مجله تحقيقات اقتصاد و توسعه كشاورزي ايران
دوره ۴۰، شماره ۱، ۱۳۸۸ (۱۹-۱۱)

الگوي تجربي سيكل تجاري حقيقي و تحليل سياست نيروي كار در بخش كشاورزي ايران (با تأكيد بر زير بخش زراعت)

سيد صفدر حسيني[1]* و افسانه نعيمي فر[2]
۱، استاد، پرديس كشاورزي و منابع طبيعي، دانشگاه تهران
۲، هيئت علمي دانشگاه آزاد اسلامي واحد شهريار ـ شهر قدس
(تاريخ دريافت: ۸۴/۱۱/۲۳- تاريخ تصويب: ۸۷/۱۱/۲۹)

چكيده

در اين مقاله با استفاده از نظرية سيكل تجاري حقيقي، فرضيه نوسانات موافق سيكلي دستمزدهاي حقيقي در بخش كشاورزي ايران (براي نيروي كار زنان و مردان) و براي دوره زماني(۸۵-۱۳۵۰)، مورد آزمون قرار گرفته و تاثير شوک‌هاي طرف عرضه (شوک بهره‌وري و شوک درآمد نفتي) بر رفتار نوساني دستمزدهاي حقيقي پيش‌بيني شده است. در اين مطالعه، تخمين‌هايي كه به صورت تک معادله‌اي صورت گرفته و ضرايب همبستگي محاسبه شده، تاثير مسلط شوک هاي حقيقي طرف عرضه را در توضيح رفتار سيكلي دستمزد هاي حقيقي تاييد مي كند. توابع عكس العمل آني حاصل از برآورد مدل خود توضيحي برداري (VAR)، بيانگر آن است كه شوک‌هاي طرف عرضه در كوتاه مدت باعث افزايش دستمزد حقيقي و اشتغال شده، در حاليكه اين شوک‌ها در بلند مدت موجب كاهش متغيرهاي مذكور گرديده است. .علت روند فوق دركوتاه مدت، افزايش توليد نهايي نيروي كار غيرماهر (شوک بهره‌وري) و بهبود وضع درآمد ارزي كشور(شوک نفتي) و علت آن در بلند مدت، به طور عمده به دليل جانشيني سرمايه به جاي نيروي كار (شوک بهره‌وري) و گران شدن نهاده‌هاي وارداتي توليد (شوک نفتي) بوده است. نتايج مطالعه بيان مي‌كند براي دستيابي همزمان و پايدار به دو هدف افزايش قدرت خريد نيروي كار و كاهش بيكاري در بخش كشاورزي، بايستي از سياست‌هاي افزايش درآمدهاي ارزي به جاي سياست‌هاي موثر بر افزايش كارايي، استفاده نمود.

واژه‌هاي كليدي: نظرية سيكل تجاري حقيقي، مدل خود توضيحي برداري (VAR)، دستمزد حقيقي، شوک هاي طرف عرضه و نيروي كار كشاورزي.

مقدمه

در بازار نيروي كار، كينزينها معتقدند مازاد تقاضا موجب افزايش قيمت‌ها شده و توليدكنندگان جهت كسب سود بيشتر، تقاضاي خود را براي نيروي كار افزايش مي‌دهند. به طوري كه با افزايش قيمت و كاهش دستمزدهاي حقيقي، توليد و اشتغال افزايش خواهد يافت و تغيير دستمزدهاي حقيقي بر خلاف سيكل‌هاي تجاري است (Danthine & Kurmann, 2004; Rabanal & Ramirez, 2005). پول گرايان در دهه ۱۹۷۰معتقد بودند كه شوک‌هاي پولي فقط در كوتاه مدت بر دستمزد حقيقي، توليد و اشتغال تاثيرگذار است و در بلندمدت تاثير آنها نامحسوس است. طرفداران نظرية انتظارات عقلايي نيز معتقدند كه شوک‌هاي پولي پيش‌بيني شده در كوتاه مدت و بلندمدت روي متغيرهاي ذكر شده بي‌تاثيرند (Danthine & Kurmann, 2004; Rabanal & Ramirez, 2005).

از اوايل دهه ۱۹۸۰، شوک‌هاي حقيقي به جاي شوک‌هاي پولي، مورد توجه قرار گرفته و نظرية سيكل

* نويسنده مسئول: سيد صفدر حسيني تلفن: ۰۲۶۱-۲۲۴۷۷۸۳ E-mail: Hosseini_safdar@yahoo.com

تجاري حقيقي مطرح شده است. بر اساس اين نظرية، رونق اقتصادي از طريق تحريك عرضه و نه رشد تقاضا ايجاد شده و نقش شوک‌هاي حقيقي در توضيح مسير توليد كل بسيار مهمتر از شوک‌هاي پولي است. از اين روي، طرفداران نظرية سيكل تجاري حقيقي، معتقدند كه دستمزدهاي حقيقي داراي نوسانات موافق سيكلي است. بسط نظرية سيكل تجاري حقيقي با دو عامل همراه بود: نخست شوك‌هاي طرف عرضه اقتصاد، حاصل از دوبار افزايش قيمت نفت در دهه ۷۰ ميلادي كه اهميت عوامل طرف عرضه را در توضيح بي ثباتي اقتصاد كلان نشان داد و دوم شكست مدل‌هاي كينزي در توضيح افزايش بيكاري همراه با تورم فزاينده بود (Dibooglu & Enders, 2001; Lucke, 1998).

Kydland & Prescott (1982)، با طرح فرضيه فراغت تفكيک نشدني در توابع مطلوبيت فردي، به بسط مدل سيكل تجاري حقيقي پرداختند و رفتار سيكلي دستمزد حقيقي را در قالب فرضيه جانشيني بين زماني كار به صورت زير توضيح دادند.

