# بررسی چگونگی فرایند انتقال قیمت در بازار چوب ایران

**علی اکبر باغستانی**

دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران a.baghestany@Gmail.com

## چکیده

مطالعات اخیر درباره انتقال قیمت بیان می‌دارند که افزایش قیمت نهاده‌ها سریعاً منتقل می‌گردد. این مطالعه به بررسی نحوه انتقال قیمت میان چوب بریده شده و الوار در بازار چوب ایران می پردازد. برای این منظور از روش همگرائی انگل–گرنجر و جوهانسون و مدل تصحیح خطای برداری و مدل هوک استفاده شده است. نتایج آزمون همگرائی بلند مدت نشان دهنده ارتباط بلند مدت میان شاخص قیمت الوار و شاخص قیمت چوب بریده شده می‌باشد. نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که یک رابطه علی یک طرفه از سمت شاخص قیمت چوب بریده شده به سوی شاخص قیمت الوار وجود دارد. نتایج مدل هوک حاکی از آن است که انتقال قیمت الوار در بازار چوب انتقالی متقارن است. در نهایت با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری به بررسی شدت این تاثیر گذاری پرداخته شد. نتایج حاصل از مدل ECM نشان داد که قیمت الوار تاثیر مثبت و معنی داری بر قیمت چوب بریده شده می‌گذارد و شدت این تاثیر ۰/۰۲ واحد می باشد.

**طبقه بندی JEL: Q1-Q23-E3**

**واژگان کلیدی:** ***انتقال قیمت، بازار چوب، همگرائی جوهانسون، مدل تصحیح خطا، مدل هوک.***

**مقدمه**

یکی از مهمترین ابزار تصمیم گیری برای کارگزاران و بنگاه‌های اقتصادی قیمت کالاها و خدمات است. به عبارت دیگر قیمت کالاها و خدمات باعث ایجاد علائمی برای تصمیم‌گیری کارگزاران و بنگاه‌های اقتصادی جهت تخصیص منابع محدود یک جامعه در بین خواسته‌های نامحدود آن می‌شود. قیمت به عنوان یک مکانیزم اصلی، پل ارتباطی بین قسمت های مختلف بازار را تشکیل می‌دهد. قیمت چوب و به طور کلی محصولات چوبی و جنگلی تا به امروز موضوع مورد بحث برانگیزی نبوده است اما اخیراً با افزایش قیمت چوب بریده شده و الوار و ایجاد شوک قیمتی در بازار چوب سوالات زیادی از جمله این که آیا انتقال قیمت در بازار چوب متقارن است یا نا متقارن، مطرح شده است.

انتقال نامتقارن قیمت نه تنها به این دلیل که ممکن است بر شکاف موجود در نظریه های اقتصادی دلالت کند، اهمیت دارد، بلکه وجود آن به عنوان شاهدی از نارسایی بازار، دراهداف سیاستی نیز مورد توجه است (حسینی و نیکوکار، ۱۳۸۵ و حسینی و دور اندیش، ۱۳۸۵). عمده ای از مطالعات تجربی در مورد چگونگی انتقال قیمت به بررسی ارتباط بلند مدت و نحوه متقارن یا نامتقارن بودن انتقال قیمت پرداختند. فون کرامون و همکاران[1] (۲۰۰۳)، نشان داده‌اند که در مباحث سیاستگذاری، انتقال نامتقارن قیمت پدیده‌ای است که (ممکن است) از رقابت ناقص بازار ناشی شود. همچنین آورده‌اند که این امر سبب تحمیل هزینه‌های بیشتر بر مصرف کنندگان می شود. کینوکان و فورکر[2](۱۹۸۷)، در مطالعه خود نشان دادند که مداخلات دولت با کمک قیمتهای حمایتی و سهمیه بازاریابی می تواند به تعدیلات نامتقارن بازار منجر شود. گودوین و هارپر[3](۲۰۰۰)، معتقدند نحوهٔ انتقال قیمت در سطوح مختلفی از بازار در واقع نحوه فعالیت نیروهای دخیل در این بازارها را منعکس کند. به طور سنتی ، قیمت‌های بازار، ساز وکارهای اولیه‌ای هستند که سطوح مختلف بازار را به هم پیوند می‌دهند و شوک‌های وارد بر هر سطح از بازار را در بین تولیدکنندگان، عمده‌فروشان و خرده‌فروشان انتقال می دهند.

