تحلیل نوسان‌ها در اقتصاد ایران بر مبنای ادوار تجاری و چگونگی مدیریت آن

محمدرضا منجذب*

در موضوع نوسان‌های اقتصاد کلان، حرکت عمومی سری‌های زمانی مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای مطالعهٔ رفتار متغیرهای اقتصاد لازم است چگونگی تأثیرپذیری متغیرها در مقابل تکانه‌های مختلف مورد بررسی قرار گیرد. نتایج نشان می‌دهد که در بین متغیرهای مؤثر بر تولید، درآمدهای نفتی بیشترین درصد توضیح‌دهندگی را به‌خود اختصاص داده است. لذا اختلال‌های برون‌زا و خارجی اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در بررسی رابطهٔ متغیرهای پیشرو با نوسان‌های ادوار تجاری، مشخص شد علاوه بر درآمدهای نفتی، حجم نقدینگی نیز بالاترین توان پیش‌بینی تحولات اقتصادی را به عهده دارد.

برای مدیریت ادوار تجاری و ایجاد انبساط در تولید می‌توان از سیاست‌های انبساط در سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، انبساط نقدینگی با شرط هدایت صحیح آن به‌سمت تولید، انبساط درآمدهای نفتی در چارچوب تقویت اوپک و قیمت‌های نفت در بازارهای جهانی، انبساط سرمایهٔ سرانه و مانند آن بهره جست. اصولاً انبساط در متغیرهای پیش‌رو موجب تعویق در چرخهٔ رکودی می‌شود.

مقدمه

چرخه‌های تجاری در هر کشوری روند نوسان‌های تولیدات ملّی را تبیین می‌کند. تغییرات روند تولید ناخالص ملی به‌طور اعم ناشی از تغییرات تقاضای کل و نیز تحولات نیروهای بازار و در برخی موارد متأثر از تکانه‌های ورودی از بازارهای بین‌المللی است که از طریق تأثیر بر تراز پرداخت‌ها، فرایند درآمد ملی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

* دکترای اقتصاد، عضو هیأت علمی دانشکده امور اقتصادی و دارایی.

برای شناسایی و تبیین رفتار ادوار تجاری در ایران می‌توان از دو نوع مدل ساختاری و مدل مبتنی بر متغیرهای پیش‌رو بهره جست. بدیهی است از شناخت این مدل‌ها در مبحث مدیریت ادوار تجاری می‌توان استفاده کرد. در این مطالعه ابتدا ضمن بررسی متون موضوع مورد بحث و چند مدل در سایر کشورها به بررسی مدل‌های مورد مطالعه در ایران می‌پردازیم. سپس با برآورد در مدل با دو ویژگی متفاوت به شناخت بیشتر رفتار ادوار تجاری در اقتصاد ایران می‌پردازیم. با بهره‌برداری از مدل‌های برآورد شده در مبحث مدیریت ادوار تجاری پیشنهادهای مربوط ارائه می‌شود.

پیشینهٔ مطالعات انجام شده

بررسی ادوار تجاری در سایر کشورها

اولین مطالعهٔ مورد بررسی مربوط به مشاهدات کشورهای کره و برزیل (هاف مایستر و رودلوس، ۱۹۹۶) از فصل دوم ۱۹۷۶ تا فصل دوم ۱۹۹۳ و شامل ۶۸ فصل است. در این بررسی از داده‌های تولید ناخالص داخلی و نرخ واقعی ارز ($\left(\frac{Pi}{e_i.p^*}\right)$) استفاده شده است که در آن P_i شاخص قیمت مصرف‌کننده برزیل و کره e_i ارزش دلار امریکا به قیمت داخلی، و P^* شاخص قیمت تولیدکننده در امریکا است.

در این مدل فرض شده که سری‌ها پایا هستند و در سطح صفر همگرا نیستند. برای اثبات پایایی داده‌ها از آزمون ریشهٔ واحد استفاده شده و داده‌ها چهار مرتبه تفاضل‌گیری شده‌اند. نتایج آزمون ریشهٔ واحد نشان می‌دهد که این تفاضل‌گیری‌ها پایا هستند و فرضیهٔ صفر ریشه واحد رد می‌شود. آزمون یوهانسون و آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه نشان می‌دهند که همگرایی وجود ندارد و فرضیهٔ صفر بُردارهای همگرای صفر ($r = 0$) رد نمی‌شود.

به‌طور خلاصه، نویسندگان مقاله نتیجه می‌گیرند که هر چند در برزیل اثر سیاست‌های تقاضا نقش مهمی در تغییرات تولید درکوتاه‌مدت بازی می‌کند اما درکره این اثر بسیار جزیی است و تأکید می‌کنند که برخلاف نتایج دیگران، وقتی تکانه‌های عرضه و تقاضای داخلی کنترل شوند، نقش عوامل خارجی محدود می‌شود. همچنین مطرح می‌کنند که تکانه‌های مالی مهم‌ترین عامل در تغییر نرخ ارز واقعی هستند و یک انبساط مالی باعث افزایش نرخ ارز می‌شود و تکانه‌های اسمی (حتی درکوتاه‌مدت) اثری بر محصول و نرخ ارز ندارند.

دومین مطالعه مربوط به اریک اپر (۱۹۹۷)، در مقاله‌ای تحت عنوان ادوار اقتصاد کلان چین است. ماهیت ادوار تجاری چین بعد از شروع اصلاحات در اواخر دههٔ ۱۹۷۰ در چهار مرحله با تأکید بر متغیرهای کلیدی اقتصاد مورد بررسی قرار می‌گیرد. وی از طریق اقتصادسنجی ثابت می‌کند که دوره‌های اقتصاد کلان در چین با افزایش در تقاضای کل ایجاد شده‌اند و از مدل ساده منحنی فلیپس استفاده می‌کند:

$$\pi - \pi_t^e = \alpha + \sum_{t=0}^{v} \beta_t G^D P_{t-1} + \varepsilon \qquad (1)$$

به‌طوری که

$$GAP_t = \frac{y_t - y_t^{pot}}{y_t^{pot}} \qquad (2)$$

تورم واقعی، π^e تورم انتظاری، y تولید واقعی و y^{pot} تولید بالقّوه است. مدل منحنی فیلیپس پیش‌بینی می‌کند که وقتی تولید بیشتر از مقدار بالقوه است، قیمت‌ها سریع‌تر از انتظارات افزایش خواهد یافت و به‌عکس. همچنین مدل پیش‌بینی می‌کند که با فرض شکاف تولید، کاهش تورم انتظاری به کاهش متناسبی در تورم واقعی منجر می‌شود. مثلاً مطابق انتظارات تطبیقی، وقتی که $\pi_t^e = \pi_e$ معادلهٔ (۱) به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\Delta\pi_t = \alpha + \sum \beta_t G^D P_{t-1} + \varepsilon \qquad (3)$$

اپر برای ارزیابی نقش اجزای مختلف تقاضا در ادوار اقتصاد کلان، معادلهٔ (۳) را با استفاده از داده‌های فصلی طی دورهٔ ۹۶-۱۹۸۶ برآورد کرد. نتایج مدل انتقال مصرف به‌عنوان عامل حرکت دهندهٔ تقاضای کل در چرخهٔ سوم به سمت سرمایه‌گذاری ثابت در چرخهٔ چهارم را نشان می‌دهد.

به‌طور کلی چرخه‌های اقتصاد کلان به مقدار زیادی نسبت به تقاضای کل عکس‌العمل نشان می‌دهند و اپر عنوان می‌کند که اولین و سومین دوره به رکود خاتمه داد و در دورهٔ دوم رکود به سمت پایین عمر کوتاهی داشت و در واقع به سرعت راهی برای حرکت به سمت بالا در چرخهٔ سوم ارائه کرد و بالاخره دورهٔ چهارم فرود آرام قابل مشاهده است.

سومین مقاله مورد بررسی (هاف مایستر و رودلوس، ۱۹۹۷) مشخصات ادوار تجاری در آسیا و امریکای لاتین را با استفاده از روش VAR راکه شامل دیدگاه‌های تعادل و عدم تعادل در ادوار می‌شود، با یکدیگر مقایسه می‌کند. این مقاله سعی می‌کند که دید وسیع‌تری در مورد اهمیت نسبی عوامل و تکانه‌های متفاوت راکه باعث تغییرات تجاری درکشورهای در حال توسعه می‌شود، ارائه دهد. با استفاده از این روش اثر پویایی تکانه‌های محصول، نرخ واقعی ارز و تراز پرداخت‌ها و همچنین اثر تکانه‌های جهانی (نرخ بهرهٔ جهانی و رابطهٔ مبادله) و اثر تکانه‌های داخلی (عرضهٔ مالی و اسمی) بر متغیرهای کلیدی اقتصاد مشخص

می‌شود.

