ارائه 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.

دستمزد حقیقی را برخلاف دوره‌های تجاری تغییر می‌دهند در حالی که تکانه‌های تکنولوژیکی (حقیقی) تغییراتی همسوا ایجاد می‌کنند. این نتایج، باردیگر یافته‌های قبلی ما را در این خصوص که دوره‌های تجاری در اقتصاد ایران حقیقی است تأیید می‌کند.

از آنجایی که رابطه تعادلی بلندمدتی میان دستمزدهای حقیقی ( $w-p$ ) و بهره‌وری ( $pro$ ) وجود ندارد (در واقع، انحراف دستمزد از بهره‌وری دارای رفتار دوره‌ای است) بنابراین، فرضیه چسبندگی دستمزدهای حقیقی به تعبیر نیموئن<sup>۱</sup> (۱۹۹۶) پذیرفته می‌شود. دستمزد نسبت به عدم تعادل مربوط یعنی  $ecm(w-w^*)$  به طور معناداری با ضریب  $-۰/۰۶۲$  تعدیل می‌شود. این نتیجه، با نظریه اقتصادی سازگار بوده و تفسیر رابطه یادشده را به عنوان دستمزد تأیید می‌کند.

---

1..Nyomoen

**جدول-۱. تحلیل‌های هم‌انباشتگی مبتنی بر روابط بلندمدت طرف عرضه**

متغیرهای الگو شده: w, p, e+pf, im, pro, prem, ys									
A: فضای هم‌انباشتگی									
آزمون تریس					آزمون حداکثر مقدار ویژه				
فرضیه	فرضیه	آماره	مقدار	مقدار	فرضیه	فرضیه	آماره	مقدار	مقدار
صفر	مخالف	آزمون	بحرانی	بحرانی	صفر	مخالف	آزمون	بحرانی	بحرانی
			۹۵ درصد	۹۰ درصد				۹۵ درصد	۹۰ درصد
$r=0$	$r=1$	۵۶/۳۸	۴۵/۶۳	۴۲/۷۰	$r=0$	$r \geq 1$	۱۵۷/۲۳۱	۱۲۴/۶۲	۱۱۹/۳۸
$r \leq 1$	$r=2$	۴۰/۷۲۷	۳۹/۸۳	۳۷/۸۴	$r \leq 1$	$r \geq 2$	۱۰۰/۸۶۳	۹۵/۸۷	۹۱/۴
$r \leq 2$	$r=3$	۳۱/۱۲۰	۳۳/۶۴	۳۱/۰۲	$r \leq 2$	$r \geq 3$	۷۰/۱۳۶	۷۰/۴۹	۶۷/۳۳
$r \leq 3$	$r=4$	۱۷/۴۵۳	۳۷/۴۲	۲۴/۹۹	$r \leq 3$	$r \geq 4$	۳۸/۲۳۷	۸۷/۴۸	۴۵/۷
$r \leq 4$	$r=5$	۱۳/۳۵۵	۲۱/۱۲	۱۹/۰۲	$r \leq 4$	$r \geq 5$	۲۰/۷۸۴	۵۴/۳۱	۲۸/۷۸
$r \leq 5$	$r=6$	۷/۴۶	۱۶/۷۲	۱۲/۹۸	$r \leq 5$	$r \geq 6$	۷/۴۳۹	۱۷/۸۶	۱۵/۵۷
B: کاهش فضای هم‌انباشتگی									
$r=3$ ؛ فضای هم‌انباشتگی غیر مقید است. im, prem, pro آزمون نسبت در دستمای برای برون‌زای									
LR-test $\chi^2(9) = 9/24(0/115)$									
C: شناسایی فضای هم‌انباشتگی									
	w	p	e+pf	Pro	Prem	im	Ys	Trend	
ecm (w-w*)	۱	-۰/۸۶۹ (۰/۰۸۵)	۰	-۱/۳۹۴ (۰/۴۳۶)	۰	۰	-۲/۰۷۴ (۰/۷۹۵)	۰/۰۱۷ (۰/۰۰۵)	
ecm (p-p*)	-۰/۱۸۴ (۰/۰۹۱)	۱	-۰/۷۹۷ (۰/۱۶۰)	۰/۱۸۴ (۰/۱۶۰)	۰/۷۹۷ (۰/۱۶۰)	۰	۰	۰	
ecm (e-e*)	۰	-۱/۱۱۲ (۰/۰۲۲)	۱	۰	۰/۷۲۸ (۰/۰۳۷)	-۰/۸۲۲ (۰/۲۴۱)	-۰/۸۲۲ (۰/۲۴۱)	۰	
LR-test $\chi^2(9) = 7/567(0/578)$									
آزمون محدودیت‌های بیش از حد مشخص:									



ادامه جدول (۱)

D: ضرایب تعدیل				
متغیرهای وابسته				
	$\Delta W$	$\Delta P$	$\Delta(e+pf)$	$\Delta Y_s$
ecm (w-w*)	-۰/۰۶۲ (۰/۰۱۶)	۰/۰۱۲ (۰/۰۱۰)	-۰/۰۱۱۱ (۰/۱۱۲)	۰/۰۰۸ (۰/۰۰۵)
ecm (p-p*)	-۰/۲۰۶ ۰/۱۹۹	-۰/۱۸۸ (۰/۰۴۷)	۰/۱۲ (۰/۹۱)	۰/۰۲۲ (۰/۰۰۹)
ecm (e-e*)	۰/۰۵۷ (۰/۰۸۶)	۰/۰۶۳ (۰/۰۲۸)	-۰/۲۳ (۰/۰۷۱)	-۰/۰۰۸ (۰/۰۲۱)