عبدولای[4] (۲۰۰۲)، در مطالعه‌ای آورده‌اند که نحوه تعدیل قیمت و سرعت انتقال آن از جمله عوامل اساسی برای نشان دادن ماهیت یک سطح بازار(مانند تولیدکننده) در برابر سطوح دیگر بازار است. اندرز و گرنجر[5](۱۹۹۸)، بیان می کنند که اگر تعدیل نامتقارن باشد، آزمون‌های همگرایی در چارچوب روش‌های انگل گرنجر و جوهانسون دارای خطای تصریح خواهد بود. زمانی که از این روش‌ها برای تجزیه و تحلیل انتقال قیمت خرده فروشی تولیدکننده استفاده می گردد، فرض ضمنی این است که واکنش‌های قیمت متقارن می باشد و در این حالت یک شوک به قیمت‌های عمده‌فروشی و به همان اندازه بر قیمت‌های خرده فروشی وارد خواهد شد، بدون توجه به اینکه آیا این شوک در جهت کاهش یا افزایش قیمتهاست. هانسن و

[1] Von Cramon & et al.
[2] Kinnucan and Forker
[3] Goodwin and Harper
[4] Abdulai
[5] Enders and Granger

همکاران(۱۹۹۴) دو نوع انتقال نامتقارن،کوتاه‌مدت و بلندمدت، را معرفی کرده‌اند. عدم تقارن کوتاه‌مدت وقتی اتفاق می‌افتد که میزان اثر فوری افزایش یا کاهش قیمت تولید کننده برای قیمت خرده‌فروشی یکسان نباشد، اما اثر بلندمدت آن یکسان باشد. عدم تقارن بلندمدت وقتی اتفاق می‌افتد که افزایش در قیمت تولیدکننده در کوتاه مدت نسبت به کاهش قیمت در بلندمدت (پس از دوره تعدیل کامل) اثر متفاوتی داشته باشد. تفاوت عمده میان این دو مفهوم مربوط به اثر نسبی آن‌ها بر حاشیه بازار است. عدم تقارن بلندمدت، یعنی اینکه واسطه‌ها، حاشیه خود را به طور پایدار افزایش می دهد در حالیکه عدم تقارن کوتاه مدت یک اثر موقت روی حاشیه بازار را منعکس می کند.

بنابراین این مطالعه ضمن توجه به مبانی نظری انتقال قیمت، همگام با سایر مطالعات انجام شده در خصوص انتقال قیمت، برای اولین بار موضوع انتقال قیمت را در بازار چوب ایران مورد بررسی قرار می دهد.

## چارچوب نظری و روش تحقیق

در این قسمت نخست مبانی نظری اشکال عدم تقارن قیمتی و سپس روش‌های سنجش وضعیت انتقال قیمت مورد بررسی قرار می گیرد.

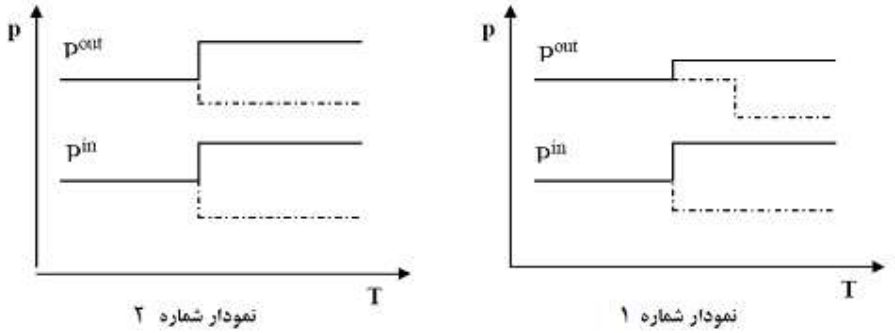
۱. اشکال عدم تقارن قیمتی

عدم تقارن در انتقال قیمت از ۴ دیدگاه قابل بررسی است:

**۱-۱-** افقی و عمودی : حرکت قیمت در سطوح مختلف بازار اعم از سرمزرعه، عمده فروشی و خرده فروشی بیانگر انتقال قیمت عمودی است .این در حالیست که حرکت آن بین مناطق مختلف در سطوح یکسان اشاره به انتقال قیمت افقی خواهد داشت.

**۱-۲-** مثبت و منفی: با فرض $P_{out}$ بعنوان قیمت ستانده یک بنگاه و $P_{in}$ قیمت نهاده، اگر $P_{out}$ کاملتر و سریعتر به افزایش در $P_{in}$ واکنش نشان دهد تا کاهش در آن، عدم تقارن از نوع مثبت خواهد بود و در کنار آن عدم تقارن منفی نشانگر موقعیتی است که در آن $P_{out}$ کاملتر و سریعتر به کاهشهای قیمتی $P_{in}$ عکس‌العمل نشان می‌دهد.

**۱-۳-** اندازه و سرعت نامتقارن: این مفهوم در انتقال قیمت که این مفهوم بترتیب در دو نمودار ۱ و ۲ نشان داده شده است.




**٤-١**-کوتاه‌مدت و بلندمدت: هانسن و همکاران(۱۹۹۴) دو نوع انتقال نامتقارن،کوتاه‌مدت و بلندمدت، را معرفی کرده‌اند. عدم تقارن کوتاه‌مدت وقتی اتفاق می‌افتد که میزان اثر فوری افزایش یا کاهش قیمت تولید کننده برای قیمت خرده‌فروشی یکسان نباشد، اما اثر بلندمدت آن یکسان باشد. عدم تقارن بلندمدت وقتی اتفاق می‌افتد که افزایش در قیمت تولیدکننده در کوتاه مدت نسبت به کاهش قیمت در بلندمدت (پس از دوره تعدیل کامل) اثر متفاوتی داشته باشد. تفاوت عمده میان این دو مفهوم مربوط به اثر نسبی آن‌ها بر حاشیه بازار است. عدم تقارن بلندمدت، یعنی اینکه واسطه‌ها، حاشیه خود را به طور پایدار افزایش می دهد در حالیکه عدم تقارن کوتاه مدت یک اثر موقت روی حاشیه بازار را منعکس می کند.