برای اندازه‌گیری نوسان‌های اقتصاد کلان در آسیا (شامل ۱۵ کشور) و امریکای لاتین (۱۷ کشور) از مدل *SVAR* و مشاهدات سری زمانی ۱۹۹۳-۱۹۷۰ و نیز تابع تولید کاب ـ داگلاس استفاده شده است. شواهد تجربی در مورد آسیا نشان می‌دهند که نوسان‌های رشد محصول تقریباً به‌طور کامل به وسیلهٔ تکانه‌های داخلی و نسبت کوچکی (۱۰ درصد) به‌وسیله تکانه‌های خارجی توضیح داده می‌شود. نویسندگان مقاله از نتایج مربوط به امریکای لاتین نتیجه می‌گیرند که تکانه‌های داخلی بیشترین اثر را بر رشد محصول در امریکای لاتین داشته است. تکانه‌های عرضه به‌طور عمده از نوسان‌های تولید ناخالص داخلی مشتق شده و هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت ۶۵ درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی ناشی از این تکانه‌ها است. تکانه‌های تقاضا ۱۰ درصد نوسان‌های محصول را توضیح می‌دهد. در میان تکانه‌های خارجی، نرخ بهره جهانی نسبت به رابطهٔ مبادله نقش بیشتری در تغییرات رشد محصول بازی می‌کند.

آلیس بولیر (۱۹۹۶) به بررسی رابطه میان اعتبارات بانکی و ادوار تجاری در چکسلواکی تحت برنامه‌ریزی مرکزی پرداخته است. برای این منظور از داده‌های فصلی ۱۹۹۰-۱۹۷۶ و تکنیک‌های هم‌انباشتگی و خودهمبستگی بُرداری استفاده کرده است تا ارتباط بلندمدت و علیت گرانجری مستقیم بین معیارهای متفاوت اعتبارات بانک انحصاری و بازده صنعتی را آزمون کند.

نتایج آزمون هم انباشتگی حاکی از وجود ارتباط بلندمدت میان بخش‌های واقعی مالی در اقتصاد برنامه‌ریزی شده است. همچنین تکانه‌های اعتباری قسمتی از چرخهٔ تجاری چکسلواکی سابق را توضیح می‌دهد که در این رابطه سه برداشت وجود دارد:

اولاً، تولیدات صنعتی علّیت گرانجر اعتبارات سرمایه‌گذاری است اما تولیدات صنعتی علیت گرانجر اعتبارات غیرسرمایه‌گذاری نیست؛

ثانیاً، اعتبارات غیرسرمایه‌گذاری و کل، علّیت گرانجر تولید صنعتی در دورهٔ ۹۰-۱۹۸۵ است اما قبل از این دوره نیست؛

ثالثاً، تابع دو طرفه‌ای میان تولیدات صنعتی و اعتبارات سرمایه‌گذاری در دورهٔ ۹۰-۱۹۸۵ وجود دارد.

در مطالعه‌ای دیگر چادها و پراساد (۱۹۹۴) با استفاده از داده‌های فصلی بعد از جنگ گروه *G7* نشان دادند که اجزای ادواری قیمت و بازده همبستگی منفی دارند. در اکثر متون تورم را به‌عنوان جانشینی برای قیمت در نظر می‌گیرند، امّا چادها و پراساد نشان دادند که تورم همبستگی مثبت با تولید دارد، در حالی‌که قیمت‌ها با تولید همبستگی منفی دارند. این دو محقق نرخ بیکاری را به‌عنوان جانشینی برای چرخهٔ تجاری در نظر گرفتند که نتایج حاکی از همبستگی منفی تورم با نرخ بیکاری است و لذا این امر نشان‌دهندهٔ آن است

که تورم همبستگی مثبت با معیارهای گوناگون اجزای ادواری بازده دارد. اما شواهدی حاکی از رفتار ضد ادواری سطوح قیمت در این شاخص چرخه‌ای مشاهده نشده است. بنابراین، باید بین تورم و سطوح قیمت در ادوار تجاری تفاوت قائل شد.

کینگ و پلاسر (۱۹۸۴) در مطالعهٔ دیگر ارتباط میان پول، اعتبار و قیمت‌ها و ادوار حقیقی اقتصاد پس از جنگ امریکا را آزمون می‌کنند. برای این منظور در ابتدا از نظر تئوری ارتباط میان مقادیر پول درونی و فعالیت‌های حقیقی را مورد بررسی قرار می‌دهند و سپس به‌لحاظ تجربی برای دورهٔ ۷۸-۱۹۵۳ مدل‌هایی را برآورد می‌کنند. نتایج این مدل‌ها بیانگر آن است که همبستگی بین متغیرهای پولی (با در نظر گرفتن معیار پول درونی) و فعالیت بخش خصوصی اقتصاد با دیدگاه‌های عمومی در مورد ارتباط پول و فعالیت بخش حقیقی اقتصاد سازگار است. همچنین تا زمانی که مسئولان پولی، معیارهای پول رسمی را مستقل تعیین کنند این حقیقت که پول رایج همراه با پول پر قدرت می‌تواند همبستگی مثبتی با فعالیت بخش حقیقی اقتصاد داشته باشد برخلاف انتظار است.

۲. بررسی ادوار تجاری در ایران

آقایان باستانزاد و مقدم زنجانی (۱۳۷۸) طی مقاله‌ای به بررسی ادوار تجاری در اقتصاد ایران در سال‌های ۷۶-۱۳۳۸ می‌پردازند. در بخش اول دلایل عدم شکل‌گیری چرخه‌های تجاری ناشی از سازوکارهای بازار در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد، که از عمده دلایل آن می‌توان به انعطاف ناپذیری شاخص بهای عامل تولید و عدم همسویی تغییرات آن با تغییرات تولیدات داخلی اشاره کرد. همچنین سهم عمده درآمدهای نفتی در ترکیب تولید ناخالص داخلی حاکی از تأثیرگذاری گسترده درآمدهای برون‌زای بخش نفت بر نوسان‌های تولیدات داخلی است.

در بخش بعدی رابطهٔ دوره‌های تجاری با متغیرهای ابزاری اجرای سیاست‌های کلان اقتصاد (پولی، مالی و بازرگانی) مورد بررسی قرارگرفته است و مشاهده می‌شود که سیاست‌های کلان اقتصادی به‌صورت ضد چرخه‌ای بر چرخه‌های تجاری مؤثرند. در واقع چرخه‌های تجاری ایران به‌علت وسعت فعالیت و کارایی مکانیزم‌های بازار، گستردگی فعالیت بخش عمومی و دولتی، و نیز عدم شفافیت و ثبات در رفتار بسیاری از متغیرهای اقتصادی برخلاف کشورهای صنعتی گذرا و پر نوسان است. متغیرهای مؤثر بر چرخه‌های تجاری عبارت‌اند از شکاف واردات، شکاف نرخ ارز، شکاف نقدینگی، شکاف هزینه‌های واقعی دولت، شکاف بین شاخص بهای عمده فروشی و خرده فروشی و نیز مساحت ساختمان‌های در دست ساخت.

مطابق نتایج به‌دست آمده، متغیرهای شکاف واردات و نقدینگی رابطه همزمان و همسو با شکاف تولید ناخالص داخلی دارد و شکاف نرخ ارز و هزینه‌های دولت رابطه معکوس با شکاف تولید دارند. شکاف هزینه‌های دولت به‌صورت تأخیری بر چرخه‌های تجاری و شکاف تولید ناشی از آن تأثیرگذار است.

نیلی و درگاهی به تحلیل وضعیت رکودی اقتصاد ایران در سال‌های ۷۶-۱۳۶۸ از دو بعُد تحولات سمت عرضه و سمت تقاضا می‌پردازند. نتایج حاصل بیانگر آن است که تحولات سمت تقاضا در وضعیت رکودی حاضر نقش عمده‌ای در مقایسه با گذشته دارد. نتایج این بررسی حاکی از وجود اثر معنادار مربوط به تکانه‌های واردات، نقدینگی و نرخ ارز است که جهات آن نیز با نظریات تئوریک سازگار است. نتایج بیانگر آن است که اِعمال سیاست پولی انبساطی از طریق تزریق پول جدید برای تأمین منابع مالی سرمایه‌گذاری تنها اثر موقتی بر تولید دارد و در نهایت موجب رونق موقت می‌شود، به‌طوری که پس از ظهور آثار زیان‌بار آن، رونق به رکود تبدیل می‌شود. بنابراین، دو راهبرد اصلی اقتصاد کشور برای ایجاد رشد بالا و پایدار بلندمدت شامل تجهیز پس‌انداز ملی از طریق توسعه مشارکت بخش خصوصی برای تأمین منابع مالی سرمایه‌گذاری و توسعهٔ صادرات غیرنفتی برای کاهش آسیب‌پذیری رشد بلندمدت از نوسان‌های درآمد ارزی حاصل از بخش نفت قابل توصیه است.