E: آزمون تشخیص - مقادیر داخل جدول سطوح اهمیت را نشان می‌دهد (P-value)				
	$\Delta W$	$\Delta P$	$\Delta(e+pf)$	$\Delta Y_s$
AR $\chi^2$ (۱)	۰/۱۱	۰/۷۵	۰/۱۷	۰/۰۶
RESET $\chi^2$ (1)	۰/۰۹	۰/۹۴	۰/۱۲	۰/۲۳
NORM $\chi^2$ (۲)	۰/۰۰	۰/۸۷	۰/۰۰	۰/۰۰
HET $\chi^2$ (۱)	۰/۸۵	۰/۱۳	۰/۲۱	۰/۳۲

توضیحات: اعداد داخل پرانتز خطاهای معیار هستند.

قیمت و نرخ ارز نسبت به عدم تعادل دستمزد تعدیل نشده، بنابراین، برای رابطه یادشده برونزای ضعیف محسوب می‌شوند. در ضمن چنانچه بردار اول را بر حسب  $Y_s$  نرمال کنیم خواهیم داشت:

$$ecm(y_s - y_s^*) = y_s - 0.482w + 0.419p + 0.722pro + 0.008trend \quad (23)$$

تمام ضرایب علامت موردانتظار را دارند. افزون بر این، می‌توان با برابر قراردادن ضریب  $w$ ،  $p$  و  $pro$  (به رغم رد شدن فرضیه همگنی) "عرضه بلندمدت" را به صورت تابعی از هزینه‌های واحد نیروی کار ( $ulc$ ) و متغیروند (پیشرفت فنی) برآورد کرد. اما با توجه به پایین بودن ضریب تعدیل یا بازخور  $-ecm(w - w^*)$  و معنادار نبودن آن در معادله عرضه، تفسیر این بردار به عنوان عرضه کل به لحاظ نظری صحیح نیست. تولید نسبت به عدم تعادل مربوط به بردار اول تصحیح نشده و برای جاد تعادل را به عهده نمی‌گیرد. به بیان دیگر، متغیرهای  $w$ ،  $p$  و  $pro$  علت بلندمدت  $Y_s$  به حساب نمی‌آیند. دومین بردار هم‌انباشته‌کننده که مربوط به شاخص قیمت بلندمدت می‌باشد به صورت زیر است:

$$ecm(p - p^*) = p - 0.184(w - pro) - 0.797(e - prem - pf) \quad (24)$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود شاخص قیمت، یک میانگین موزون از شاخص هزینه نیروی کار ( $ulc$ ) و نرخ ارز است.  $prem$  نیز اثرات با اهمیتی روی قیمت داشته، بنابراین، به هنگام برآورد در این معادله لحاظ شده است. اما از آنجایی که ضریب متغیرهای  $prem$  و  $(e + pf)$  تفاوت معناداری از یکدیگر (با علامت قرینه) ندارند به هنگام تخمین این محدودیت اعمال می‌شود. با توجه به آن که  $prem$  از تفاوت نرخ ارز بازار موازی و نرخ موزون رسمی به دست می‌آید در نتیجه، متغیر جدید  $e - prem$  نرخ ارز موزون رسمی است. به این ترتیب، نرخ ارز موزون نقش تعیین‌کننده و مسلط را در رفتار بلندمدت قیمت (نسبت به هزینه واحد نیروی کار) داشته، به طوری که ۸۰ درصد قیمت را هزینه‌های مربوط به نرخ ارز (رسمی موزون) و ۱۸ درصد را هزینه‌های واحد نیروی کار تشکیل می‌دهد. بنابراین، بخش تورمی فشار هزینه نقش مسلط را در تعیین قیمت بلندمدت ایفا نمی‌کند. مجموع ضرایب نرخ ارز و هزینه واحد دستمزد (۰/۸۹) تفاوت معناداری از واحد ندارند.

قیمت با ضریب  $-0.19$  نسبت به عدم تعادل یادشده تعدیل می‌شود. از این روی، شاخص قیمت، رفتار هزینه‌های تولید را به طور نزدیکی دنبال می‌کند. افزون بر این، سرعت تعدیل قیمت به سمت رابطه تعادلی آن به مراتب بزرگتر از دستمزد (با ضریب  $-0.06$ ) است. در میان متغیرهای دستگاه  $Y_s$  نیز به انحراف قیمت از

سطح تعادلی آن در بلندمدت که مبتنی بر هزینه‌های تولید تعیین می‌شود واکنش نشان می‌دهد. بازخور عدم تعادل قیمت به تولید هرچند معنادار است ولی این ضریب بسیار پایین (۰/۰۲) برآورد می‌شود. بنابراین، عرضه‌کل نیز نسبت به انحراف قیمت از هزینه‌های تولید در کوتاه‌مدت در جهت صحیح (اما به‌کندی) تعدیل می‌شود. این نتیجه، با نظریه اقتصادی (الگوی استاندارد عرضه‌کل یا اثر منحنی فیلیپس) سازگار است. سومین رابطه تعادلی 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 برآورد شده اما هنوز به طور معناداری بزرگتر از واحد (۱/۱۱۲) است و نشان می‌دهد که فرضیه همگنی در بلندمدت به طوره دقیق برقرار نیست. نسبت واردات به تولید و حاشیه نرخ‌ارز نیز همچنان اثرات مورد انتظار را روی نرخ‌ارز در بلندمدت دارند.