در صورتيكه تابع مطلوبيت فردي كه در دو دوره زماني "مصرف" و "كار" انجام مي‌دهد به صورت زير باشد:

$$u\left(c_1, c_2, l_1, l_2\right) = \ln c_1 - (1+\beta)^{-1} l_1^{1+\beta} + (1+\theta)^{-1}\left[\ln c_2 - (1+\beta)^{-1} l_2^{1+\beta}\right] \quad (۱$$

كه در آن، u تابع مطلوبيت آن فرد كه تابعي از c_1, c_2 ميزان "مصرف" و l_1, l_2 ميزان "كار" آن فرد در دو دوره زماني است. θ نرخ نهايي جانشيني بين زماني و β كشش عرضه نيروي كاراست. در اين حالت، قيد و يا محدوديت بودجه اي كه فرد با آن روبرو است به صورت زير بيان مي شود:

$$c_1 + \frac{c_2}{r} = w_1 l_1 + \frac{w_2 l_2}{r} \quad (۲$$

كه در آن، w_1, w_2 دستمزد حقيقي نيروي كار در دو دوره زماني و r نرخ بهره حقيقي مي‌باشد. با حداكثرسازي تابع مطلوبيت با توجه به محدوديت بودجه، نسبت ساعات انجام كار بر حسب دستمزدهاي نسبي در دو دوره زماني و معكوس كشش عرضه نيروي كار ($1/\beta$)، تعيين مي‌شود.

$$\frac{l_1}{l_2} = \left\{w_1 / \left[w_2 (1+\theta) r\right]\right\}^{\frac{1}{\beta}} \quad (۳$$

بنابراين با وقوع يک شوک حقيقي همانند شوک تكنولوژي، دستمزد حقيقي جاري به بالاتر از حد طبيعي افزايش مي‌يابد. در اين حالت نيروي كار نسبت به "آينده" تمايل بيشتري براي كار كردن نسبت به دوره جاري داشته و كار كردن را جانشين فراغت در زمان حال مي‌كند. همچنين در اين نظريه بر اهميت تاثير افزايش نرخ بهره حقيقي بر افزايش عرضه نيروي كار همراه با انعطاف‌پذيري كامل قيمت‌ها تاكيد شده است. شكل عمومي تابع عرضه نيروي كار در نظرية سيكل تجاري حقيقي به صورت زير بيان مي شود.

$$s_l = s_l(w, r) \quad (۴$$
$$+ \quad +$$

در اين نظريه، تعادل بازار نيروي كار با حركت بر روي منحني عرضه "كار" تعيين مي شود و وارد شدن هر شوک كه‌به‌تغييرنرخ‌بهره‌حقيقي و يا دستمزد حقيقي منجر شود، باعث تغيير هم جهت عرضه نيروي كار نيز مي‌گردد (Kydland & Prescott, 1982).

در ايران، مطالعه‌اي در مورد بررسي رفتار دستمزدهاي حقيقي به صورت سيكل‌هاي تجاري انجام نشده است. اما در مطالعات خارجي، كارهاي بسيار زيادي در اين زمينه انجام شده است. Moore & Pentcost (2006) با مطالعه‌اي در كشورهاي اروپاي غربي و مركزي، تغييرات دستمزدهاي حقيقي را در طي دوره (۲۰۰۴-۱۹۵۹) مورد بررسي قرار داده و نشان مي‌دهد افزايش در نرخ بهره وري و قيمت نفت به عنوان شوک هاي مثبت و منفي عرضه و افزايش حجم نقدينگي به عنوان شوک مثبت تقاضا، به ترتيب منجر به رفتار موافق سيكلي و رفتار خلاف سيكلي دستمزدهاي حقيقي مي‌گردد. Luciano & Manfredi (2006) با مطالعه اي بر روي ميزان تورم، بيكاري و نرخ دستمزدهاي حقيقي كشور انگليس در فاصله زماني (۲۰۰۰-۱۹۴۸)، نشان دادند كه رفتار هم جهت سيكلي يا خلاف جهت سيكلي دستمزدهاي حقيقي به دوره زماني انتخاب شده و ارتباط ميان نرخ تورم و بيكاري در اين دوره‌ها بستگي دارد. در دوره‌هايي كه تورم و بيكاري هم علامت بوده‌اند رفتار موافق سيكلي ودر دوره‌هايي كه بر قيمت‌ها كنترل اعمال شده است رفتار خلاف سيكلي براي دستمزدهاي حقيقي به دست آمده است (Luciano & Manfredi, 2006).

Kandil (2005) از روابط ميان شاخص قيمت مصرف‌كننده CPI و توليد ناخالص ملي حقيقي GNP آمريكا، براي تشخيص تسلط شوک هاي عرضه و تقاضا در دوره زماني (۲۰۰۰-۱۹۶۰)، استفاده كرد و رفتار موافق سيكلي دستمزدهاي حقيقي را در هنگام مسلط بودن شوک‌هاي عرضه حاصل از تغييرات هم جهت CPI و GNP و رفتار ضد سيكلي دستمزدهاي حقيقي را در هنگام مسلط بودن نوسانات تقاضا در نتيجه تغييرات متقابل CPI و GNP به دست آورد. Paul (2001)، ارتباط ميان دستمزدهاي حقيقي و اشتغال را با استفاده از داده‌هاي خرد مورد بررسي قرار داد و نشان داد كه افزايش نرخ حقيقي دستمزد، در اثر تغييرات ساختاري نيروي كار، باعث تورش در رفتار مخالف سيكلي دستمزدهاي حقيقي و تفاوت نرخ اسمي دستمزد در ميان بخش‌هاي اقتصادي، موجب تورش در رفتار موافق سيكلي دستمزدهاي حقيقي مي‌شود. Gamber & Jouts (1997) نقش دو شوک عرضه نيروي كار و تقاضاي كل در طرف تقاضا و دو شوک قيمت نفت و بهره وري كل در طرف عرضه را بر رفتار سيكلي دستمزدهاي حقيقي مورد بررسي قرار داده و نشان داد انحراف از رفتار موافق سيكلي دستمزدهاي حقيقي به دليل تاثير شوک‌هاي طرف تقاضا مي‌باشد. Abraham & Haltiwanger (1995) نشان دادند شوكهاي تقاضا و عرضه به ترتيب تحت تاثير منحني عرضه باكشش و بي‌كشش، داراي بيشترين تاثير بر نوسانات اشتغال و دستمزد حقيقي مي‌باشند.

مقاله حاضر با توجه به نظرية سيكل تجاري حقيقي، فرضيه نوسانات موافق سيكلي دستمزدهاي حقيقي كشاورزي ايران براي نيروي كار مردان و زنان و براي دوره زماني (۸۵-۱۳۵۰) با استفاده از تخمين‌هاي تک معادله‌اي و محاسبه ضرايب همبستگي مورد آزمون قرار داده و تاثير شوک‌هاي وارده (شوک بهره‌وري و شوک درآمد نفتي) بر رفتار دستمزدهاي حقيقي و اشتغال در بخش كشاورزي را پيش‌بيني خواهد كرد.