آزمون مدل

مقدمه

برای آزمون فرضیات این تحقیق از مدل خود همبستگی بُرداری *(VAR)* استفاده شده است. همان‌طور که می‌دانیم، در روش‌های سنّتی همزمان، ابتدا متغیرها را به دو دسته درون‌زا و برون‌زا تفکیک می‌کنیم. و برای تخمین ضرایب معادلات ساختاری یک سری از محدودیت‌ها به‌ویژه محدودیت‌های صفری را بر ضرایب معادلهٔ ساختاری به‌صورت پیش فرض مدنظر قرار می‌دهیم. اما در مدل‌های خود همبستگی بُرداری، متغیرهای مورد نظر به‌صورت تابعی از مقادیر با وقفه خود و سایر متغیرها و همچنین اجزای تصادفی ε_t تعریف می‌شوند. هیچ‌کدام از اجزای ماتریس‌های ضرایب از پیش مساوی با صفر در نظر گرفته نمی‌شود و به‌عبارت دیگر محدودیت‌های صفری بر ضرایب مدل وضع نمی‌شود.

گرچه در مدل *VAR* می‌توان متغیرهای برون‌زای خالص را نیز وارد کرد، امّا زمینه‌ای برای تفکیک اختیاری متغیرها به درون‌زا و برون‌زا، نظیر آن‌چه که در روش‌های سنّتی همزمان معمول است، وجود ندارد. درجهٔ وقفه (m) که خصوصیت پویای مدل را تعیین می‌کند، با توجه به سازگاری نتایج با داده‌های آماری و بر اساس ملاک‌هایی از قبیل ملاک‌های انتخاب مدل (مثل معیار آکیکه و شوارتز) مشخص می‌نماید. به این

ترتیب، غیر از محدودیت تعداد مشاهدات (که مانعی اجتناب‌ناپذیر در تعیین درجات بالای وقفه است)، ملاحظات دیگری از قبیل آنچه در زمینه شناسایی ضرایب ساختاری در روش معادلات همزمان با آن مواجه می‌شویم، مطرح نیست.

حال با توجه به این توضیحات، علاوه بر برازش مدل به صورت OLS از این تکنیک برای آزمون رابطهٔ بلندمدت میان تولید ناخالص داخلی و عوامل مؤثر بر چرخهٔ اقتصادی استفاده می‌شود و نیز برای آزمون علیّت از آزمون علیت گرانجر استفاده می‌شود.

معرفی مدل

همان‌طور که می‌دانیم، یک مدل هیچ‌گاه قادر به توصیف دقیق واقعیت (آن‌طور که هست) نیست. یعنی برای توصیف دقیق واقعیت مجبور به ارائه مدل‌های پیچیده‌ای می‌شویم که فاقد ارزش علمی هستند، لذا ساده‌سازی و تجرید امری اجتناب‌ناپذیر است. در این رابطه "قلّت متغیرهای توضیحی" حکم می‌کند که یک مدل تا آنجاکه ممکن است ساده در نظر گرفته شود، به گونه‌ای که قادر به توضیح تغییرات عمده متغیر وابسته به‌وسیلهٔ تعداد اندکی از متغیرهای مستقل باشد.

همچنین برای جلوگیری از خطای تورش تصریح ناشی از حذف متغیرهای مهم و واردکردن متغیرهای غیرضروری باید تنها متغیرهای کلیدی و مهم را طبق چارچوب نظری و کارهای تجربی انجام شده در تحلیل وارد کرد و به این وسیله تمام تأثیرات تصادفی و جزئی را به‌جز اخلال مدل (u_t) محول کرد.

در بخش مدل‌سازی و واردکردن متغیرهای مهم و کلیدی سعی شده است بررسی بر اساس مطالعات تجربی و بررسی روند متغیرها در ایران[1] باشد. بنابراین در این بخش مدل‌های مختلفی که می‌توانند چرخه‌های تجاری را توضیح دهند برآورد شده است و از میان این مدل‌ها بهترین مدل انتخاب می‌شود. متغیرهای استفاده شده در این مدل‌ها عبارت‌اند از:

Ly: لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹

---

۱. در بررسی روند متغیرها در ایران مشاهده شد که متغیری‌های ازجمله درآمدهای نفتی ایران (با توجه به ساختار اقتصاد ایران) و سرمایه‌گذاری در بخش ساختمان از جمله متغیرهایی هستند که اثری تأثیرگذار بر چرخه‌های تجاری در ایران دارند. بررسی کارهای انجام شده نیز نشان می‌دهد که حجم نقدینگی از جمله متغیرهای است که می‌تواند چرخه‌های تجاری را توضیح دهد.

LBMER : لگاریتم نرخ ارز در بازار آزاد

LNIH : سرمایه‌گذاری در بخش ساختمان به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹

LNM : لگاریتم حجم نقدینگی

LOil : لگاریتم درآمدهای نفتی (میلیون دلار)

تمام متغیرها به شکل لگاریتمی ظاهر شده‌اند. همچنین برای آن‌که در مطالعات بتوان اثر همهٔ عناصر را تفکیک کرد و برای روندزدایی متغیرها لگاریتم زمان نیز وارد مدل شده است.

دوره مورد بررسی در این مطالعه از ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۰ است و داده‌های مربوط از داده‌های سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی، بانک مرکزی و دیگر اطلاعات رسمی منتشر شده کشور جمع‌آوری شده است.

آزمون ریشه واحد

قبل از طراحی مدل، براساس داده‌های سری زمانی، آزمون ایستایی و ناایستایی متغیرها بررسی می‌شود. بررسی ایستایی سری‌های زمانی از طرق مختلفی میسر است که معروف‌ترین این روش‌ها، استفاده از آماره‌های توزیع DF[1] و ADF[2] است. همگرایی نیز خاصیتی مهم در مدل‌های طراحی شده بر اساس داده‌های‌سری زمانی است. این روش در پاسخ به مشکل از بین رفتن بخشی از اطلاعات مدل در تفاضل‌گیری برای رفع ناایستایی پیشنهاد شده است. به‌طور خلاصه، براساس روش همگرایی، اگر سری‌های زمانی به‌کار گرفته شده در مدل از یک درجه ناایستا باشند ترکیب خطی آن‌ها، که در حالت خاص مورد بررسی ما برابر با جزء اخلال مدل است، همگرا خواهد بود.

بر اساس جدول ۱، تمامی متغیرهای ملحوظ در مدل، در سطح داده‌ها ناایستا هستند امّا در سطح تفاضل مرتبهٔ اول ایستا می‌شوند. پس می‌توان گفت که درجهٔ انباشتگی متغیرهای مدلْ واحد است. به‌عبارت دیگر، حداقل در سطح بحرانی ۵ درصد، تمام متغیرهای مدل انباشته از مرتبهٔ اول است و با یک بار تفاضل‌گیری تمایل به بازگشت به میانگین خود دارند. چون مدل به‌صورت $VECM$[3] تخمین‌زده می‌شود، لذا تمام

---

1. Dikey Fuller
2. Augmented Dicey Fuller
3. Vector Error - Correction Model

متغیرهای درون‌زا را به‌صورت تغییر نیافته و در سطح داده‌ها در مدل قرار می‌دهیم.

جدول ۱: آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر (سطح داده و تفاضل اول داده)

متغیر	آمارهٔ ADF	مقادیر بحرانی مک کینون		
		۱۰ درصد	۵ درصد	۱ درصد
Log	-۲/۴۲	-۲/۶۰	-۲/۹۴	-۳/۶۱
LOIL	-۲/۵۲	-۲/۶۱	-۲/۹۴	-۳/۶۳
LnM۲	-۱/۰۴	-۲/۶۰	-۲/۶۳	-۳/۵۹
LnIH	۰/۴۳	-۲/۶۱	-۲/۹۴	-۳/۶۱
D(Loy)(۱)	-۲/۳۲	-۱/۶۲	-۱/۹۵	-۲/۶۲
D(LoiL)(۱)	-۳/۶۳	-۲/۶۲	-۲/۹۵	-۳/۶۴
D(Lnm۲)(۱)	-۳/۶۷	-۲/۶۰	-۲/۹۳	-۳/۶۰
D(LnIH)(۱)				

توضیح: ۱. اعداد داخل پرانتز بیانگر تعداد وقفه‌ها است.

علیت گرانجری (آزمون همزمانی)

گرانجر در ۱۹۶۹ مفهومی از علیت را معرفی کرد که تحت شرایطی که در ادامه بررسی می‌شود، می‌تواند در چارچوب یک فرایند دو متغیره VAR مورد مطالعه قرار بگیرد. ابتدا مفهوم علیت گرانجر بحث شده و سپس آزمونی برای عدم علیت معرفی می‌شود.

در معنای وسیع، متغیر y_{2t} علیت گرانجری y_{1t} است، اگر اطلاعات حال و گذشته y_{2t} در بهبود و پیش‌بینی متغیر y_{1t} کمک کند. به‌شکل رسمی، فرض می‌شود Ω_t شامل تمام اطلاعات مرتبط تا دورهٔ t است و $\delta [y_{1t} (1) \mid \Omega_t]$ به‌عنوان MSE شرایط پیش‌بینی y_{1t} با توجه به اطلاعات مفروض در Ω_t تعریف می‌کند. متغیر y_{2t} علیت گرانجری y_{1t} برای دورهٔ t است، اگر:

$$\sigma (y_{1t} (1) \mid \Omega_t) < \sigma^2 (y_{1t} (1) \mid \Omega_t \mid \{y_{2s} \mid S \leq t\})$$

که $\{y_{2s} \mid S \leq t\}$ بیانگر همهٔ اطلاعات در Ω است که در Ω_t $\{y_{2s} \mid S \leq t\}$ وجود ندارد. به‌عبارت دیگر y_2 علیت گرانجری است، اگر بتوان y_1 را بهتر پیش‌بینی کرد. زمانی که علاوه بر تمامی اطلاعات از اطلاعات گذشته و جاری y_{2t} استفاده کنیم، علیت گرانجر از سوی y_1 به y_2 نیز به‌طور مشابه تعریف می‌شود. یک سیستم دو متغیره که در آن y_2 علتِ y_1 و y_1 علتِ y_2 است، یک سیستم باز خورد نام دارد.

