

بررسی پیوستگی بازارهای آبیان ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۸۳/۱۱/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۴/۷/۵

ارکیده شاه ولی^۱
دکتر محمد بخشوده^۲

چکیده

اختلاف فاصله بین بازارهای مختلف فروش محصولات با مراکز تولیدی موجب اختلاف قیمت میان این بازارها می‌شود. ارتباط و پیوستگی میان بازارهای فروش می‌تواند باعث تبادل محصول و کاهش اختلاف قیمت بین آنها تا حد هزینه انتقال محصول شود. در این مطالعه با توجه به همین مطلب و اهمیت منابع پروتئینی دریایی در تغذیه، پیوستگی بین بازارهای عمده شیلات ایران، بازارهای جنوب، شمال و شیراز، به کمک رهیافت همجمعی بررسی و ارتباط بلندمدت بین بازارها با استفاده از آزمون انگل-گرنجر ارزیابی شد. برای تعیین بازار مرکزی نیز آزمون علیت گرنجر به کار گرفته شد. همچنین به کمک شاخص ارتباط بازار IMC میزان ارتباط بین بازارها تعیین شد. داده‌های مورد استفاده شامل قیمت‌های عمده‌فروشی ماهی و میگو در این بازارها در دوره ۱۳۸۱-۱۳۶۶ می‌باشد.

یافته‌های تحقیق نشان داد با وجود ارتباط بلندمدت بین بازارها در کوتاهمدت بین این بازارها پیوستگی وجود ندارد. به این معنی که در کوتاهمدت قیمت بازارهای یاد شده از یکدیگر متأثر نمی‌شوند. نتایج آزمون علیت گرنجر بیانگر وجود رابطه علی دوطرفه بین دو بازار شیراز و سواحل جنوبی است. ارتباط بین بازارهای شمال و شیراز و همچنین ارتباط بین بازارهای جنوب و شمال یک طرفه و به سمت بازار شمال است. به این دلیل بازار شمال به عنوان بازار مرکزی تعیین شد است. مقادیر شاخص IMC هم نشان داد که ارتباط بازار شمال و جنوب کمتر از ارتباط بازار شمال و شیراز است.

کلید واژه: پیوستگی بازار، روش همجمعی، آزمون انگل-گرنجر، شاخص ارتباط بازار، شیلات (آبیان)، بازارهای ماهی شمال، جنوب و شیراز.

مقدمه

۱. فارغ التحصیل کارشناسی ارشد.

Email: bakhshoodeh @ hotmail.com

۲. دانشیار دانشگاه شیراز؛ تلفن: ۰۷۱۱-۲۲۸۶۰۸۲ - نمابر: ۲۲۸۶۰۸۲

منظور از بازارهای فاصله‌ای، بازارهایی است که تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان در مکان‌های مختلف توزیع شده‌اند و این توزیع مکانی در نقاط مختلف موجب اختلاف و تبعیض قیمت محصولات می‌شود. کارایی این نوع بازارها با استفاده از معیار پیوستگی قابل ارزیابی است. پیوستگی یا استقلال بازارهای فاصله‌ای از طریق بررسی ارتباط بین قیمت‌های هر محصول به صورت کوتاه‌مدت یا بلندمدت امکان‌پذیر است. منظور از ارتباط کوتاه‌مدت این است که تغییرات قیمت در یک منطقه به صورت آنی و بدون وقفه زمانی به منطقه دیگر منتقل می‌شود. در این حالت پیوستگی بازار از نوع کوتاه‌مدت و کامل و بیانگر کارایی بازار است. اما اگر تعدیل قیمت در بلندمدت انجام شود، پیوستگی دو بازار از نوع بلندمدت خواهد بود و اگر هیچ تعدیلی انجام نشود و نوسانات قیمت در دو بازار از هم تأثیر نپذیرد، دو بازار مستقل از یکدیگر می‌باشند (ارشد ۱۹۹۰).

با توجه به جمعیت روزافزون، کمبود پروتیین و عدم استفاده مطلوب از منابع دریایی در ایران، تحقیق و بررسی در مورد بازار شیلات ایران ضروری به نظر می‌رسد. در همین راستا و با توجه به اهمیت ارتباط میان بازارهای شیلات در این تحقیق به چگونگی پیوستگی بازار شیلات در ایران پرداخته شده است.

مروری بر مطالعات انجام شده

به طور عمده مطالعات انجام‌شده در زمینه پیوستگی بازارهای فاصله‌ای به سه روش کلی انجام شده است.

در دهه ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ کارایی نظام قیمت‌گذاری و پیوستگی بازارها با استفاده از تعیین ضرایب همبستگی بین دو سری قیمت بررسی شده است. دلیل عمده استفاده از این روش، نیاز آن به اطلاعات اندک بوده است. بدین ترتیب که در این روش تنها، قیمت مورد استفاده قرار می‌گیرد (بلین ۱۹۷۳). در اینگونه تحقیقات ابتدا ضریب همبستگی بین دو سری قیمت کالا در دو منطقه محاسبه و سپس پیوستگی بازار براساس مقدار این ضریب تعیین می‌شود. بر این اساس، اگر ضریب محاسبه شده نزدیک به صفر باشد، بازارها ناپیوسته و اگر نزدیک به یک باشد، بازارها پیوسته است.

کامینگز (۱۹۶۷، ص ۱۲) و لال (۱۹۶۷، ص ۱۴۹) اولین افرادی بودند که با استفاده از این روش، پیوستگی بازارها را ارزیابی کردند. همچنین تاکایاما و جاج (۱۹۷۱) علاوه بر آزمون فرضیه اختلاف قیمت برابر با هزینه حمل و نقل به تحلیل حساسیت قیمت در یک منطقه پرداختند. نتایج به دست‌آمده نشان داد که اگر دو بازار پیوسته باشند، تغییرات قیمت در یکی موجب تغییرات مشابه در دیگری خواهد شد. تاکر (۱۹۷۴) در مطالعه دیگری با استفاده از همبستگی قیمت‌ها به بررسی پیوستگی بازار حبوبات در گجرات پرداخت. یافته‌های این پژوهش نیز نشان داد که تنها در صورتی سیستم کلی بازار به صورت کارآمد عمل می‌کند که ضرایب همبستگی مقادیر بالایی باشند.