مواد و روش‌ها

براي بررسي تاثير شوک‌هاي حقيقي بر رفتار اشتغال و دستمزد حقيقي در بازار كار بخش كشاورزي، لازم است به ارتباط متقابل اين متغيرها در قالب يک الگوي سيستم معادلات همزمان پويا توجه شود. از آنجا كه در چنين الگويي به دليل همزماني متغيرها نمي‌توان در مورد درون‌زا و برون‌زا بودن آنها پيش‌داوري نمود، از مدل خود توضيحي برداري (VAR)[1] كه در واقع يک روش نامقيد در اقتصادسنجي است استفاده مي‌شود. اين مدل فاقد متغير برون‌زا است و همه متغيرهاي مدل درون‌زا هستند (Danthine & Kurmann, 2004). در مطالعه حاضر، مدل خود توضيحي برداري در چهار بخش به صورت زير برآورد شده است.

۱- مدل خود توضيحي برداري در هنگام وارد شدن شوک درآمد نفتي (نيروي كار مردان)

$$LOIL = \underset{(-0/66)}{-7/4} + \underset{(5/6)}{0/75}\,LOIL(-1) + \underset{(0/84)}{1/4}\,LME(-1) - \underset{(-0/86)}{0/3}\,LMW(-1)$$

$$R^2 = 0/86 \qquad F = 61/5$$

$$LME = \underset{(1/24)}{0/33} + \underset{(3/6)}{0/12}\,LOIL(-1) + \underset{(25/12)}{0/94}\,LME(-1) - \underset{(-3/17)}{0/01}\,LMW(-1)$$

$$\bar{R}^2 = 0/97 \qquad F = 490$$

$$LMW = \underset{(-0/54)}{-3/05} + \underset{(1/42)}{0/95}\,LOIL(-1) + \underset{(0/42)}{0/34}\,LME(-1) - \underset{(-12/19)}{0/89}\,LMW(-1)$$

$$\bar{R}^2 = 0/93 \qquad F = 157$$

که در آن LOIL لگاريتم درآمدهاي نفت و گاز، LOIL (-1) لگاريتم درآمدهاي نفت و گاز با يک وقفه تاخيري، LME و LMW به ترتيب لگاريتم ميزان اشتغال و لگاريتم دستمزد حقيقي در نيروي كار مردان و LME(-1) و LMW(-1) به ترتيب لگاريتم ميزان اشتغال و لگاريتم دستمزد حقيقي در نيروي كار مردان با يک وقفه تاخيري است. اعداد داخل پرانتز نيز آماره t مي‌باشد.

۲- مدل خود توضيحي برداري در هنگام وارد شدن شوک درآمد نفتي (نيروي كار زنان)

$$LOIL = \underset{(-1/17)}{-10/6} + \underset{(5/5)}{0/72}\,LOIL(-1) + \underset{(1/43)}{2/7}\,LWE(-1) - \underset{(-1/5)}{0/24}\,LWW(-1)$$

$$\bar{R}^2 = 0/77 \qquad F = 33/4$$

$$LWE = \underset{(-0/063)}{-0/12} + \underset{(3/18)}{0/96}\,LOIL(-1) + \underset{(23/25)}{0/99}\,LWE(-1) - \underset{(-3/8)}{0/14}\,LWW(-1)$$

$$\bar{R}^2 = 0/96 \qquad F = 240$$

$$LWW = \underset{(-1/4)}{-5/3} + \underset{(2/27)}{0/13}\,LOIL(-1) + \underset{(1/09)}{0/88}\,LWE(-1) + \underset{(12/44)}{0/84}\,LWW(-1)$$

$$\bar{R}^2 = 0/93 \qquad F = 133$$

1. Vector Auto Regressive Model

که درآن LOIL لگاریتم درآمدهاي نفت و گاز، LOIL (-1) لگاریتم درآمدهاي نفت وگاز با یک وقفه تاخیري، LWE و LWW به ترتیب لگاریتم میزان اشتغال و لگاریتم دستمزد حقیقي در نیروي کار زنان و LWE(-1) و LWW(-1) به ترتیب لگاریتم میزان اشتغال و لگاریتم دستمزد حقیقي در نیروي کار زنان با یک وقفه تاخیري است. اعداد داخل پرانتز نیز آماره t مي‌باشد.

۳- مدل خود رگرسیون برداري در هنگام وارد شدن شوک بهره وري (نیروي کار مردان)

$$LSOL = 0/119 - 0/125\ LSOL(-1) - 0/5\ LME(-1) + 0/04\ LMW(-1)$$
$$(0/38)\quad (-1/4)\quad (-0/35)\quad (0/09)$$
$$\bar{R}^2 = 0/78 \qquad F = 35/4$$

$$LME = 0/016 + 0/21\ LSOL(-1) + 0/15\ LME(-1) - 0/11\ LMW(-1)$$
$$(0/05)\quad (0/23)\quad (24/12)\quad (-2/7)$$
$$\bar{R}^2 = 0/96 \qquad F = 323$$

$$LMW = -5/52 + 2/13\ LSOL(-1) + 00/8\ LME(-1) + 0/88\ LMW(-1)$$
$$(-0/98)\quad (0/65)\quad (1/02)\quad (11/63)$$
$$\bar{R}^2 = 0/91 \qquad F = 115$$

که در آن LSOL لگاریتم متغیر بهره‌وري در نیروي کار مردان، LSOL(-1) لگاریتم متغیر بهره‌وري در نیروي کار مردان با یک وقفه تاخیري، LME و LMW به ترتیب لگاریتم میزان اشتغال و لگاریتم دستمزد حقیقي در نیروي کار مردان و LME(-1) و LMW(-1) به ترتیب لگاریتم میزان اشتغال و لگاریتم دستمزد حقیقي در نیروي کار مردان با یک وقفه تاخیري است. اعداد داخل پرانتز نیز آماره t مي باشد.