حال به بررسی آزمون فرضیه‌ها در مورد روابط علّی بین متغیرهای مدل می‌پردازیم.

لگاریتم درآمدهای نفتی علت گرانجری لگاریتم تولید ناخالص داخلی نیست: H_0

لگاریتم درآمدهای نفتی علّت گرانجری لگاریتم تولید ناخالص داخلی است: H_1

۰/۰۲ =احتمال

احتمال آن از ۵ درصد کمتر است، پس فرضیه H_0 پذیرفته نمی‌شود و فرضیهٔ H_1 را می‌پذیریم. یعنی تغییرات درآمدهای نفتی سبب تغییر در تولید ناخالص داخلی (یا به‌عبارت دیگر چرخهٔ تجاری) می‌شود.

فرضیهٔ دیگر:

لگاریتم سرمایه‌گذاری در بخش ساختمان علّت گرانجری لگاریتم تولید ناخالص داخلی نیست: H_0

لگاریتم سرمایه‌گذاری در بخش ساختمان علت گرانجری تولید ناخالص داخلی است: H_1

۰/۰۴۵ = احتمال

احتمال این فرضیه نیز کمتر از ۵ درصد است، پس فرضیه H_0 پذیرفته نمی‌شود و فرضیه H_1 را می‌پذیریم. یعنی تغییرات در سرمایه‌گذاری در بخش ساختمان سبب چرخهٔ اقتصادی نیز می‌شود.

آزمون هم انباشتگی انگل ـ گرانجر

در آزمون هم انباشتگی و استخراج برآوردکننده‌های حداقل مربعات معمولی (*OLS*)، ابتدا درجهٔ انباشتگی متغیرهای مدل را بررسی می‌کنیم و چنانچه متغیرها انباشته از درجهٔ یکسان (d) بودند به تخمین مدل به روش *OLS* می‌پردازیم و سپس آزمون هم انباشتگی از طریق آزمون ریشهٔ واحد برای پسماندهای مدل یا آزمون *CRDW* انجام می‌گیرد. با توجه به اینکه تمامی متغیرهای مدل هم انباشته از درجهٔ یکسان $I(1)$ هستند، می‌توان رابطهٔ تعادلی را تخمین زد. در این قسمت، با توجه به تجربیات و مدل‌های انجام شده، چند مدل به‌صورت زیر برآورد شده است.[1]

---

۱. در پایان، مدل برآورد و برازش شده به‌صورت کامپیوتری آورده شده است.

مدل (۱):

$$Ly=۶/۳۴ + ۰/۰۵۹\ LNM + ۰/۲۱LIM(-۱) + ۰/۱۹LOIL - ۰/۰۱LBMER - ۰/۰۲DWAR - ۰/۶۲AR(۱)$$

$$t:(۱۱/۲۶)\ (۲/۲۶)\quad (۳/۰۵)\quad (۵/۸۹)\quad (-۰/۲۵)\quad (-۰/۰۵۷)\quad (۳/۴۶)$$

$$R^2 = \%98 \qquad D.W.=1.76 \qquad F=236.13$$

مدل (۲):

$$Ly=۹/۰۹ + ۰/۵\ LNM - ۰/۴۹LBMER + ۰/۰۳DWAR + ۰/۰۳DWAR + ۰/۴۱MR(۱)$$

$$t:(۱۰۸/۷)(۱۸/۸۳)\quad (-۱۲/۴)\quad (۰/۶۶)\quad (۲/۵۴)$$

$$R^2 = \%97 \qquad D.W.=1.8 \qquad F=327.05$$

مدل (۳):

$$Ly=۶/۳ + ۰/۰۵\ LNM + ۰/۱۵LIH(-۱) + ۰/۲۵LOIL + ۰/۹۶MA(۱)$$

$$t:(۱۹/۴۱)\quad (۴/۷۷)\quad (۳/۰۲)\quad (۹/۷)\quad (۲۸/۹)$$

$$R^2 = \%98 \qquad D.W.=۲/۳ \qquad F=۴۷۴/۸۵$$

مدل (۴):

$$Ly=۵/۸۳ - ۰/۱۵\ LNM + ۰/۳۳LIH + ۰/۲۱LOIL + ۰/۰۴T + ۰/۰۳DWAR + ۰/۴۳MA(۱)$$

$$t:(۲۱/۷)\quad (-۱/۵۵)\quad (۶/۴۸)\quad (۷/۶۵)\quad (۲/۱۳)\quad (۱/۱۵)\quad (۲/۵۶)$$

$$R^2 = \%98 \qquad D.W.=2/00 \qquad F=432/52$$

مدل (۵):

$$Ly=۴/۹ + ۰/۰۳LNM + ۰/۲\ LOIL + ۰/۲LIM - ۰/۰۵DWAR + ۰/۹MA(۱) + ۰/۱Ly(-۱) + ۰/۱LBMER$$

$$t:(۷/۴۸)\quad (۱/۶۴)\quad (۷/۸۹)\quad (۳/۶۷)\quad (۱/۱۵)\quad (۰/۹۱)\quad (-۲/۰۳)\quad (۲۳/۱۳)$$

$$R^2 = 98\% \qquad D.W.=1/96 \qquad F=386/97$$

مدل (۶):

$$Ly=۹/۴۱ + ۰/۰۳\ LM + ۰/۱۷LOIL(-۱) + ۰/۱۱LIH(-۱) + ۰/۶MR(-۱) - ۰/۹۹MA(۱)$$

$$t:(۳/۷۶)\quad (۳/۱)\ (۱/۷۱)\quad (۱/۷۸)(-۲/۱۵)\quad (-۲/۶۸)\quad (۳/۷)\ (۴/۱۷)$$

$$R^2 = 0/99 \qquad D.W.=2/27 \qquad F=919$$

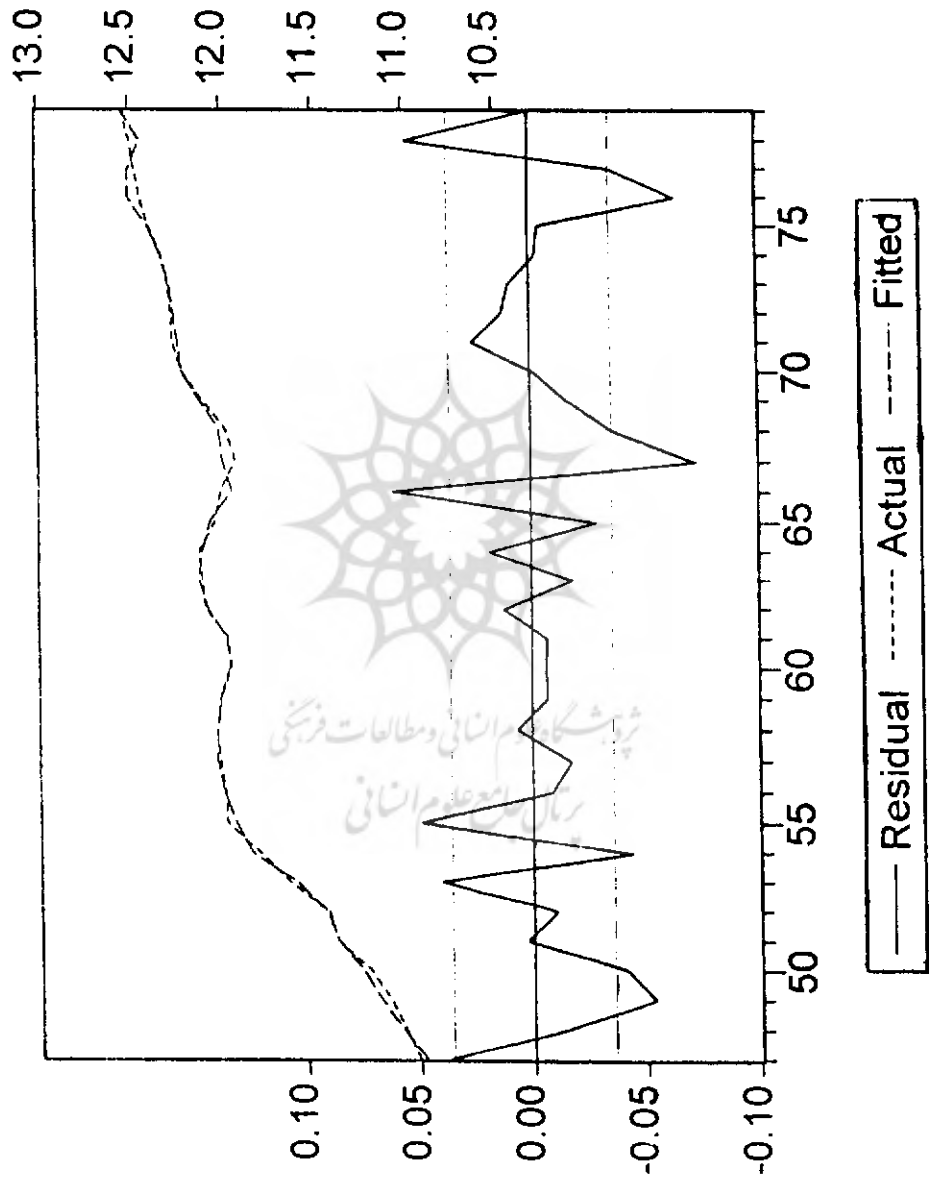
با توجه به نتایج برآورد شده، معلوم می‌شود که یک رابطهٔ همخطی بین درآمدهای نفتی (*LOIL*) و نرخ ارز (*LNBMER*) وجود دارد. در مدل (۱)، آزمون t مربوط به نرخ ارز نشان می‌دهد که این ضریب را باید از مدل حذف کرد. بقیهٔ ضرایب معنی دار هستند. در مدل (۲)، درآمدهای نفتی و سرمایه‌گذاری از رابطه حذف شده‌اند و ضرایب معنادار هستند. مدل (۳) بدون نرخ ارز برآورد شده و سرمایه‌گذاری در بخش ساختمان با یک وقفه زمانی در نظر گرفته شده است، چراکه نتایج انجام گرفته نشان می‌دهند که متغیرهای پیشرو معمولاً با وقفه زمانی بر تولید اثر دارند، ضرایب (۱-) *LIH* در این مدل میزان تأثیر بر تولید را ۱۵٪ نشان می‌دهد. به‌عبارت دیگر، اگر سرمایه‌گذاری (*LIH*) یک واحد افزایش یابد، تولید (*Ly*) به میزان ۱۵٪ افزایش پیدا می‌کند.