۲. روش‌های انتقال قیمت

جهت بررسی چگونگی انتقال نوسانهای قیمت محصولات زراعی مورد نظر از مزرعه تا خرده فروشی از دو مدل زیر استفاده می گردد:

1-مدل هوک

2-مدل تصحیح خطا (ECM)

حال اگر سری زمانی ایستا باشد ، برای بررسی نحوه انتقال قیمت از مدل هوک (۱۹۹۷) استفاده می شود.

$$\mathrm{Pr}_t - \mathrm{Pr}_0 = a_0 t + a_1 \sum_{t=0}^{M_1} \Delta pf^{+}_{t-1} + a_2 \sum_{t=0}^{M_2} \Delta pf^{-}_{t-1} + e_1 \qquad (۱)$$

که در آن Pr ، لگاریتم قیمت خرده فروشی، Pf لگاریتم قیمت سر مزرعه، $\Delta pf^{+}$ افزایش در قیمت های مزرعه، $\Delta pf^{-}$ کاهش در قیمت های مزرعه و $M_1$ و $M_2$ طول وقفه ها می باشند. ضرایب $a_1$ و $a_2$، به ترتیب تاثیر افزایش و کاهش قیمت های مزرعه روی قیمت های خرده فروشی می باشند.

این معادله با روش حداقل مربعات معمولی قابل برآورد است و طول وقفه‌ها را نیز می‌توان با معیار آکائیک تعیین نمود.

فرضیه صفر بدین گونه تعریف می شود:

$$H_0 : \sum_{t=0}^{M_1} a_{1t} = \sum_{t=0}^{M_2} a_{2t} \qquad (۲)$$

اگر مجموع ضرایب افزایش تجمعی قیمت با مجموع ضرایب کاهش تجمعی قیمت از نظر آماری برابـر باشـد، آنگاه فرضیه ی انتقال قیمت متقارن قابل پذیرش خواهد بود . با استفاده از آزمون والد این فرضیه مورد بررسی قرار می گیرد.

حال اگر داده های سری زمانی که با آزمون ریشه و احد دیکی فولر مورد بررسی قرار گرفت و نتیجه آزمون عدم ایستایی را نشان داد، نحوه بررسی انتقال قیمت به گونه ای دیگر خواهد بود . در این صورت باید بررسی کرد که آیا داده‌ها در بلند مدت ارتباطی با هم دارند یا خیر . بدین منظورآزمون همگرایی جوهانسون را برای داده ها انجام داده و در صورتی که داده ها همگرا باشند(داده ها رابطه ی بلندمدت با هم داشته باشند) از مدل تصحیح خطا و در غیر این صورت از مدل هوک استفاده می گردد.

گرنجر و لی(۱۹۸۹) مدل تصحیح خطا را به صورت زیر پیشنهاد کردند:

$$\Delta P_{rt} = B_0 + B_1 \Delta P_{ft} + B_2^{+} ECT_{t-1}^{+} + B_2^{-} ECT_{t-1}^{-} + \sum_{t=1}^{P_1} B_{3t} \Delta P_{rt-1} + \sum_{t=1}^{P_2} B_{4t} \Delta P_{ft-1} + v_t \qquad (۳)$$

$ECT_{t-1} = \mathrm{P}_{rt-1} - a_0 - a_1 P_{ft-1}$ جزء تصحیح خطای حاصل از رگرسیون همگرایی بین $\mathrm{P}_{rt}$ , $\mathrm{P}_{ft}$ ضرایب $B_2^{+}$ و $B_2^{-}$ به ترتیب میزان تعدیلات قیمت خرده فروشی نسبت به شوک های مثبت و منفی حاشیه بازاریابی است.

فرضیه صفر بدین گونه تعریف می شود:

$$H_0 : B_2^{+} = B_2^{-} \qquad (۴)$$

در این شرایط پذیرش فرضیه صفر نشاندهنده تقارن در انتقال قیمت و عدم پذیرش آن حاکی از عدم تقارن در انتقال قیمت می باشد. این فرضیه با استفاده از آزمون والد مورد بررسی قرار می گیرد.