۴- مدل خود رگرسیون برداري در هنگام وارد شدن شوک بهره‌وري (نیروي کار زنان)

$$LSOW = -0/72 - 0/26\ LSOW(-1) + 0/18\ LWE(-1) - 0/42\ LWW(-1)$$
$$(-0/22)\quad (-1/4)\quad (0/29)\quad (-0/71)$$
$$\bar{R}^2 = 0/93 \qquad F = 132$$

$$LWE = -0/23 + 0/11\ LSOW(-1) + 1/56\ LWE(-1) - 0/15\ LWW(-1)$$
$$(-0/99)\quad (0/88)\quad (23/1)\quad (-3/6)$$
$$\bar{R}^2 = 0/95 \qquad F = 190$$

$$LWW = -7/9 + 4/25\ LSOW(-1) + 0/162\ LWE(-1) - 0/83\ LWW(-1)$$
$$(-2/1)\quad (2/06)\quad (2/16)\quad (11/9)$$
$$\bar{R}^2 = 0/97 \qquad F = 327$$

که در آن LSOW به ترتیب لگاریتم متغیر بهره‌وري درنیروي کار زنان، LSOW(-1) لگاریتم متغیر بهره‌وري در نیروي کارزنان با یک وقفه تاخیري، LWE و LWW به ترتیب لگاریتم میزان اشتغال و لگاریتم دستمزد حقیقي در نیروي کار زنان و LWE(-1) و LWW(-1) به ترتیب لگاریتم میزان اشتغال و لگاریتم دستمزد حقیقي در نیروي کار زنان با یک وقفه تاخیري است. اعداد داخل پرانتز نیز آماره t مي‌باشد.

استفاده از لگاریتم متغیرها به دلیل جلوگیري از بروز پدیده هم خطي و نتایج بهتر رگرسیون‌هاي برازش شده از آنها نسبت به متغیر هاي خطي مي باشد.

در هر چهار الگوي فوق، بر اساس معیارهاي آکائیک AIC و شوارتز بیزین SIC، وقفه اول براي متغیرهاي توضیحي به عنوان وقفه بهینه تعیین شد. همچنین بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد(جدول۱)، فرض صفر مبني بر غیرایستا بودن متغیرها رد شده و تمامي متغیرهاي الگو هم انباشته از درجه صفر هستند که این امر براي تخمین الگوي خود توضیحي برداري با اهمیت است.

جدول۱- آزمون ریشه واحد دیکي فولر براي سطح داده هاي سري زماني

متغیر	آماره دیکي فولر	مقادیر بحراني مک کینون ۱%	۵%	نتیجه آزمون
LME	-۴/۲۷	-۴/۰۱	-۳/۸۸	فرض صفر رد مي شود
LMW	-۳/۴۱	-۲/۶۱	-۱/۹۳	فرض صفر رد مي شود
LWE	-۳/۳۳	-۳/۱۶	-۲/۶۷	فرض صفر رد مي شود
LWW	-۴/۳۳	-۲/۷۸	-۱/۸۳	فرض صفر رد مي شود
LSOL	-۳/۵۵	-۳/۶۹	-۲/۹۷	فرض صفر رد مي شود
LSOW	-۴/۶۱	-۴/۳۳	-۳/۵۸	فرض صفر رد مي شود
LOIL	-۳/۸۸	-۲/۹۵	-۱/۲۸	فرض صفر رد مي شود

ماخذ: یافته هاي تحقیق حاضر

در پایان براي تفسیر نتایج باید به این نکته توجه کرد که اساسا در تخمین الگوهاي خود توضیحي برداري، ضرایب و درصد توضیح دهندگي پارامتر هاي الگو، اهمیت روش‌هاي تک معادله اي را ندارند و انتظارنمي رود کلیه ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه متغیرها از لحاظ آماري معني‌دار باشد، اما آماره F در مجموع معني‌دار بودن ضرایب را تایید مي‌کند. بر این اساس از توابع عکس العمل ضربه (IRF)[1] براي تحلیل نتایج استفاده مي شود.

1. Impulse Response Function

نتايج وبحث

باتوجه به ديدگاه‌هاي طرفداران نظرية سيكل تجاري حقيقي كه فقط عوامل حقيقي را علت نوسانات اقتصادي بيان مي‌كند و تمامي متغيرهاي حقيقي از جمله دستمزدهاي حقيقي تغييرات هم جهت با سيكل‌هاي تجاري دارد، در اين مطالعه، براي آزمون رفتار موافق سيكلي دستمزدهاي حقيقي، ابتدا با استفاده از تخمين‌هاي تک معادله‌اي اقتصادسنجي و الگوي Kydland & Prescott (1990) در تفسير ضرايب همبستگي، رابطه ميان دستمزدهاي حقيقي و شاخص سيكل تجاري در بخش كشاورزي ايران (براي دو نوع نيروي كار زنان و مردان) و براي دوره زماني (۸۵-۱۳۵۰) برآورد شده و از متغير اشتغال به عنوان شاخص مهم نوسانات اقتصادي استفاده شده است. بر اين اساس، تاثير شوكهاي حقيقي بر رفتار دستمزدهاي حقيقي و اشتغال (نيروي كار مردان و زنان) با استفاده از توابع عكس‌العمل آني (ضربه) پيش بيني شده است. نتايج مطالعه حاضر به شرح زير ارائه گرديده است.

الف- آزمون فرضيه رفتار موافق سيكلي دستمزد حقيقي

با روش تک معادلات اقتصاد سنجي براي آزمون نظرية سيكل تجاري حقيقي،رابطه دستمزد حقيقي و اشتغال (به عنوان شاخص مهم سيكل‌هاي تجاري) براي نيروي كار مردان و زنان در بخش كشاورزي ايران و براي دوره زماني (۸۵-۱۳۵۰) برآورد شده و نتايج آن به شرح زير برآورد گرديده است.