در مدل (۴)، متغیر روند (T) نیز لحاظ شده است. متغیر روند بر متغیر تولید اثر دارد و معنی‌دار است. متغیرهای پیشرو، سرمایه‌گذاری و درآمدهای نفتی وارد مدل شده است و ضریب نقدینگی *LNM* در این مدل مقدار منفی اختیار می‌کند و مقدار آزمون t (۱/۵- = t) نشان می‌دهد که معناداری این ضریب رد می‌شود.

در مدل (۵)، نرخ ارز و متغیر وابسته با وقفه نیز در مدل وارد شده است. چراکه کارهای تجربی صورت گرفته، نشان می‌دهند که تولید تابعی از میزان تولید سال قبل است. این مدل نشان می‌دهد که اگر یک واحد تولید سال قبل (*Ly*(۱-)) افزایش یابد. میزان تولید (*Ly*) به میزان ۱٪ افزایش می‌یابد. همچنین ضریب نرخ ارز حاکی از آن است که تغییر یک واحدی در نرخ ارز، تولید را به میزان ۱٪ واحد افزایش می‌دهد. البته آزمون t مربوط به تولید (*Ly*(۱-)) و نرخ ارز (*LBMER*) به‌ترتیب ۱/۱۵ و ۰/۹۱ دال بر رد شدن اثر آن‌ها بر تولید (*Ly*) است.

مدل (۶) بهترین مدل مورد برآورد است. مدل (۶) نشان می‌دهد که رابطهٔ تخمین‌زده شده از اعتبار بالایی برخوردار است، چون در آن بیش از ۹۹ درصد تغییرات متغیر وابسته به‌وسیلهٔ متغیرهای توضیحی، توضیح داده می‌شود. با توجه به آمارهٔ آزمون F، کلیت رگرسیون حتی در خطای (α=۱٪) نیز پذیرفته می‌شود و علائم ضرایب تخمین‌زده شده کاملاً مطابق انتظارات و چارچوب تئوریک بوده و با توجه به آمارهٔ آزمون t، ضرایب تخمین‌زده شده به روش حداقل مربعات معمولی (*Ordinary Least Squares*) در سطح اطمینان ۱ درصد معنی‌دار است. همچنین نمودار پسماندها (نمودار ۱) نشان می‌دهد که مقادیر واقعی تولید و مقادیر برازش شده تولید کاملاً بر هم منطبق و در بلندمدت همگرا هستند، و مقادیر پسماند نیز در محدوده ۵٪ واقع شده و حاکی از دقت و درجهٔ اطمینان بالای معنی‌دار بودن مدل برآورد شده است.

نمودار ۱: مقادیر واقعی برازش شده تولید ناخالص داخلی بدون نفت



مدل ۶:

Dependent Variable: LGDPNO

Method: Least Squares

Date: 07/15/03 Time: 12:15

Sample (adjusted): 1347-1379

Included observations: 33 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 22 iterations

Backcast: 1346

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
C	9.419621	0.208625	45.15090	0.0000
LM2	0.028843	0.017920	1.609545	0.1191
LOIL(-1)	0.165127	0.019461	8.484903	0.0000
LIH(-1)	0.106163	0.019852	5.347754	0.0000
AR(1)	0.576254	0.135977	4.237865	0.0002
MA(1)	-0.989552	0.163677	-6.045776	0.0000

R-squared	0.994161	Mean dependent var	11.95727
Adjusted R-squared	0.993079	S.D. dependent var	0.429054
S.E. of regression	0.035693	Akaike info criterion	-3.664765
Sum squared resid	0.034398	Schwarz criterion	-3.392672
Log likelihood	66.46862	F-statistic	919.3862
Durbin-Watson stat	2.277402	Prob(F-statistic)	0.000000

Inverted AR Roots	.58
Inverted MA Roots	.99

تفسیر ضرایب

۱. ضریب لگاریتم عرضهٔ پول ۰/۰۳ است و نشان می‌دهد که اگر چنانچه یک درصد افزایش در سطح حجم نقدینگی به‌وجود آید، با فرض ثبات سایر شرایط، موجب افزایش ۰/۰۳ درصد تولید ناخالص داخلی (Ly) می‌شود. برخی از نظریه‌های چرخهٔ تجاری، چون نظریه‌های پول تعادلی، علّت اصلی نوسان‌ها در حجم حقیقی فعالیت‌های اقتصادی را نوسان‌های پولی می‌دانند. با استفاده از نتایج نظریه‌های مزبور، توجه به سازو کارِ انتقال پول و نحوهٔ تأثیرگذاری پول بر بخش حقیقی در اقتصاد ایران، جای تأمل دارد. بنابراین آنچه که در مورد تأثیر افزایش عرضهٔ پول و سطح عمومی قیمت‌ها بر بخش حقیقی در اقتصاد ایران مهم به‌نظر می‌رسد، این است که در محیط بی‌ثبات اقتصادی (وجود تورم بالا، بی‌اعتمادی و ناباوری تصمیم‌گیران اقتصادی دولت، تغییر مکرر سیاست‌ها از این قبیل) قیمت‌ها مورد انتظار سریعاً با افزایش قیمت‌های عملکرد تعدیل می‌شوند، به‌طوری که فرصت استفاده از افزایش قیمت به‌منظور رشد تولید برای بنگاه‌های اقتصادی به‌دست نمی‌آید. البته تأثیر نقدینگی بر تولید بسیار محدود است.

۲. ضریب سرمایه‌گذاری در ساختمان یکی از متغیرهای پیشرو در اقتصاد بازار است که قابلیت پیش‌بینی نوسان‌های آتی دوره‌های تجاری را دارد. بخش ساختمان به‌علت روابط پسین و پیشین گسترده تولیدی از یک‌سو با تبیین وضعیت درآمدی صاحبان عوامل تولید در سمت تقاضای مسکن از سوی دیگر با ارائه اطلاعاتی از نوسان‌های روند ساختمان‌های در دست ساخت و عرضه شده، قابلیت ارائه تصویری روشن از وضعیت اقتصادی را در قالب دوره‌های مختلف تجاری دارد. در کشور ما بخش مسکن علی‌رغم قدرت تأثیرگذاری گسترده بر نوسان‌های تولید ناخالص داخلی (در قالب چرخه‌های تجاری) شدیداً متأثر از سیاست‌های موقت ضد چرخه‌ای (پولی و مالی) است که نوسان‌های همزمان مطوح تولید را منجر می‌شود. رابطهٔ میان سرمایه‌گذاری در بخش ساختمان و تولید ناخالص داخلی مثبت است و نشان می‌دهد اگر سرمایه‌گذاری یک درصد افزایش یابد موجب افزایش ۰/۱۱ درصد تولید ناخالص داخلی بدون نفت در سال بعد می‌شود. البته باید ذکر شود که سرمایه‌گذاری با یک وقفه زمانی در نظر گرفته است، زیرا متغیرهای پیشرو معمولاً با تأخیر زمانی در مدل ظاهر می‌شوند و نتایج پنج مدل برآورد شده نیز تأکید بر این مطلب داشته است.