۳. عوامل موثر بر انتقال قیمت

برخی عوامل که بر انتقال قیمت تاثیر دارند عبارتند از:

**۱-۳-** هزینه حمل و نقل و هزینه های معاملاتی: این هزینه‌ها به سه هزینه اطلاعات، مذاکرات[۱]، هزینه‌های بازبینی و اقدام[۲] طبقه‌بندی می‌شوند. این عوامل همانند یک گوه[۳] میان قیمت‌ها در بازارهای مختلف عمل کنند، که نیاز به غلبه کردن بر آن‌ها به وسیله تفاوت‌های کل قیمت میان دو مکان یا صنعت به منظور ایجاد امکان معامله با سود[۴] و امکان ادغام میان دو بازار، وجود دارد. طرز عمل[۵] آن‌ها ساده است، به شرط آن که فرض شود که ایستا بوده و از لحاظ مقدار مورد داد و ستد نسبی[۶] بوده تا ثابت و به صورت جمع شده[۷] افزایش می‌یابند تا فزاینده[۱]. اگر این

[1] Negotiation
[2] Monitoring and Enforcement Costs
[3] Wedges
[4] Arbitrage
[5] Treatment
[6] Proportional
[7] Additive

موارد برقرار نباشد، مدل‌سازی انتقال قیمت و ادغام، نیاز به مدل‌های غیرخطی، یا مدل‌های خطی با در نظر گرفتن آستانه[2] دارد.(McNew, 1996; Barrett and Li, 2002; Brooks and Melyukhina, 2003) .

**۲-۳**-قدرت بازار: در طی زنجیره تولید بسته به درجه تمرکز هر صنعت، برخی عوامل ممکن است به عنوان قیمت‌گذار عمل کنند، در حالی که برخی دیگر قیمت‌پذیر باشند. در کشاورزی تولیدکنندگان در آغاز زنجیره بازار و مصرف کنندگان در انتهای آن، اغلب بر این باورند که در بازارهایی که رقابت کمتری در آنها جریان دارد، واسطه ها در سطوح مختلف براحتی از قدرت بازار در جهت منافع خود استفاده کرده و قادرند سود خود را با انتقال فوری افزایش قیمت و اجتناب یا تاخیر در انتقال کاهش قیمت، افزایش دهند (Wohlgenant, 1999; Azzam, 1999; Goodwin and Holt,1999; Dhar and Cotterill, 1999; Mc Corriston *et al.*, 2001).

**۳-۳**-بازده صعودی نسبت به مقیاس در تولید: اگر بنگاهها اقدام به افزایش میزان محصول خود کرده و یا قیمت آنرا کاهش دهند، هزینه‌های بنگاه مذکور افزایش یافته و منجر به عدم تقارن در انتقال قیمت خواهد گردید(Mc Corriston *et al.*, 2001).

**٤-۳**-همگنی محصول و تمایزات[3]: درجه جانشینی در مصرف میان کالاهای یکسان تولید شده در کشورهای مختلف ممکن است یکپارچگی بازار و انتقال قیمت را تحت تاثیر قرار دهد.

**۵-۳**-نرخ ارز: گستره تغییراتی در نرخ ارز که از یک سمت قیمت ستاده وارد و از سمت دیگر خارج می‌شود[4] از نظر توانایی بنگاه برای تبعیض قیمتی در میان مقصدهای مختلف، ساختار بازار، در محصولات غیرهمگن و هزینه‌های تعدیل بنگاه مورد مطالعه قرار گرفته است (Dornbush, 1987; Froot and Klempeter, 1989; Knetter, 1993).

**٦-۳**-سیاست‌های داخلی و مرزی[5]: یکی از مواردی که انتقال قیمت مکانی را تحت تاثیر قرار می‌دهند عبارت از، سیاست‌های تجاری است. اگرچه سیاست‌های داخلی شکل‌گیری قیمت را متاثر ساخته و در نتیجه آن هم ارتباطات قیمت عمودی و هم مکانی را متاثر می‌سازد (Mundlak and Larson, 1992; Baffes and Ajwad, 2001; Thompson et al., 2002;Sharma, 2003). در میان سنجه‌های مرزی، موانع غیر تعرفه‌ای می‌تواند قوی‌ترین تاثیر را بر انتقال قیمت دارد. در مورد تعرفه‌های متغیر، سهمیه نرخ تعرفه، تعرفه ممانعتی[6] و موانع فنی همانند هزینه‌های معاملاتی نسبی و برای تعرفه ثابت، تعرفه وابسته به ارزش کالا، معوض بایستی دقیقاً همانند هزینه‌های معاملاتی ثابت عمل کرد.

---

[1] Multiplicative
[2] Thresholds
[3] Differentiation
[4] Passed through
[5] Border
[6] Prohibitive tariffs

**۳-۷**-سیاستهای دولت :در کشاورزی، حمایت قیمتی آنهم اغلب از نوع قیمت کف، نسبتا معمول است .چنین دخالتهای دولتی میتواند منجر به تعدیل قیمت بصورت نامتقارن گردد.

**۳-۸**-سیستم اطلاعات ناکارا : بیلی و برورسن (۱۹۸۹)، در مطالعه‌ای نشان دادند که کاهشهای قیمتی به سرعت افزایش های قیمتی گزارش نمیشوند.