معادله اول براي نيروي كار مردان و معادله دوم براي نيروي كار زنان برآورد شده است. لازم به توضيح است كه مقدار آماره دوربين واتسون در برآوردهاي اوليه از معادلات فوق[1]، تاييد كننده وجود خود همبستگي سريالي در اجزاء اخلال معادلات است كه به منظور رفع آن از فرآيند AR(1) استفاده شده است. متغيرهاي LMW، LWW به ترتيب لگاريتم دستمزدهاي حقيقي مردان و زنان و متغيرهاي LME، LWE به ترتيب لگاريتم نيروي كار مردان و زنان در بخش كشاورزي است. اعداد داخل پرانتز نيز آماره t مي‌باشد. علامت مثبت ضرايب اشتغال در معادلات فوق، نشان‌دهنده رابطه مثبت تغييرات دستمزد حقيقي با تغييرات اشتغال و مسلط بودن شوک‌هاي حقيقي طرف عرضه در تعيين رفتار نوساني دستمزد حقيقي در جريان سيكل‌هاي تجاري مي‌باشد. به عبارت ديگر نظرية سيكل تجاري حقيقي در بخش كشاورزي ايران طي دوره زماني (۸۵-۱۳۵۰) تاييد مي شود.

ب-آزمون فرضيه رفتار موافق سيكلي دستمزد حقيقي با استفاده از الگوي كيدلند و پرسكات در تفسير ضرايب همبستگي

Kydland & Prescott (1990) با استفاده از شاخص ضريب همبستگي، رفتار موافق سيكلي دستمزدهاي حقيقي را براي داده هاي آمريكا مورد ارزيابي قرار داده است. آنها بيان كردند كه اگر ضريب همبستگي ميان متغير دستمزد حقيقي (w_t) با متغير اشتغال (E_t) و مقادير آينده و گذشته آن مثبت باشد. يعني رابطه ميان (w_t) با مقادير (E_{t-i} $(i<0,\ i=0,\ i>0,)$) مثبت بوده و حداكثر اين ضريب در دوره‌هاي تاخيري متغير اشتغال (E_{t-i} $(i<0,$) قرار گيرد. در اين صورت دستمزدهاي حقيقي داراي رفتار موافق سيكلي و نوسانات هم جهت با نوسانات اشتغال خواهند بود. بنابراين در اين بخش رفتار نوساني دستمزد حقيقي با محاسبه ضريب همبستگي ميان متغيرهاي دستمزد حقيقي و اشتغال مورد مطالعه قرار گرفته است. از آنجا كه اطلاعات اين مطالعه، محدود به يک دوره ز ماني ۳۵ ساله مي‌باشد، انتخاب دو دوره تاخيري، انتخاب نسبتا مناسبي براي تحليل ضرايب همبستگي خواهد بود. جداول شماره (۱) و (۲)، به ترتيب ماتريس ضرايب همبستگي براي نيروي كار مردان و زنان است كه با استفاده از نرم افزار Eviews و براي دوره زماني (۸۵-۱۳۵۰) در بخش كشاورزي محاسبه شده است.

جدول ۲- ماتريس ضرايب همبستگي بين متغير دستمزد حقيقي ـ ريال و اشتغال ـ هزار نفر براي نيروي كار مردان

	MW	ME(-۱)	ME(-۲)	ME	ME(+۱)	ME(+۲)
MW	۱	۰/۸۵	۰/۸۷	۰/۸۱	۰/۷۶	۰/۶۹
ME(-۱)	۰/۸۵	۱	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۴	۰/۸۶
ME(-۲)	۰/۸۷	۰/۹۹	۱	۰/۹۵	۰/۸۸	۰/۷۸
ME	۰/۸۱	۰/۹۸	۰/۹۵	۱	۰/۹۸	۰/۹۳
ME(+۱)	۰/۷۶	۰/۹۴	۰/۸۸	۰/۹۸	۱	۰/۹۸
ME(+۲)	۰/۶۹	۰/۸۶	۰/۷۸	۰/۹۳	۰/۹۸	۱

منبع: يافته‌هاي تحقيق حاضر

۱. $D.W = 2/76$ و $D.W = 2/91$ به ترتيب مقادير آماره دوربين - واتسون براي برآوردهاي اوليه از تخمين‌هاي تک معادله‌اي اقتصادسنجي براي نيروي كار مردان و زنان مي باشد.

MW و WW به ترتیب متغیر دستمزد حقیقي براي نیروي کار مرد و زن است. ME و WE میزان اشتغال مردان و زنان در دوره جاري، (۱-)ME، (۲-)ME، (۱-)WE، (۲-)WE میزان اشتغال مردان و زنان در دوره‌هاي تاخیري و (۱+)ME، (۲+)ME، (۱+)WE، (۲+)WE میزان اشتغال مردان و زنان در دوره‌هاي آینده مي باشد. اعداد سطر اول و یا ستون اول هر یک از جداول نشان‌دهنده ضرایب همبستگي مورد نظر در الگوي کیدلند و پرسکات مي باشد. مطابق الگوي مذکور، ضرایب مورد نظر در هر دو بخش‌نیروي کار مردان و زنان مثبت و داراي مقدار بالایي مي‌باشد ضمن اینکه در هر دو نوع نیروي کار، حداکثر ضریب همبستگي فوق در دومین دوره تاخیري $(MW, ME(-2)) = 0/87$ و $(WW, WE(-2)) = 0/92$ است که نشانگر رفتار قوي موافق سیکلي دستمزدهاي حقیقي، تایید الگوي نظري سیکل تجاري حقیقي و مسلط بودن شوک حقیقي طرف عرضه در بخش کشاورزي مي‌باشد.

جدول ۳- ماتریس ضرایب همبستگي بین متغیر دستمزد حقیقي ـ ریال و اشتغال ـ هزار نفر براي نیروي کار زنان

	WW	WE(-۱)	WE(-۲)	WE	WE(+۱)	WE(+۲)
WW	۱	۰/۹۰	۰/۹۲	۰/۸۶	۰/۸۰	۰/۷۲
WE(-۱)	۰/۹۰	۱	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۴	۰/۸۶
WE(-۲)	۰/۹۲	۰/۹۹	۱	۰/۹۵	۰/۸۸	۰/۷۸
WE	۰/۸۶	۰/۹۸	۰/۹۵	۱	۰/۹۸	۰/۹۳
WE(+۱)	۰/۸۰	۰/۹۴	۰/۸۸	۰/۹۸	۱	۰/۹۸
WE(+۲)	۰/۷۲	۰/۸۶	۰/۷۸	۰/۹۳	۰/۹۸	۱