۳. همان‌گونه که می‌دانیم، اقتصاد ایران اقتصادی تک محصولی و متکی بر صادرات نفت‌خام و فرآورده‌های نفتی و درآمد حاصل از آن است. این وابستگی سبب شده تا در قبال تکانه‌هایی که به بازار مذکور وارد می‌آید مصون نباشد و نوسان‌های بازار نفت‌خام (که عمدتاً توسط عوامل خارجی و در بازارهای جهانی تعیین می‌شوند و عوامل داخلی در هدایت آن نقش به‌سزایی ندارند) به داخل کشور منتقل

می‌شود و اقتصاد ملی را دچار بی‌ثباتی می‌کند. از این‌رو، در این بررسی از درآمدهای نفتی با دو وقفهٔ زمانی به‌عنوان متغیر پیشرو به‌منظور تأثیر بر ادوار اقتصادی استفاده شده و نتیجه برآورد مدل رابطهٔ مثبتی میان تولید و درآمد نفتی را نشان می‌دهد. اگر چنانچه درآمدهای نفتی یک درصد افزایش یابد، تولید به میزان ۰/۱۷ درصد افزایش می‌یابد.

تعیین درجه *VAR*

در رابطه با حالت یک متغیر، انتخاب یک درجه مناسب برای یک فرایند خود رگرسیونی *(AR)* بر مبنای ضرایب خودهمبستگی جزئی به شکل ماتریس است. بنابراین، به راحتی نمی‌توان فقط با دیدن، درجهٔ مناسب را انتخاب کرد. بدیهی است که می‌توان از آزمون‌های رسمی در رابطه با معنی‌دار بودن آن‌ها استفاده کرد. در این رابطه، دو معیار به‌نام‌های *AIC(n)* و *SC(n)* وجود دارد که در این‌جا از این معیار استفاده می‌شود.

$$AIC=Lndet(\sigma_n)+\frac{2M^2_n}{T}$$

$$SC(n)=Lndet(\sigma_n)+\frac{M^2_n\ LnT}{T}$$

که M تعداد متغیرهای در سیستم، T حجم نمونه و σ_n تخمینی از ماتریس کوواریانس باقی‌مانده‌های σ_n است که از یک مدل *VAR(n)* به‌دست آمده است. عناصر σ_n به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\sigma_{ij}=\frac{\overset{i}{(y-xo_j)}\ \overset{t}{(y-xo_j)}}{T}$$

مدل‌ها با درجهٔ p و...و ۲ و ۱ و ۰ = n برای یک فرایند *VAR* با درجهٔ حداکثر p تخمین‌زده می‌شود. آن‌گاه ماتریس‌های σ_n برای p و...، ۲، ۱، ۰ = n مقادیر متناظر *AIC(n)* و *SC(n)* محاسبه می‌شود. ارزش *P(AIC)* آن درجه‌ای است که *AIC(P)* را طی P ,..., ۱، ۰ = n حداکثر می‌کند و *P(sc)* آن درجه‌ای است که *SC(n)* را حداکثر می‌کند. در این فرآیند حجم نمونه T ثابت است.

با توجه به این توضیحات، همان‌طور که در جدول ۲ می‌بینیم، معیار *AIC* و *SC* در این نمونه مرتبهٔ ۱ را توصیه می‌کند.

جدول ۲: تعیین مرتبه VAR

معیار / درجه	$AIC(n)$	$SC(n)$
۱	-۱/۵۶	-۱/۱۶
۲	-۰/۶۱	-۰/۳۶
۳	-۱/۵۲	-۰/۹۳

بررسی شوک‌ها و تجزیه واریانس

کاربرد دیگر از مدل VAR را سیمز و دیگران (۱۹۸۰ و ۱۹۸۱) مطرح کرده‌اند که با عنوان حسابداری ابداعات (تکانه‌ها) معروف شده است. این اصطلاح اشاره دارد به‌دنبال‌کردن عکس‌العمل سیستم به‌یک‌تکانه (ابداعات) در یکی از متغیرها، از بررسی واکنش هر یک از متغیرها به تکانه‌ها نتایج زیر حاصل می‌شود:

یک تغییر ناگهانی یا تکانه به اندازهٔ یک انحراف معیار لگاریتم تولید ناخالص داخلی LY، در سال اول باعث افزایش به اندازهٔ ۰/۱۰ (برحسب لگاریتم) خواهد شد. اثر تکانه در سال دوم موجب افزایش خود LY به اندازه ۱۰ درصد (بر حسب لگاریتم) خواهد شد. اثر این شوک در سال دوم موجب افزایش خود LY به اندازه ۹ درصد خواهد شد و تا آخر، G ستون دوم جدول نشان می‌دهد که یک تغییر ناگهانی تکانه به اندازهٔ یک انحراف معیار در متغیر حجم نقدینگی $(LnM2)$ در دورهٔ اول اثری بر LY ندارد و در دوره دوم باعث افزایش LY به میزان ۰/۰۰۴ خواهد شد و در دورهٔ سوم و چهارم اثر آن بر LY به ۰/۰۰۶ و ۰/۰۰۷ افزایش می‌یابد و سپس در دوره‌های بعدی اثر آن مستهلک خواهد شد. سرمایه‌گذاری و درآمدهای نفتی در دورهٔ اول اثری بر تولید ندارند و در دورهٔ دوم درآمد نفتی باعث افزایش LY به اندازهٔ ۰/۰۲ و ۰/۰۳ در دورهٔ سوم خواهد شد. این اثر از سال هفتم مستهلک خواهد شد و اثر آن کاهش خواهد یافت.

همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود، سری سرمایه‌گذاری روند کاهنده دارد و در سال‌های سوم تا پنجم دارای اثر نسبتاً ثابت در حدود ۰/۰۰۳ را بر تولید دارد و در دوره‌های بعد اثر آن تقریباً به صفر می‌رسد. کاربرد دیگر مدل‌های خود رگرسیونی برداری، تجزیه واریانس است که می‌توان واریانس خطای پیش‌بینی را به عناصری که ابداعات و تکانه‌های هر یک از متغیرها را در بردارد، تجزیه کرد. به‌عبارت دیگر می‌توان به‌دست آورد که چند درصد واریانس خطای پیش‌بینی به‌وسیلهٔ نوآوری در خود متغیر و چند درصد از واریانس خطای مذکور به‌وسیلهٔ نوآوری در متغیرهای دیگر توضیح داده می‌شود. برای این تجزیهٔ واریانس خطا برای مدل خود رگرسیونی بُرداری تخمینی در قبل صورت گرفت که نتایج برای این مدل در جدول ۴ برآورد شده است. نتایج جدول قابل تغییرند. در هر جدول، ستون اول که با SE مشخص شده

است، خطای پیش‌بینی متغیرهای مربوطه را طی دوره‌های مختلف نشان می‌دهد. طبیعی است که خطای پیش‌بینی امسال بر خطای پیش‌بینی سال دیگر تأثیر دارد و آن را افزایش می‌دهد. به همین دلیل، طی دورهٔ زمانی، باگذشت زمان، خطای پیش‌بینی در حال افزایش است.

جدول ۳: اثر عکس‌العمل آنی

سری / دوره	LY	LNM۲	LOIL	LNIH
۱	۰/۱۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۰/۰۹	۰/۰۰۴	۰/۰۲	۰/۰۰۲
۳	۰/۰۸	۰/۰۰۶	۰/۰۳	۰/۰۰۳
۴	۰/۰۷	۰/۰۰۷	۰/۰۳	۰/۰۰۳
۵	۰/۰۶	۰/۰۰۷	۰/۰۳	۰/۰۰۲
۶	۰/۰۶	۰/۰۰۶	۰/۰۳	۰/۰۰۲
۷	۰/۰۵	۰/۰۰۵	۰/۰۲	۰/۰۰۲
۸	۰/۰۴	۰/۰۰۵	۰/۰۲	۰/۰۰۲
۹	۰/۰۴	۰/۰۰۴	۰/۰۲	۰/۰۰۱
۱۰	۰/۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۲	۰/۰۰۱

جدول ۴: تجزیه واریانس

سری / دوره	SE	LY	LNM۲	LOIL	LNIH
۱	۰/۱۰	۱۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۰/۱۴	۹۷/۸۱	۰/۱۲	۲/۰۴	۰/۰۲
۳	۰/۱۶	۹۵/۲۱	۰/۲۵	۴/۴۹	۰/۰۵
۴	۰/۱۸	۹۳/۰۳	۰/۳۵	۶/۵۴	۰/۰۶
۵	۰/۲۰	۹۱/۳۸	۰/۴۳	۸/۱۱	۰/۰۷
۶	۰/۲۱	۹۰/۱۸	۰/۴۸	۹/۲۶	۰/۰۸
۷	۰/۲۲	۸۹/۳۰	۰/۵۲	۱۰/۱۰	۰/۰۸
۸	۰/۲۲	۸۸/۶۶	۰/۵۴	۱۰/۷۱	۰/۰۸
۹	۰/۲۳	۸۸/۱۹	۰/۵۵	۱۱/۱۶	۰/۰۹
۱۰	۰/۲۴	۸۷/۸۵	۰/۵۶	۱۱/۵۰	۰/۰۹
جمع	۱/۹	۹۲۱/۶۱	۳/۸	۷۳/۹۱	۰/۶۲

به‌عنوان مثال، جدول ۴ تجزیهٔ واریانس متغیر Ly را نشان می‌دهد که در آن ستون اول خطاهای پیش‌بینی متغیر و ستون‌های بعدی درصد واریانس ناشی از تغییر ناگهانی با شوک مشخص را ارائه می‌دهد. همان‌طور که از جدول مشخص است، خطای پیش‌بینی متغیر Ly در یک دورهٔ بعد به اندازه ۱۰ درصد واحد در دوره سوم ۱۴ درصد واحد است، به‌طوری‌که در یک دورهٔ ده ساله این خطای پیش‌بینی در حال افزایش است.