تفاوت بین قیمت کالاها در دو بازار، علاوه بر هزینه حمل و نقل ممکن است ناشی از اختلاف در کیفیت کالاها نیز باشد. بنابراین علاوه بر تفاوت مکانی باید به تفاوت در کیفیت کالاها نیز توجه شود. بر این اساس مونک و پزل (۱۹۸۴) به کمک دو آزمون رگرسیون قیمت دو متغیره و تخمین شاخص مبتنی بر لذت‌گرایی، همگنی کالاهای دارای کیفیت و مبدأ متفاوت را بررسی کردند. داده‌های مورد استفاده شامل داده‌های ماهانه قیمت پنبه در ۲۰ بازار مختلف بین‌المللی در دوره ۱۳۷۹-۱۹۶۲ بود. در این پژوهش به نقش تنوع کیفیت کالاها در ایجاد اختلاف بین قیمت بازارها نیز توجه شد. نتایج به دست آمده در رگرسیون دو متغیره بیانگر آن است که رفتار پیچیده‌ای در پیوستگی بازار بین کیفیت‌های مختلف مشاهده می‌شود. در حالی که براساس مدل مبتنی بر لذت‌گرایی هیچ رابطه‌ای بین انواع پنبه در طول زمان مشاهده نمی‌شود. همچنین نتایج به دست آمده نشان داد که پس از کنترل اختلاف کیفیت محصول بین بازارهای کشورهای مختلف تفاوتی وجود ندارد.

علاوه بر مونک و پزل (۱۹۸۴)، لیوت و همکاران (۱۹۸۳) و هریس (۱۹۷۹) و همچنین استیگلر و شروین (۱۹۸۵) نیز مطالعه مشابهی انجام داده‌اند. هریس (۱۹۷۹) و استیگلر و شروین (۱۹۸۵) معتقدند ضریب همبستگی بالا به لزوم نشانگر پیوستگی بازار و وجود رقابت کامل نیست. این ضریب همبستگی بالا ممکن است ناشی از انحصار یا افزایش قیمت کالا در اثر افزایش تقاضا (در حالی که هزینه‌ها ثابت است) باشد. علاوه بر این اگر دو بازار اصلاً با هم مبادله‌ای نداشته باشند، و هر دو نیز با یک بازار مرکزی در حال مبادله باشند، دو بازار، ضریب همبستگی بالایی نشان خواهند داد. با توجه به ضعف‌های روش یاد شده راولیون (۱۹۸۶) ضمن تشریح لزوم بررسی پیوستگی بازار و در نظر گرفتن نوعی از ساختار بازار، اقدام به ارائه رهیافتی برای مطالعه پیوستگی بازار کرد. در روش تعیین پیوستگی راولیون، ساختار بازار مشتمل بر یک بازار مرکزی و تعدادی بازار محلی است که در آن قیمت بازار محلی به شکل تابعی خطی از وقفه‌های مختلف قیمت بازار مرکزی و وقفه‌های مختلف قیمت بازار بررسی و بردار عوامل مؤثر بر بازار در نظر گرفته می‌شود. در این رهیافت در صورتی که هر یک از ضرایب وقفه‌های مختلف متغیرهای قیمت بازار مرکزی از نظر آماری برابر صفر شود، گفته می‌شود بین بازار محلی و مرکزی هیچ پیوستگی وجود ندارد. همچنین در مدل راولیون (۱۹۸۶) برای تعیین پیوستگی بلندمدت و کوتاه‌مدت شرایطی بیان شده است. راولیون (۱۹۸۶) برای بررسی پیوستگی‌های کوتاه‌مدت و درازمدت در هر بازار محلی از داده‌های قیمت ماهانه برنج در پنج بازار مختلف بنگلادش در سالهای ۱۹۷۵-۱۹۷۳ استفاده کرد. نتایج مطالعه وی نشان داد که از میان پنج بازار فقط یک بازار دارای پیوستگی کوتاه‌مدت و دو بازار دارای پیوستگی بلندمدت بود. همچنین متغیرهای موهومی فصل و محل بازار نیز بر تغییرات قیمت بازار مورد مطالعه تأثیر معنی‌داری داشت. توانایی مدل راولیون در رفع ضعف‌های روش مبتنی بر ضرایب همبستگی باعث به کارگیری گسترده آن در مطالعات متعدد شده است. از آن جمله مطالعه ارشد (۱۹۹۰) می‌باشد که به بررسی پیوستگی بازار شیر خرم در مالزی پرداخت. در این تحقیق که از داده‌های ماهانه قیمت شیر خرم

در ۴ منطقه اصلی کشور مالزی استفاده شد، نتایج بیانگر پیوستگی بالایی بازار شیره خرما بود. دلایل این پیوستگی بالا، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، دسترسی به تسهیلات کافی و کارآ، اطلاعات کافی، وجود استاندارد که نتیجه آن همگنی کالاها و همچنین حمل و نقل مناسب و وجود بازارهای آینده بیان شده است.

همانطور که پیش‌تر نیز بیان شد، یکی از عوامل اصلی اختلاف قیمت بین بازارها وجود هزینه‌های حمل و نقل می‌باشد. فمینو و بنسون (۱۹۹۰) برای بررسی پیوستگی بازارهای گوشت خوک در مناطق مختلف کانادا فرضیه یاد شده را بررسی کردند. در این مطالعه برای بررسی این فرضیه از رهیافت *راوالیون* و از داده‌های قیمت هفتگی گوشت خوک در پنج بازار در دور ۱۹۶۵-۱۹۷۰ استفاده شد. نتایج نشان داد که سیستم قیمت‌گذاری در دوره منتخب غیر رقابتی و مبتنی بر قیمت‌گذاری در بازار مبدأ (تولیدکننده) می‌باشد. همچنین بین این بازارها از نظر قیمت پیوستگی وجود ندارد.

مدل *راوالیون* نیز دارای محدودیتهایی است؛ از جمله آنکه فرض وجود یک بازار مرکزی در کشورهای در حال توسعه، همیشه فرض صحیحی نیست؛ زیرا در اینگونه کشورها بازارهای محلی یا منطقه‌ای زیادی وجود دارد که اثر متقابلی بر روی هم دارند.

تعیین پیوستگی بازارها به روش همجمعی بر اساس قانون تک قیمتی LOP^۱ می‌باشد. قانون تک قیمتی در حالت قوی، وقتی که هزینه حمل وجود نداشته باشد و کالاها همگن باشد به شکل $p_{1t} = p_{2t}$ بیان می‌شود. بنا براین برای تعیین پیوستگی، فرض LOP آزمون می‌شود. بافس (۱۹۹۱) از جمله کسانی بود که به بررسی پیوستگی بازار هفت کالا در میان چهار کشور با استفاده از روش LOP پرداخت.