همان‌طور که قبلاً اشاره شد در دستگاه طرف عرضه هیچ رابطه تعادلی بلندمدتی با تفسیر معادله عرضه تابع تولید سازگار با نظریه اقتصادی قابل برآورد و شناسایی نیست. به طور مثال تحلیل‌های هم‌انباشتگی برای معادله (۱۸) در جدول (۲) ارایه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود هر چند وجود یک رابطه تعادلی با قاطعیت پذیرفته می‌شود اما واکنش عرضه نسبت به هزینه واحد نیروی کار (w-p-pro) مثبت (۰/۳) برآورد شده و بنابراین، علامت مورد انتظار را ندارد. افزون بر این، این ضریب از اهمیت بالایی برخوردار است. برآورد ضریب جمله روند (پیشرفت فنی) نیز هرچند مطابق انتظار مثبت بوده، اما اندازه آن (۰/۰۱) به لحاظ اقتصادی معقول نیست. زیرا متوسط رشد تولید در دوره نمونه (حدود ۰/۹ درصد) کمتر از ضریب جمله روند است. برآورد ضریب تعدیل در بخش (C) جدول (۲) نیز تفسیر بردار هم‌انباشته کننده یاد شده به عنوان عرضه‌کل را به لحاظ نظری غیرمعتبر نشان می‌دهد. زیرا، ضریب جمله تعدیل در معادله  $\Delta Y_s$  معنادار نیست. در مقابل، ضرایب بازخور در معادله‌های  $\Delta k$  و  $\Delta ulc$  از اهمیت آماری بالایی برخوردار است. بنابراین، این رابطه را می‌توان یک معادله فرم خلاصه شده برای  $k$  و  $ulc$  بدون هیچ تفسیر ساختاری از ضرایب آن تلقی کرد. با جایگزین کردن حاشیه نرخ‌ارز و نرخ‌ارز حقیقی به جای  $im$  نیز نتایج مشابهی به دست می‌آید. افزون بر این، تخمین یک رابطه تولید مبتنی بر متغیرهای  $k$ ،  $Y$ ، و  $im$  (حتی با لحاظ کردن  $prem$ ) براساس آزمون‌های هم‌انباشتگی و هم‌چنین، برآورد ضرایب تعدیل معتبر نیست.

مشکلات تصریح یک رابطه تعادلی بلندمدت یا تفسیر عرضه کل مبتنی بر اطلاعات نمونه می‌تواند به دلایل زیادی همچون دوگانگی‌های اقتصادی (بخش اولیه و ثانویه)، کنترل‌های دولتی، مناسب نبودن شاخص دستمزد بخش اولیه (حمایت نشده)، نرخ ارز حقیقی یا حتی موجودی سرمایه 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 آزمون می‌کند، نتایج به دست آمده حکایت از آن دارد که متغیرهای الگوی بلندمدت عرضه کل، همچون موجودی سرمایه، دستمزد حقیقی، واردات و حاشیه نرخ ارز قادر نیستند رفتار بلندمدت  $Y$  را به شیوه‌ای با ثبات پیش‌بینی کنند. به همین دلیل، برای محاسبه تولید غیرنفتی بالقوه (مولفه روند) و عرضه مازاد (مولفه دوره‌ای) از فیلتر پرس‌کات و هادریک<sup>۱</sup> یا فیلتر HP استفاده می‌کنیم. فیلتر HP یک روش هموار کردن برای تخمین مولفه روند یک سری است. این روش، اولین بار توسط پرس‌کات و هادریک<sup>۱</sup> (۱۹۹۷) برای تجزیه و تحلیل دوره‌های تجاری آمریکا مورد استفاده قرار گرفت.<sup>۲</sup>

HP یک فیلتر خطی دوطرفه است که سری هموار شده  $Y^*$  را با حداقل کردن واریانس سری اصلی  $Y$  حول  $Y^*$  محاسبه می‌کند. تفاضل مرتبه دوم  $Y_t - Y_t^*$  مقدار زیان را در تابع هدف مشخص می‌کند. با حداقل کردن عبارت زیر، سری همواره  $Y_t^*$  به دست می‌آید:

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

$\lambda$  پارامتر جریمه نامیده شده که در مطالعه‌های تجربی با داده‌های فصلی  $\lambda=1600$  انتخاب می‌شود. به این ترتیب،  $Y_t^*$  مولفه روند سری  $Y_t$  و  $Y_t - Y_t^*$  مولفه دوره‌ای این سری است. در بخش بعد به هنگام الگوسازی ساختار کوتاه‌مدت، بازخور عدم تعادل یاد شده (مولفه دوره‌ای یا  $gapy$ ) را روی نوسان‌های کوتاه‌مدت الگو مورد توجه قرار می‌دهیم.

1. Hodrick-Prescott

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

جدول ۲- تحلیل‌های هم‌انباشتگی برای معادله عرضه

متغیرهای الگو شده : Y, k, im, ulc									
A: فضای هم‌انباشتگی									
آزمون حداکثر مقدار ویژه					آزمون تریس				
فرضیه	فرضیه	آماره	مقدار بحرانی	مقدار بحرانی	فرضیه	فرضیه	آماره	مقدار بحرانی	مقدار بحرانی
صفر	مخالف	آزمون	۹۵درصد	۹۰درصد	صفر	مخالف	آزمون	۹۵درصد	۹۰درصد
$\tau = 0$	$\tau = 1$	۶۷/۵۸۲	۳۱/۷۹	۲۹/۱۳	$\tau = 0$	$\tau \geq 1$	۱۱۱/۷۹۷۳	۶۳/۰۰	۵۹/۱۶
$\tau \leq 1$	$\tau = 2$	۲۲/۰۶۸	۲۵/۴۲	۲۳/۱۰	$\tau \leq 1$	$\tau \geq 2$	۴۱/۱۲۵	۴۲/۳۴	۳۹/۴۳
$\tau \leq 2$	$\tau = 3$	۱۳/۹۶۸	۱۹/۲۲	۱۷/۱۸	$\tau \leq 2$	$\tau \geq 3$	۲۱/۱۴۷	۲۵/۷۷	۲۳/۰۸
$\tau \leq 3$	$\tau = 4$	۷/۱۷۹	۱۲/۳۹	۱۰/۵۵	$\tau \leq 3$	$\tau \geq 4$	۷/۱۷۹	۱۲/۳۹	۱۰/۵۵
B: بردار هم‌انباشته کننده مقید									
$emc(y_s - y_s^*) =$ (۰/۰۰۰)		$Y_s$ ۱	$k$ -۰/۲۰۳ (۰/۰۴۳)	$im$ -۰/۰۲۴ (۰/۰۱۳)	$ulc$ ۰/۳۰۰۹ (۰/۰۲۵)	$Trend$ -۰/۰۱۱ (۰/۰۰۰)			
C: ضرایب تعدیل - متغیرهای وابسته									
جمله تصحیح خطا $emc(y_s - y_s^*)_{-1}$		$\Delta Y_s$ -۰/۰۴۲ (۰/۰۶۳)	$\Delta k$ ۰/۰۲۸ (۰/۰۶۳)	$\Delta im$ ۴/۳۸۸ (۳/۳۴۴)	$\Delta(ulc)$ ۰/۷۹۵ (۰/۲۰۹)				

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

### ۵. الگوسازی رابطه‌های کوتاه‌مدت

در این بخش، قصد داریم رابطه‌های کوتاه‌مدت بخش‌های عرضه و تقاضا را مبتنی بر رویکرد VECM ساختاری الگوسازی کنیم. در این روش‌شناسی ابتدا دستگاه VAR ساده شده  $I(0)$  (یا PVAR<sup>۱</sup>) با ساده‌سازی، دستگاه VECM (شرطی) موردبرآورد قرار می‌گیرد. دستگاه PVAR با حذف برخی رگرسورهای VECM (وقفه تعدادی از متغیرها) که از اهمیت آماری پایینی برخوردار بوده و به بهبود آماره‌های تشخیص نیز کمکی نمی‌کنند و همچنین، با لحاظ کردن فرض‌های برونزایی (قابل آزمون) به دست می‌آید. در واقع، دستگاه PVAR فرم خلاصه شده 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<sup>۲</sup> بررسی کرد. در این 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 عدم تعادل‌های:

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

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

همان‌طور که ملاحظه می‌شود تعداد ۲۰ متغیر لحاظ شده در دستگاه از نقش توضیح‌دهندگی با اهمیتی برخوردارند. سایر رگرسورهای حذف شده 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 (۷۹ و ۵):

	$\Delta p (-1)$	$\Delta p (-3)$	$\Delta m (-1)$	$\Delta m (-4)$
F	۳/۶۲۸	۳/۹۵۲	۳/۳۶۱	۳/۷۵۸
p-value	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۰۴)
	$\Delta y (-1)$	$\Delta y (-2)$	$\Delta y (-3)$	$\Delta y (-4)$
F	۴/۰۸۵	۲/۷۶۵	۲/۳۸۱	۴/۸۵۹
p-value	(۰/۰۰۲۵)	(۰/۰۲۴)	(۰/۰۴۶)	(۰/۰۰۰)
	$\Delta w (-2)$	$\Delta w$	$\Delta prem$	$\Delta prem (-4)$
F	۳/۹۴۵	۳/۶۶۴	۷۴/۶۸۳	۳/۹۴۲
p-value	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۳)
	$\Delta im$	$gap (-1)$	$ecm (m - m^*)$	$ecm (e - e^*)_{-1}$
F	۴/۸۲۴	۳/۸۴۱	۵/۵۳۳	۴/۵۹۹
p-value	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۱)
	$ecm(w-w^*)_{-1}$	$ecm(p-p^*)_{-1}$		
F	۴/۴۳۶	۲/۵۰۴		
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 حد مشخص روی فضای هم‌انباشتگی اعمال شده‌است). دستگاه PVAR به دست‌آمده مبنایی است که هر طرح پیشنهادی برای الگوی اقتصادسنجی SEM یا VECM ساختاری را می‌توان به عنوان زیرمجموعه‌ای از آن (SEM-PVAR) 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 قابل تحقیق است.

همان‌طور که اشاره شد تعداد نامحدودی از الگوهای VECM ساختاری را می‌توان شناسایی و برآورد کرد که تمامی آنها در احاطه دستگاه PVAR نیز قرارگیرند. در واقع، انتقاد سیمز از الگوهای SEM نیز به همین موضوع اشاره دارد. زیرا الگوی ساختاری منحصربه‌فردی وجود ندارد و هر طرح ساختاری می‌تواند مورد چالش دیدگاه‌های رقیب قرارگیرد. یکی از این الگوهای ساختاری با رعایت اصل ساده‌سازی در جدول (۴) 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 نشان می‌دهد. معنادار نبودن  $ecm(w)$  احتمالاً پایین بودن سهم هزینه‌های نیروی کار در نوسان‌های قیمت را منعکس می‌کند. پول مازاد (رشد عرضه پول بیش از رشد عوامل تعیین کننده تقاضای پول) و عدم‌تعادل بخش خارجی، قیمت را افزایش داده و در مقابل رشد، بیشتر قیمت نسبت به هزینه‌های تولید بازخورد منفی روی آن دارد. به نظر می‌رسد تورم پولی و وارداتی مهم‌ترین عوامل تعیین کننده نوسان‌های قیمت بوده است. در واقع، بخش داخلی تورم فشارهزینه (دستمزد) نقش مسلطی را در تعیین کوتاه‌مدت (و بلندمدت) ایفا نمی‌کند. ضریب متغیر شکاف تولید یا عرضه مازاد  $(-1) gapy$  در این معادله  $-0/05$  برآورد شده که رفتار خلاف دوره‌ای قیمت را (هر چند به طور ضعیف) باردیگر تأیید می‌کند. واردات و حاشیه نرخ ارز 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 بازار پول و بخش خارجی و همچنین، شکاف تولید اثرات با اهمیتی روی تقاضای پول دارد. عدم‌تعادل قیمت  $ecm(p-p^*)$  نیز به طور غیرمستقیم از طریق  $\Delta p$  و  $\Delta y$  روی تقاضای پول تأثیر می‌گذارد. این اثر غیرمستقیم ناچیز و حدود  $-0/3$  برآورد می‌شود. بنابراین، به نظر می‌رسد افزایش قیمت نسبت به هزینه‌های تولید تقاضای نقدینگی (بنگاه‌ها) را کاهش می‌دهد.

در معادله نرخ ارز، تغییرات جاری پول، وقفه‌های تولید، حاشیه نرخ ارز و عدم‌تعادل‌های خارجی و پولی عوامل تعیین کننده آن در کوتاه‌مدت محسوب می‌شود. اثر مستقیم عدم‌تعادل خارجی روی نرخ ارز  $-0/188$  برآورد شده است. اما از آنجایی که عدم‌تعادل  $ecm(e-e^*)$  در معادله حجم پول ظاهر شده و تغییرات جاری  $\Delta m$  نیز وارد معادله نرخ ارز می‌شود، بنابراین، اثر عدم‌تعادل خارجی از ترکیب اثرات مستقیم و غیرمستقیم آن به دست می‌آید. در واقع، اثر کل  $ecm(e-e^*)$  روی  $\Delta e$  برابر  $-0/154$  برآورد می‌شود. به این ترتیب،



قیمت و نرخ ارز نسبت به عدم تعادل خارجی تعدیل می‌شود. اما سرعت تعدیل قیمت نسبت به عدم تعادل خارجی (با ضریب ۰/۰۶۴) به مراتب کمتر از سرعت تعدیل نرخ ارز بازار موازی (۰/۱۵۴) است که چسبندگی بیشتر قیمت را در مقابل نرخ ارز (با هزینه بیشتر معاملات در بازار کالا نسبت به بازار ارز) نشان می‌دهد. بنابراین، تعدیل در بازار ارز خارجی اساساً از طریق تغییرات نرخ ارز صورت می‌گیرد.

معادله چهارم، عوامل تعیین‌کننده تغییرات کوتاه‌مدت را که از اهمیت ویژه‌ای در این مطالعه برخوردار است نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود وقفه اول پول با ضریب ۰/۱۴ تولید را متأثر می‌سازد. هرچند این ضریب پایین برآورد شده اما دارای اهمیت آماری بالایی است. از آنجایی که تغییرات پولی (واکنشی) به‌طور کلی قبل از تحولات حقیقی ایجاد می‌شوند هنوز طرفداران دوره‌های تجاری حقیقی نتیجه یاد شده را دلیل قاطعی در خصوص اثرات حقیقی تکانه‌ها یا سیاست‌های پولی به شمار نمی‌آورند. وقفه اول تا چهارم تغییرات تولید نیز در این معادله معنادار بوده که اینرسی یا چسبندگی بالای رفتار تولید را در کوتاه‌مدت منعکس می‌کند. حاشیه نرخ ارز (انحراف‌های قیمتی) تولید را در همان دوره با ضریب ۰/۳- تغییر می‌دهد. بنابراین، کاهش مثلث‌های عدم کارایی (انحراف‌های قیمتی) تأثیرات با اهمیتی روی تولید حداقل در کوتاه‌مدت دارد. تولید نسبت به عدم تعادل عرضه یا انحراف آن از بلندمدت (۱-)  $gapy$  با علامت صحیح (با ضریب ۱۲) دارد. تعدیل می‌شود. از میان عدم تعادل‌های دستگاه تنها ضریب  $ecm(p-p^*)$  در معادله عرضه معنادار است.

جدول ۴- برآوردهای FILM از الگوی VECM ساختاری

	معادله قیمت	معادله پول	معادله نرخ ارز	معادله تولید	معادله دستمزد
$\Delta P$	-۱	۰/۲۴۵ (۰/۱۲۳)			
$\Delta m$		-۱	۰/۸۷۳ (۰/۳۵۰)		
$\Delta e$			-۱		
$\Delta y$		۰/۱۹۵ (۰/۰۹۶)		-۱	
$\Delta w$					-۱
جمله ثابت			۴۳۹/۰ (۰/۲۰۵)		
$\Delta p(-۱)$	۰/۰۹۸ (۰/۰۶۶)	۰/۳۸۲ (۰/۰۸۲)			
$\Delta p(-۳)$	۰/۳۲۵ (۰/۰۶۶)				
$\Delta m(-۱)$				۰/۱۴۴ (۰/۰۴۳)	
$\Delta m(-۴)$		۰/۲۱۰ (۰/۰۹۳)			
$\Delta y(-۱)$				۰/۳۶۱ (۰/۲۲۶)	
$\Delta y(-۲)$			۰/۲۴۱ (۰/۰۸۰)	۰/۶۶۰ (۰/۲۲۶)	
$\Delta y(-۳)$	۰/۲۴۰ (۰/۰۸۹)			۰/۳۰۳ (۰/۰۸۱)	۰/۳۰۰ (۰/۱۲۱)

ادامه جدول (۴)

$\Delta y (-\varepsilon)$			-۰/۱۸۴ (۰/۰۷۸)	-۰/۸۳۶ (۰/۲۲۸)	
$\Delta w (-\gamma)$					۰/۲۱۰ (۰/۰۷۵)
$\Delta w (-\varepsilon)$					۰/۳۲۹ (۰/۰۷۰)
$\Delta prem$	۰/۰۵۴ (۰/۰۱۸)		-۰/۸۲۲ (۰/۰۴۲)	-۰/۰۳۸ (۰/۰۱۲)	
$\Delta prem (-\varepsilon)$	۰/۰۳۶ (۰/۰۸۴)		۰/۳۳۱ (۰/۰۱۸)		
$\Delta im$	-۰/۰۱۷ (۰/۰۰۴)		-۱/۷۴۱ (۰/۲۴۲)	۰/۲۸۱ (۰/۰۱۱)	
$gap_y (-\gamma)$	-۰/۱۲۷ (۰/۰۳)		۰/۱۰۴ (۰/۰۵)	-۰/۰۵۳ (۰/۰۱۸)	
$ecm (m-m^*)_{-1}$	۰/۰۳۱ (۰/۰۰۸)	-۰/۰۴۳ (۰/۰۱۰)	۰/۱۶۱ (۰/۰۷۱)		
$ecm (e-e^*)_{-1}$	۰/۰۶۴ (۰/۰۲۲)	۰/۰۳۹ (۰/۰۱۸)	-۰/۱۸۸ (۰/۰۳۷)		
$ecm (p-p^*)_{-1}$	-۰/۱۵۵ (۰/۰۷۱)			۰/۰۱۳ (۰/۰۱۵)	
$ecm (w-w^*)_{-1}$					-۰/۰۶۳ (۰/۰۱۴)
<p>آزمون احاطه کننده (محدودیت‌های بیش از حد مشخص)                      LR-test chi-sq (۶۰) = ۵۸/۶۷ (۰/۲۳۴)</p>					

توضیحات: اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده خطاهای معیار است.

جدول ۵- آماره‌های تشخیص الگو

	$\Delta p$	$\Delta m$	$\Delta y$	$\Delta e$	$\Delta w$
AR1- $\sigma F(0/0) =$ p-value	۰/۴۳۷ (۰/۰۰۰)	۲/۸۲۱ (۰/۳۹۳)	۲/۶۸۵ (۰/۰۳۱)	۱/۰۵۹ (۰/۰۲۳)	۵/۳۲۹ (۰/۸۲۰)
ARCH4F(۴/۴۷) = p-value	۱/۰۸۴ (۰/۳۷۵)	۱/۶۰۴ (۰/۱۸۹)	-۰/۲۳۸ (۰/۹۱۵)	۰/۳۴۴ (۰/۸۴۷)	۰/۲۰۴ (۰/۹۳۵)
NORM $\chi^2(\gamma) =$ p-value	۰/۹۷۴ (۰/۶۱۴)	۰/۰۸۹ (۰/۹۵۶)	۱۱/۴۳۶ (۰/۰۰۳)	۲/۷۸ (۰/۲۴۸)	۳/۷۷۸ (۰/۱۵۱)
HETF (۴۴/۱۰) = p-value	۰/۲۳۷ (۰/۹۹۹)	۰/۲۲۶ (۰/۹۹۹)	۰/۲۰۸ (۰/۹۹۹)	۰/۳۹۷ (۰/۱۶۶)	۰/۱۶۶ (۱/۰۰)