ستون دوم جدول نشان می‌دهد که در دورهٔ اول تمام تغییرات Ly ناشی از متغیر تولید (Ly) است. امّا در دورهٔ دوم حدود ۹۷/۸۱ درصد تغییرات Ly مربوط به تغییرات ناگهانی متغیر Ly است و حدود ۱۲ درصد مربوط به شوک متغیر حجم نقدینگی $(LNM2)$ و ۲/۰۴ درصد مربوط به شوک متغیر درآمدهای نفتی $(LOIL)$ و ۲ درصد تغییرات متغیر Ly ناشی از متغیر سرمایه‌گذاری $(LNIH)$ است. با توجه به جدول مشخص است که درصد توضیح‌دهندگی متغیر Ly طی دورهٔ زمانی کاهش یافته و درصد توضیح‌دهندگی حجم نقدینگی و درآمد نفتی در حال افزایش است. همچنین قدرت توضیح‌دهندگی متغیر سرمایه‌گذاری در تغییرات متغیر Ly طی گذشت زمان افزایش یافته است. به‌طور کلی نتیجه‌گیری می‌شود که در بین متغیرهای اثرگذار بر تولید، درآمدهای نفتی بیشترین اثر را بر تولید دارد و از ۲/۰۴ درصد در سال دوم به ۱۱/۵ درصد در سال آخر می‌رسد. بعد از درآمدهای نفتی، حجم نقدینگی اثر به‌سزایی بر تولید دارد و اثر آن در سال دهم به ۰/۶ درصد (از ۰/۱۲ درصد در سال دوم) افزایش می‌یابد.

پیش‌بینی

پیش‌بینی یکی از مسائل مهم در کارهای تجربی است که مورد توجه سیاستگذاران است، تا بر اساس مدل‌های پیش‌بینی شده، بتوانند سیاست‌های متناسب با تحولات آینده اتخاذ کنند. به‌طور کلی در کارهای تجربی عملی یکی از اهداف مهم در بررسی روابط کمّی بین متغیرهای کلان اقتصادی، پیش‌بینی متغیرها است که بعد از برازش بهترین مدل انتخابی صورت می‌گیرد.

سناریوی پیش‌بینی

فرض بر این است که متغیرهای مورد بررسی طی زمان با میزان رشد معینی تغییر می‌یابند و این رشد در سال‌های بعد نیز ادامه دارد اگر سال‌های مورد مطالعه از تجانس خاصی برخوردار باشند، چنین امری دور از واقعیت نیست. به‌عنوان مثال، سال‌های بعد از جنگ به‌خصوص دههٔ ۱۳۷۰ از چنین ویژگی برخوردار است.

به همین دلیل، میزان رشد متغیرهای مدل مانا هستند، یعنی میانگین این میزان رشد با ثبات بوده است.

همین منطق به ما کمک می‌کند که از این خاصیت بهره‌برداری کنیم و این میزان رشدها را برای سال‌های آتی نیز در نظر گیریم. البته سناریوی دیگری در پیش‌بینی می‌توان در نظر گرفت و آن اینکه هر کدام از متغیرها تابعی از خودشان با تأخیر یا روند باشند و در این‌صورت به پیش‌بینی آتی آن‌ها پرداخت. این بررسی نشان داد که هر دو سناریو نتیجه نهایی و نتیجهٔ واحدی به بار می‌آورند، لذا می‌توان یک سناریوی ترکیبی نیز از این‌دو سناریو را هم مد نظر قرار داد و به پیش‌بینی پرداخت.

نتایج پیش‌بینی مدل به‌همراه فیلتر هودریک ـ پریسکات بیانگر وقوع یک رکود ملایم از سال ۱۳۸۲ به بعد در اقتصاد ایران است. مقادیر پیش‌بینی شده تولید ناخالص داخلی بدون نفت برای سال‌های ۱۳۸۲ و ۱۳۸۳ به‌ترتیب ۲۰۶۱۰۷ و ۳۱۳۶۷۲ میلیارد ریال است.

خلاصه و نتیجه‌گیری

چرخه‌های تجاری در هر کشوری روند نوسان‌های تولیدات ملی را تبیین می‌کنند. تغییرات روند تولید ناخالص ملی به‌طور اعم ناشی از تغییرات تقاضای کل و نیز تحولات نیروهای بازار است و در برخی موارد متأثر از تکانه‌های ورودی از بازارهای بین‌المللی است، که از طریق تأثیر بر تراز پرداخت‌ها، فرایند درآمد ملی را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

در این بررسی با توجه به ساختار تولید در اقتصاد ایران، عملاً شدت و جهت تأثیرگذاری چهار متغیر درآمد نفتی، حجم نقدینگی، سرمایه‌گذاری در بخش ساختمان و روند ادوار تجاری ایران که تولید ناخالص داخلی بدون نفت را شناسه آن گرفتیم، مطالعه شد.

نتایج حاصل از تجزیهٔ واریانس نیز نشان می‌دهد که در بین متغیرهای مؤثر بر تولید، درآمدهای نفتی، بیشترین درصد توضیح‌دهندگی را به‌خود اختصاص داده است. لذا براساس نتایج حاصل، ذکر این نکته ضروری است که اختلال‌های برون‌زا و خارجی ممکن است اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهد. ولی مهم آن‌که عمده نوسان‌های اقتصادی را نمی‌توان با تکانه‌های تصادفی برون‌زا توضیح داد، بلکه چرخه‌های تجاری دارای فرآیندهای درون‌زا هستند که به‌طور عمده تحت تأثیر سیاست‌های اقتصادی دولت و نحوهٔ واکنش عوامل اقتصادی به‌وجود می‌آید. بنابراین، اگرچه ادامهٔ کاهش قیمت نفت، وضعیت رکودی را عمیق‌تر می‌کند، ولی در صورت اصلاح روند قیمت نفت نیز اقتصاد ایران همچنان از نبود سازوکارهای ایجادکننده رشد بالا و پایدار رنج می‌برد.

بررسی رابطهٔ متغیرهای پیشرو با نوسان‌های ادوار تجاری زمینهٔ پیش‌بینی تحولات آتی اقتصاد را مهیا ساخته است که این امر مطلوب بسیاری از سیاست‌گذاران، صاحبان عوامل تولید و بنگاه‌های اقتصادی است.

به‌منظور بررسی وضعیت کلان اقتصاد، علاوه بر مطالعهٔ روند تحولات متغیرهای پیشرو، براساس روند قبلی متغیرها و مدل برازش شده زمینهٔ پیش‌بینی متغیرهای اثرگذار بر تولید نیز برای یک دوره سه ساله مهیا شد. از میان شاخص‌های مورد بررسی، درآمدهای نفتی و حجم نقدینگی بالاترین توان پیش‌بینی تحولات اقتصادی را داشتند.

در مبحث مدیریت ادوار تجاری باید متغیرهای مؤثر بر تولید مورد تحلیل قرار گیرند و از درون این مدل‌ها مدیریت تولید مورد استنتاج قرار گیرد. انبساط در سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، انبساط نقدینگی با شرط هدایت صحیح آن به سمت تولید، انبساط درآمدهای نفتی در چارچوب تقویت اوپک و قیمت‌های نفت در بازارهای جهانی، انبساط سرمایهٔ سرانه و مانند آن‌ها از جمله سیاست‌هایی است که مدیریت تولید در جهت انبساط را نتیجه می‌دهد و لذا قابل توصیه است. همچنین در شرایط رکود اقتصادی و سیکل رکود ادوار تجاری یا حتی پیش‌بینی چنین شرایطی می‌توان با توصیه به سیاست‌های مذکور و اصولاً انبساط متغیرهای پیشرو (تأثیرگذار مثبت) یا انبساط متغیرهای تأثیرگذار بر تولید و توضیح‌دهندهٔ آن و به‌عکس زمینه‌های ایجاد چرخهٔ رکودی را به تعویق انداخت یا حتی برطرف کرد. در این زمینه، می‌توان به مطالعات و مدل‌های مختلفی که اثرگذاری بر تولید در اقتصاد ایران را به‌طور مبسوطی بررسی کرده‌اند، رجوع کرد و با الهام از آن‌ها در دو بُعد سیاست‌های پولی و سیاست‌های مالی، ارائه پیشنهاد و سیاست کرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مآخذ

الف) فارسی

زندی حقیقی منوچهر، نظریه‌های اقتصاد قرن بیستم، جلد اول، تهران: انتشارات پیام، چاپ پنجم، پاییز ۱۳۵۴.