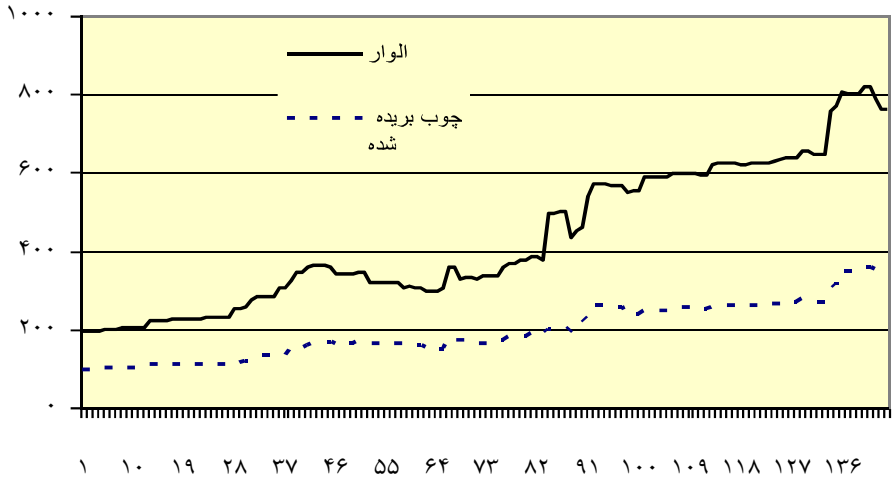
**۳-۹**-انتظارات قیمتی :اگر مردم به دلیل وجود نرخهای بالا و فزاینده تورم انتظار افزایش قیمتها ر ا داشته باشند، افزایش قیمت راحتتر از کاهش قیمت منتقل میشود.

**۳-۱۰**-مدیریت موجودی داراییها :روشهای حسابداری از قبیل First In First Out (FIFO) میتواند منجر به انتقال نامتقارن قیمت گردد . همچنین در دوره هایی که سطح تقاضا پایین است، بنگاه‌ها به جای کاهش قیمت ستانده خود، اقدا م به افزایش میزان موجودی خود می کنند که این امر نهایتا عدم تقارن در انتقال قیمت را به دنبال خواهد داشت.

**۳-۱۱**-ویژگیهای کالا : بر ای محصولات فساد پذیر، واسطه ها بخاطر ترس از کاهش فروش، قدرت کمتری برای اعمال افزایشهای قیمت دارند و برعکس ناگزیر از انتقال کاهش‌های قیمت هستند.

## نتایج و بحث

در این تحقیق جهت بررسی وضعیت انتقال قیمت در بازار چوب از شاخص قیمت ماهانه الوار(PA) ، شاخص قیمت ماهانه چوب بریده شده(PW) طی دوره زمانی فروردین ۱۳۷۹ تا اسفند ۱۳۹۰ به قیمت ثابت ۱۳۷۶، استفاده شده است. جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد مدل، بسته نرم افزاری Jmulti 4 و Eviews 6، بکار گرفته شده است. نمودار زیر روند قیمت چوب بریده شده و الوار را نشان می دهد. همانگونه که نمودار نشان می‌دهد روند قیمت الوار از شهریور ۱۳۸۹ ناگهان صعود کرده است ولی روند کلی آن طی دوره ۱۳۷۹:۱ الی ۱۳۸۹:۶ نوسانی صعودی بوده است.




**نمودار۱: روند قیمت‌های چوب بریده شده و الوار طی دوره ۹۰-۱۳۷۹**

به طور کلی در مطالعات مربوط به سری‌های زمانی، تعیین درجه جمع‌بستگی متغیر از اهمیت خاصی برخوردار هستند. به منظور بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده از آزمون KPSS[1] و فیلیپس-پرون[2] استفاده شده است. نتایج حاصل در جدول شماره (۱) آمده است، نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه در سطح ایستا می‌باشند.

**جدول (۱): نتایج حاصل از بررسی ایستایی متغیرها**
**طی دوره ۱۳۹۰:۱۲-۱۳۷۹:۱**

| KPSS | | | | Phillips-Perron | |
|---|---|---|---|---|---|
| **متغیر** | | LPW | LPA | LPW | LPA |
| پهنای باند | | ۳ | ۳ | ۳ | ۲ |
| فرضیه صفر | | لگاریتم متغیر قیمت چوب بریده شده ایستا است | لگاریتم متغیرقیمت الوار ایستا است | وجود ریشه واحد | وجود ریشه واحد |
| آماره آزمون | | ۰/۶ | ۰/۳ | -۷/۶ | -۱۱/۴ |
| مقادیر بحرانی | سطح ۱٪ | ۰/۸ | ۰/۷ | -۳/۵ | -۳/۵ |
| | سطح ۵٪ | ۰/۵ | ۰/۴ | -۲/۸ | -۲/۸ |
| | سطح ۱۰٪ | ۰/۳ | ۰/۳۴ | -۲/۵ | -۲/۵ |

[1] Kwiatkowski Philips Schmidt shin
[2] Phillips-Perron

هلیبرگ و همکاران[1] (۱۹۹۰)، نشان داده‌اند که نتایج حاصل از آزمون‌های ایستایی متداول نظیر دیکی فولر یا فیلیپس پرون برای فرآیندهای چند متغیره با متغیرهایی با تواتر ماهانه و یا فصلی ممکن است به خطا در بررسی وجود ریشه واحد منجر شود. آن‌ها جهت رفع این مشکل به معرفی آزمونی پرداختند که به آزمون HEGY[2] معروف شده است. در این آزمون فرضیه وجود ریشه واحد با تواترهای مختلف آزمون می‌شود، بعنوان مثال برای داده‌های ماهانه این تواتر تا ۱۲ تکرار مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از بررسی ایستایی این متغیرها با استفاده از این آزمون در جدول شماره (۲) آمده است.