یافته‌های این تحقیق بیانگر وجود رابطه همجمعی میان سیزده مورد بازار از مجموع شانزده بازار می‌باشد. گودوین و شرودر (۱۹۹۱) نیز به بررسی پیوستگی بازارهای منطقه‌ای دام با استفاده از روش همجمعی پرداختند. در این تحقیق از داده‌های هفتگی مراکز کشتار دام در سالهای ۱۹۸۰ تا ۱۹۸۷ استفاده شده است. به طور کلی نتایج نشانگر پیوستگی ضعیف بازار دام در دهه ۱۹۸۰ می‌باشد. بازارهایی که با هم فاصله زیادی دارند، درجه پیوستگی پایینی نسبت به بازارهای نزدیک به هم دارند. در ضمن همبستگی بازارها در طول زمان افزایش یافته است. این افزایش همزمان با افزایش تمرکز بازار کشتار دام بوده است. همچنین فاصله بین بازارها، نرخ تمرکز صنعت، حجم بازارها و نوع بازارها اثرات معنی داری بر پیوستگی بین بازارها دارند. زانیاس (۱۹۹۳) براساس تحلیل همجمعی به بررسی پیوستگی بازار گندم، شیر، گوشت، سیب زمینی در بین شش کشور انگلیس، بلژیک، دانمارک، فرانسه، آلمان و ایتالیا پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد که بازار شیر کمترین پیوستگی را داراست و در مقابل بازار گندم بیشترین پیوستگی را دارد. موهانتی، پیترسون و اسمیت (۱۹۹۸) نیز به بررسی قانون تک قیمتی در بازار بین‌المللی محصولات گندم، شکر، پشم، چای و روی در کشورهای کانادا، استرالیا، آمریکا، نیوزیلند و انگلستان پرداختند. در این

مقاله از دو روش همجمعی معمولی و همجمعی جزئی استفاده و نتایج با هم مقایسه شده‌اند. در سه حالت روش همجمعی معمولی قانون LOP را تأیید می‌کند و روش همجمعی جزئی، ارتباط بلندمدت را در هشت جفت تأیید می‌کند.

برخی از مطالعات نیز به بررسی قانون تک قیمتی LOP در بازار نهاده‌های کشاورزی پرداختند. از جمله دلپاییترا و سنت هیل (۱۹۹۴) که به بررسی این قانون در کشور نیوزیلند پرداختند. در این مطالعه از داده‌های قیمت پانزده نهاده کشاورزی استفاده شد. نتایج این تحقیق یافته‌های گذشته را در مورد اینکه پیوستگی بازارها در کوتاهمدت صادق نیست، تأیید کرده است. از جمله دلایل این مسأله را می‌توان به شکل زیر بیان کرد. اول اینکه قیمت نهاده‌های مزرعه تحت تأثیر عوامل مختلفی از جمله عوامل فصلی، الگوی عرضه، وجود احتکار یا ذخائر احتیاطی که به عنوان یک محافظ در شرایط تغییرات شدید بازار عمل می‌کنند و همچنین وجود قراردادهای بلندمدت و میان مدت می‌باشند. این عوامل در کوتاهمدت، نوسانات قیمتی را کاهش می‌دهد. بر خلاف نتایج LOP در کوتاهمدت، در بلندمدت نتایج مختلفی حاصل شده است. در مورد محصولات که انواع مختلف دارند LOP کمتر صادق می‌باشد. بنابراین، این فرضیه که LOP در کاربردهای مدلسازی به طور عمومی به کار برده می‌شود، فرض صحیحی نیست به ویژه اگر این مدلها برای سیاست‌گذاری استفاده شده باشند. با اعتقاد به عدم تأثیرگذاری یکسان بازارها بر یکدیگر نیز برخی مطالعات مانند کوپر (۱۹۹۹) کوشیده‌اند به تعیین تأثیرگذارترین بازار به عنوان بازار مرکزی بپردازند. وی در مطالعه خود برای شناسایی بازار مرکزی به بررسی شش بازار منطقه‌ای ذرت با استفاده از روش همجمعی یوهانسون پرداخت. کوپر (۱۹۹۹) در این تحقیق از روش برآورد حداکثر راستنمایی با اطلاعات کامل^۱ استفاده کرد. نتایج به دست آمده وجود ارتباط بلندمدت در میان بازارهای منطقه را تأیید و دو بازار را به عنوان بازار مرکزی شناسایی کرده است. دو بازار مرکزی، بازارهای روستایی بودند و نشانگر آن است که تولید کنندگان در بازار ذرت، تعیین کننده قیمت می‌باشند.

وضع تولید و مصرف آبیان در ایران:

ایران با داشتن ۱۸۰۰ کیلومتر مرز آبی در سواحل دریای عمان و خلیج فارس و ۹۰۰ کیلومتر در سواحل دریای خزر و شرایط مناسب آبهای داخلی، ظرفیت قابل توجهی از نظر پرورش و تولید آبیان دارد. از این رو، بازارهای شمال و جنوب با توجه به اینکه در نزدیکی محل‌های صید واقع شده‌اند به عنوان مهمترین بازارهای شیلات می‌باشند. همچنین استان فارس به دلیل مجاورت با بازار جنوب (مشمتمل بر استانهای هرمزگان، بوشهر، سیستان و بلوچستان و خوزستان) که فاقد امکانات لازم برای بازاررسانی و ایفای نقش توزیع‌کنندگی مؤثر است به عنوان یکی از بازارهای مهم توزیع شیلات تولیدی مراکز می‌باشد. از طرف دیگر استان فارس با وجود دارا بودن هزاران هکتار منابع آبی شور و شیرین یکی از قطبهای مهم تولید و

پرورش ابزیان می‌باشد. در جدولهای ۱ و ۲ مقدار سهم تولید ماهیان گرمابی و سردابی استان فارس در مقایسه با کل کشور در سالهای ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۱ نشان داده شده‌است.

جدول ۱. تولید ماهیان گرمابی در مزارع پرورشی استان فارس در مقایسه با تولید کل در ایران (واحد = تن)

سال	ماهیان گرمابی استان فارس	ماهیان گرمابی کل کشور	سهم استان فارس از تولید کل کشور (درصد)
۱۳۷۴	۴۰	۲۶۸۶۴	۰/۱۵
۱۳۷۵	۳۲	۲۷۹۱۶	۰/۱۱
۱۳۷۶	۹۶	۲۷۱۸۳	۰/۳۵
۱۳۷۷	۱۶۲/۲	۲۷۳۷۴	۰/۵۹
۱۳۷۸	۱۸۱	۲۳۰۰۰	۰/۷۹
۱۳۷۹	۱۵۵	۲۷۵۰۰	۰/۵۶
۱۳۸۰	۲۳۸	۲۸۰۶۰	۰/۸۵
۱۳۸۱	۲۷۰	۵۴۸۰۱	۰/۴۹

برگرفته از: سالنامه آماری شیلات ایران، سالهای مختلف.