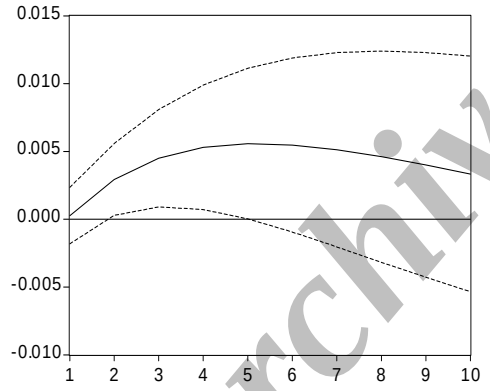
منبع: یافته هاي تحقیق حاضر

در اینجا، با توجه به دو آزمون صورت گرفته (تک معادلات اقتصاد سنجي و الگوي کیدلند و پرسکات) و تایید نظریة سیکل تجاري حقیقي، مي‌توان گفت که در بخش کشاورزي ایران، تغییرات هم جهت اشتغال و دستمزدهاي حقیقي متاثر از شوک‌هاي طرف عرضه (شوک بهره وري و شوک نفتي) است و شوک‌هاي طرف تقاضا (افزایش مخارج دولت و حجم نقدینگي) در تعیین رفتار نوساني دستمزدهاي حقیقي نقش ثانوي دارد. از این روي،براي یک حمایت همزمان از بخش کشاورزي در مقابل فقر و و بیکاري، بایستي از سیاست‌هاي انجام شده در طرف عرضه اقتصاد که منجر به پیشرفت‌هاي فناورانه و یا بهبود درآمدهاي ارزي کشور مي‌شود به جاي سیاستهاي پولي و مالي که در طرف تقاضا عمل مي‌نمایند استفاده نمود. به همین جهت تاثیر دو شوک حقیقي بهره‌وري و درآمدهاي نفتي بر رفتار نوساني دستمزدهاي حقیقي مورد بررسي قرار گرفته است.

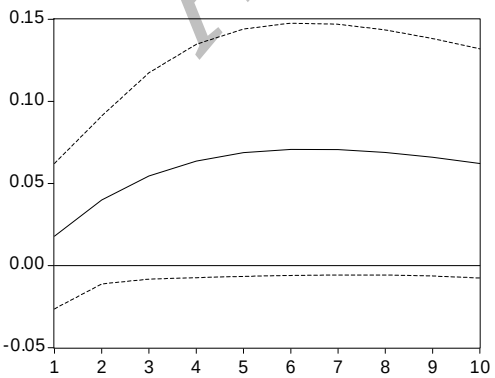
ج-تاثیرشوک نفتي بر رفتار نوساني دستمزد حقیقي

ایران به عنوان یک کشور صادر کننده نفت، همواره در معرض نوسانات ناشي از تغییر قیمت این محصول قرار دارد. به همین جهت، اقتصاد ایران به طور عمده متاثر از شوک‌هاي نفتي بوده و درآمدهاي نفتي به عنوان یکي از شوک‌هاي حقیقي طرف عرضه اقتصاد انتخاب مي‌شود. نمودارهاي شماره (۴-۱)، واکنش متغیرهاي اشتغال و دستمزد حقیقي را نسبت به شوک وارده به میزان یک انحراف معیار درمیزان درآمدهاي نفت وگاز نشان مي‌دهد.

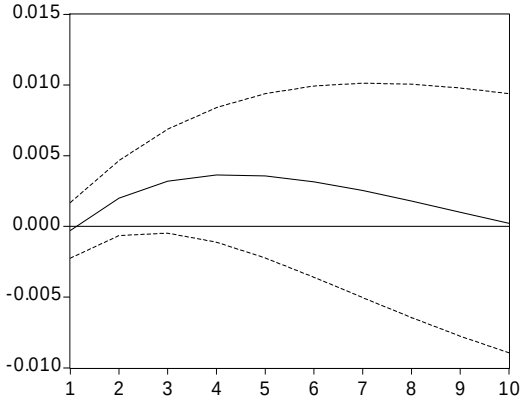
مشاهده مي‌شود براي هر دو نوع نیروي کار، در اثر یک تکانه نفتي (افزایش شدید قیمت نفت)، اشتغال و دستمزد حقیقي با نرخ کاهنده تا سال پنجم افزایش مي‌یابد و پس از آن، متغیرهاي مزبور به صورت بسیار بطئي رو به کاهش مي‌رود. نرخ اشتغال زنان نیز پس از یک افزایش کوتاه و موقتي به سطح اولیه خود کاهش مي‌یابد.



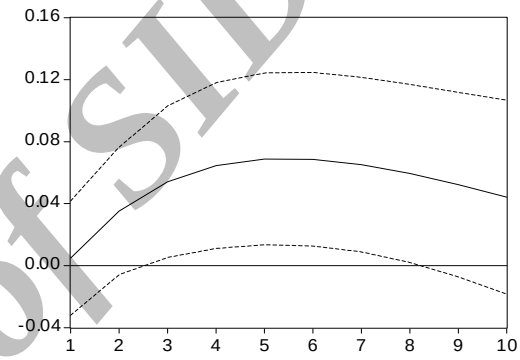
شکل۱- تابع عکس‌العمل اشتغال مردان به شوک درآمد نفتي