**جدول (۲): نتایج حاصل از آزمون HEGY متغیرها طی دوره ۱۳۹۰:۱۲-۱۳۷۹:۱**

| | log(PW) | | log(PA) | |
|---|---|---|---|---|
| | مقدار آماره | مقادیر بحرانی در سطح ۵٪* | مقدار آماره | مقادیر بحرانی در سطح ۵٪* |
| t(pi1) | ۱/۶ | -۱/۸۴ | ۳/۵۴ | -۱/۹۳ |
| t(pi2) | -۲/۷ | -۱/۹۴ | -۲ | -۱/۹۴ |
| F34 | ۷/۱۱ | ۳/۰۷ | ۴/۸۷ | ۳/۰۷ |
| F56 | ۶/۲۵ | ۳/۰۶ | ۶/۰۲ | ۳/۰۶ |
| F78 | ۶/۷۵ | ۳/۱۰ | ۱۳/۱۸ | ۳/۱۰ |
| F910 | ۱۱/۷۸ | ۳/۱۱ | ۱۴ | ۳/۱۱ |
| F1112 | ۵/۴۷ | ۳/۱۱ | ۴/۵۷ | ۳/۱۱ |
| F1-12 | ۹/۴۵ | ۱/۹۰ | ۹/۶۲ | ۱/۹۰ |
| F2-12 | ۹/۸۶ | ۱/۸۸ | ۱۰ | ۱/۸۸ |

*: مقادیر بحرانی از Franses P.H. and B. Hobijn (1997) اقتباس شده است.

انتقال قیمت در بازار چوب مستلزم وجود رابطه دراز مدت بین قیمت الوار و قیمت چوب بریده شده است. مطابق روش همگرائی انگل گرنجر رابطه تعادلی دراز مدت (با آماره t داخل پرانتز) بین قیمت الوار(pa) و قیمت چوب بریده شده(pw) به صورت زیر برآورد شده است:

$$pa=-۱۵/۹۳+۱/۲۹pw+۰/۹۱ar(1)+u \qquad (۴)$$

(۳۱) (۰/۱۳) (۰/۰۱)

مطابق روش انگل- گرنجر اجزای باقی مانده در مدل بالا برای برآورد در مدل زیر به کار گرفته شده است. نتایج برآورد به صورت زیر است:

$$D(r) = ۰/۰۱-۰/۹۵p \qquad (۵)$$

(۰/۰۰۸) (-۱۱/۷)

AIC= ۷/۹ SBC= ۷/۹۵ Ramsy reset test= ۳/۶ LM=۵/۷

[1] Hylleberg et al.
[2] Hylleberg, Engle, Granger, Yoo Test

مقدار آماره t محاسباتی برای فرضیه عدم مبنی بر p=0 مساوی ۱۱/۷- می باشد که مقایسه آن با مقادیر بحرانی آزمون انگل-گرنجر در سطح احتمالی ۵ درصد برابر با ۱/۹۵- می باشد که نشان دهنده همگرا بودن شاخص قیمت الوار و قیمت چوب بریده در بلند مدت شده است. کمیت آماره LM گزارش شده برای مدل انگل گرنجر حاکی از آن است که باقی مانده های معادله مذکور همبستگی معنی داری با هم ندارند.جهت اطمینان از وجود رابطه تعادلی بلند مدت بین سری های قیمت الوار و قیمت چوب بریده شده از روش جوهانسون و همکاران نیز استفاده شده است که نتایج آن در قالب جدول گزارش شده است. نتایج آماره آزمون اثر، وجود یک بردار همگرائی را نشان می دهند

**جدول(۳): نتایج آزمون همگرایی جوهانسون**

| فرضیه | ٪۵ | Eigenvalue | آماره اثر |
|---|---|---|---|
| نبود بردار همجمعی | ۱۲/۴ | ۰/۲ | ۳۳ |
| وجود حداقل یک بردار همجمعی | ۴/۷۶ | ۰/۰۰۱ | ۳ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

بردار همگرائی برآورد شده جوهانسون به صورت زیر است:

**جدول(۴): ضرائب بردار نرمال همگرائی**

| قیمت چوب بریده شده | قیمت الوار |
|---|---|
| ۱ | -۱/۰۸ |
| انحراف معیار | (۰,۰۹) |

ماخذ: یافته های تحقیق

در مطالعه حاضر فرض می شود که قیمت چوب بریده شده متاثر از تغییرات قیمت الوار است و نیز این انتقال قیمت متقارن است که همواره این فروض مورد آزمون قرار می گیرند.برای این منظور روش علیت گرنجر به کار گرفته شده که نتایج آن در جدول زیر گزارش گردیده است.

نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر نشان می دهد که تغییرات قیمت الوار علت تغییرات قیمت چوب بریده شده است.