جدول ۲. مقایسه تولید ماهیان سردابی استان فارس با تولید کل در ایران (واحد = تن)

سال	ماهیان سردابی استان فارس	ماهیان سردابی کل کشور	سهم استان فارس از تولید کل کشور (درصد)
۱۳۷۴	۳۵۷/۵	۱۵۰۰	۲۴
۱۳۷۵	۴۹۴	۱۹۰۰	۲۶
۱۳۷۶	۷۱۶/۶	۲۵۱۴	۲۸/۵
۱۳۷۷	۱۱۶۰	۴۹۹۴	۲۳
۱۳۷۸	۱۳۷۰	۷۰۰۰	۲۰
۱۳۷۹	۱۳۰۰	۹۰۰۰	۱۴
۱۳۸۰	۱۵۷۹	۱۲۱۷۰	۱۳
۱۳۸۱	۱۹۸۵	۱۶۰۲۶	۱۲

برگرفته از: سالنامه آماری شیلات ایران، سالهای مختلف.

همانطور که جدولهای ۱ و ۲ نشان می‌دهد استان فارس به طور متوسط تولید کننده ۲۰ درصد کل ماهیان سردابی و ۰/۵ درصد کل ماهیان گرمابی کشور می‌باشد. بدین ترتیب با توجه به اهمیت بازار استان فارس هم از نظر تولید و هم از نظر توزیع شیلات تولیدی سواحل جنوبی، بررسی بازار شیراز به عنوان مهمترین مرکز عمدهفروشی استان فارس ضروری و با اهمیت به نظر می‌رسد.

برای بررسی اهمیت غذایی منابع پروتئین دریایی ابتدا روند تغییرات مصرف این منابع در الگوی مصرفی خانوارهای شهری ایران و سرانه مصرف آن و همچنین میزان سرانه

مصرف ماهی در برخی کشورهای جهان ارزیابی شده است. در ادامه نیز تنگناها و چالشهای مطرح در شبکه بازاررسانی بررسی شده است.

در جدول ۳ سهم مصرف سه گروه گوشت در میان مصرفکنندگان شهری در دوره ۱۳۷۴-۱۳۵۳ آمده است. بر اساس این جدول ملاحظه می‌شود که سهم مصرف گروه ماهی از ۴/۲ درصد در ابتدای این دوره به ۶/۸ درصد در انتهای دوره افزایش یافته است. بر این اساس میزان مصرف گروه ماهی در دوره منتخب به بیش از ۱/۶ برابر افزایش یافته که به طور متوسط سالانه سهم مصرف این گروه را حدود ۲/۵ درصد رشد نشان داده است. جدول ۴ مصرف سرانه ماهی ایران را در سالهای مختلف نشان می‌دهد. به طوری که در این جدول مشاهده می‌شود، مصرف سرانه ماهی از یک کیلوگرم در سال ۱۳۵۷ به پنج کیلوگرم در سال ۱۳۷۶ افزایش یافته است. در حال حاضر نیز سرانه مصرف حدود ۴ تا ۵ کیلوگرم است که این مقدار در مقایسه با مصرف سرانه کشورهای دیگر (جدول ۵) رقم بسیار پایینی است.

در جدول ۵ نیز متوسط مصرف سرانه برخی از کشورهای آمده است. بر اساس نتایج این جدول از میان کشورهای منتخب فقط سه کشور هند و اردن و پاکستان دارای مقدار مصرف سرانه کمتر از ایران هستند؛ البته مصرف بالایی سایر کشورهای ممکن است افزون بر اهمیت منابع پروتئینی دریایی در الگوی مصرف و همچنین سطح درآمد بالایی آنها (در برخی کشورها) ناشی از سهولت دسترسی به این منابع و به عبارتی از عرضه بالایی آنها باشد. البته از نظر دسترسی به منابع پروتئین دریایی با توجه به سواحل آبی طولانی ایران، میزان دسترسی به نسبت بالا می‌باشد.

جدول ۳. سهم مصرف هر یک از انواع گوشت در جامعه شهری

سال	کل گوشت (تن)	گوشت قرمز	گوشت مرغ	گوشت ماهی
۱۳۵۳	۱۲۴۴۰	۰/۸۳۹	۰/۱۱۸	۰/۰۴۲
۱۳۵۴	۲۸۹۵۰	۰/۳۰۱	۰/۰۶۳	۰/۰۱۵
۱۳۵۵	۳۲۷۲۱	۰/۳۱۳	۰/۰۶۰	۰/۰۱۸
۱۳۵۶	۳۸۴۶۶	۰/۷۸۲	۰/۱۶۴	۰/۰۵۳
۱۳۵۷	۵۰۲۸۴	۰/۷۸۵	۰/۱۸۳	۰/۰۵۳
۱۳۵۸	۵۳۶۴۴	۰/۷۴۷	۰/۱۹۸	۰/۰۵۴
۱۳۵۹	۶۸۱۳۱	۰/۷۶۹	۰/۱۹۷	۰/۰۳۳
۱۳۶۰	۸۲۷۵۱	۰/۷۶۹	۰/۱۸۵	۰/۰۳۶
۱۳۶۱	۱۰۷۹۳۵	۰/۷۷۷	۰/۱۷۳	۰/۰۴۹
۱۳۶۲	۱۳۳۵۹۰	۰/۷۹۷	۰/۱۵۷	۰/۰۴۷
۱۳۶۳	۱۵۱۲۷۶	۰/۷۹۶	۰/۱۵۶	۰/۰۵۱
۱۳۶۴	۱۶۰۹۴۴	۰/۷۹۲	۰/۱۵۴	۰/۰۵۸
۱۳۶۵	۱۸۵۱۲۴	۰/۷۱۶	۰/۲۲۵	۰/۰۷۲
۱۳۶۶	۲۲۹۸۵۰	۰/۷۶۷	۰/۱۷۰	۰/۰۶۸
۱۳۶۷	۲۸۳۳۵۷	۰/۷۹۱	۰/۱۴۰	۰/۰۷۹

سال	کل گوشت (تن)	گوشت قرمز	گوشت مرغ	گوشت ماهی
۱۳۶۸	۲۸۹۲۲۸	۰/۷۸۱	۰/۱۳۹	۰/۰۶۵
۱۳۶۹	۱۷۲۱۹۱	۰/۸۶۲	۰/۱۸۴	۰/۰۸۵
۱۳۷۰	۲۴۶۳۰۰۰	۰/۶۹۲	۰/۲۲۲	۰/۰۷۹
۱۳۷۱	۳۱۵۰۷۴	۰/۶۶۹	۰/۲۵۱	۰/۰۷۰
۱۳۷۲	۳۸۳۹۷۶	۰/۶۶۴	۰/۲۶۵	۰/۰۶۷
۱۳۷۳	۴۸۰۰۸۱	۰/۶۵۱	۰/۲۸۰	۰/۰۶۷
۱۳۷۴	۷۰۵۷۸۳	۰/۶۵۰	۰/۲۸۱	۰/۰۶۸

برگرفته از: مرکز آمار ایران، سالهای مختلف.