شکل۲- تابع عکس‌العمل دستمزد حقیقي مردان به شوک درآمد نفتي



شكل ۳- تابع عكس‌العمل اشتغال زنان به شوك درآمد نفتي

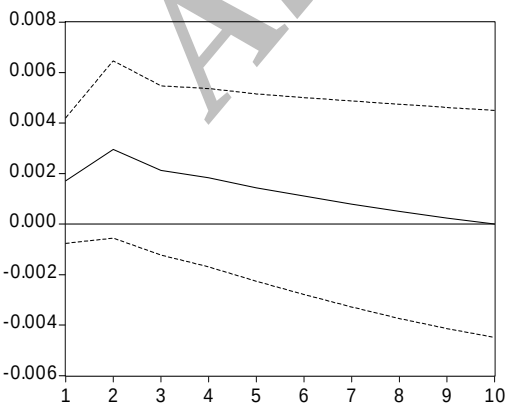


شكل۴- تابع عكس العمل دستمزد حقيقي زنان
به شوك درآمد نفتي

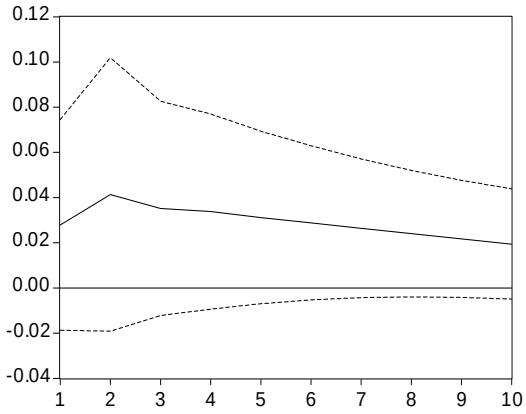
علت اين افزايش در كوتاه مدت، بهبود وضع درآمد ارزي كشور، واردات بيشتر نهاده‌ها و افزايش سطح توليد و كاهش متغيرهاي مذكور در بلند مدت، به دليل افزايش قيمت توليدات صنعتي كشورهاي پيشرفته در نتيجه افزايش قيمت نفت و بالتبع آن، بالا رفتن قيمت نهاده هاي وارداتي و هزينه‌هاي توليد مي‌باشد. چرا كه افزايش توليد حاصل از افزايش درآمدهاي نفتي، همرا با تغييرات ساختار توليد نيست و به علت فقدان زير ساخت‌هاي لازم براي رشد مستمر و پايدار اقتصادي و عدم وجود زمينه براي حضور بخش خصوصي كارا و فعال، امكان تبديل دارائي حاصل از نفت به سرمايه توليدي ميسر نيست از اين رو اثر درآمد ارزي حاصل از فروش نفت خام، به عنوان يک عامل برون زا، به طور موقت اثرگذار بوده و در درون خود شرايط لازم براي رشد پويا را ندارد.

د- تاثيرشوک‌بهره‌وري‌بررفتارنوساني‌دستمزد حقيقي

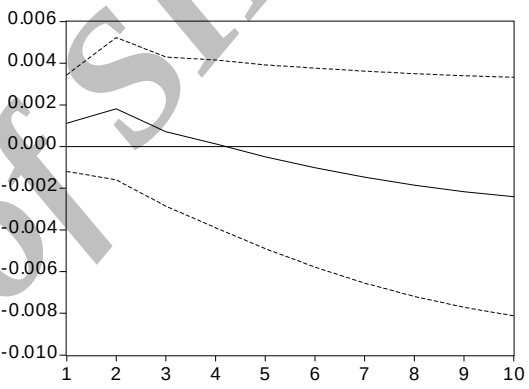
از ديدگاه نظرية سيكل تجاري حقيقي، نوسانات اقتصادي به طور عمده ناشي از تغييرات تصادفي تكنولوژي و بهره‌وري است. بدين ترتيب كه در دوران رونق اقتصادي، با افزايش نرخ بهره وري، توليد و اشتغال همراه با افزايش دستمزدهاي حقيقي افزايش مي‌يابد و در دوران ركود حالت عكس اتفاق مي افتد. نمودارهاي شماره (۸-۵)، واكنش متغيرهاي اشتغال و دستمزد حقيقي نسبت به يک شوک وارده به ميزان يک انحراف معيار درميزان بهره وري را نشان مي‌دهد. مشاهده مي‌شود در هر دو نوع نيروي كار، شوک بهره‌وري موجب افزايش دستمزدهاي حقيقي و اشتغال با نرخ فزاينده تا سال دوم شده و از سال سوم اين شوک به طور فزاينده‌اي متغيرهاي مزبور را كاهش مي‌دهد. دستمزد حقيقي و ميزان اشتغال نيروي كار زنان با نرخي تندتر نسبت به نيروي كار مردان كاهش مي يابد. به طوري كه از سال چهارم، ميزان اشتغال زنان از ميزان اوليه خود كمتر شده و دستمزد حقيقي آنان پس از ده سال به سطح اوليه خود بر مي‌گردد اما ميزان دستمزد حقيقي مردان، تقريبا در سطح افزايش اوليه خود ثابت باقي مي‌ماند. علت افزايش متغيرهاي مزبور در كوتاه مدت، افزايش توليد نهايي نيروي كار، افزايش تقاضا و دستمزد پرداختي براي آن مي باشد و كاهش آنها در بلند مدت، به دليل بهينه‌سازي تركيب عوامل توليد واستفاده برنامه‌ريزي شده از نيروي كار، صرفه جويي‌هاي حاصل از مقياس، افزايش نهاده‌هاي سرمايه‌اي، جايگزيني تعداد كمتر نيروي كار ماهر به جاي تعداد بيشتر نيروي كار غيرماهر و بيسوادي و يا كم سواد بودن تعداد زيادي از نيروي كار اين بخش در راستاي ارتقاي كيفيت نيروي كار مي‌باشد (Walde, 2002).



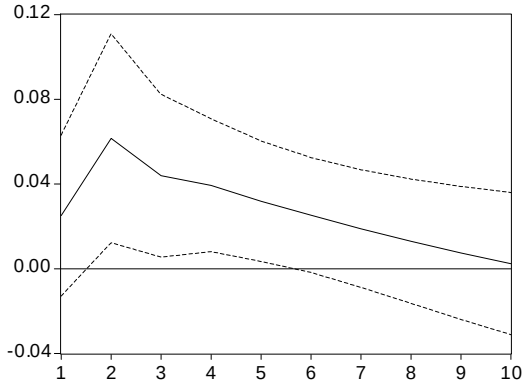
شكل ۵- تابع عكس‌العمل آني اشتغال مردان
به شوک بهره‌وري



شكل ۶- تابع عكس‌العمل آني دستمزد حقيقي مردان به شوک بهره‌وري



شكل ۷- تابع عكس‌العمل آني اشتغال زنان به شوک بهره وري



شكل ۸- تابع عكس‌العمل آني دستمزد حقيقي زنان به شوک بهره‌وري

جمع‌بندي نتايج و پيشنهادات

۱. با توجه به آزمون‌هاي انجام شده (تخمين تک معادلات اقتصادسنجي و الگوي كيدلند و پرسكات) و تاييد نظرية سيكل تجاري حقيقي، مي‌توان گفت در طي ۳۵ سال گذشته در بخش كشاورزي ايران، نقش اختلالات طرف عرضه (تغيير درآمدهاي نفتي و پيشرفت‌هاي فناورانه) در تعيين جهت رفتار دستمزدهاي حقيقي به طور نسبي مهمتر از شوک‌هاي طرف تقاضا (تغيير حجم نقدينگي و مخارج دولت در بخش كشاورزي) بوده است.