**جدول (۵): نتایج آزمون علیت گرنجر به منظور بررسی رابطه علّی میان متغیرها**

| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Probability |
|---|---|---|---|
| قیمت چوب بریده شده سببی برای قیمت الوار نیست | ۱۴۲ | ۰,۱۸ | ۰,۸۳ |
| قیمت الوار سببی برای قیمت چوب بریده شده نیست | | ۲,۵۷ | ۰,۰۷۹ |

نتایج بدست آمده از این آزمون نشان می دهد که با اطمینان ۹۵٪ این فرضیه که قیمت الوار سببی برای شاخص قیمت چوب بریده شده نیست، رد می‌شود پس می‌توان نتیجه گرفت که قیمت الوار سببی برای قیمت چوب بریده شده است یعنی قیمت چوب بریده شده تابعی از قیمت الوار است.

چنان که گفته شد تصریح مدل تصحیح خطا(ECM) مبین انتقال متقارن قیمت است. با توجه به نتایج علیت گرنجر، که قیمت الوار تابعی از قیمت چوب بریده شده می باشد، تصریح مدل تصحیح خطا به صورت زیر است:

$$D(PW) = PW(-1) - ۰,۶۸PA(-1) + ۸۹۶,۷ + ۱۹/۹۷T - ۰,۰۶\left[ \underset{(۰,۰۵)}{۰,۰۶D(PW(-1))} + \underset{(۰,۰۴)}{۰/۱D(PW(-2))} + \underset{(۰/۰۹)}{۰/۰۲D(PA(-1))} + \underset{(۰/۰۹)}{۰,۰۳D(PA(-2))} + \underset{(۰/۰۴)}{۱/۳۷} \right] \quad (۶)$$

نتایج مدل حاکی از آن است که قیمت الوار در دوره گذشته((PA(-1) و در دو دوره قبل تاثیر مثبتی بر قیمت چوب بریده شده (PW) دارد. بر طبق نتایج به دست آمده نیز ملاحظه می گردد که ضریب جمله تصحیح خطا از نظر آماری معنی دار است و می‌توان نتیجه گرفت که بر اساس جمله تصحیح خطا در هر سال ۶ درصد از عدم تعادل یک دوره در قیمت چوب در دوره بعد تعدیل می شود.

از آنجا که لگاریتم این سری ها در سطح ایستا می‌باشد لذا می توان جهت بررسی نحوه انتقال قیمت از مدل هوک (۱۹۹۷) استفاده کرد. در مدل هوک متغیرها بر حسب لگاریتم می باشند. برآورد مدل هوک به روش OLS به صورت زیر می باشد:(اعداد داخل پرانتز انحراف معیار می باشند و AR جهت رفع خودهبستگی وارد مدل شده است)

$$LOG(PW) = \underset{(۰/۰۶)}{۴/۵۷} + \underset{(۰/۰۰۰۳)}{۰/۰۰۱\,NEG(PA)} + \underset{(۰/۰۰۰۳)}{۰/۰۰۰۳POS(PA)} + \underset{(۰/۰۰۰۷)}{۰/۰۱T} + \underset{(۰/۰۳)}{Ar(1)} \quad (۷)$$

$$R^2 = ۰/۹۹ \qquad F = ۵۴۰۹ \qquad D.W = ۱/۶۷$$

بهترین طول وقفه با استفاده از آزمون آکائیک و شوارتز یک می باشد. همان گونه که ملاحظه می گردد افزایش وکاهش قیمت الوار((POS(PA و (NEG(PA تاثیر مثبت و معنی داری بر لگاریتم شاخص قیمت چوب بریده شده دارد. F بالای مدل نیز نشان دهنده قدرت بالای توضیح دهندگی متغیر های مستقل در مدل است. ضریب متغیر زمان نیز مثبت و معنی دار می باشد بدین معنا که گذشت زمان باعث بالا رفتن قیمت چوب بریده شده می شود.

از آنجا که با استفاده از آزمون والد مجموع ضرایب افزایش تجمعی قیمت با مجموع ضرایب کاهش تجمعی قیمت از نظر آماری برابر شد (wald test=۱/۴) بنابراین می توان نتیجه گرفت که مقدار این آماره از مقدار بحرانی جدول کوچکتر است لذا فرضیه صفر مبنی بر انتقال قیمت متقارن قابل پذیرش خواهد بود بدین معنا که

میزان تاثیر گذاری افزایش یا کاهش قیمت الوار بر شاخص قیمت چوب بریده شده برابر و یکسان خواهد بود و فرضیه دوم نیز قابل تائید است.

## نتیجه گیری

مطالعات اخیر درباره انتقال قیمت بیان می دارند که افزایش قیمت نهاده ها سریعاً منتقل می گردد. این تحقیق به دنبال بررسی نحوه نتقال قیمت میان چوب بریده شده و الوار در بازار چوب ایران است. در این مطالعه جهت رسیدن به اهداف تحقیق ابتدا جهت بررسی ایستائی متغیرها از آزمون هگی استفاده شده است نتایج این آزمون نشان می دهد که لگاریتم متغیر شاخص قیمت چوب و قیمت الوار طی دوره ۹۰-۱۳۷۹ در تواترهای مختلف ایستا می باشند. پس از آن با استفاده از آزمون همگرائی انگل-گرنجر و نیز آزمون همگرائی جوهانسون ارتباط بلند مدت میان این دو متغیر یعنی شاخص قیمت الوار و شاخص قیمت چوب بریده شده تائید گردید. در نهایت با استفاده از مدل هوک به بررسی متقارن یا نامتقارن بودن انتقال قیمت چوب بریده شده به قیمت الوار پرداخته شد. نتایج آزمون علیت گرنجر و آزمون والد نشان داد که این انتقال قیمت از سمت الوار به سوی چوب بریده شده متقارن می باشد. در نهایت با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری به بررسی شدت این تاثیر گذاری پرداخته شد. نتایج حاصل از مدل ECM نشان داد که قیمت الوار تاثیر مثبت و معنی داری بر قیمت چوب بریده شده می گذارد و شدت این تاثیر ۰/۰۲ واحد می باشد.

## منابع


۱. حسینی،س .ص .و ا .نیکوکار (۱۳۸۵)، بررسی نحوه انتقال قیمت د ر بازار گوشت مرغ ایران و اثر آن بر حاشیه بازار، مجله علوم کشاورزی ایران، جلد (۱).

۲. حسینی س . ص .و ا .دوراندیش (۱۳۸۵)، الگوی تحلیل رفتار انتقال قیمتی پسته ایران در بازار جهانی، مجله علوم کشاورزی ایران ،جلد (۲).

3. Abdulai, A. (2002), Using threshold Cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss, Applied Economics,34:679-687.
4. Azzam, A.M. 1999. Asymmetry and rigidity in farm-retail price transmission. American Journal of Agricultural Economics, 81.
5. Baily,D, & Brorsen, B.W, 1989, Price asymmetry in spatial fed cattle markets, Western journal of agricultural economics, Vol 14(2), pp. 246-252
6. Barrett, C.B. & Li, J.R. 2002. Distinguishing between Equilibrium and integration in spatial price analysis. American Journal of Agricultural Economics, 84, 292-307.
7. Baffes J., Ajwad M. I. 2001. Identifying price linkages: a review of the literature and an application to the world market of cotton. Applied Economics 33.
8. Brooks J. and Melyukhina O. 2003. Estimating the pass-through of agricultural policy reforms: an application to Russian crop markets, with possible extensions. mimeo, OECD, Paris.
9. Dhar T. & Cotterill, R.W. 1998. A structural approach to price transmission in non competitive market channels: a study on the fluid milk market. Draft ERS.
10. Dornbush, R. 1997. Exchange rates and prices. American Economic Review 77(1).
11. Enders, W. and C.W. J. Granger .1998, Unit-Root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates, Journal of Business and Economies Statistics, 16: 304-11.

12. Froot, A.K. & Klemperer, P.D., 1989. Exchange rates pass-through when market share matters. American Economic Review, vol 79, 4.
13. Goodwin, B.K. & Holt, M.T., 1999. Price Transmission and Asymmetric Adjustment in the US Beef Sector. American Journal of Agricultural Economics, 81, 630-637.
14. Goodwin, B.K., And C. Harper 2000. Price transmission, threshold behavior, and asymmetric adjustment in the U.S. Pork Sector, Journal of Agricultural and Applied Economics, 32(3): 53-543.
15. Houck J. P. 1977. An approach to specifying and estimating non-reversible function, American Journal of Agricultural Economics, 59: 21-30.
16. Knetter, M.M., 1993. International comparison of pricing-to-market behavior. American Journal of Agricultural Economics, 83(3).
17. Kinnucan, H. W. and O. D. Forker .1987. Retail price transmission for major dairy products, American Journal of Agricultural Economics, 69: 92-285.
18. Kwiatkowski, D., P. C. P. Philips, P. Schmidt and Y. Shin .1992. Testing the non hypothesis of stationary against the alternative of A unit root, Journal of Econometrics, 54:159-78.
19. McNew, K. 1996. Spatial market integration: definition, theory and evidence. Agricultural and Resource Economics Review.
20. McCorriston, S., Morgan C.W., & Rayner, A.J. 2001. Price transmission: the interaction between firm behavior and returns to scale. European Review of Agricultural Economics, 28.
21. Mundlak, Y. & Larson, D.F., 1992. On the transmission of world agricultural prices. World Bank Economic Review, 6, 399-422.
22. Sharma, R., 2003. The transmission of world price signals: the concept, issues and some evidence from Asian markets. FAO, Commodities and Trade Division, Rome.
23. Thompson R.S, Sul, D. & Bohl, M. T. 2002. Spatial market efficiency and policy regime change: Seemingly unrelated error correction model estimation. American Journal of Agricultural Economics, November.
24. Von Cramon-Taubadel, S., J. P. Loy and J. Meyer .2003, The impact of data aggregation on the measurement of vertical price transmission: Evidence from German food prices. AAEA, July 27-30.
25. Wohlgenant, M.K., 1999. Product heterogeneity and the relationship between retail and farm prices. European Review of Agricultural Economics, 26, 219-227.