جدول ۴. میزان مصرف سرانه انواع آبیان در کشور (ارقام به کیلوگرم)

سال	۱۳۵۷	۱۳۶۶	۱۳۶۸	۱۳۶۹	۱۳۷۰	۱۳۷۱	۱۳۷۲	۱۳۷۳
مصرف سرانه	۱	۲/۵	۴/۲۵	۴/۴۰	۴/۴۰	۴/۲۵	۴/۵	۴
سال	۱۳۷۴	۱۳۷۵	۱۳۷	۱۳۷	۱۳۷۸	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱
مصرف سرانه	۴/۵	۴/۵	۴/۵	۴/۵	۵	۵	۵	۵

برگرفته از: سالنامه آماری شیلات ایران، سالهای مختلف.

جدول ۵. متوسط مصرف سرانه ماهی در چند کشور در سال ۱۹۹۲ (واحد: کیلوگرم)

کشور	ژاپن	فیلیپین	امارات متحده عربی	روسیه	عمان	آمریکا	بحرین	قطر
مصر ف سرانه	۷۲	۳۶/۶	۲۶/۳	۲۴/۵	۲۳/۷	۲۱/۳	۱۸/۹	۱۳/۸
کشور	کویت	بنگلادش	عربستان سعودی	ترکیه	یمن	هند	اردن	پاکستان
مصر ف سرانه	۸/۹	۷/۳	۷/۲	۶/۳	۵/۷	۳/۷	۲/۷	۱/۸

برگرفته از: فانو، ۲۰۰۲.

بررسی روند جهانی مصرف شیلات نیز بیانگر افزایش مصرف آنها و همچنین تغییر الگوی مصرف گوشت از سایر انواع گوشت به سوی منابع پروتئینی دریایی به موازات توسعه اقتصادی و اجتماعی می‌باشد (فانو، ۲۰۰۲).

علاوه بر اهمیت منابع پروتئین دریایی در تغذیه، صنایع ماهیگیری می‌تواند از نظر ارزش افزوده، اشتغالزایی و ارزآوری نیز دارای اهمیت خاصی باشد.

در حال حاضر در زمینه صید و جمع‌آوری آبیان، نظام‌های بهره‌برداری دولتی، تعاونی و خصوصی مشارکت دارند. نظام دولتی در زمینه ماهیان خاویاری به شکل انحصاری فعالیت می‌کند و دیگر فعالیت‌های مربوط به سایر آبیان توسط بخش خصوصی و تعاونیها هدایت می‌شود.

شیلات دارای اهرمها و امکانات قانونی لازم برای اعمال مدیریت مناسب در بازار آبیان نیست و این امر موجب افزایش ضایعات می‌شود. همچنین در کشور ما به دلیل شرایط خاص نوار ساحلی شمالی و جنوبی، مراکز تخلیه صید پراکنده است و شبکه توزیع محصولات به شکل کارآمد عمل نمی‌کند. بدین ترتیب که در جنوب ایران بیش از ۹۰ نقطه ساحلی تخلیه صید وجود دارد و در بیشتر آنها میزان صید به قدری کم است که تمایل و شرایط رقابت برای خریدار و فروشنده وجود ندارد. علاوه بر این، امکانات دسترسی خریدار به فروشنده محدود است و پراکندگی مراکز تخلیه صید موجب نوسانات فصلی و مکانی عرضه ماهی و میگو می‌شود. وجود این نوسانات در عرضه محصول و عدم اطلاع خریداران از وضع صید، ریسک بازار را افزایش می‌دهد و باعث می‌شود تا خریداران به ندرت تمایل حضور در مراکز خرید داشته باشند. از طرف دیگر فروشندگان نیز به دلیل عدم اطمینان به خریدار مناسب، اقدام به فروش با قیمت پایین‌تر یا فروش به شکل سلف می‌کنند (پیغمبری ۱۳۷۵).

شرایط نامناسب توزیع آبیان در داخل کشور و عدم وجود کنترل‌های بهداشتی در مسیر توزیع موجب افت کیفیت و ضایعات فراوان در طول مسیر می‌شود. همچنین این عامل موجب بی‌اعتمادی مصرف‌کنندگان نسبت به سلامت و کیفیت محصولات دریایی و در نتیجه مصرف سرانه پایین آبیان می‌شود. فصلی بودن صید و هزینه‌های مربوط به تعمیر و نگهداری ابزار و وسایل صید باعث وابستگی صیادان به منابع اعتباری خریداران می‌شود و از قدرت چانه‌زنی صیادان می‌کاهد (حیرانی ۱۳۷۵).

صیادان و خریداران واسطه با توجه به مخاطرات موجود در سرمایه‌گذاری در صنایع جانبی، به طور عموم تمایلی به انجام عملیات فرآوری محصولات ندارند و بیشتر به درآمد حاصل از خرید و فروش صید بسنده می‌کنند که این مطلب موجب افزایش ضایعات محصول می‌شود.

افزون بر این دلایل که به طور عمده ریشه در ماهیت پرورش آبیان و صنعت شیلات دارد، متولیان دولتی نیز حمایت و اقدام مؤثری برای افزایش تولید و بهبود شبکه بازرسانی انجام نداده‌اند. (قاسمی و قاسمی ۱۳۷۵).

مواد و روشها

بازارهای عمده ماهی و میگو ایران شامل آبهای سواحل جنوبی، آبهای سواحل شمالی و آبهای داخلی به ویژه حوضچه‌های پرورش ماهی می‌باشد.

در این مطالعه برای تعیین پیوستگی بلندمدت بازارهای یاد شده از روش همجمعی استفاده شده است.

از نظر اقتصادی، همجمعی به این معنی است که دو یا چند متغیر سری زمانی براساس مبانی نظری، یک رابطه بلندمدت را تشکیل می‌دهند. با وجود اینکه خود این متغیرهای سری زمانی ممکن است نا ایستا باشند اما یکدیگر را در طول زمان به خوبی دنبال می‌کنند به گونه‌ای که تفاضل بین این دو یا چند متغیر ایستا می‌باشد. یکی از آزمونهای همجمعی، آزمون انگل- گرنجر (۱۹۸۷) است. در حالتی که دو متغیر سری زمانی وجود داشته باشد تنها می‌توان یک رابطه همجمعی بین این دو متغیر یافت در ضمن اگر این دو متغیر سری زمانی از یک درجه ایستا باشند $I(d)$ می‌توان از آزمون انگل - گرنجر (۱۹۸۷) برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده کرد. مراحل این آزمون، به شرح زیر است (لپینگ ۲۰۰۱).