آماره‌های تشخیص برداری :

Vector AR 1- $\sigma F(125, 250) = 1/207 (0/107)$

Vector NORM  $\chi^2(10) = 15/089 (0/128)$

Vector HET F(660, 353) = 7531 (1/00)

هرچند که ضریب یادشده نیز پایین (۰/۰۳) برآورد می‌شود. به نظر می‌رسد که چنانچه کنترل‌های قیمتی منجر به انحراف قیمت از هزینه‌های تولید شوند بازخور منفی روی عرضه‌کل داشته باشد. این نتیجه، با اثر منحنی فیلیپس (اثرات حقیقی ناشی از تغییرات کوتاه‌مدت قیمت یا  $(ecm(p-p^*))$  سازگار است. در ضمن، همان‌طور که خواهیم دید از میان معادله‌های الگو تنها پارامترهای معادله تولید بی ثبات بوده که نشان می‌دهد اطلاعات نمونه برای تخمین یک الگوی ساختاری رضایت بخش برای رفتار عرضه کافی نیست.

در معادله پنجم، دستمزد تنها نسبت به عدم‌تعادل مربوط به آن یعنی  $(ecm(w-w^*))$  با ضریب ۰/۰۶ تعدیل می‌شود. عدم‌تعادل‌های دیگر، در معادله دستمزد معنادار نیستند. افزون بر این، وقعه‌های دوم و

چهارم دستمزد اثرات معنادار و با اهمیتی روی  $\Delta w$  داشته که بالا بودن اینرسی حاکم بر رفتار کوتاه مدت این متغیر را نشان می‌دهد. وقفه سوم تولید نیز دستمزد را با ضریب  $0.3$  افزایش داده که همراهی شاخص دستمزد با نوسان‌های حقیقی را در کوتاه مدت منعکس می‌کند. در ضمن، براساس الگوی پیشنهادی، معادله‌های قیمت، تولید و دستمزد متأثر از تکانه‌های همزمان هیچ یک از متغیرها قرار نمی‌گیرند. بنابراین، به نظر می‌رسد 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 بر این، اثرات همزمان تکانه پولی روی نرخ ارز قابل ملاحظه است.

نتایج آزمون احاطه کننده بر آن دلالت دارد که VECM ساختاری مورد احاطه دستگاه PVAR قرار می‌گیرد. بنابراین، الگوی برآورد شده یک تقریب نزدیک از فرایند تولید داده‌هاست. فرض‌های مورد نیاز برای جملات اخلاص نیز در بیشتر موارد برقرار است (جدول ۵) را ملاحظه کنید. تنها به نظر می‌رسد مشکلاتی در خصوص تصریح معادلات تولید و دستمزد وجود دارد. بنابراین، با توجه به تحولات ساختاری و کنترل‌های دولتی در بازار کار اولیه (حمایت شده) اطلاعات الگو برای تبیین نوسان‌های  $w$  و  $Y$  کافی نیست.

با این حال، آماره‌های تشخیص برداری 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) (ارایه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود ثبات پارامترها در تمام موارد به استثنای معادله تولید پذیرفته می‌شود. در ضمن با حذف متغیرهای  $gapy$  و  $\Delta im$  و  $\Delta prem$  الگو کاملاً بی‌ثبات می‌شود. بنابراین، این متغیرهای حقیقی نقش اساسی در بهبود برازش الگو و کاهش خطای پیش‌بینی ایفا می‌کنند.

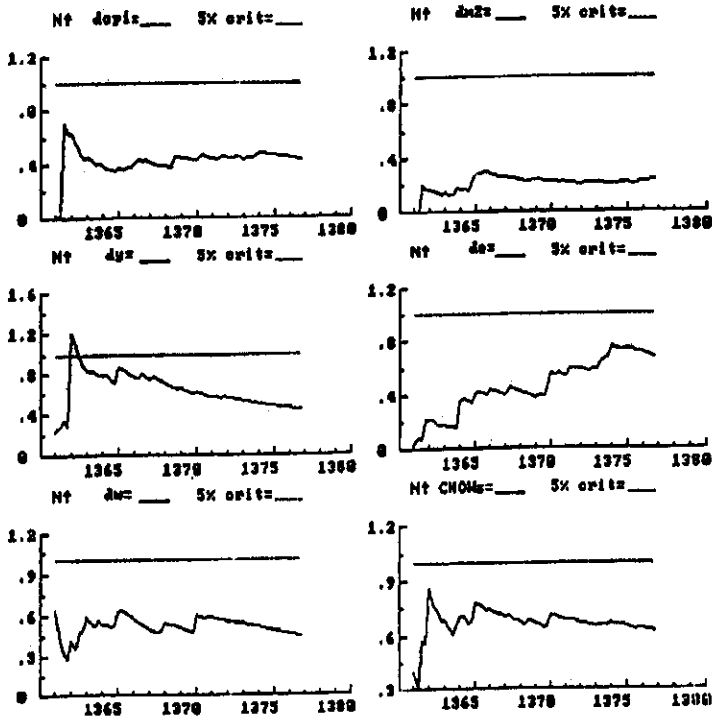
نتایج حاصل از ثبات پارامترها با انتقاد لوکاس مغایرت دارد. همان‌طور که در فصل سوم بحث شد پارامترهای یک الگوی رفتاری (ساختاری) در شرایطی که آحاد اقتصادی انتظارات خود را به صورت عقلایی یا رو به جلو شکل دهند با ثبات نخواهد بود. فاریرو و هنری<sup>۱</sup> (۱۹۹۲) نشان می‌دهند که چنانچه پارامترهای الگوی شرطی (ساختاری) باثبات بوده، اما معادلات حاشیه‌ای (در اینجا  $\Delta y$  و  $\Delta im$  و  $\Delta prem$ ) دارای پارامترهای بی‌ثباتی باشند آن‌گاه فرضیه انتظارات سازگار با الگو رد می‌شود. در این 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

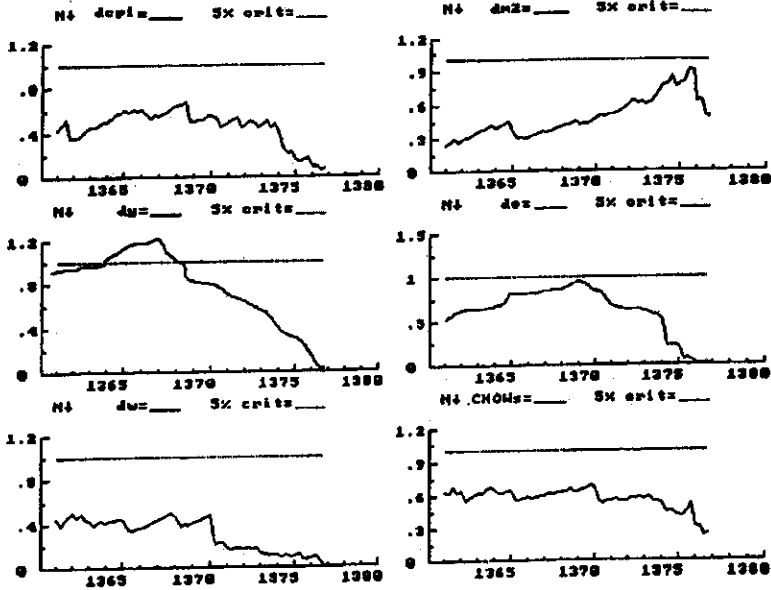
پارامترهای معادلات  $\Delta y$  و  $\Delta im$  بی‌ثبات هستند. این نتیجه، با توجه به تحولات ساختاری و تغییرات رژیم‌ارزی در طول دوره‌نمونه دور از انتظار نیست. اما هنوز معادلات ساختاری کوتاه‌مدت پول، قیمت، نرخ‌ارز و دستمزد نسبت به تحولات یادشده تغییرناپذیر بوده‌اند. بنابراین، براساس اطلاعات نمونه آزمون الگوی بازخور به جلو<sup>۱</sup> در مقابل بازخور به عقب<sup>۲</sup> رد می‌شود. به این ترتیب، نتایج ضمنی به دست آمده 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 از این مقاله را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد :

- الگوی IS-LM یا ماندل فلمینگ قادر به تبیین نوسان‌های اقتصادی در ایران نیست.
- هیچ ترکیب‌سازی از متغیرهای طرف عرضه، شامل واردات، موجودی سرمایه، هزینه واحد نیروی کار، نرخ حقیقی ارز و حاشیه نرخ ارز علت بلندمدت عرضه کل محسوب نمی‌شود. به بیان دیگر، عوامل یادشده قادر نیستند رفتار بلندمدت تولید را به شیوه رضایت‌بخشی پیش‌بینی کنند.
- عدم تعادل قیمت یا اثر منحنی فیلیپس هرچند در معادله عرضه کوتاه‌مدت معنادار است اما ضریب مربوط به آن بسیار پایین (۲ درصد) برآورد می‌شود.
- به نظر می‌رسد نتایج به دست آمده با آنچه که مک کالم<sup>۱</sup> (۱۹۸۹) شکل ضعیف نظریه دوره‌های تجاری حقیقی می‌نامد سازگارتر است. احتمالاً افزایش پول مازاد، اثرات حقیقی کمی داشته و بی‌ثباتی اقتصادی را تشدید خواهد کرد. از آن جایی که نوسان‌های پولی معلول تکانه‌های حقیقی بوده‌اند چنانچه صلاحیت‌های نهادی لازم برای اعمال سیاست پولی صحیح وجود نداشته باشد اصلاحات ساختاری طرف عرضه قادر است اهداف رشد اقتصادی و ثبات قیمت‌ها را در بلندمدت محقق سازد.

## 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, Devaluation 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 Fluctuations and Wage Rigidity. *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 Staff 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.

Nymoan, 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.