۲. تكانه‌هاي نفتي پس از مدت كوتاهي (۵ سال)، موجب كاهش نرخ بيكاري و افزايش قدرت خريد كارگران (مرد و زن) در بخش كشاورزي خواهد شد. در بلندمدت نيز تنها نرخ اشتغال زنان به سطح اوليه خود كاهش مي‌يابد و نوسانات ساير متغيرها پس از افزايش در كوتاه مدت ناچيز است. بنابراين اجراي هر نوع سياستي همانند افزايش قيمت نفت،گسترش صادرات، بهبود روابط خارجي، توسعه سيستم‌هاي بازاريابي و تبليغاتي كه به افزايش عايدات ارزي كشور منتهي شود، داراي تاثيرات مطلوب و پايدار در بهبود وضع معيشتي نيروي كار مردان و زنان در بخش كشاورزي ايران بوده در حاليكه در بلند مدت، تنها تضمين كننده كاهش نرخ بيكاري مردان خواهد بود.

۳. تغييرات فناورانه، پس از دو سال موجب كاهش سريع نرخ بيكاري و افزايش قدرت خريد كشاورزان خواهد شد.در بلند مدت تنها قدرت خريد كارگران مرد در سطح افزايش اوليه خود ثابت باقي‌مي‌ماند و مقادير ساير متغيرها به سطح اوليه خود و يا كمتر از آن كاهش مي‌يابد. بنابراين اجراي سياست‌هايي همانند ارائه خدمات ترويجي و آموزشي، يكپارچه‌سازي ارضي، گسترش شركت‌هاي كشت و صنعت و يا تعاوني‌هاي توليدي، استفاده از ارقام اصلاح شده، به كارگيري بيشتر ماشين آلات و يا روشهاي نوين مبارزه با آفات و بيماريها و ...، كه به طرق مختلف به افزايش كارايي در بخش كشاورزي منتهي مي‌شود. در بلند مدت، تنها بر وضع معيشتي نيروي كار مردان اثر مطلوب و پايدار داشته و نمي‌تواند به عنوان سياست‌هاي حمايت‌كننده نيروي كار زنان مورد استفاده قرار گيرد.

۴. با توجه با اينكه شوک‌هاي حقيقي طرف عرضه و شوک‌هاي پولي طرف تقاضا، به ترتيب منجر به رفتار موافق سيكلي و مخالف سيكلي دستمزدهاي حقيقي در طي ادوار تجاري مي‌گردند. به منظور تحقق همزمان كاهش نرخ بيكاري و بهبود وضعيت معيشتي

كارگران در بخش كشاورزي، شايد مناسب‌تر باشد از سياست‌هاي طرف عرضه اقتصاد كه منتهي به پيشرفت‌هاي فناورانه و يا افزايش عايدات ارزي كشور مي‌گردد به جاي سياست‌هاي پولي و مالي كه در طرف تقاضا عمل مي‌نمايند استفاده نمود.

۵. در ميان شوک‌هاي حقيقي طرف عرضه، طول دوره اثر كوتاه مدت و پايداري تاثير شوک‌هاي نفتي بر كاهش نرخ بيكاري و بهبود وضعيت معيشتي كارگران بيش از شوک‌هاي بهره‌وري است. از اين رو، براي دستيابي همزمان و پايدار به دو هدف افزايش قدرت خريد نيروي كار و كاهش بيكاري در بخش كشاورزي، بايستي از سياست‌هاي منتهي به افزايش درآمدهاي ارزي به جاي سياست‌هاي موثر بر افزايش كارايي، استفاده نمود.

REFERENCES

1. Abraham, K. G. & Haltiwanger, J. C. (1995). Real wages and the business cycle. *Journal of Economic Literaturare*, 6(1), 215-1264.
2. Beikzadeh, S. (2004). *Studding of effects monetary and finantial policies on agricultural sector employment.* M. Sc. Thesis, Tarbiat Modares University, Iran.
3. Danthine, J. P. & Kurmann, A. (2004). Fair wages in a New Keynesian model of the business cycle. *Review of Economic Dynamics*, 7(1), 107-142.
4. Dibooglu, S. & Enders, W. (2001). Do real wages respond asymmetrically to unemployment Sshocks? Evidence from the U.S. and Canada. *Journal of Macroeconomics*, 23(4), 495-515.
5. Gamber, E. N. & Jouts. (1997). Real wages over the business cycle. *Eastern Economic Journal*, 18(3), 277-291.
6. Kandil, M. (2005). Countercyclical or procyclical real wages? A disaggregate explanation of aggregate asymmetry. *Empirical Economics*, 30(3), 619-637.
7. Kydland, F. & Prescott, E. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 50, 345-370.
8. Kydland, F.& Prescott, E. (1990). Businees cycle: Real facts and a monetary myth, federal reserve bank of Minneapolis. *Quarterly Review*, 3-18.
9. Lucke, B. (1998). Productivity shocks in a sectoral real business cycle model for west Germany. *European Economic Review*, 42(2), 311-327.
10. Luciano, F. & Manfredi, P. (2006). Neoclassical labour market dynamics: Chaos and the real wage Phillips curve. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 62(3), 470-483.
11. Moghadasi, R. & Yazdani, S. (2000). Relation of main economical variables with monetary and finantial policies. In: Proceedings of *3th of Iran Agricultural Economic Conference*, The Second Book, p 213-243.
12. Moore, T. & Pentecost, E. J. (2006). An Investigation into the Sources of Fluctuation in Real and Nominal Wage Rates in Eight EU Countries: A structural VAR Approach. *Journal of Comparative Economics*, 34(2), 357-376.
13. Noferesti, M. (1999). *Unitroot and aggregation in econometric*. 1st ed, Rasa Cultural Services Publications.
14. Paul, J. D. (2001). The cyclicality of real wages within employer-employee matches**.** *Industrial & Labor Relations Review*, 54(4), 835-851.
15. Rabanal, P. & Ramírez, J. F. (2005). Comparing New Keynesian models of the business cycle: A bayesian approach. *Journal of Monetary* .
16. Walde, K. (2002). The economic determinants of technology shocks in a real business cycle model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27(1), 1-28.