ابتدا رگرسیون ۱ تخمین زده می‌شود.

$$P_{it} = \varphi + \omega P_{jt} + e_t \quad (1)$$

که در آن P_{it} و P_{jt} به ترتیب قیمت در بازار i و قیمت در بازار j در زمان t است. φ و ω پارامترهای معادله و e_t جمله خطا می‌باشد.

در مرحله بعد ایستایی جملات پسماند به کمک معادله زیر بررسی می‌شود.

$$\Delta e_t = \lambda e_{t-1} + \sum_{k=2}^n \theta_k \Delta e_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

لازم است معادله ۲ بدون عرض از مبدأ و روند برآورد شود. در صورت ایستا بودن جملات پسماند، دو بازار پیوسته از درجه (d,d) خواهند بود. یعنی دو بازار دارای پیوستگی بلندمدت می‌باشند. در صورتی که نوسان قیمت در یک بازار به سرعت به بازار دیگر منتقل شود، آنگاه دو بازار دارای پیوستگی کوتاهمدت خواهند بود. برای آزمون پیوستگی کوتاهمدت ابتدا معادله ۳ تخمین زده می‌شود.

$$\Delta P_{it} = \mu_{11} \Delta P_{it-1} + \dots + \mu_{1n} \Delta P_{it-n} + \mu_{20} \Delta P_{jt} + \mu_{21} \Delta P_{jt-1} + \dots + \mu_{2n} \Delta P_{jn-1} - \lambda(P_{it-1} - \alpha P_{jt-1} - \beta T - \delta) + \varepsilon_t \quad (3)$$

و سپس فرضیه زیر توسط آماره F آزمون، انجام می‌شود.

$$\mu_{11} = \dots = \mu_{1n} = \mu_{21} = \dots = \mu_{2n} = 0, \lambda = 1 \text{ and } \mu_{20} = \alpha$$

اگر فرضیه صفر رد شود، پیوستگی کوتاهمدت در دو بازار تأیید خواهد شد.

برندت (۱۹۸۲) نیز با استفاده از آزمون علیت گرنجر به تعیین بازار مرکزی پرداخت.

مدل استفاده شده در این آزمون به شرح زیر است.

$$\theta_{11} \Delta P_{it-1} + \dots + \theta_{1n} \Delta P_{it-n} + \theta_{21} \Delta P_{jt-1} + \dots + \theta_{2n} \Delta P_{jt-n} - \gamma_1 (P_{it-1} - \alpha P_{jt-1} - \delta) + \varepsilon_{1t} \quad (۴)$$

$$\Delta P_{jt} = \theta_{31} \Delta P_{jt-1} + \dots + \theta_{3n} \Delta P_{jt-n} + \theta_{41} \Delta P_{it-1} + \dots + \theta_{4n} \Delta P_{it-n} - \gamma_2 (P_{it-1} - \alpha P_{jt-1} - \delta) + \varepsilon_{12}$$

سپس دو فرضیه زیر برای بررسی رابطه علیت تست می‌شوند.

$$\theta_{21} = \dots = \theta_{2n} = \gamma_1 = 0$$

رابطه علیت از P_j به P_i وجود ندارد.

$$\theta_{41} = \dots = \theta_{4n} = \gamma_2 = 0$$

رابطه علیت از P_i به P_j وجود ندارد.

اطلاع از درجه پیوستگی بازار نیز دارای اهمیت است. تیمر (۱۹۸۴) با گسترش مدل راولیون به شکل زیر به شاخص درجه پیوستگی دست یافت.

$$P_{it} = (1 + b_1)P_{it-1} + b_2(\bar{P}_t - \bar{P}_{t-1}) + (b_3 - b_1)\bar{P}_{t-1} + b_4X + \mu_t \quad (۵)$$

که در آن P_{it} و \bar{P} به ترتیب قیمت در بازار i و قیمت مرجع (بازار مرکزی) در زمان t می‌باشد و X نیز بردار متغیرهای فصلی و یا دیگر متغیرها در بازار i در زمان t می‌باشند. بر اساس ضرایب به دست آمده از این مدل شاخص IMC به شکل زیر تعریف می‌شود.

$$IMC = \frac{b_2}{(1 + b_1)(b_3 - b_1)}$$

صورت کسر، ضریب متغیر با وقفه قیمت در بازار محلی و مخرج کسر، ضریب متغیر با وقفه قیمت در بازار مرکزی است.

بر اساس مدل راولیون هرگاه بازارها پیوسته باشند، خواهیم داشت $b_1 = -1$ و در نتیجه $IMC = 0$ و در صورتی که بازارها کاملاً مستقل از یکدیگر باشند ($b_1 = b_3$) درجه پیوستگی صفر و در نتیجه $IMC = \infty$ خواهد بود.

داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق شامل بهای عمده‌فروشی آبیان در شیراز، استانهای ساحلی شمالی و استانهای ساحلی جنوبی برای دوره ۱۳۸۱-۱۳۶۶ می‌باشد که از سالنامه‌های آماری شیلات و شاخص بهای عمده‌فروشی کالاها به دست آمد است.

نتایج بحث

در این قسمت به کمک روابط ارائه شده، ارتباط بین بازارهای منتخب ارزیابی شده است. اما پیش از بررسی رابطه بین بازارها با توجه به اینکه در این مطالعه از داده‌های سری‌زمانی قیمت ماهی و میگو در بازارهای شیراز، جنوب و شمال استفاده شده‌است، بنابراین ابتدا

ویژگی‌های آماری این داده‌ها از نظر ایستایی به کمک آزمون ADF^۱ بررسی شد. همانطور که نتایج آزمون ایستایی (جدول ۶) نشان می‌دهد، متغیرهای مورد نظر در سطح ایستا نبوده و تقاضل مرتبه اول آنها ایستا بوده است. بنابراین برای بررسی پیوستگی بلندمدت بازارها به روش همجمعی می‌توان از آزمون انگل-گرنجر (۱۹۸۷) استفاده کرد. بر اساس این روش، ابتدا معادله ۱ برای بازارهای منتخب تخمین و سپس ایستایی جملات پسماند به دست آمده از این معادلات به کمک آماره ADF بررسی شد. نتایج این بررسی در جدول ۷ آمده است. (P_{sh} ، P_s و P_n به ترتیب بیانگر قیمت عمده فروشی شیلات در بازارهای شیراز، جنوب و شمال می‌باشند).

جدول ۶. نتایج آزمون ایستایی

نام متغیر	آماره ADF	مقدار بحرانی	وقفه بهینه	مرتبه ایستایی
P_{sh}	-۴/۷۶	-۳/۸۳	۱	$I(1)$
P_s	-۴/۴۶	-۳/۸۳	۱	$I(1)$
P_n	-۴/۶۵	-۴/۰۷	۱	$I(1)$

برگرفته از: یافته‌های تحقیق.

جدول ۷. نتایج آزمون ایستایی جملات پسماند: مقادیر آماره ADF

P_s	P_n	P_{sh}	
-۳/۰۸***	-۲/۰۴**	-	P_{sh}
-۲/۷۱**	-	-	P_n
-	-	-	P_s

برگرفته از: یافته‌های تحقیق.

*** و ** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱٪ و ۵٪

نتایج آزمون همجمعی مندرج در جدول ۷ بیانگر پیوستگی بلندمدت بازارها می‌باشد. یعنی قیمت بازارهای مختلف در بلندمدت از یکدیگر تأثیر می‌پذیرد و تعدیل می‌شوند. شاید دلیل این امر را بتوان عدم دخالت دولت و همچنین امکان تبادل فرآورده‌های آبزیان بین بازارها دانست. به‌ویژه گاهی مشاهده می‌شود که حتی بخشی از ماهی تولیدی بازار شیراز به تهران و دوباره در جریان توزیع از بازار تهران به شیراز منتقل می‌شود و این امر امکان عرضه محصول بین بازارهای مختلف را فراهم می‌کند (موسی‌نژاد و سعادت اختر، ۱۳۷۵).

علاوه بر ارتباط درازمدت بین بازارها که نیازمند زمان نسبتاً طولانی می‌باشد، ممکن است به سرعت بین آنها تعدیلات قیمتی انجام شود به این معنی که آنها در کوتاهمدت نیز قیمت از یکدیگر متأثر می‌شوند. به همین منظور ارزیابی پیوستگی کوتاهمدت بازارها نیز به کمک

آزمون F انجام شد که نتایج این بررسی در جدول ۸ آمده است. در این آزمون فرض صفر به شکل وجود پیوستگی کوتاهمدت میان بازارها می‌باشد.

جدول ۸. نتایج آزمون F برای بررسی پیوستگی کوتاهمدت بازارها

سواحل شمالی	سواحل جنوبی	شیراز	
رد فرض صفر	رد فرض صفر	-	شیراز
رد فرض صفر	-	-	سواحل جنوبی
-	-	-	سواحل شمالی

برگرفته از: یافته‌های تحقیق.

همانطور که جدول ۸ نشان می‌دهد، بین هیچ‌یک از بازارهای مورد نظر پیوستگی کوتاهمدت وجود ندارد. که برخی از دلایل این امر به شرح زیر است. بازار شیلات در ایران یک بازار سنتی است که به شکل رقابت ناقص فعالیت می‌کند. از طرف دیگر شبکه توزیع و خرید و فروش ماهی شفاف نمی‌باشد و اطلاعات در این بازار ناقص است. همچنین عملکرد ضعیف تعاونیها و سازمانهای اعتباری برای تأمین نقدینگی، باعث پر رنگ شدن نقش واسطه‌ها شده است. سیستم نامناسب بازاریابی موجود و عدم وجود برنامه‌ریزی مناسب در توزیع محصولات صید شده از بنادر به مراکز مصرف و همچنین پراکندگی مراکز صید، نیز موجب اتلاف وقت، افزایش هزینه حمل و نقل و ضایعات فراوان می‌شود. البته پیرامون نارساییهای بازار شیلات در انتهای بحث این پژوهش بیشتر بررسی انجام شده است.

همانطور که پیشتر نیز عنوان شد با وجود ارتباط متقابل بین بازارهای مختلف، ممکن است برخی از آنها نسبت به برخی دیگر نقش مهمتری در تعیین قیمت داشته باشند. بر همین اساس انتظار می‌رود یکی از این بازارها بتواند نقش اصلی را به عنوان بازار مرکزی ایفا کند. با بهره‌گیری از آزمون علیت گرنجر بازار مرکزی تعیین شد. که نتایج این آزمون در جدول ۹ آمده است

جدول ۹. نتایج آزمون علیت گرنجر

سواحل شمالی	سواحل جنوبی	شیراز	
←	↔	-	شیراز
←	-	-	سواحل جنوبی
-	-	-	سواحل شمالی

برگرفته از: یافته‌های تحقیق.

نتایج آزمون علیت گرنجر بیانگر رابطه علی دوطرفه بین دو بازار شیراز و سواحل جنوبی است. یعنی قیمتهای هر دو بازار از یکدیگر تأثیر می‌پذیرند و هر دو بازار می‌توانند به عنوان بازار مرکزی در نظر گرفته شوند. همچنین ارتباط بین بازار شمال و شیراز، یک طرفه و به

سمت بازار شمال است. ارتباط بین بازار جنوب و شمال نیز رابطه علی یک طرفه و از سوی بازار جنوب به سمت بازار شمال می‌باشد. با توجه به نتایج به دست آمده بازار شمال را می‌توان به عنوان بازار مرکزی در نظر گرفت.

همچنین برای بررسی میزان ارتباط بین بازار شمال به عنوان بازار مرکزی با بازارهای شیراز و جنوب، شاخص ارتباط بازار^۱ محاسبه شد. جدول ۱۰ نتایج به دست آمده از محاسبه این شاخص را نشان می‌دهد.

جدول ۱۰. مقادیر شاخص IMC (بازار مرکزی = بازار شمال)

شیراز	بازار جنوب	شاخص IMC
۱/۷۷	۳/۱	

برگرفته از: یافته‌های تحقیق.

بر اساس این شاخص، ارتباط بازار شمال و جنوب کمتر از ارتباط بازار شمال و شیراز می‌باشد. شاید دلیل این ارتباط کم را بتوان ذائقه مردم جنوب مبنی بر برتری دادن ماهیهای دریای جنوب دانست.

نتیجه‌گیری

در این تحقیق با توجه به اهمیت بازارهای آبیان شمال و جنوب از نظر نزدیکی به محلهای صید و همچنین استان فارس به دلیل مجاورت با استانهای جنوب و داشتن امکانات لازم برای بازاررسانی و ایفای نقش توزیع کنندگی مؤثر، میزان ارتباط و پیوستگی کوتاهمدت و بلندمدت این سه بازار بررسی شد. نتایج نشان دادند که در سه بازار آبیان شمال و جنوب و استان فارس پیوستگی بلندمدت مشاهده می‌شود که این مسأله را می‌توان ناشی از عدم دخالت دولت و امکان مبادله بین بازارها دانست. همچنین نتایج نشانگر عدم وجود پیوستگی کوتاهمدت بازارها بودند. به این معنی که تغییرات قیمت به سرعت و بدون فاصله از یک بازار به بازار دیگر منتقل نمی‌شود. دلایل عمده این امر شامل سنتی بودن بازار شیلات ایران، وجود رقابت ناقص در این بازار و همچنین شفاف نبودن شبکه توزیع و خرید و فروش ماهی و ناقص بودن اطلاعات در این بازار است.

همچنین نتایج آزمون علیت گرنجر نشان داد که می‌توان بازار شمال را به عنوان بازار مرکزی تعیین کننده قیمت در نظر گرفت. محاسبه شاخص IMC نشان داد که ارتباط بین بازار شمال و جنوب کمتر از ارتباط بازار شمال و شیراز است که این امر با توجه به ذائقه مردم جنوب در برتری دادن ماهیهای جنوب به شمال امری مبتنی بر انتظار است.

- با توجه به یافته‌های این مطالعه انتظار می‌رود موارد زیر بتواند به بهبود بازاررسانی و در نهایت به افزایش ارتباط بین بازارها کمک کند.
- تقویت و حمایت مالی و فنی از تعاونیهای صیادی برای ایفای نقش محوری در بازار شیلات و همچنین تدوین مقررات و نظارت بر فعالیت متولیان شبکه بازاریابی و بازاررسانی شیلات؛
 - تجهیز ناوگان حمل و نقل شیلات به امکانات و تجهیزات استاندارد برای افزایش و تسهیل ارتباط میان مراکز عمده تولید و مصرف و ارتقای بهداشت آنها؛
 - افزایش مراکز توزیع در مناطق عمده مصرف و نظارت بر فعالیت این مراکز.

فهرست منابع

۱. آمارنامه شیلات ایران در برنامه اول توسعه (۱۳۷۴-۱۳۷۳) شیلات ایران، اداره کل روابط عمومی و بین‌المللی.
۲. سالنامه آماری شیلات ایران. سالهای مختلف، وزارت کشاورزی، شرکت سهامی شیلات ایران.
۳. برنامه توسعه شیلات در استان فارس (۱۳۸۱) وزارت جهاد کشاورزی. شرکت سهامی شیلات ایران، اداره کل شیلات استان فارس.
۴. پیغمبري، ي (۱۳۷۵) بررسی موانع و مشکلات تولید و بازاریابی ساردین ماهیان. مجموعه مقالات ششمین کنفرانس شیلات ایران (بازاریابی آبزیان)، دفتر طرح و توسعه شرکت سهامی شیلات ایران.
۵. حیرانی، م (۱۳۷۵) بازاریابی تون ماهی، مجموعه مقالات ششمین کنفرانس شیلات ایران (بازاریابی آبزیان)، دفتر طرح و توسعه شرکت سهامی شیلات ایران.
۶. قاسمی، ا و ع. قاسمی (۱۳۷۵) "سامان‌دهی و مکان‌یابی مراکز خدمات بازاریابی و بازارچه‌های عمده‌فروشی ماهی"، مجموعه مقالات ششمین کنفرانس شیلات ایران (بازاریابی آبزیان)، دفتر طرح و توسعه شرکت سهامی شیلات ایران.
۷. موسی‌نژاد، م. ق و ع. سعادت اختر (۱۳۷۵) بازاریابی محصولات دریایی و ارائه الگوی مناسب توزیع و حمل و نقل، مجموعه مقالات ششمین کنفرانس شیلات ایران (بازاریابی آبزیان)، دفتر طرح و توسعه شرکت سهامی شیلات ایران.
۸. نتایج آماری از قیمت آبزیان استان فارس (۱۳۷۹) وزارت کشاورزی، شرکت سهامی شیلات ایران، اداره کل شیلات استان فارس.
۹. نصیری، ش (۱۳۷۲) بازار جهانی ماهی و میگو. مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، انتشارات بازار جهانی کالاها. شماره ۲۴.
10. Arshad, F. M. 1990. The integration of palm oil market in Peninsular Malaysia, *Indian Journal of Agricultural Economics*. 45:21-35.
11. Baffes, J. 1991. Some further evidence on the law of one price : the law of one price still holds. *American Journal of Agricultural Economics*. 73:1264-1273.
12. Benson, B. L. and M. D. Faminow. 1990. Integration of spatial markets. *American Journal of Agricultural Economics*. 72:49-62.
13. Blyn, G. 1973. Price series correlation as a measure of market integration. *Indian Journal of Agricultural Economics*. 28:56-59.
14. Cummings, R. W. 1967. Pricing Efficiency in the Indian Wheat Market. *Impex India*. New Delhi.
15. Delpachitra, S. B. and R. L. St Hill. 1994. The law of one price: a test on prices for selected inputs in New Zealand agriculture. *Agricultural Economics*. 10:297-305.

16. FAO, 2002. Fishery statistics Yearbook, 86: 1, 2, 3. Food and Agriculture Organization of UN, Rome.
17. Goodwin, B. K. and T. C. Shroeder. 1991. Cointegration tests and spatial linkages in regional cattle markets, *American Journal of Agricultural Economics*. 73:452-464.
18. Harris, B. 1979. There is method in my madness: or is it vice versa? *Measuring agricultural market performance*. Food Research Institute Studies. 19:197-218.
20. Kuiper, W. E. 1999. Testing for the law of one price and identifying price leading markets: an application to corn markets in benin. *Journal of Regional Science*. 39:713-739.
21. Laping, W. 2001. Integration of China's major agricultural product markets. [Http://WWW.Cerdi.org/Colloque/Idrec20001/Wulaping.pdf](http://WWW.Cerdi.org/Colloque/Idrec20001/Wulaping.pdf)
22. Leavit, S., M. Hawkins and M. Veenam. 1983. Improvements to market efficiency through the operation of the Alberta pork producers' marketing board. *Canadian Journal of Agricultural Economics*. 31:371-388.
23. Lele, U. J. 1967. Market integration: a study of sorghum prices in western India. *Journal of Farm Economics*. 49:147-159.
24. Mohanty, S., E. Peterson and D. B. Smith. 1998. Fractional cointegration and the false rejection of the law of one price in international commodity markets. *Journal of Agricultural and Applied Economics*. 30:267-276.
25. Monke, E. and T. Petzel. 1984. Market integration: an application to international trade in cotton. *American Journal of Agricultural Economics*. 66:481-487.
26. Ravallion, M. 1986. Testing market integration. *American Journal of Agricultural Economics*. 68:102-109.
27. Strigler, G. J. and R. A. Sherwin. 1985. The extent of the market. *Journal of the Law and Economics*. 27:555-585.
28. Takayama, T. and J. Judge. 1971. *Spatial and Temporal Price Allocation Models*. North Holland Publishing Company. Amsterdam.
29. Thakur, D. S. 1974. Food grain marketing efficiency: a case study of Gujarat. *Indian Journal of Agricultural Economics*. 29:61-74.
30. Zanas, G. P. 1993. Testing for integration in European community agricultural product markets. *Journal of Agricultural Economics*. 44:418-427.