گرجی، ابراهیم، و آرزو میرسپاسی، "تئوری‌های ادوار تجاری و عملکرد آن در ایران،" تهران: مؤسسهٔ مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، گزارش ویژه، تیر ۱۳۷۸.

پرایس، سایمون، و ک، الک کریستا، ترجمهٔ دکتر مهدی تقوی، اختلاف نظرها در اقتصاد کلان، تهران: انتشارات دانشگاه علامه طباطبایی، چاپ اول، ۱۳۷۶.

ملاح، خسرو، تفسیری بر تئوری نوسان‌های اقتصادی تهران، چاپ زیبا، ۱۳۴۹.

گرجی، ابراهیم، ارزیابی مهم‌ترین مکاتب اقتصاد کلان، تهران: مؤسسهٔ مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، ۱۳۷۶.

توتونچیان، ایرج، اقتصاد پول و بانکداری، تهران: مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، بانک مرکزی ایران.

ژیر شارل، و شارل ریست، تاریخ عقاید اقتصادی، ترجمهٔ کریم سنجابی، تهران: انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۵۴.

تفضلی، فریدون، تاریخ عقاید اقتصادی، تهران: نشر نی، چاپ دوم، ۱۳۷۵.

فیکو، گریگوری، اقتصاد کلان، ترجمهٔ حمیدرضا برداران شرکا و علی پارسائیان، تهران: انتشارات دانشگاه علامه طباطبایی، ۱۳۷۵.

بلانچارد، اولیورجین و استانلی فیشر، درس‌هایی از اقتصاد کلان، ترجمهٔ دکتر محمود خطائی و تیمور محمدی، تهران: انتشارات سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۷۷.

اتفید، کلیفورد، دیوید دمری، نایجل داک، انتظارات عقلایی در اقتصاد کلان، تهران: ترجمهٔ بهزاد هنری ، انتشارات سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۷۶.

برانسون، ویلیام اچ، تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان، ترجمهٔ عباس شاکری، نشر نی، ۱۳۷۸.

احمدیان، مجید، اقتصاد کاربردی و نظری نفت، تهران: پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، چاپ اول، ۱۳۷۸.

باستانزاد، حسین، و محمد، ولی مقدم زنجانی، ادوار تجاری در اقتصاد ایران"، روند، ۱۳۷۸.

نیلی، مسعود و حسن درگاهی، "تحلیل وضعیت رکودی اقتصاد ایران بر مبنای نظریه‌های چرخه‌های تجاری و ارائه راهکارها"، مجله برنامه و بودجه، شمارهٔ ۳۱ و ۳۲.

ب) انگلیسی

Zarnowits, Victor "Recent Works on Business Cycles in Historical Perspective: A Review of Theories and Evidence", *Journal of Economic Literature,* June 1985.

Lucas, R.E.Jr., "Understanding Business Cycle", Amsterdam: North Holland, 1977.

Newman, Murray Milgates, John Eatwell (eds.), *The New Palgrave Dictionary of Money and Finance*, The Macmillan Press Limited, 1992.

Grand Mont, J.M., "On Endogenous Business Cycle", *Econometrica*, 1985.

Brock, W.A. and C.L. Sayesr, is the Business Cycle Characterized by Deterministic Chaos", *Journal of Monetary Economics*, 1988.

Hamilton, J.D.," Oil and Macroeconomy Since World War II", *Journal of Political Economy*, 1983.

Prescott, E., "Theory a Head of Business Cycle. Measurment, Federal Reserve Bank of Minneapolis", *Quarterly Review*, 1986.

Hansen, G., "Invisible Labour and the Business Cycle", *Journal of Monetary Economics,* 1985.

Altug, Times, "To Build and Aggregate Fluctuations: Some New Evidence", *International Economic Review*, 1989.

Watson, M.W., *Measures of Fit for Calibrated Models*, North Western University, Evanston Illinois, 1990.

Bernanke, B. and M. Gertler, "Agency Costs, Net Worth and Business Flutuations", *Ameican Economic Review*, 1959.

Blinder, A.S., "Retial Inventory Behaviour and Business Fluctuations", in *Brooking Paper on Economic Activity*, W.C. Braibard and G.L. Perry (eds.), Washington DC: Brooking Institution, 1981.

Romer, C. and D.H. Romer "Does Monetary Policy Matter; A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz in NBER", in Oblanchard and Fisher (eds.), *Macroeconomic Annual*, 1989, Vol.4. Cambridge, Mass: MIT Press.

Friedman, M. and A.J. Schwartz, *A Monetary History of the united States, 1867-1960,* Princeton University Press, 1963.

Hoover, K.D. and S.J., Perez, "Post hoc ergo propter hoc Once More an Evluation of Does Monetary Policy Matter?", in the Spirit of James Tobin, University of California, Davis Macroeconomic Working Paper, 1991, No. 47.

Blanchard, O. and No Kiyotaki, "Monopolist Competition and the Effect of Aggregate Demand", *American Economic Review* (17), 1987.

Ball, L. and D. Romer, "Real Rigidities and Non-Neutrality of Monoey", *Review of Economic Studies* (57), 1990.

Caplin, A. and D. Spullel, Menu Costs and the Neutrality of Mony, *Quarterly Journal of Economic* (102), 1987.

Diamond, P.A, *Search Equilibrium Approach to the Micro Fundation of Macroeconomics*, Cambrige, Mass, MIT Press, 1984.

Durlaf, S.N., "Output Persistence Economic Structure and Choice of Stabilization Policy", in *Brooking Paper on Economic Activity* (eds.), W.C. Brainard and G.L. Perry, Washington DC: Brooking Institution, 1989.

Samuelson, Paul A., Interaction Between the Multiplier Analysis and the principle of Acceleration, *Review of Economic Statistics* (51), 1939.

Hicks, J.R.A, *Contribution of the Theory of Tradecycle*, Oxford University Press, 1970.

Romer, David, The New Keynesian Synthesis, *Journal of Economic Perspective,* 1993.

Fischer, Stanley," Wage Indexation and Macroeconomic Stability", Reprinted in S. Fischer, *Indexing, Inflation and Economic Policy*, Cambridge, MA.: MIT Press, 1977-1986.

Taylor, John, "Aggregate Dynamic and Staggered Contracts", *Journal of Political Economy*, (88), 1980.

Diamond , Peter, "Aggregate Demand Management in a Search Equilibrium", *Journal of Political Economy,* 1982.

Bernanke, Ben & Mark Gertler, *Agency Costs Collarteral and Business Fluctutions*, NBER Working Paper, 2015.

Mankiw, Gregory, "Real Business Cycles: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Perspectives*, 1989.

Taylor, John B., "Aggregate Dynamics and Staggered Contracte", *Journal of Political Economiy*, Feb. 88,1,1980.

David , Romer," The New Keynesian Synthesis," *Journal of Economic Perspective,* Winter 1993.

Lucas, Robert E., "An Equilibrium Model of the Business Cycle", *Journal of*

Political Economy, 1975.

Lucas, Robert E., "Real Wages, Employment and Inflation", *Journal of Political Economy*, 77, 1969.

Lucas, Robert E., "Expectations and the Neutrality of Money," *Journal of Economic Theory*, 1972.

Lucas, Robert E., "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review*, 1973.33.

Plosser, Charles," Understanding Real Business Cycle," *Journal of Economic Perspetive*, Summer 1989.

Stadler, George, "Business Cycle Models with Endogenous Technology," *The American Economic Reviwe*, Sep. 1990.

King, Robert, and Charls Plosser," Money, Credit and Prices in a Real Business Cycle", *The American Economic Reviwe*, Jun., 1984.

Bruno, Michael & Jeffery Sachs, *Economic of Worldwide Stagflation*, Cambrige, MA: Harvard University Press.

Mazzenga, Elisabetta, Msrton O. Ravn, *Theory: Are Transport Costs the Explanation? Relative Price Riddles*, in Pain Department of Economic and Business, University of Pompeu Feb. May., 1998.

Hoffmaister, Alexander W. & Yorge E. Rodlos, "The Source of Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: Brazil and Korea", IMF Working Paper, 1996.

Oppers, C. Erik,"Macroeconomic Cycles in China", IMF Working Paper, 1997.

Hoffmaister, Alexander W.& Jorge E. Roldos, Are Business Cycles Different in Asia and Latin American? "IMF Working Paper", 1997.

Bulir, Ales, "Business Cycle in Czechoslovakia Under Central Planning: Were Credit Shocks Causing it? "IMF Working Paper", 1996.

Chadha, Bankim and Eswar Prasad, "Are Prices Counter-Cyclical? Evidence from the G-7", IMF Working Paper, 1994.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی