Winter (2023) 6(22): 1-22
DOI: 10.30473/JIER.2023.66822.1370
Received: 28 Feb 2023 Accepted: 22 May 2023

Industrial Economics Researches Open Access

ORIGINAL ARTICLE

Estimating tEe Degree of Market koker in Iran's 'eef Industry Cased on Components of Demand

Ali Falahati[1], Elham Rezaei[2*], Shahram Fatahi[3], Abdolreza Korani[4]

[1]Associate Professor in Economics, Department of Economics, Faculty of Socisl Sciences, Razi University, Kermanshah, IranC
[2]Ph.D. in Economics, Razi University, West Regional Electric Company, Kermanshah, Iran.
[3]Associate Professor in Economics, Department of Economics, Faculty of Socisl Sciences, Razi University, Kermanshah, Iran.
[4]Ph.D. Student in Economics, Razi University, Province Electric Distribution Company, Kermanshah, Iran.

Correspondence
Elham Rezaei
Email:
Elhamrezaei130@gmail.com

How to cite
Falahati, A., Rezaei, E., Fatahi, S., & Korani A. (2023). Estimating the Degree of Market Power in Iran's Beef Industry Based on Components of Demand. Industrial Economics Researches, 6(22), 1-22.

ABSTRACT
In this paper, while using the Green and Porter's trigger price oligopoly model as well as data for the period 1996-2020, the impacts of of negative demand shocks on the market conduct and structure of Iran's beef industry were investigated. For this purpose, a system of equations consisting of three functions of demand, supply and price-cost margin was specified to identify large and negative demand shocks through demand residuals and grid search approach. The results indicate that the beef market has become more competitive following the unexpected decline in demand, but the structure of the factor (livestock) market has not changed. By using auxiliary tests, the results of this study were reconfirmed. Using the results of this research, policies can be made to improve competition in beef industry.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

KEYWORDS
Negative Demand Shock, Trigger Price Strategy, Market Behavior, Network.
JEL Classification: L1, L22, D03, D22.

© 2023, by the author(s). Published by Payame Noor University, Tehran, Iran.
This is an open access article under the CC BY 4.0 license (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

سال ششم، شماره بیست‌ودوم، زمستان ۱۴۰۱ (۲۲-۱)

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۱

DOI: 10.30473/JIER.2023.66822.1370

نشریه علمی

پژوهش‌های اقتصاد صنعتی

«مقاله پژوهشی»

برآورد قدرت بازار در صنعت نهاده و ستاده گوشت قرمز براساس مؤلفه‌های تقاضا

علی فلاحتی[۱]، الهام رضائی[۲*]، شهرام فتاحی[۳]، عبدالرضا کرانی[۴]

[۱] دانشیار علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.

[۲] دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه رازی، شرکت برق منطقه‌ای غرب، کرمانشاه، ایران.

[۳] دانشیار علوم اقتصادی، گرو ه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.

[۴] دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه رازی، شرکت توزیع نیروی برق، کرمانشاه، ایران.

نویسنده مسئول:
الهام رضائی
رایانامه: Elhamrezaei130@gmail.com

چکیده

در این مقاله باتوجه به داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۷۵-۱۳۹۹ و با استفاده از مدل انحصار چندجانبه قیمت- ماشه‌ای گرین و پورتر اثر شوک‌های منفی تقاضا بر رفتار و ساختار بازار گوشت قرمز ایران ارزیابی شد. برای این‌منظور یک سیستم معادلات متشکل از سه تابع تقاضا، عرضه و شکاف قیمت- هزینه[1] به‌صورت همزمان تصریح شد تا براساس آن شوک‌های بزرگ و منفی تقاضا با استفاده از پسماندهای تابع تقاضا و رویکرد جستجوی شبکه‌ای شناسایی شوند. نتایج دلالت بر آن دارد که بازار ستاده گوشت قرمز به‌دنبال کاهش غیرمنتظره تقاضا، رقابتی‌تر شده است و اما ساختار بازار عوامل (دام زنده) تغییر نکرد. با استفاده از آزمون‌های کمکی، نتایج این تحقیق مبنی بر قیمت‌پذیر بودن عوامل مجددا تأیید شد. با استفاده از نتایج این تحقیق می‌توان سیاست‌هایی جهت ارتقای رقابت در صنعت نهاده و ستاده گوشت قرمز تدوین کرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

واژه‌های کلیدی

شوک منفی تقاضا، استراتژی قیمت- ماشه‌ای، رفتار بازار، رویکرد جستجوی شبکه‌ای.

طبقه‌بندی JEL: L1, L22, D03, D22

استناد به این مقاله:

فلاحتی، علی، رضائی، الهام، فتاحی، شهرام و عبدالرضا کرانی. (۱۴۰۱). برآورد قدرت بازار در صنعت نهاده و ستاده گوشت قرمز بر اساس مولفه‌های تقاضا. فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصاد صنعتی, ۶(۲۲), ۲۲-۱.

https://indeco.journals.pnu.ac.ir/

1. Price Cost Margin

۱. مقدمه

رقابت از جمله موضوعاتی است که صاحبنظران علم اقتصاد همواره از آن به‌عنوان راهکاری برای حداکثرسازی منافع اجتماعی و استفاده بهینه از منابع اقتصادی یاد می‌کنند و در نقطه مقابل آن انحصار به‌عنوان عاملی بر ناکارایی و بروز هزینه‌های اجتماعی شناخته شده است. یکی از ویژگی‌های منحصر به فرد ساختار بازاری انحصار چندجانبه[1] تسهیل در اثرگذاری رفتار بنگاه‌ها بر یکدیگر نسبت به سایر ساختارهای بازاری، به علت وجود تعداد اندک بنگاه جهت عرضه کالایی همگن یا ناهمگن است، به‌طوری که برآیند رفتار بنگاه‌ها (افزایش یا کاهش ائتلاف) قادر خواهد بود ساختار صنعت را رقابتی‌تر یا انحصاری‌تر نماید، همچنان‌که درک، تجزیه و تحلیل چگونگی تاثیر نوسان‌های رفتاری بنگاه‌ها در تولید، قیمت‌گذاری، علت و ریشه آن می‌تواند در برنامه‌ریزی اقتصادی جهت رسیدن به اهداف رشد و توسعه کمک نماید. لذا از دهه‌ی ۷۰ میلادی به بعد در مطالعات اقتصاد صنعتی رابطه‌ی میان رفتار بنگاه‌ها در بازار بسیار مورد توجه قرار گرفت و اقتصاددانان صنعتی سعی نمودند تا توجیهی برای پویایی رفتار بنگاه‌ها که به‌طور کلی منجر به تغییر ساختار بازار در صنایع مختلف می‌شود، بیابند. نوسانات تقاضا و نااطمینانی، ویژگی رفتاری و ساختاری بسیاری از بازارها را تحت تاثیر قرار می‌دهند. در اصطلاح بازارهای اقتصادی، هر تغییر غیرقابل پیش‌بینی که بازار را به شیوه‌ای قابل ملاحظه تحت تاثیر قرار دهد شوک نامیده می‌شود.

اقتصاد ایران به اعتبار ویژگی‌های خاص آن همچون تحریم‌های اقتصادی، بحران پولی، نفتی و تورم بالا در کنار بروز رکود اقتصادی و اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها، در چند سال اخیر شاهد انعطاف‌پذیری بیشتر متغیرهای اقتصادی بوده است، به‌طوری که افزایش نوسانات متغیرهای اقتصادی بر فضای بی‌ثبات و نااطمینان در سطح کلان دامن زده و درنتیجه آن منجر به بروز شوک‌های مختلف در اقتصاد داخلی شده است. از این‌رو، مطالعه‌ی حاضر در نظر دارد به‌طور خاص به بررسی اثر شوک‌های منفی تقاضا بر رفتار و ساختار بازار داده و ستاده صنعت تبدیلی[2] گوشت قرمز ایران با استفاده از استراتژی قیمت ماشه‌ای[3] پورتر[4](۱۹۸۳) و گرین و پورتر[5](۱۹۹۶) و بکر[6](۱۹۸۹) بپردازد. اصطلاح قیمت ماشه‌ای[7]، حد آستانه دردناکی قیمت را برای رقبا در جنگ قیمتی مشخص می‌کند و در نهایت با ایجاد پویایی رفتاری منجر به ایجاد ساختار رقابتی در بازار خواهد شد. این شواهد می‌تواند نگرش نسبتا جامع و کاملی نسبت به وضعیت بازار و میزان ارتباط بنگاه‌ها با یکدیگر در شرایط نوسانات تقاضا ارائه نماید. در اکثر مطالعاتی که شوک‌های تقاضا بررسی شده، رابطه میان شوک‌های تقاضا و ادوار تجاری و قیمت و تولید و دستمزدها مورد توجه قرار گرفته است. همچنین در اکثر مطالعات داخلی که به بررسی درجه توافق همکاری پرداخته‌اند از شاخص کشش تغییرات حدسی استفاده شده است. مطالعه حاضر برای اولین‌بار در ایران با استفاده از مدل انحصار چندجانبه‌ی قیمت ماشه‌ای رفتار صنعت دربرابر شوک‌های تقاضا را مورد بررسی قرار می‌دهد، به‌طوری‌که شوک‌های منفی تقاضا از طریق رویکرد جستجوی شبکه‌ای[8] استخراج گردیده است[9]. همچنین از جمله نوآوری‌های این تحقیق بررسی موضوع تحقیق به‌طور همزمان در دو بازار داده (نهاده اصلی) و ستاده (کالای نهایی) در صنایع تبدیلی است؛ به‌طوری‌که این ویژگی بر اهمیت این تحقیق می‌افزاید، همچنین از دیگر ویژگی‌های این تحقیق استفاده از سیستم معادلات همزمان خطی و سیستم معادلات همزمان غیرخطی است.

بررسی موضوع تحقیق در حوزه صنعت گوشت ایران به دلایل ذیل دارای اهمیت است:

۱. تصویب پروژه اقتصاد مقاومتی تحت عنوان افزایش ضریب خوداتکایی محصولات راهبردی اساسی (گوشت) در سال ۱۳۹۵ و تأکید بر اهمیت گوشت در تامین امنیت غذایی افراد جامعه و درآمد تولیدکنندگان بخش کشاورزی؛ ۲. این صنعت ظاهرا نسبت به نااطمینانی واکنش نشان می‌دهد، بنگاه‌ها در این صنعت به احتمال زیاد اطلاعات در مورد رفتار بازار را از طریق ارتباط با مشتریان و توزیع‌کنندگان به‌دست می‌آورند؛ چون این اطلاعات

1. Oligopoly

۲. در این صنایع نهاده اصلی تولیدی به کمک نهاده‌های فرعی و با کاربرد تکنولوژی فرآوری به محصول نهایی تبدیل می‌شود.

3. Trigger Price

4. Porter

5. Green and Porter

6. Baker

۷. در بازار انحصار چندجانبه نیز قیمتی وجود دارد که حد آستانه‌ای ضرر را برای انحصارگران تعیین می‌کند و اگر این قیمت شکسته شود عملا جنگ قیمتی به زیان همه خواهد بود به‌طوری‌که در قیمت‌های پایین‌تر از قیمت آستانه‌ای، پویایی رفتار بنگاه‌ها منجر به ایجاد ساختار رقابتی خواهد شد.

8. Gride Search

۹. در پیوست ۳ نحوه استخراج متغیر دامی (شوک‌های منفی تقاضا) شرح داده شده است.

محدود است، از این‌رو اگر در بنگاه‌ها همکاری و تبانی رخ دهد، تولیدکننده ممکن است به‌خوبی قادر نباشد بین کاهش تقاضا و تقلب رقیب تفاوت قائل شود؛ ۳. وجود برخی نارسایی‌ها در بازار این کالا همچون عدم قدرت چانه‌زنی کاگزاران بازار نهاده و نااطمینانی که منجر به انتقال نامتقارن قیمت و تغییر در ساختار بازار شده است؛ ۴. ساختار این صنعت هم با رقابت و هم با تبانی سازگار است؛ ۵. از آنجا که تغییرات سمت تقاضا ناشی از تغییرات نوسانات قیمتی، تصمیم تولیدکنندگان، فرآوری‌کنندگان و مصرف‌کنندگان این کالا به‌ویژه رابطه شکاف قیمت هزینه بازار را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، بررسی این صنعت تبدیلی برای شناسایی اثر شوک تقاضا بر ساختار صنعت قابل قبول‌تر است؛ ۶. استفاده از داده‌های فصلی، که این‌گونه مشاهدات تقریب قابل قبولی را برای وقفه بین کاهش غیرمنتظره قیمت و عکس‌العمل تولید بنگاه‌ها فراهم می‌سازد.

در مجموع یافته‌ها و نتایج این تحقیق می‌تواند به مسئولان کمک کند تا با شناخت بیشتر از نحوه رفتار بنگاه‌ها در بازارهای صنایع تبدیلی ایران در تنظیم بازار و ایجاد بستر رقابت و افزایش رفاه جامعه، اطلاعات بیشتری داشته باشند.

۲. ادبیات تجربی

نخستین مطالعاتی که به‌طور کلی به بررسی ارتباط ساختار بازار و شرایط نااطمینانی (نوسانات تقاضا) پرداختند، مربوط به گرین و پورتر (۱۹۸۴)، پورتر(۱۹۸۳)، روتمبرگ و سالونر[1] (۱۹۸۶)، ساسلو[2] (۱۹۸۸)، بکر(۱۹۸۹) و هالتیوانگر و هارینگتن[3] (۱۹۹۱) بوده است که سهم قابل ملاحظه‌ای را در نظریه سازمان صنعتی (NEIO) داشته‌اند.

گرین و پورتر(۱۹۸۴) در مطالعه خود به معرفی یک مدل تبانی ضمنی[4] با وجود اطلاعات ناقص قیمت در چارچوب الگوی انحصار چندجانبه پویای[5] قیمت ماشه‌ای پرداختند. مدل گرین و پورتر بنگاه‌ها را در یک محیط نااطمینانی مورد مطالعه قرار می‌دهد. در مدل آن‌ها، یک قیمت حد آستانه‌ای(قیمت ماشه) که توسط بنگاه‌ها تعیین می‌شود، تعریف و بیان می‌شود. زمانی که قیمت به زیر این قیمت کاهش یابد به‌دلیل عدم توانایی رقبا در تشخیص علت اصلی کاهش قیمت (شوک تقاضا یا تقلب رقیب با افزایش تولید)، پدیده مجازات مطرح می‌شود و سطح تولید صنعت به‌طور کلی افزایش می‌یابد؛ به‌طوری‌که وجود قیمت‌های پایین و تولید بالاتر در یک دوره مشخص از زمان، نشان از وجود یک انحراف از همکاری است.

اینکه چگونه نوسانات تقاضا بر قیمت‌گذاری تبانی تاثیر خواهد گذاشت یکی از موضوعات جالب در سازمان صنعتی و اقتصاد کلان است. در رابطه با این موضوع یک سؤال اساسی وجود دارد. اینکه، چه زمانی از سیکل تجاری(رونق یا رکود) برای بنگاه‌ها مشکل‌تر است تا دست به تبانی بزنند؟ نتایج حجم زیادی از مطالعات در طول جنگ جهانی دوم نشان داد که تبانی در طول رکود اقتصادی مشکل‌تر است. این وضعیت به‌طور ضعیف توسط ساسلو (۱۹۸۸) مورد تایید قرار گرفت؛ وی در مطالعه تجربی خود نشان داد که در واقع احتمال شکست تبانی در طول رکود بیشتر می‌شود.

مطالعه روتمبرگ و سالونر(۱۹۸۶)، به بررسی واکنش ساختار بازار انحصار چندجانبه به نوسانات در تقاضای محصولات می‌پردازد و اثر سیکل تجاری روی قیمت‌گذاری تبانی را بررسی می‌کند. تجزیه و تحلیل آن‌ها حاکی از مشکل‌بودن توافق تبانی در طول رونق و تقاضای بالای بازار بود. زمانی که تقاضای جاری زیاد است، امکان انگیزه تقلب (تضعیف قیمت تبانی) وجود دارد و تبانی برای اجرا با مشکل مواجه خواهد شد و رفتار بازار، رقابتی خواهد بود. بکر(۱۹۸۹) به بررسی رفتار انحصاری صنعت فولاد آمریکا، نسبت به تغییرات غیرمنتظره در قیمت بازار پرداخت. متدولوژی اقتصادی نشان داد که بنگاه‌ها به‌دنبال کاهش غیرمنتظره تقاضا بیشتر رقابتی عمل می‌کنند. این رفتار به‌عنوان واکنش سیاست‌گذاری کارتل تفسیر می‌شود، که در آن بنگاه‌های همکاری‌کننده نمی‌توانند بین تقلب رقیب و شوک‌های تقاضای منفی تفاوت قائل شوند. هالتی واگنر و هارینگتن[6] (۱۹۹۱) دریافتند که دشوارترین نقطه چرخه تجاری[7] برای اینکه بنگاه‌ها در تبانی شرکت کنند لزوما زمانی نیست که تقاضا بالا است، بلکه زمانی است که تقاضا در حال کاهش و سقوط است.

بگل و استیگر[8] (۱۹۹۵)، تغییر رفتار تبانی در طول نوسانات سیکل‌های تجاری را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها نشان دادند درصورتی‌که نرخ رشد در طول زمان مثبت باشد، قیمت‌گذاری

1. Rotemberg and Saloner. (1986)
2. Suslow, v. y. (1988)
3. Haltwanger, J. and Harrington, J. (1991)
4. Tacit collusion
5. Noncooperative Collusion under Imperfect Price Information
6. Holtiwanger, J $ Harrington, jr (1991)
7. Ponit Of Cycle
8. Bagwell, K. and Staiger, R.W. (1995)

تبانی می‌تواند پیرو سیکل تجاری باشد، همچنین نشان دادند که دامنه تغییر قیمت‌گذاری تبانی، زمانی که مرحله رکود طولانی‌تر و مرحله رونق کوتاه‌تر است، افزایش می‌یابد. ری[1](۲۰۰۲) بیان می‌کند که تبانی در زمان‌هایی از گسترش تقاضا آسان‌تر است، چون سود جاری از سود آتی کمتر است. هانازون و یانگ[2] (۲۰۰۷) در مقاله خود به بررسی برقراری رفتار رقابتی و محدودشدن توانایی بنگاه‌ها در تبانی در مواجهه با عدم تقارن اطلاعات تحت شرایط شوک‌های تقاضا پرداختند. آن‌ها دریافتند که قابلیت پیش‌بینی شوک‌های تقاضا و داشتن اطلاعات درست در مورد آن، نقش مهمی در تنظیم قیمت در بازار دارد. اگر شوک تقاضا به اندازه ناچیزی قابلیت پیش‌بینی داشته باشد، بنگاه‌ها ترجیح می‌دهند سیاست چسبندگی قیمت را در پیش بگیرند.

براندائو و همکاران[3] (۲۰۱۱)، در مقاله‌ای ارتباط میان قیمت ماشه‌ای و دوره مجازات را مورد بررسی قرار دادند و آن‌ها این پارامترها را در مدل به‌صورت درون‌زا در نظر گرفتند. هدف این مقاله آن است که ترکیبات مطلوبی از قیمت ماشه‌ای و دوره مجازات از دیدگاه بنگاه‌ها ایجاد شود و نشان داده شود این ترکیبات متفاوت بر رفتار تبانی‌گری یا رقابتی بنگاه‌ها و نوسانات قیمت و تولید در بازار مؤثر است. نتایج نشان داد که ارتباط معکوسی میان قیمت ماشه‌ای و دوره زمانی که تبانی برقرار می‌شود وجود دارد و نسبت سود بالاتر (نسبتی از سودهای بلندمدت در تبانی نسبت به سودهای بلندمدت در کورنو) با ثبات سایر شرایط، با قیمت ماشه‌ای پایین‌تر مواجه است. زیرا این عمل منجر می‌شود تعداد مورد انتظار دوره‌هایی که تبانی در آن برقرار می‌گردد، بیشتر شود. همچنین نتایج حاکی از آن است که دوره مجازات طولانی‌تر، با ثبات سایر شرایط، با قیمت ماشه‌ای پایین‌تر همراه است. الکساندرو و واکامری[4] (۲۰۱۵)، در مقاله‌ای با بررسی و شناسایی درجه تبانی در شرایط کاهش نسبی محصول[5] با استفاده از یک تابع تقاضای خطی و تابع هزینه نهایی ثابت در چارچوب نظریشان نشان دادند که در طول زمان با تغییر شرایط تقاضا درجه تبانی تغییر می‌کند.

از جمله مطالعاتی که در ایران با موضوع شوک تقاضا انجام شده است، می‌توان به مقاله بهمنی و یوسفی(۱۳۸۹) و یوسفی و همکاران (۱۳۹۰) اشاره نمود؛ بهمنی و یوسفی (۱۳۸۹)، در مقاله‌ای با عنوان "آثار شوک‌های تقاضای بخش صنعت بر تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران" در دوره زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۶ نشان دادند که شوک‌های مثبت تقاضای بخش صنعت بر تولید تعدادی از کارگاه‌های بزرگ صنعتی مؤثر است و بر تولید تعدادی دیگرمؤثر نیست و شوک‌های منفی تقاضای بخش صنعت تأثیر معنی‌داری بر تولید کارگاه‌های بزرگ صنعتی نداشته است.

یوسفی و همکاران(۱۳۹۰) با استفاده از داده‌های ترکیبی مربوط به کارگاه‌های بزرگ صنعتی ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۳-۱۳۸۶، "آثار شوک‌های تقاضای بخش صنعت بر قیمت محصولات صنایع مختلف کارخانه‌ای" مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که شوک‌های مثبت تقاضای بخش صنعت بر قیمت محصولات کارگاه‌های بزرگ صنعتی مؤثر بوده که می‌تواند بیانگر انعطاف‌پذیری قیمت‌ها در این بخش باشد، اما واکنش صنایع مختلف به شوک‌های منفی تقاضای بخش صنعت متفاوت بوده است.

۳. مبانی نظری

مدل مفهومی

این مطالعه مدل انحصار چندجانبه‌ی حد آستانه‌ای قیمت را برای آزمون چگونگی رفتار و واکنش بنگاه‌ها در بازار انحصار چندجانبه در مقابل بروز شوک غیرمنتظره و منفی تقاضا، مورد استفاده قرار داده است. ایده اساسی مطرح‌شده در این مدل توسط گرین و پورتر (۱۹۸۴)، معرفی شده است و بیان می‌دارد که با ایجاد یک کاهش غیرمنتظره در تقاضای محصول، رفتار بنگاه‌ها در صنعت رقابتی‌تر خواهد شد.

در مطالعه حاضر، فرضیه مورد آزمون آن است که اگر صنایع در بازار داده و ستانده، استراتژی‌های قیمت‌گذاری همکارانه را حفظ کنند، بعد از کاهش غیرمنتظره و گسترده تقاضا، به‌طور موقت قیمت‌گذاری رقابتی را اتخاذ می‌کنند به‌طوری‌که بازگشت به سمت قیمت‌گذاری رقابتی در طول دوره نااطمینانی، به‌عنوان مکانیسم سیاستی برای تنبیه متقلبین، توسط صنایع رقیب صورت می‌گیرد. زیرا چنین بنگاه‌هایی قادر به مجزا کردن تفاوت میان کاهش غیرمنتظره تقاضا و تقلب رقیب نیستند.[6] حتی اگر تقلب به‌طور

1. Rey(2002)
2. Hanazono and Yang. (2007)
3. Brandão, Guimarães and Seixas. (2011)
4. Oleksandr Shcherbakovy and Naoki Wakamori. (2015)
5. proportional reduction

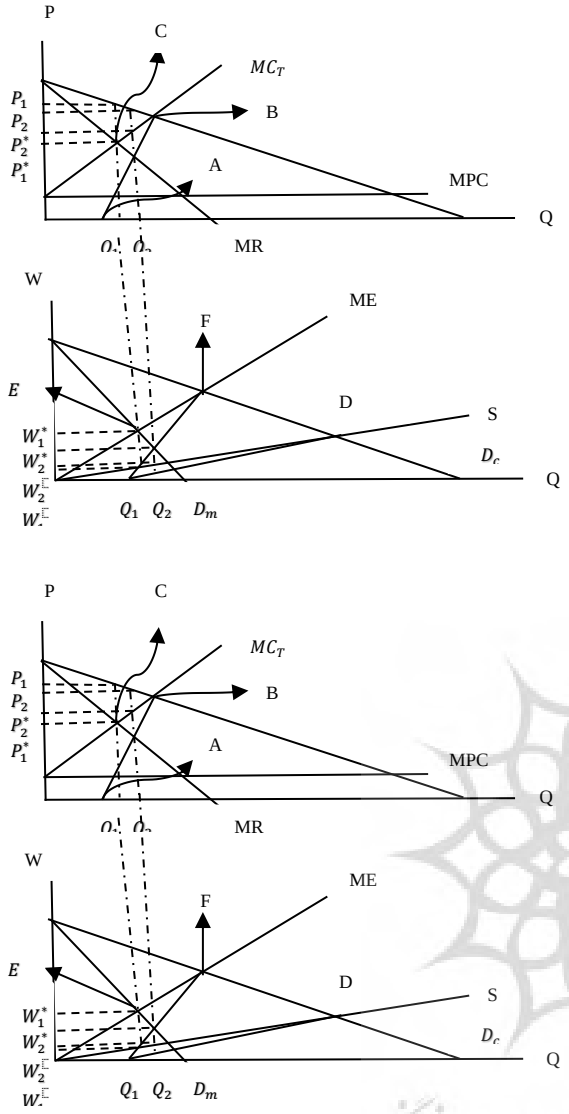
۶. این نتیجه با این فرض برقرار است که تولیدکنندگان کالای نهایی، اطلاع کاملی از عوامل نهاده اصلی و تولیدات کالای نهایی رقبای خود ندارند. در غیر این‌صورت استفاده از مدل گرین و پورتر سوال برانگیز خواهد بود.

واقعی صورت نگیرد، بنگاه‌ها تولیدشان را فراتر از سطح همکارانه[1] افزایش می‌دهند تا در این صورت متقلب را تنبیه کنند. می‌توان گفت زمانی که بنگاه‌ها به‌دنبال کاهش غیرمنتظره تقاضا رقابتی‌تر می‌شوند، در بازار انحصار چندجانبه‌ی فروش کالای نهایی، مارک‌آپ[2] که در واقع همان اضافه قیمت نسبت به هزینه نهایی است، کاهش می‌یابد و از سوی دیگر در بازار انحصار چندجانبه خرید نهاده‌ی اصلی مارک‌داون[3] که در واقع همان تفاوت قیمت پرداختی توسط خریدار با مخارج نهایی است، کاهش می‌یابد.

شکل (۱) چنین ارتباطاتی را، نشان می‌دهد. شکل‌های (a) و (b) به‌ترتیب بازار تولید کالای نهایی و بازار نهاده اصلی را نشان می‌دهد. در شکل (a)، فرض می‌شود منحنی تقاضای خطی برای کالای نهایی (D) است و برای سادگی، هزینه نهایی تولید (MPC) ثابت می‌باشد. در شکل (b)، منحنی عرضه برای نهاده اصلی (S) است و D_c برابر با تقاضایی است که عرضه‌کنندگان نهاده اصلی با آن مواجه هستند، مشروط بر اینکه بازار کالای نهایی رقابتی باشد و D_m نیز به تقاضایی که عرضه‌کنندگان نهاده اصلی با آن مواجه هستند، اگر بازار کالای نهایی انحصاری باشد، اشاره می‌کند.

زمانی که صنایع تولید کالای نهایی در بازار نهاده اصلی دارای انحصار کامل خرید و در بازار کالای نهایی دارای انحصار کامل فروش است، با حداکثرسازی سود در بازار نهاده اصلی، تعادل در نقطه E، جایی که D_m تابع مخارج نهایی (ME) را قطع می‌کند، برقرار می‌گردد. در تعادل، صنایع تولید کالای نهایی مقدار Q_1 را در قیمت W_1 خریداری می‌کند و مارکداون انحصار چندجانبه خرید صنایع تولید کالای نهایی برابر با $w_1^* - w_1$ خواهد شد.

تعادل در بازار ستانده، جایی که درآمد نهایی صنعت ستانده (MR) با هزینه نهایی (عرضه صنعت) برابر است ($\mathrm{MCT} = \mathrm{ME} + \mathrm{MP}C$)، در نقطه‌ی C ایجاد می‌شود و مقدار یکسان (Q_1) در بازار ستانده در قیمت P_1 فروخته می‌شود. مارک‌آپ انحصار چندجانبه فروش صنعت ستانده برابر با $p_1 - p_1^*$ است.



شکل ۱. شناسایی مارک‌آپ و مارک‌داون

حال فرض می‌شود که قیمت کالای نهایی یا ستانده به‌صورت غیرمنتظره از P_1 به P_2، به علت کاهش غیرمنتظره در تقاضای ستانده، کاهش یابد. از آنجا که صنایع در بازار ستانده قادر به تشخیص نیست که آیا علت این کاهش ناشی از تقلب رقیب است یا ناشی از کاهش غیرمنتظره تقاضا، آن‌ها تولیدشان را برای یک دوره زمانی به سطح Q_2 افزایش می‌دهند. Q_2 درصورتی‌که BA هزینه نهایی صنعت باشد، سطح تولید تعادلی خواهد بود، به عبارت دیگر، بنگاه‌ها موقتا سطح تولیدشان را به‌دنبال کاهش غیرمنتظره تقاضا به Q_2 افزایش می‌دهند و با ایجاد هزینه نهایی صنعت جدید (BA)، رابطه عرضه‌ای با شیب تندتر توسط BA ایجاد می‌گردد. در Q_2، مارک‌آپ انحصار چندجانبه فروش برابر با $p_2 - p_2^*$ است. به‌طوری‌که آن از مارک‌آپ انحصار چندجانبه فروش ابتدایی $p_1 - p_1^*$، کمتر است.

1. Coorporative
2. Markup
3. Markdown

اثر کاهش غیر منتظره قیمت در بازار ستانده، در بازار نهاده اصلی از طریق تابع مخارج نهایی انتقال می‌یابد و به علت شکستگی منحنی[1] در نقطه D، منحنی ME در نقطه F، شکسته می‌شود. در این حالت مارکداون انحصار چندجانبه خرید $w_2^* - w_2$ نسبت به مارکداون اولیه $w_1^* - w_1$ کمتر می‌گردد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که چون رابطه شکاف قیمت هزینه سود با تفاوت میان رابطه عرضه صنعت MC_T و تابع عرضه نهاده اصلی برابر است، شکستگی در هر دو رابطه عرضه صنعت و عرضه نهاده اصلی بیانگر شکستگی در رابطه شکاف قیمت هزینه سود صنعت خواهد بود. با توجه به مطالب ذکر شده در بالا، برای ساخت یک مدل قابل پیاده‌سازی تجربی، لازم است تشریح شکل بالا به‌صورت معادلات ریاضی بیان شود، به‌طوری‌که در ذیل به تصریح چنین مدلی پرداخته می‌شود:

در مدل تجربی، تابع تقاضای معکوس صنعت ستانده به صورت معادله (۳-۱) و عرضه معکوس صنعت نهاده اصلی به‌صورت معادله (۳-۲) ارائه می‌شود:

$$D: P = f(Q, Y) + \epsilon \quad (1)$$

$$S: W = g(QZ) + v \quad (2)$$

به‌طوری‌که p قیمت ستانده، Q ستانده، W قیمت نهاده اصلی، Y برداری از عوامل تاثیرگذار درون‌زا از تقاضای ستانده، Z برداری از عوامل تاثیرگذار درون‌زا از عرضه نهاده اصلی و $\in$، v خطای تصادفی در هر دو معادله هستند.

هزینه نهایی تولید صنعت برابر است با:

$$MPC = c^m(Q, G) + \lambda \quad (3)$$

به‌طوری که G برداری از نهاده‌هایی غیر از نهاده اصلی استفاده شده در فرایند تولید ستانده و λ بیانگر شوک تصادفی است.

چنانچه که فرض شود صنعت در بازار ستانده گیرنده قیمت نباشد، بر اساس تابع معکوس (۱) ، تابع درآمد نهایی زیر تعریف می‌گردد:

$$MR = f(Q, Y) + Qf_q(Q, Y) + \in \quad (4)$$

در معادله بالا $f_q(Q,Y)$، بیانگر شیب تابع تقاضای ستانده است.

به‌طور مشابه، با استفاده از تابع عرضه نهاده اصلی (۲)، تابع مخارج نهایی به صورت زیر ارائه می‌گردد:

$$ME = g(QZ) + Qg_q(QZ) + v \quad (5)$$

به‌طوری‌که $g_q(Q,Z)$، بیانگر شیب تابع عرضه نهاده اصلی است. در این صورت تابع هزینه کل صنعت برابر با مجموع مخارج نهایی و هزینه نهایی تولید خواهد شد ($MC = MPC + ME$)، از این‌رو تعادل زمانی برقرار می‌شود که هزینه نهایی کل برابر با درآمد نهایی گردد:

$$f(Q,Y) + Qf_q(Q,Y) + \in = c^m(Q,G) + \lambda + g(Q,Z) + Qg_q(Q,Z) + v \quad (6)$$

با توجه به روابط زیر و جایگزینی این معادلات در معادله (۶)، رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه (M) در معادله (۷) به‌دست می‌آید:

$$P - W = M$$

$Qf_q(Q,Y) = MR - P$، با استفاده از معادله (۴)

$Qg_q(Q,Z) = ME - W$، با استفاده از معادله (۵)

$$M = \theta(P - MR) + \gamma(ME - W) + c^m(Q, G) + \lambda \quad (7)$$

به‌طوری‌که $\theta(P - MR)$ بیانگر مارک‌آپ انحصار چندجانبه فروش[2] و $\gamma(ME - W)$ بیانگر مارکداون انحصار چندجانبه خرید[3] است و θ به‌عنوان شاخص انحصار چندجانبه فروش و γ به عنوان شاخص انحصار چندجانبه خرید تعریف می‌شوند.

اگر رابطه $\theta = \gamma = 0$ برقرار گردد، رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه (M) برابر با هزینه تولید نهایی (MPC) خواهد شد و رقابت کامل برقرار می‌گردد و درصورتی‌که رابطه $\theta = \gamma = 1$ برقرار شود، انحصار کامل خرید و فروش حاصل می‌گردد و به طور ضمنی و پنهان تبانی برقرار می‌شود. مقادیری از این دو شاخص که ما بین صفر و یک باشند بیانگر وجود انحصار چندجانبه در بازار داده و ستانده می‌باشد.

برای تحلیل چگونگی تاثیر شوک‌های تقاضا بر رفتار پارامترهای θ و γ با استفاده از معادلات (۴) و (۵)، معادله (۷) به صورت زیر بازنویسی می‌گردد:

$$M = -\theta(\grave{o})Qf_q(Q,Y) + \gamma(\grave{o})Qg_q(Q,Z) + c^m(Q,G) + \lambda \quad (8)$$

جایی‌که θ و γ ، توابعی از شوک‌های تقاضای $\in$ هستند[4].

۱. برای توضیحات بیشتر به مقاله بکر (۱۹۸۹) مراجعه شود.

2. Oligopoly Distortion
3. Oligopsony Distortion

۴. توضیحات بیشتر در پیوست.۱ مقاله ارائه گردیده است.

تصریح مدل تجربی

بخش قبلی به‌صورت مفهومی تاثیر نااطمینانی تقاضا بر ساختار بازار داده و ستاده مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفت. در این بخش الگوی تجربی نهایی تصریح می‌گردد و روش برآورد آن شرح داده می‌شود.

برای تخمین واکنش صنعت در بازار داده و ستانده نسبت به کاهش غیرمنتظره و گسترده در تقاضای ستانده، یک بیان اقتصادی از معادله (۷) مورد نیاز است. فرض می‌شود توابع تقاضای محصول نهایی تولید شده و عرضه نهاده اصلی به صورت اشکال خطی زیر باشد:

$$P_B = \alpha_0 + \alpha_1 Q_B + \alpha_2 Q_P + \alpha_3 I + \epsilon \quad (9)$$

$$Q_B = \beta_0 + \beta_1 W_C + \beta_2 W_{PC} + v \quad (10)$$

به‌طوری‌که P_B قیمت عمده فروشی کالای نهایی، Q_B مصرف کل کالای نهایی، Q_P مصرف کل کالاهای جانشین نزدیک کالای نهایی مورد مطالعه، I درآمد سرانه قابل تصرف، W_C قیمت نهاده اصلی، W_{PC} سایر عوامل تأثیرگذار بر عرضه کالای نهایی (متغیر برون‌زا) و α_{is}، β_{is} پارامترهای تخمین و ϵ، v جمله خطا هستند. بر اساس تابع تقاضای (۱) و درآمد نهایی (۴) رابطه زیر برقرار است:

$$MR = P_B + \alpha_1 Q_B \quad (11)$$

به‌طوری‌که $\alpha_1 = f_q(Q,Y)$ برابر با شیب تابع تقاضای معکوس است.

به‌طور مشابه با استفاده از تابع عرضه نهاده اصلی (۱۰) و تابع مخارج نهایی (۵)، رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$ME = W_C + \frac{Q_B}{\beta_1} \quad (12)$$

به‌طوری‌که $\beta_1 = \frac{1}{g_q(Q,Z)}$ برابر با شیب تابع عرضه نهاده اصلی (۱۰) است.

هزینه تولید نهایی (MPC) به‌صورت خطی زیر ارائه می‌گردد:

$$MPC = \delta_0 + \delta_1 Q_B + \delta_2 COST + \lambda \quad (13)$$

در رابطه بالا COST بیانگر شاخص هزینه‌های بازاریابی کالای نهایی است.

با استفاده از معادلات (۱۱)تا (۱۳) معادله رابطه شکاف قیمت هزینه (۸) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$M = \delta_0 + \left(\delta_1 - \theta\alpha_1 + \gamma\frac{1}{\beta_1}\right)Q_B + \delta_2 COST + \lambda \quad (14)$$

زمانی که θ و γ، با متغیرهای درون‌زا در معادلات عرضه و تقاضا متفاوت نباشد، توابع تقاضای خطی و عرضه نهاده اصلی اجازه شناسایی رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه در (۱۳) را همراه با محدودیت‌های خروجی می‌دهد. اگرچه رابطه شکاف قیمت هزینه مشخص شده است، حتی اگر پارامترهای α_1، β_2 به‌طور جداگانه با تخمین معادلات عرضه و تقاضا به‌دست آمده باشند، غیرممکن است که پارامترهای θ و γ، نادیده گرفته شوند. برای سنجش θ و γ، چرخش[1] در هر دو معادله عرضه و تقاضا لازم است (آزام و پارک، ۱۹۹۳)[2]. این چرخش در معادله تقاضا می‌تواند با استفاده از یک اثر متقابل میان درآمد سرانه و متغیر برون‌زا در معادله (۹) به‌دست آید:[3]

$$P_B = \alpha_0 + \alpha_1 Q_B + \alpha_2 Q_P + \alpha_3 I + \alpha_4 Q_B I + \epsilon \quad (15)$$

تابع درآمد نهایی مرتبط با معادله (۱۵) برابر است با:

$$MR = P_B + Q_B(\alpha_1 + \alpha_4 I) \quad (16)$$

به‌طور مشابه، منحنی عرضه با استفاده از یک اثر متقابل مابین قیمت نهاده اصلی و متغیر برون‌زا (W_{DS}) به‌صورت معادله (۱۷) به‌دست می‌آید:[4]

$$Q_B = \beta_0 + \beta_1 W_C + \beta_2 W_{PC} + \beta_3 W_C W_{DS} + v \quad (17)$$

تابع مخارج نهایی با توجه به تابع عرضه جدید برابر است با:

$$ME = W_C + \frac{Q_B}{(\beta_1 + \beta_3 W_{DS})} \quad (18)$$

با استفاده از معادلات (۱۳) و (۱۵) رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه در معادله (۱۴) به صورت زیر ارائه می‌گردد:

$$M = \delta_0 + \theta Q_1^* + \gamma Q_2^* + \delta_1 Q_B + \delta_2 COST + \lambda \quad (19)$$

به‌طوری‌که:

$$Q_2^* = Q_B / (\beta_1 + \beta_3 W_{DS})$$

$$Q_1^* = -Q_B(\alpha_1 + \alpha_4 I)$$

1. Rotation
2. Azzam and Park. (1993)

۳. برای شناسایی مارک‌آپ انحصار فروش در رابطه شکاف قیمت هزینه، لازم است یک متغیر اثر متقابل بین تولید کالای نهایی و یک متغیر برون‌زا به‌عنوان متغیر توضیحی به تابع تقاضا اضافه شود. برای توضیحات بیشتر به پیوست۲ مدل ایستای مقایسه‌ای در تقاضا مراجعه شود.

۴. برای شناسایی مارکداون انحصار خرید در رابطه شکاف قیمت هزینه، لازم است یک متغیر اثر متقابل بین قیمت نهاده اصلی و یک متغیر برون‌زا به‌عنوان متغیر توضیحی به تابع عرضه اضافه شود. برای توضیحات بیشتر به پیوست.۲ مدل ایستای مقایسه‌ای در عرضه مراجعه شود.

ضرائب Q_1^* , Q_2^* (θ و γ)، رفتار صنعت را در بازارهای ستاده و داده اندازه گیری می‌کند.

رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه (۱۹) از سه جزء θQ_1^* (مارک‌آپ انحصارچندجانبه خرید)[1] و γQ_2^* (انحصار چندجانبه فروش)[2] و $\delta_2 COST + \lambda$ (هزینه تولید نهایی (MPC)) تشکیل شده است.

برای آزمون فرضیه مبتنی بر اینکه رفتار صنعت به‌دنبال کاهش غیرمنتظره تقاضا رقابتی‌تر می‌شود، فرض می‌شود که θ و γ، توابع خطی از شوک‌های تقاضا باشند. یعنی:

$$\theta = \theta^* + \eta \in \quad (20)$$

$$\gamma = \gamma^* + \mu \in \quad (21)$$

θ^* و γ^* عرض از مبدا و η و μ شیب‌ها هستند. با جایگزینی (۲۰) و (۲۱) در (۱۹)داریم:

(22)

$$M = \delta_0 + \theta^* Q_1^* + \eta\left(\epsilon Q_1^*\right) + \gamma^* Q_2^* + \mu\left(\epsilon Q_2^*\right) + \delta_1 Q_B + \delta_2 COST + \lambda$$

فرضیه بالا زمانی قابل قبول است که η و μ، منفی و معنادار باشند. بنابراین، رابطه شکاف قیمت هزینه صنعت به‌دنبال کاهش تقاضا کمتر می‌شود. شوک‌های تقاضا درصورتی منجر به رقابتی‌تر شدن رفتار بنگاه‌ها می‌شوند که درپی آن بنگاه‌ها افزایش در تولید بنگاه‌های رقیب را استنباط کنند (حدس بزنند) و آن را تهدید جدی احساس کنند، این بیان تنها زمانی برقرار است که شوک‌های تقاضا بزرگ و منفی باشند. شوک‌های منفی کوچک نمی‌توانند رفتار بنگاه‌ها را تحت تاثیر قرار دهند چون این شوک‌ها به اندازه کافی بزرگ نخواهد بود تا باعث شوند بنگاه‌ها فرض کنند که تولید بنگاه‌های رقیب افزایش یافته است.

به‌منظور تعیین چنین رفتاری که تحت تاثیر شوک منفی تقاضا قرار می‌گیرد از یک متغیر دامی (DUM) که ناشی از پسماندهای تابع تقاضای کالای نهایی است استفاده می‌شود. این متغیر ارزش یک را دارد، زمانی که پسماند مقداری منفی و بزرگ را در ارزش مطلق داشته باشد و زمانی که پسماند ارزش‌های مثبت و منفی کوچک داشته باشد، ارزش صفر دارد.[3]

بنابراین متغیر دامی در طول دوره‌ای که بنگاه‌ها بزرگ‌ترین تهدید را از جانب افزایش تولید بنگاه‌های رقیب احساس کنند، آغاز می‌شود. از این‌رو آن‌ها بزرگ‌ترین انگیزه را برای افزایش تولیدشان دارند. با جایگزینی دامی برای $\in$ در رابطه (۲۰) و (۲۱) داریم:

$$24\ \theta = \theta^* + \eta DUM \quad (23)$$

$$\gamma = \gamma^* + \mu DUM \quad (24)$$

با قراردادن (۲۳) و (۲۴) در (۱۹) رابطه زیر به‌دست می‌آید:

(25)

$$M = \delta_0 + \theta^* Q_1^* + \eta\left(DUMQ_1^*\right) + \gamma^* Q_2^* + \mu\left(DUMQ_2^*\right) + \delta_1 Q_B + \delta_2 COST + \lambda$$

مدل مفهومی بخش قبل نشان داد که وقتی θ و γ با $\in$، متفاوت از صفر است ($\gamma Q_1^* = \gamma^* Q_1^*$) کاهش در رابطه شکاف قیمت هزینه بیشتر است نسبت به زمانی که برابر با صفر هستند (چنانچه که مقایسه دو به دو (رابطه.۶) و (رابطه.۱۰) و روابط (۱۹) و(۲۵) آن را تأیید می‌کند).

چنانچه η و μ، منفی و معنادار باشند، رابطه شکاف قیمت هزینه در رابطه (۱۹) نسبت به (۲۵) بزرگ‌تر است. معادله (۱۹) رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه را زمانی که $\gamma_\epsilon = \theta_\epsilon = 0$ است، نشان می‌دهد درحالی‌که معادله (۲۵) رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه را در حالت $\theta_\epsilon \neq 0$ و $\gamma_\epsilon \neq 0$ نشان می‌دهد. در معادلات (۱۹) و (۲۵)، θ و θ^* یکسان هستند، چون این دو پارامتر در هر دو معادله با متغیر یکسان Q_1^* مرتبط هستند، از این رو $\theta Q_1^* = \theta^* Q_1^*$. همچنین دلایل مشابهی وجود دارد که $\gamma Q_1^* = \gamma^* Q_1^*$. همه عوامل تاثیرگذار در معادلات (۱۹) و (۲۵) یکسان هستند به‌جز حضور دو متغیر $\eta DUMQ_1^*$ و $\mu DUMQ_2^*$.

چون هر دو این متغیر اضافی در معادله (۲۵) منفی هستند، رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه در (۲۵) نسبت به معادله (۱۹) کوچک‌تر است. به‌عبارتی با کاهش غیرمنتظره شوک تقاضا به اندازه کافی، دام ارزش یک می‌گیرد یعنی بنگاه‌ها در صنعت توسط رقابتی‌تر شدن واکنش نشان می‌دهند و رابطه شکاف قیمت هزینه کمتر می‌شود.

با توجه به مطالب این بخش و سه بخش اخیر، مدل تخمینی نهایی به‌صورت زیر تصریح می‌گردد:

(26)

$$P_B = \alpha_0 + \alpha_1 Q_B + \alpha_2 Q_P + \alpha_3 I + \alpha_4 Q_B I + \epsilon$$

1. An Oligopoly Markup
2. An Oligopsony Markdown

۳. در پیوست.۳ نحوه استخراج متغیر دامی (شوک‌های منفی تقاضا) شرح داده شده است.

جدول ۱. معرفی متغیرهای مورد استفاده در سیستم معادلات همزمان بازار گوشت قرمز

ردیف	نام متغیر		واحد اندازه‌گیری
۱	P_B	میانگین وزنی قیمت عمده فروشی گوشت قرمز[1]	کیلوگرم/ ریال
۲	Q_B	تولید سرانه گوشت قرمز[1]	هزار تن
۳	Q_{CH}	تولید سرانه گوشت مرغ[1]	هزار تن
۴	I	درآمد سرانه [1]	هزار ریال
۵	$Q_B * I$	اثر متقابل بین متغیر تولید سرانه گوشت قرمز و درآمد سرانه[1]	بدون واحد
۶	P_{LA}	میانگین وزنی قیمت عمده دام زنده درب کشتارگاه[1]	کیلوگرم/ ریال
۷	P_{COR}	قیمت ذرت[1]	کیلوگرم/ ریال
۸	P_{GL}	قیمت جو[1]	کیلوگرم/ ریال
۹	$P_{LA} * P_{COR}$	اثر متقابل بین قیمت دام زنده و قیمت ذرت[1]	بدون واحد
۱۰	I_{SH}	شاخص بهای حمل و نقل[1]	بدون واحد
۱۱	DUM	متغیر مجازی[1] (شوک تقاضا)	بدون واحد
۱۲	D_2	متغیر مجازی فصل تابستان	بدون واحد
۱۳	D_3	متغیر مجازی فصل پاییز	بدون واحد
۱۴	D_4	متغیر مجازی فصل زمستان	بدون واحد
۱۵	M	رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه	بدون واحد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

$$Q_B = \beta_0 + \beta_1 W_C + \beta_2 W_{PC} + \beta_3 W_C W_{DS} + v \quad (27)$$

$$M = \delta_0 + \theta^* Q_1^* + \eta\left(DUMQ_1^*\right) + \gamma^* Q_2^* + \mu\left(DUMQ_2^*\right) + \delta_1 Q_B + \delta_2 COST + \lambda \quad (28)$$

باتوجه به ضرائب پارامترها در معادله (۲۸)، ضرائب Q_1^* و Q_2^* نوع رفتار صنعت (درجه رقابت) را در بازارهای ستاده و نهاده اندازه‌گیری می‌کند. به‌طوری‌که این ضرائب بیانگر پارامتر (θوγ) در معادلات (۲۰) و (۲۱) است. چنانچه که رابطه $\theta = \gamma = 0$ برقرار گردد، رقابت کامل برقرار می‌گردد و هیچ توافق و تبانی ضمنی میان بنگاه‌ها برقرار نگردیده و رفتار بازار کاملا رقابتی است. اما درصورتی‌که رابطه $\theta = \gamma = 1$ برقرار شود، انحصار کامل خرید و فروش حاصل می‌گردد به‌طوری‌که این پدیده بیانگر ایجاد توافق و همکاری به‌صورت ضمنی و پنهان مابین بنگاه‌ها است. از طرفی مقادیری از این دو شاخص که مابین صفر و یک باشند بیانگر وجود انحصار چندجانبه در بازار داده و ستانده می‌باشد و هرچه این مقادیر به سمت صفر میل کنند، بیانگر آن است که رفتار بازار انحصار چندجانبه فروش کالاهای نهایی بر اثر شوک‌های منفی تقاضا رقابتی‌تر شده است و چنانچه به یک نزدیک‌تر باشند بیانگر وجود رفتار تبانی ضمنی میان بنگاه‌ها و دور شدن از رفتار رقابتی بازار است.

۴. برآورد الگوی نهایی و تحلیل نتایج

برآورد الگوی تجربی نهایی بازار گوشت قرمز

براساس مطالب بخش قبل و مدل انحصار چندجانبه قیمت–ماشه‌ای گرین و پورتر، الگوهای نهایی بازار گوشت قرمز با استفاده از سیستم‌های معادلات همزمان زیر از طریق نرم‌افزار TSP[1] برآورد می‌شوند. به‌طوری‌که معادلات همزمان (۲۹)، (۳۰) و (۳۱) به‌ترتیب تابع تقاضای گوشت قرمز، تابع عرضه دام زنده و رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه بازار گوشت قرمز می‌باشد.

جدول (۱) به معرفی متغیرهای مورد استفاده در تحقیق می‌پردازد. در این مطالعه برای تخمین الگوها از داده‌ها و اطلاعات آماری جلد دوم آمارنامه‌های کشاورزی از انتشارات مرکز فناوری اطلاعات و ارتباطات، معاونت امور دامی جهاد کشاورزی، بانک مرکزی و مرکز آمار ایران طی سال‌های ۱۳۹۹–۱۳۷۵ استفاده شده است.

معادلات (۲۹) شکل توسعه‌یافته معادله تقاضای (۹) می‌باشد؛ به‌طوری‌که برای صنعت گوشت قرمز متغیرهای Q_{CH}, I به‌عنوان برداری از متغیرهای برون‌زای شیفت‌دهنده منحنی تقاضا و برای صنعت گوشت قرمز متغیر اثر متقابل $Q_B * I$ به‌عنوان عاملی جهت چرخش منحنی تقاضا به معادله اضافه شده‌اند.[2]

1. Time Series Process

۲. برای توضیحات بیشتر به پیوست ۲ مراجعه شود.

قابل ذکر است از ضرائب متغیرهای اثر متقابل در تابع تقاضا و تابع عرضه برای استخراج متغیرهای Q_1^*, Q_2^* در رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه استفاده می‌شود.

برای درنظر گرفتن متغیرهای فصلی در تابع تقاضای کالای نهایی، دامی‌های سه فصل (D_2, D_3, D_4) به‌ترتیب برای فصل دوم، سوم و چهارم اضافه شد.

برای تعیین برآوردگر مناسب جهت برآورد الگوهای موردنظر انجام چهار آزمون پایایی، اریب همزمانی، قطری‌بودن و مسئله تشخیص پیش از برآورد الگوها صورت می‌گیرد؛ نتایج نشان داد در سیستم معادلات همزمان گوشت قرمز کلیه متغیرها به‌جز تولید در تفاضل مرتبه اول در عرض از مبدأ مانا هستند به‌طوری‌که نتایج آزمون هم‌انباشتگی انگل گرنجر همگرایی بلندمدت بین متغیرهای تحقیق را نشان داد و در تخمین از متغیرها بدون تفاضل‌گیری استفاده شد[1].

طبق آزمون اریب همزمانی هاسمن[2] فرض صفر مبنی بر عدم همبستگی بین جمله خطا و متغیرهای توضیحی و کارا بودن روش تخمین حداقل مربعات معمولی (ols) رد شد و نتایج آزمون قطری‌بودن ماتریس واریانس کواریانس براش پاگان[3] نشان داد به‌علت همبستگی موجود میان جملات پسماند در معادلات عرضه و تقاضا روش حداقل مربعات معمولی را روشی مناسب جهت برآورد معادلات نیست و تخمین به‌صورت تک‌معادله‌ای تأیید نشد. درنهایت برای شناسایی الگو نتایج شرط درجه‌ای و رتبه‌ای نشان‌دادن معادلات هر دو سیستم معادلات همزمان بازار گوشت فراشناسا هستند.

باتوجه به نتایج آزمون‌های مورد بررسی، مبنی بر استخراج متغیرهای دامی (شوک‌های تقاضا) از پسماند تابع تقاضا، برای برآورد سیستم معادلات همزمان ابتدا تابع تقاضا به‌صورت سیستم معادلات همزمان تک‌معادله‌ای یا روش اطلاعات محدود حداقل مربعات دومرحله‌ای (2SLS) مورد برآورد قرار می‌گیرد، به‌طوری‌که از پارامترهای حاصل از تخمین این تابع، برای برآورد متغیرهای Q_1^* استفاده می‌شود و برای تخمین تابع عرضه و رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه از روش سیستمی حداقل مربعات سه مرحله‌ای غیرخطی (3SLS) استفاده می‌شود.[4]

تحلیل نتایج الگوی نهایی بازار گوشت قرمز

نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضای معکوس گوشت قرمز (۲۹) در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد تابع معکوس تقاضا به روش سیستم معادلات همزمان 2SLS

Series	ضرائب معادله تقاضا	خطای استاندارد	سطح معنی‌داری
C	۴/۰۶	۳/۵۳	۰/۲۵
Q_B	−۴/۴۸	۰/۵۱	۰/۰۰
I	۳/۷۶	۰/۳۳	۰/۰۰
$Q_B * I$	−۰/۵۴	۰/۲۵	۰/۰۳
Q_{CH}	−۱/۱۲	۰/۴۹	۰/۰۲
D_1	۰/۹۱	۱/۳۲	۰/۴۹
D_2	۳/۹۵	۱/۲۹	۰/۰۰
D_3	۰/۷۶	۱/۳۰	۰/۵۵
R^2	۰/۹۰		
Durbin-Watson	۱/۶۴		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱. تجزیه و تحلیل داده‌های سری‌های زمانی نامانا بدون برطرف کردن مشکل نامانایی اکثرا به تفاسیر نادرست می‌انجامد. ازطرفی، استفاده از روش تفاضل‌گیری برای مانا نمودن، منجر به از دست دادن اطلاعات و افزایش خطا در سری‌های زمانی کوتاه‌مدت می‌شود. جهت برطرف‌کردن این مشکل، روش هم‌انباشتگی توسط انگل- گرنجر در سال ۱۹۸۷ معرفی گردید؛ که در آن آزمون دیکی فولر روی پسماندهای مدل انجام می‌گیرد و اگر سری زمانی پسماندها مانا شد، این تأییدی بر هم‌انباشتگی است.

2. Housman Simultaneity Test
3. Breusch and Pagan

۴. رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه شامل متغیرهای توضیحی مجهولی است که با استفاده از متغیرهای توضیحی تابع عرضه و تقاضا به‌دست می‌آید، بنابراین الزامی است تابع عرضه و رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه به صورت سیستمی برآورد شوند.

نتایج حاصل از تخمین تابع معکوس تقاضا در جدول (۲) نشان می‌دهد که متغیر درآمد سرانه به‌عنوان عامل تغییر در تقاضا، تاثیر معنادار مثبت بر قیمت گوشت قرمز داشته است؛ همچنین براساس نتایج و ضریب منفی مقدار سرانه گوشت مرغ می‌توان بیان کرد مطابق با تئوری‌های اقتصاد خرد و فرضیه‌های تحقیق گوشت مرغ کالای جانشین گوشت قرمز در کشور ایران است، به‌عبارتی با افزایش یک درصدی مقدار تقاضای گوشت مرغ، قیمت گوشت قرمز به میزان ۱/۱۲ درصد نیز کاهش می‌یابد.

برای چرخش منحنی تقاضا، یک اثر متقابل بین Q_B و یک متغیر برون‌زا باید به تابع تقاضا اضافه شود (این اقدام شرط لازم برای شناسایی پارامتر مارکاپ انحصار چندجانه فروش در رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه است) ضریب متغیر کنترل $(Q_B * I)$ در جدول (۲)، بیانگر تاثیر منفی متغیر اثر متقابل بین تولید سرانه گوشت قرمز و درآمد سرانه بر متغیر قیمت گوشت قرمز به میزان ۰/۵۴ است. این متغیر، اثر متقابل نهایی دو متغیر تولید سرانه و درآمد سرانه را بر متغیر وابسته قیمت گوشت قرمز نشان می‌دهد. در این متغیر دو اثر متقابل وجود دارد (بر اساس رابطه علت و معلولی) که از یک سوی اگر گوشت قرمز کالای عادی باشد، با افزایش درآمد (علت)، تقاضای گوشت قرمز و به تبع آن قیمت گوشت قرمز افزایش می‌یابد؛ از سوی دیگر اگر مقدار گوشت قرمز (علت) افزایش یابد قیمت گوشت قرمز کاهش می‌یابد از این رو اثر نهایی این متغیر بستگی به برآیند این دو اثر بر متغیر وابسته دارد. به طوری که تاثیر منفی این متغیر کنترل $(Q_B * I)$ بر متغیر قیمت گوشت قرمز می‌تواند بیانگر آن باشد که در ایران درصد تغییرات در مقدار گوشت قرمز به عنوان علت نسبت به درصد تغییرات در درآمد سرانه به عنوان علت، قیمت گوشت قرمز را بیشتر تحت تاثیر قرار می‌دهد.

در نهایت طبق نتایج جدول، تحلیل ضریب تولید سرانه تولید گوشت قرمز نشان می‌دهد این متغیر تاثیر منفی و معنی‌داری بر متغیر وابسته دارد، به‌عبارتی به‌ازای یک درصد افزایش در مقدار تقاضای گوشت قرمز، به میزان ۴/۴۸ درصد قیمت گوشت قرمز کاهش خواهد یافت که این نتیجه مؤید کم‌بودن کشش خود قیمتی تقاضا (۰/۱۸-) و شیب منفی منحنی تقاضا طبق تئوری‌های اقتصاد خرد است.[1]

هدف اصلی از تخمین تابع تقاضا برآورد متغیر دامی (شوک‌های تقاضا) و متغیر Q_1^* در معادله رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه (۳۱) می‌باشد. از این‌رو بعد از تخمین تابع تقاضا پسماندهای معادله برآورد می‌شوند و طبق رویکرد جستجوی شبکه‌ای در پیوست ۳ براساس کار بکر (۱۹۸۹) و ویلیویتا و آزام[2](۱۹۹۶) به پسماندهای منفی بزرگ دامی یک و سایر پسماندها دامی صفر تعلق می‌گیرد. قبل از برآورد متغیر دامی، آزمون‌های تشخیص جملات خطا انجام می‌گیرد زیرا مهم‌ترین نکته در برآورد بی‌ثباتی و نااطمینانی (براساس هر متغیری که باشد)، آزمون پسماندهای حاصل به لحاظ خود همبستگی و ناهمسانی است و نتایج باید بر عدم وجود همبستگی و عدم وجود ناهمسانی واریانس دلالت کند. فقط در این صورت شوک و یا نااطمینانی قابل محاسبه است به‌طوری‌که نتایج جدول (۳) عدم خودهمبستگی و عدم ناهمسانی واریانس جملات خطا را تأیید می‌کند.

---

۱. اگر معادله نهایی برای معکوس تقاضای گوشت به‌صورت معادله (۱) باشد، این معادله برمبنای Q_B در معادله (۲) بازنویسی می‌شود:

$$P_B=\alpha_0+\alpha_1 Q_B+\alpha_2 Q_{CH}+\alpha_3 I+\alpha_4 Q_B * I+\epsilon \quad (1)$$

$$Q_B=-\frac{\alpha_0}{\alpha_1+\alpha_4 * I}-\frac{\alpha_2}{\alpha_1+\alpha_4 * I} Q_{CH}-\frac{\alpha_3}{\alpha_1+\alpha_4 * I} I - \frac{1}{\alpha_1+\alpha_4 * I} P_B - v \quad (2)$$

از آنجا که فرمول کشش به شکل زیر است:

$$e_P=\frac{\partial Q / Q}{\partial p / p}=\frac{dQ}{dP} * \frac{P}{Q} \quad (3)$$

در معادله فوق dQ_B/dP_B مشتق Q_B نسبت به P_B است. حال این مشتق را می‌توان براساس معادله (۲) محاسبه نمود:

$$dQ_B/dP_B=\frac{-1}{\alpha_1+\alpha_4 * I} \quad (4)$$

با جایگذاری معادله (۴)، در معادله (۳) خواهیم داشت:

$$e_P=\frac{-1}{\alpha_1+\alpha_4 * I} * \frac{P_B}{Q_B} \quad (5)$$

α_1 و α_4 ضرایبی هستند که از تخمین معادله (۱) به‌دست می‌آید، بنابراین دارای مقدار هستند. برای محاسبه کشش، کافی است برای متغیرهای Q_B, P_B, I مقدار تعیین شود. معمولا این مقدار، میانگین این متغیرها است.

2. Weliwita A., and Azzam A. (1996)

جدول ۳. نتایج آزمون خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس جملات خطا (بررسی تا ۴ وقفه)

آزمون	آماره χ^2	سطح معناداری	نتیجه
خود همبستگی	۰/۹۹۶۵۲۲	۰/۵۷۱۹۸	عدم خودهمبستگی
ناهمسانی واریانس	۰/۹۷۵۴۲۱	۰/۴۱۲۵۳	عدم ناهمسانی واریانس

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در ادامه طبق رویکرد جستجوی شبکه‌ای (در پیوست ۳) باتوجه به اینکه انحراف معیار جملات خطا در تابع تقاضای گوشت قرمز برابر با ۴/۰۱ و مقدار T بهینه برابر با ۱/۲۴ به‌دست آمد[۱]، مشخص شد شوک‌های منفی و بزرگ طی فصل‌های (۱۳۷۷:۲)، (۱۳۷۷:۳)، (۱۳۷۸:۳)، (۱۳۷۹:۴)، (۱۳۸۱:۳)، (۱۳۸۳:۳)، (۱۳۸۴:۴)، (۱۳۸۷:۲)، (۱۳۸۷:۳)، (۱۳۸۸:۴)، (۱۳۹۱:۴)، (۱۳۹۲:۲)، (۱۳۹۲:۳)، (۱۳۹۳:۳)، (۱۳۹۴:۳)، (۱۳۹۵:۳)، (۱۳۹۵:۴)، (۱۳۹۶:۲)، (۱۳۹۶:۳)، (۱۳۹۸:۲)، (۱۳۹۸:۴)، (۱۳۹۹:۲)، (۱۳۹۹:۳) شروع شده‌اند، به‌طوری‌که متغیر مجازی DUM طی این مقاطع زمانی برابر با یک درنظر گرفته شد و از طریق آن، تابع عرضه و رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه با استفاده از روش حداقل مربعات سه‌مرحله‌ای غیرخطی (N3SLS) مورد برآورد قرار گرفت به‌طوری‌که نتایج حاصل در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴. نتایج حاصل از برآورد تابع عرضه و رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه با استفاده از روش سیستم معادلات همزمان (N3SLS)

Series	پارامترها	ضرائب	خطای استاندارد	سطح معنی‌داری
C	β_0	−۱۲/۵۷	۲/۵۹	۰/۰۰
P_{LA}	β_1	۱/۱۳	۰/۰۸	۰/۰۰
P_{COR}	β_2	۰/۵۰	۰/۱۰	۰/۰۰
P_{GL}	β_3	-۰/۷۵۵۱۹۹E-۰۲	۰/۰۸	۰/۹۳
$P_{LA} * P_{COR}$	β_4	۰/۴۴	۰/۱۵	۰/۰۰
C	δ_0	۲/۱۹	۱/۵۲	۰/۱۴
Q_1^*	θ^*	۰/۴۰	۰/۰۱	۰/۰۰
$DUMQ_1^*$	η	−۰/۱۳	۰/۰۷	۰/۰۴
Q_2^*	γ^*	−۰/۹۳	۱۰/۸۸	۰/۹۳
$DUMQ_2^*$	μ	۱/۳۹	۱/۰۹	۰/۲۰
Q_B	δ_1	۰/۶۰	۹/۷۴	۰/۹۵
I_{SH}	δ_2	−۰/۳۲	۰/۲۰	۰/۱۱
	McElroy's *R2*	۰/۹۸		
	N	۸۲		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۱. در این تخمین حداقل و حداکثر مقدار T برابر با $0 \leq T \leq 2.56$ به‌دست آمد. T بهینه، مقداری است که طی آن مدل بهترین برازش را خواهد داشت یا مجموع مربعات خطای سیستم معادله عرضه و رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه را حداقل کند.

R^2 سیستم مک ایلروی[1] برابر با ۰/۹۸شده است از این‌رو می‌توان بیان کرد سیستم معادلات همزمان غیرخطی به‌خوبی برازش شده است. عرضه دام زنده تابعی از قیمت دام زنده درب کشتارگاه، قیمت خوراک دام (ذرت و جو)، و اثر متقابل بین قیمت دام زنده و قیمت ذرت ($P_{LA} * P_{COR}$) است.

نتایج تخمین تابع عرضه بیانگر تاثیر مثبت و معنادار قیمت دام زنده بر تولید گوشت قرمز است؛ به‌طوری‌که بررسی این ضریب نشان می‌دهد به‌دنبال افزایش یک درصد قیمت دام زنده درب کشتارگاه، تولید گوشت قرمز ۱/۱۳ درصد افزایش می‌یابد به عبارتی این نتیجه بیانگر آن است که قیمت دام زنده به‌عنوان نهاده اصلی تهیه گوشت قرمز نقش اساسی را در تولید و عرضه گوشت قرمز دارد.

در تابع عرضه، قیمت ذرت و قیمت جو انتقال دهنده عرضه هستند به‌طوری‌که طبق مبانی اقتصاد خرد با افزایش هزینه‌ها، تولید باید کاهش یابد. نتایج تخمین تابع عرضه در جدول (۴) نشان می‌دهد، قیمت ذرت به‌عنوان خوراک دام با ضریب (۰/۵۰) تاثیر مثبت بر تولید گوشت قرمز داشته است. همچنین قیمت جو طبق نتایج تخمین تابع عرضه، با ضریب اندک تاثیر منفی بر تولید گوشت قرمز داشته است که این نتیجه مؤید مبانی اقتصاد خرد می‌باشد، اما این ضریب معنادار نیست. دلیل آن را می‌توان چنین بیان کرد که به‌علت وجود قیمت تضمینی توسط دولت هزینه خوراک دام منجر به کاهش تولید نشده است.

طبق نتایج اثر متقابل بین قیمت دام زنده و قیمت ذرت ($P_{LA} * P_{COR}$) بر متغیر تولید گوشت قرمز مثبت و معنادار است؛ اثر نهایی این متغیر کنترل بستگی به برآیند اثرات متقابل بین دو متغیر قیمت دام زنده و قیمت ذرت بر متغیر وابسته دارد.

رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه از مجموع سه عنصر تشکیل شده است: تابع مارک‌آپ انحصار چندجانبه فروش، تابع مارکدون انحصار چندجانبه خرید و تابع هزینه نهایی تولید. هزینه نهایی تولید تابعی از Q_B و شاخص هزینه بازاریابی I_{SH} است. در این مطالعه از شاخص بهای حمل و نقل به عنوان پراکسی شاخص هزینه بازاریابی استفاده شده است به‌طوری‌که ضریب این شاخص در تابع عرضه بازار گوشت قرمز منفی و بی‌معنی شده است. ضریب Q_B در رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه نشان‌دهنده شیب هزینه نهایی تولید است، این ضریب مثبت و بی‌معنی است، این نتایج بیانگر آن است که تابع هزینه نهایی تولید در دامنه‌ای از داده‌ها افقی است.

هدف از تخمین تابع تقاضا شناسایی شوک‌های تقاضا است. با استفاده از پسماندهای تابع تقاضا، متغیر DUM براساس قانون جستجوی شبکه‌ای (در پیوست ۳) به‌وسیله برهم‌کنش با Q_2^*و Q_1^* وارد رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه شد.

فرضیه مبنی بر اینکه کاهش غیرمنتظره بزرگ در تقاضا برای کالای نهایی قادر خواهد بود به‌طور موقت قدرت رقابت در بازار داده و ستاده را کاهش دهد، به‌وسیله ضرائب $DUMQ_1^*$ و $DUMQ_2^*$ در رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه مشخص می‌شود. نتایج حاصل از تخمین در جدول (۴) نشان می‌دهد متغیر $DUMQ_1^*$ با ضریب ۰/۱۳ اثر منفی و معنی‌داری بر رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه داشته است که آن اشاره بر آن دارد که صنعت گوشت قرمز به‌طور موقت در بازار ستانده به‌دنبال کاهش غیرمنتظره تقاضا رقابتی‌تر شده است. ضریب $DUMQ_2^*$ مثبت و بی‌معنی شده است. این نتایج فرضیه مبنی بر اینکه کاهش غیرمنتظره و بزرگ تقاضا ساختار بازار ستاده را رقابتی‌تر می‌کند را حمایت و تأیید می‌کند اما فرضیه تحقیق را برای بازار نهاده اصلی گوشت قرمز تأیید نمی‌کند.

دو آزمون فرعی برای آزمون فرضیه رفتار گیرنده‌بودن قیمت در بازار داده و ستانده مورد استفاده قرار گرفت.[2] نتایج دو آزمون در جدول (۵) ارائه شده است. فرضیه گیرنده‌بودن قیمت در بازار ستانده با محدودیت $\theta^* = \eta = 0$ و فرضیه گیرنده‌بودن قیمت در بازار داده با محدودیت $\gamma^* = \mu = 0$ در معادله رابطه شکاف قیمت هزینه (۴-۳) آزمون شد، نتایج گویای رد فرضیه صفر در بازار ستاده گوشت و پذیرش فرضیه صفر در بازار داده (دام زنده) است به‌طوری‌که این نتایج، نتیجه حاصل از تخمین الگوهای نهایی بازار گوشت و بازار دام زنده در جدول (۴) را تأیید می‌کند و بیان می‌کند که ساختار بازار ستاده گوشت قرمز بر اثر شوک‌های منفی و بزرگ تقاضا به سمت رقابتی‌تر شدن حرکت کند.

1. The McElroy's system

۲. از آزمون والد (Wald Test) استفاده می‌شود.

جدول ۵. آزمون فرضیه برای درجه رقابت پذیری در بازارهای داده و ستاده گوشت قرمز

فرضیه	آماره χ^2	سطح معنی‌داری	نتیجه
رقابت کامل در بازار ستاده $H_0: \theta^* = \eta = 0$	۱۸۴۳/۳۸۱۹	۰/۰۰	رد H_0
رقابت کامل در بازار نهاده $H_0: \gamma^* = \mu^* = 0$	۳/۲۶۹۴۶۴	۰/۱۹	قبول H_0

مأخذ: یافته‌های پژوهش

باتوجه به ضرائب پارامترهای رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه در جدول (۴) می‌توان نوع رفتار صنعت (درجه قدرت رقابتی) را در بازارهای ستاده و نهاده اندازه‌گیری کرد، به‌طوری‌که این ضرائب بیانگر پارامتر (γوθ) در معادلات (۲۳) و (۲۴) است. چنانچه مقادیر این دو شاخص مابین صفر و یک باشند بیانگر وجود انحصار چندجانبه در بازار می‌باشد و هرچه این مقادیر به سمت صفر میل کنند، بیانگر آن است که رفتار بازار انحصار چندجانبه فروش/ خرید بر اثر شوک‌های منفی تقاضا، رقابتی‌تر شده است و چنانچه به یک نزدیک‌تر باشند بیانگر دور شدن از رفتار رقابتی بازار است.

باتوجه به معنادار بودن ضرائب $DUMQ_1^*$ و Q_1^* در جدول (۴)، پارامتر $(\theta = \theta^* + \eta DUM)$ برابر با ۰/۲۷ است، به‌طوری‌که آن بیانگر آن است که بازار کالای نهایی گوشت به‌دنبال شوک منفی تقاضا رقابتی‌تر می‌شود.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

تغییر رفتاری بنگاه‌های صنعت و قدرت بازاری صنایع مختلف در مقابل نااطمینانی و شوک نقش مهمی را در تنظیم قیمت بازار و سیاست‌گذاری‌های مناسب دارد. لذا بررسی شوک و آثار آن بر رفتار صنعت می‌تواند دولتمردان را در اتخاذ سیاست‌های مطمئن‌تر کمک نماید. از آنجایی که داشتن سیاست‌های مطمئن در سطح خرد به‌عنوان یک پیش‌شرط مهم عملکرد بهتر در سطح کلان مطرح می‌شود؛ این مطالعه سعی دارد با استفاده از داده‌های فصلی طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۹۹، به بررسی این فرضیه بپردازد که آیا پویایی رفتاری بنگاه‌ها در مقابل شوک‌های منفی تقاضا قادر بوده است ساختار بازار نهاده و ستانده صنعت تبدیلی گوشت قرمز ایران را به سمت رقابتی‌تر شدن سوق دهد. نتایج جداول (۲) و (۴) و (۵)، بیانگر قبول فرضیه اصلی تحقیق در بازار ستانده گوشت قرمز است درحالی‌که این فرضیه برای بازار نهاده اصلی گوشت قرمز رد می‌شود. در واقع می‌توان بیان کرد بازار ستانده گوشت قرمز ایران قابلیت تغییر ساختار به سمت رقابتی‌تر شدن را با وجود شوک‌های منفی تقاضا دارد؛ از این‌رو می‌توان جهت حفظ و استمرار وضعیت رقابتی، سیاست‌گذاری رقابتی در جهت تسهیل ورود بنگاه‌ها از طریق حذف مقررات و محدودیت‌های دست و پاگیر دولتی، تسهیل اعطای مجوز برای فعالیت‌های اقتصادی و یکپارچه‌سازی بازارهای مالی و تسهیل شرایط تأمین مالی برای بنگاه‌های داوطلب ورود به صنعت باشد؛ به‌گونه‌ای که این حمایت‌ها محدود و زمان‌بندی شده باشد و محرک ابداع و نوآوری و اصلاح ساختار هزینه‌ها شود.

نتایج حاصل از تخمین تابع معکوس تقاضا در جدول (۲) نشان می‌دهد که متغیر درآمد سرانه به‌عنوان عامل تغییر در تقاضا، مطابق تئوری‌های اقتصاد خرد تأثیر معنادار مثبت بر قیمت گوشت قرمز داشته است؛ همچنین ضریب منفی مقدار سرانه گوشت مرغ نشان می‌دهد فرضیه تحقیق مبنی بر جانشینی گوشت مرغ و گوشت قرمز مورد تایید است. ضریب منفی متغیر کنترل $(Q_B * I)$ در جدول (۲)، می‌تواند بیانگر آن باشد که در ایران درصد تغییرات در مقدار گوشت قرمز نسبت به درصد تغییرات در درآمد سرانه، قیمت گوشت قرمز را بیشتر تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. همچنین طبق تئوری‌های اقتصاد خرد گوشت قرمز جزء کالاهای با کشش قیمتی اندک از لحاظ تقاضا محسوب می‌شوند. بنابراین برای ایجاد تغییرات اندک در مصرف این کالاها تغییرات زیادی در قیمت آن‌ها لازم است که آن عموما هزینه‌های اجتماعی زیادی را به‌همراه دارد؛ بنابراین در سیاست‌های قیمت‌گذاری درصورت لزوم همراه با تغییرات منطقی در قیمت‌ها می‌توان از سیاست‌های مناسب دیگر مانند افزایش آگاهی خانوارها از معایب و مزایای انواع گوشت‌ها، تصحیح کانال‌های بازاریابی به‌منظور کاهش رابطه شکاف قیمت هزینه‌های بازاریابی، برای کنترل تقاضا استفاده کرد. در کنار این اقدامات می‌توان با ساماندهی

واحدهای تولیدی و درصورت لزوم با افزایش تعداد واحدهای فعال در صنعت تولید گوشت، عرضه را افزایش داد که این ویژگی‌ها به‌نوبه خود ویژگی رقابت در صنعت را افزایش داده و به‌طور خودکار موجبات کنترل قیمت را نیز فراهم خواهد ساخت.

نتایج حاصل از تخمین تابع عرضه در جدول (۴)، مطابق فرضیه تحقیق بیانگر تأثیر مثبت و معنادار قیمت دام زنده بر تولید گوشت قرمز است، به‌عبارتی قیمت دام زنده نقش اساسی را در تولید و عرضه گوشت قرمز دارد. همچنین طبق مبانی اقتصاد خرد با افزایش هزینه‌ها، تولید باید کاهش یابد، درصورتی‌که ضرائب قیمت ذرت و قیمت جو به‌عنوان انتقال‌دهنده تابع عرضه به‌ترتیب تأثیر مثبت و معنادار و تاثیر منفی و بی‌معنی بر تولید گوشت قرمز داشته است. دلیل آن را می‌توان چنین بیان کرد که به‌علت وجود قیمت تضمینی توسط دولت هزینه خوراک دام منجر به کاهش تولید نشده است. این نتایج اثبات می‌کند که حمایت‌های دولت خواهد توانست به بهبود وضعیت تولید کمک کند. از این‌رو باتوجه به اینکه یکی از دلایل نوسان قیمت و انتقال نامتقارن قیمت در بازار گوشت گاو، ممکن است نوسان قیمت خوراک دام باشد، برای کاهش نوسان در قیمت این کالا باید نوسان‌های مقدار عرضه نهاده‌ها را کاهش داد. در این زمینه، با استفاده از سیاست‌های حمایتی مناسب (اعطای تسهیلات ارزان‌قیمت و یارانه‌ها، کاهش قیمت آب و برق برای کشتارگاه‌ها و ...) در زیر بخش زراعت، می‌توان تولیدکنندگان کالاهای کشاورزی را به تولید بیشتر خوراک دام و تأمین نیازهای این صنعت تشویق کرد و از این راه نوسان‌های قیمت نهاده‌های تولید و مقدار عرضه گوشت گاو را کاهش داد.

طی دهه گذشته اقتصاد ایران همواره درگیر تحریم‌های بین‌المللی بوده است، وجود پیوسته تحریم‌ها همواره اثرات منفی بر ابعاد مختلف اقتصاد ایران داشته است که با محدودکردن مجاری مبادلات بین‌المللی کشور ضمن مشکل در دریافت ارز حاصل از صادرات، واردات کشور نیز با اخلال مواجه شده است که نمود بارز این موضوع در افزایش مکرر نرخ ارز بوده است. ازآنجا که عمده خوراک دام مورد استفاده صنعت پرورش دام ایران از جمله ذرت، سویا، جو و موارد دیگر وارداتی هستند و قیمت آن مستقیم به نرخ ارز وابسته است، نوسانات و افزایش پیوسته نرخ ارز در شرایط تحریمی منجر به افزایش مداوم خوراک دام شده که خود منجر به بروز شوک‌های پی‌درپی و افزایش‌های چندباره قیمت گوشت قرمز در بازار شده است. به‌نحوی که بخشی از افزایش قیمت به ناچار برای جبران بخشی از افزایش هزینه‌های تولید بوده و بخشی دیگر در فضای روانی ایجاد شده مربوط به جولان دلالان بوده که منجر به تفاوت فاحش قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده و به‌طور کلی افزایش قیمت در این صنعت شده است. استمرار این شرایط می‌تواند در خروج تولیدکننده و پرورش‌دهندگان دام از بازار مؤثر باشد. قاچاق دام زنده از مسائل دیگر این صنعت در شرایط تحریمی و فزاینده نرخ ارز می‌باشد، چراکه افزایش نرخ ارز منجر به افزایش قیمت دام زنده در کشورهای دیگر نسبت به داخل کشور شده و تولیدکنندگان برای جبران هزینه‌های فزاینده خود مجبور به فروش دام زنده به قاچاقچیان بوده و نیز دلالان برای کسب سود بیشتر به قاچاق دام زنده دامن زده و منجر به محدودشدن عرضه و افزایش بیشتر قیمت گوشت قرمز در بازار می‌شوند.

در چنین شرایطی توصیه بر آن است که ضمن بهبود روابط بین‌المللی با دنیا، زمینه را برای ثبات اقتصاد کلان و نرخ ارز فراهم آورد و در داخل نیز با نظارت بیشتر بر بازار و حمایت‌هایی در قالب تسهیلات و یارانه خوراک دام زمینه را برای تولید کم‌هزینه‌تر تولیدکنندگان فراهم آورد. در زمینه تأمین نهاده‌ها اصلاح ساختار انحصاری بازار تامین تهاده‌ها در دستور کار قرار گیرد و همچنین به‌منظور کاهش فاصله بین قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده بازار انحصاری خرید دام اصلاح و اتحادیه‌های مربوطه به‌منظور گسترش بازار و اطلاع‌رسانی بازار تقویت شود.

به‌طور کلی در ادبیات اقتصاد کشاورزی بر کسب و کارهای کشاورزی[1] به‌منظور بهبود اقتصاد کشاورزی تأکید می‌شود. منظور از کسب و کارهای کشاورزی طبق تعریف فائو فعالیت‌هایی است که در تولید و توزیع مواد غذایی مدرن مشارکت دارند و کار دسته جمعی از مزرعه تا سفره را شامل می‌شود و تأمین‌کنندگان نهاده‌های کشاورزی، تولیدکنندگان، فراوری‌کنندگان محصولات کشاورزی، توزیع‌کنندگان، تجار، صادرکنندگان، خرده‌فروشان و مصرف‌کنندگان را شامل می‌شود (شاکری، ۱۳۹۵). توصیه می‌شود توجه بیشتری به کسب و کارهای کشاورزی و فعالیت‌های پیشین و پسین فعالیت‌های اصلی کشاورزی از جمله صنعت گوشت قرمز شود و گسترش صنایع تبدیلی در دستور کار قرار گیرد. در این شرایط با ایجاد ثبات در بازار، زمینه و انگیزه فعالیت هرچه بیشتر تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان و درمجموع پویایی بازار فراهم می‌شود.

1. Agricultural Business

منابع

بهمنی، تیمور؛ یوسفی، محمدقلی. (۱۳۸۹). آثار شوک‌های تقاضای بخش صنعت بر تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران. مجله توسعه و سرمایه. ۳(۶)، ۱۱۱-۱۳۸.

شاکری، عباس. (۱۳۹۵). مقدمه‌ای بر اقتصاد ایران. انتشارات رافع. چاپ اول. ۲۲۷-۲۲۹.

یوسفی، محمد قلی؛ محمدی، تیمور؛ بهمنی، مجتبی. (۱۳۹۰). آثار شوک‌های تقاضای بخش صنعت بر قیمت محصولات صنایع کارخانه‌ای ایران. فصلنامه اقتصاد مقداری، ۸(۱)، ۹۹-۱۲۲.

وزارت کشاورزی، معاونت امور تولیدات دامی، https://dla.maj.ir.

Azzam, A., and T. Park. (1993). "Testing for Switching Market Conduct". *Applied Economics*, 25(7), 96-801.

Bagwell, K. and Staiger, R.W. (1995) ."Collusion over the business cycle". *Journal of Economics*, 28, 82–106.

Baker, J.(1989)."Identifying Cartel Policing under Uncertainty: The U.S. Steel Industry, 1933-1939". *J. Law and Econ*, 32, 47-76.

Brandao, A. Luís Guimaraes and Carlos Seixas. (2011). "The Relationship Between Triger Price and Punishment Period in Green and Porter (1984) Game Made Endogenous". *Research Work In Progress*, 432, 1-11.

Green, Edward J and Porter, Robert H. (1986). "Noncooperative Collusion under Imperfect Price Information*". Econometrica, Econometric Society*, 52(1), 87-100.

Haltwanger, J. and Harrington, J. (1991). "The impact of cyclical demand movement on collusive behavior". *The Rand Journal of Economic*s, 22(1), 89–106.

Hanazono, M., & Yang, H. (2007). "Collusion, Fluctuating Demand, and Price RigidityRICE". *International Economic Review*, 48(2), 483-515.

Oleksandr S., and NaokiWakamori. (2015). "A simple way to identify the degree of collusion under proportional reduction, Governance and the Efficiency of Economic Systems (GESY) ". 497, 1-40.

Porter, R. (1983). "A study of cartel stability: the Joint Executive Committee 1880–1886". *Bell Journal of Economics*, 14, 301–25.

Rotemberg, J., and G. Saloner. (1991). "A Supergame-Theoretic Model of Price Wars during Booms". *American Economic Review*, 76 , 390–407.

Rey P. (2002). "Collective Dominance in the Telecommunications Industry". *University of Toulouse*, mimeo.

Suslow, v. y. (1988). "Stability in International Cartels: An Empirical Survey". *Hoover Istitution*, Stanford University Working Paper, 88-7.

Weliwita A., and Azzam A. (1996). "Identifying implicit collusion under declining output demand". *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 235-246.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست

پیوست (۱): در این بخش به اثبات موارد زیر به‌عنوان پایه و اساس آزمون فرضیه‌ها پرداخته می‌شود:

۱. شیب رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه مثبت است.

۲. در حالتی که شوک بر مارکآپ و مارکدوان تأثیر می‌گذارد، شیب رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه بیشتر تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد. یعنی با اعمال شوک منفی و ایجاد کاهش در تقاضا، رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه شیب‌دارتری ایجاد می‌گردد.

۳. با اعمال شوک غیرمنتظره بزرگ و منفی زمانی که شوک بر مارکاپ و مارکداون تأثیر می‌گذارد، رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه نسبت به زمانی که شوک اعمال می‌شود اما مارکاپ و مارکداون را تحت‌تأثیر قرار نمی‌دهد، بیشتر کاهش می‌یابد.

همچنین با برقراری رابطه (W=P-M)، معادله (۲) بازنویسی می‌شود:

$$P=M+g(Q,Z)+v \qquad \text{(رابطه ۱)}$$

با فرض ثبات پارامترهای Y، G، Z، v و λ، از معادلات (۳)، (۸) و (پیوست ۱) دیفرانسیل کامل گرفته می‌شود:

$$dP=f_q dQ+d_\epsilon \qquad \text{(رابطه ۲)}$$

$$dP=g_q dQ+dM+dV \qquad \text{(رابطه ۳)}$$

(رابطه ۴)

$$dM=-\theta f_q dQ-\theta Q f_{qq} dQ-Q f_q \theta_\epsilon d_\epsilon+\gamma g_q dQ+\gamma Q g_{qq} dQ+Q g_q \gamma_\epsilon d_\epsilon+c_q dQ+d\lambda$$

به‌طوری‌که:

$$f_q=\partial f(Q,Y)/\partial Q, \quad f_{qq}=\partial^2 f(q,y)/\partial Q^2$$

$$g_q=\partial g(Q,z)/\partial Q, \quad g_{qq}=\partial^2 g(q,z)/\partial Q^2$$

$$C_q=\partial C^m(Q,G)/\partial Q, \quad \gamma_\epsilon=\partial\theta/\partial_\epsilon, \quad \gamma_\epsilon=\partial\gamma/\partial_\epsilon$$

می‌توان (رابطه ۲)، (رابطه ۳) و (رابطه ۴) را به‌صورت ماتریس مرتب نمود:

$$\begin{bmatrix}1 & -f_q & 0\\ 1 & -g_q & -1\\ 0 & T_1 & 1\end{bmatrix}\begin{bmatrix}dP\\ dQ\\ dM\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}d_\epsilon\\ dv\\ T_2\end{bmatrix} \qquad \text{(رابطه ۵)}$$

جایی‌که:

$$T_1=\theta(f_q+Qf_{qq})-\gamma(g_q+Qg_{qq})-C_q$$

$$T_2=-(Qf_q\theta_\epsilon-Qg_q\gamma_\epsilon)d_\epsilon+d\lambda$$

تحت فرض صفر مبتنی بر اینکه با تغییر ϵ، پارامترهای θ و γ، تغییر نمی‌کنند ($\gamma_\epsilon=\theta_\epsilon=0$)، واکنش رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه نسبت به شوک تقاضا برابر است با:

(رابطه ۶)

$$\frac{dM_1}{d_\epsilon}=\frac{C_q-\theta(f_q+Qf_{qq})+\gamma(g_q+Qg_{qq})}{C_q+g_q-f_q-\theta(f_q+Qf_{qq})+\gamma(g_q+Qg_{qq})}$$

(رابطه ۷)

$$\frac{dQ_1}{d_\epsilon}=\frac{1}{C_q+g_q-f_q-\theta(f_q+Qf_{qq})+\gamma(g_q+Qg_{qq})}$$

(رابطه ۸)

$$\frac{dM_1}{dQ_1}=C_q-\theta(f_q+Qf_{qq})+\gamma(g_q+Qg_{qq})$$

شیب رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه در (رابطه ۸) برابر با مجموع سه جزء می باشد:

۱. شیب منحنی هزینه تولید نهایی (C_q).

۲. شیب تابع مارک‌آپ انحصار چندجانبه فروش: $[-\theta(f_q+Qf_{qq})]$.

۳. شیب تابع مارک‌دان انحصار چندجانبه خرید: $[\gamma(g_q+Qg_{qq})]$.

توابع تقاضای ستانده و عرضه نهاده اصلی فرض می‌شوند که خطی باشند به‌طوری‌که $f_{qq}=g_{qq}=0$ است و در نتیجه $dM_1/dQ_1 \gg 0$، است: چون $g_q>0$ ، $f_q<0$ و $\gamma>0$ و θ است، رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه تنها درصورتی شیب منفی دارد که تابع تقاضا اکید محدب باشد به‌طوری‌که $f_{qq}\gg 0$ و یا تابع عرضه اکید مقعر باشد به‌طوری‌که $g_{qq}\ll 0$. حتی در حالت افراطی که تابع تقاضا اکید محدب و تابع عرضه اکید مقعر باشد، رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه به سمت بالا شیب‌دار خواهد شد.

اگر شوک تصادفی θ و γ را تحت تأثیر قرار دهد ($\theta_\epsilon\neq 0$ و $\gamma_\epsilon\neq 0$)، تغییر تصادفی در $\in$ بر شیب‌دار شدن رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه در (رابطه ۱۱) تأثیر خواهد

گذاشت، dM_2/dQ_2، با حل (رابطه ۵) برای dQ_2/d_ϵ و dM_2/d_ϵ رابطه زیر حاصل می‌گردد:

(رابطه ۹)

$$\frac{dQ_2}{d_\epsilon}=\frac{1+Qf_q\theta_\epsilon-Qg_q\gamma_\epsilon}{C_q+g_q-f_q-\theta\left(f_q+Qf_{qq}\right)+\gamma\left(g_q+Qg_{qq}\right)}$$

$$\frac{dM_2}{d_\epsilon}=\frac{C_q-\theta\left(f_q+Qf_{qq}\right)+\gamma\left(g_q+Qg_{qq}\right)}{C_q+g_q-f_q-\theta\left(f_q+Qf_{qq}\right)+\gamma\left(g_q+Qg_{qq}\right)}$$

(رابطه ۱۰)

$$+\frac{-g_q\left(Qf_q\theta_\epsilon-Qg_q\gamma_\epsilon\right)+f_q\left(Qf_q\theta_\epsilon-Qg_q\gamma_\epsilon\right)}{C_q+g_q-f_q-\theta\left(f_q+Qf_{qq}\right)+\gamma\left(g_q+Qg_{qq}\right)}$$

با تقسیم دو رابطه بالا رابطه زیر به‌دست می‌آید:

(رابطه ۱۱)

$$\frac{dM_2}{dQ_2}=\frac{C_q-\theta\left(f_q+Qf_{qq}\right)+\gamma\left(g_q+Qg_{qq}\right)}{1+Qf_{qq}\theta_\epsilon-Qg_q\gamma_\epsilon}+\frac{-g_q\left(Qf_q\theta_\epsilon-Qg_q\gamma_\epsilon\right)+f_q\left(Qf_q\theta_\epsilon-Qg_q\gamma_\epsilon\right)}{1+Qf_q\theta_\epsilon-Qg_q\gamma_\epsilon}$$

فرض شده است که بنگاه‌ها در یک صنعت، به طور موقت تولیدشان را به دنبال کاهش در تقاضای ستانده افزایش می‌دهند. در چنین دوره زمانی صنعت بیشتر رقابتی عمل می‌کند که آن منجر به کمتر شدن مارک‌آپ و مارک‌دان انحصار چندجانبه فروش و خرید خواهد شد، به‌طوری‌که $\theta_\epsilon>0,\gamma_\epsilon>0$. از این‌رو، در مقایسه با (رابطه ۸)، دو عبارت صورت کسر (رابطه ۱۱) مثبت هستند و از آنجا که مخرج کسر (رابطه ۱۱) مثبت است ($|Qf_q\theta_\epsilon-Qg_q\gamma_\epsilon|<1$)، از این‌رو dM_2/dQ_2، در (رابطه ۱۱) مثبت و بزرگ‌تر از dM_1/dQ_1 در (رابطه ۶) خواهد شد.

اثر ϵ روی M را، زمانی که بنگاه‌ها با شوک تقاضای منفی روبرو خواهند شد، می‌توان با استفاده از مقایسه (رابطه ۶) و (رابطه ۱۰) توضیح داد. (رابطه ۶) اثر ϵ روی M را زمانی که θ و γ ثابت هستند، نشان می‌دهد. در (رابطه ۶)، $-\theta(f_q+Qf_{qq})$ و $\gamma(g_q+Qg_{qq})$ به‌ترتیب از تابع مارک‌آپ انحصار چندجانبه فروش یعنی $[\theta(P-MR)]$ و تابع مارک‌داون انحصار چندجانبه خرید یعنی $[\gamma(ME-W)]$ نسبت به Q مشتق شده‌اند. به‌طور کلی، $\frac{dM_1}{d_\epsilon}$ مثبت خواهد بود زمانی که منحنی‌های عرضه و تقاضا خطی هستند به‌طوری‌که $f_{qq}=g_{qq}=0$. تا زمانی که منحنی تقاضا به سمت پایین شیب دارد ($f_q<0$) و منحنی عرضه به سمت بالا شیب‌دار است ($g_q>0$)، منحنی‌های تقاضا و عرضه خطی این اطمینان را حاصل خواهند کرد که $\frac{dM_1}{d_\epsilon}$ مثبت خواهد بود، چون هر دو صورت و مخرج کسر در (رابطه ۶) مثبت هستند. بنابراین، اگر منحنی تقاضا در Q اکید مقعر و تابع عرضه نهاده اصلی اکید محدب در Q باشد به‌طوری‌که $g_{qq}\ll 0$ و $f_{qq}\gg 0$، بنابراین $\frac{dM_1}{d_\epsilon}$ می‌تواند عدد منفی باشد. در عین‌حال $\frac{dM_1}{d_\epsilon}$ مثبت خواهد بود مگر آنکه یک یا هر دو عبارات $-\theta Qf_{qq}, \gamma Qg_{qq}$، در ارزش مطلق نسبت به عبارات باقی‌مانده درصورت کسر (رابطه ۶)، بزرگ‌تر نباشد.

وقتی θ و γ توابعی از ϵ هستند، اثر ϵ روی M، $\frac{dM_2}{d_\epsilon}$، در (رابطه ۱۰) نشان داده می‌شود. اولین عبارت سمت راست معادله (۳-۱۸) و اولین عبارت سمت راست (رابطه ۶) یکسان هستند. مجموع عبارات (رابطه ۱۰) به‌دلیل مثبت بودن هر دو عبارت صورت کسر و مخرج کسر، مثبت هستند. بنابراین $\frac{dM_2}{d_\epsilon}$ مثبت است ولی از $\frac{dM_1}{d_\epsilon}$ بزرگ‌تر است. از این توضیحات به‌عنوان پایه و اساس آزمون فرضیه‌ها استفاده می‌شود:

- باتوجه به اینکه اثبات شد dM_2/dQ_2، در (رابطه ۱۱) مثبت و بزرگ‌تر از dM_1/dQ_1 در (رابطه ۶) است، می‌توان چنین تحلیل کرد که:

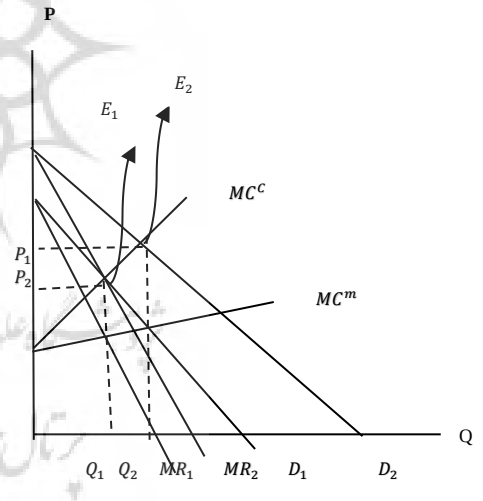
۱. در هر دو حالت شیب رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه مثبت است و با تغییر تولید، رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه هم در همان سمت تغییر خواهد کرد و ۲. در حالتی که شوک بر مارک‌آپ و مارک‌دوان تأثیر می‌گذارد، شیب رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه بیشتر تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد. یعنی با اعمال شوک منفی و ایجاد کاهش در تقاضا، رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه شیب‌دارتری ایجاد می‌گردد.

✓ همچنین نتایج اثبات نشان داد که $\frac{dM_2}{d_\epsilon}$ مثبت است ولی از $\frac{dM_1}{d_\epsilon}$ بزرگ‌تر است. از این‌رو چنین می‌توان تحلیل کرد که:

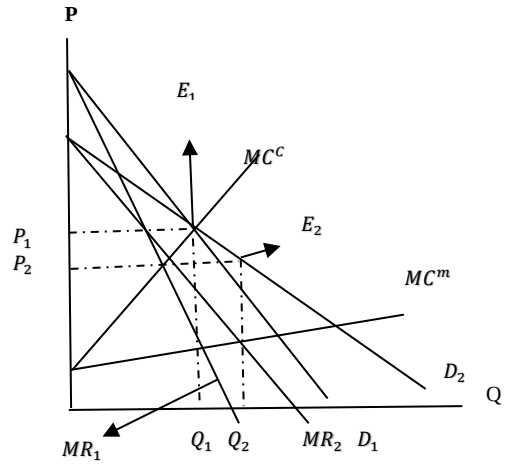
۱. در هر دو حالت رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه در جهت یکسان با شوک تغییر می‌کند ولی ۲. تأثیرپذیری رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه در حالتی که شوک بر مارک‌آپ و مارک‌داون تأثیر می‌گذارد بیشتر است. یعنی با اعمال شوک غیرمنتظره بزرگ و منفی، رابطه رابطه شکاف قیمت هزینه در هر دو حالت کاهش می‌یابد ولی کاهش در حالت (رابطه ۹) بیشتر خواهد بود که این بیانگر رقابتی‌تر شدن رفتار صنعت بعد از شوک منفی است.

پیوست (۲): مدل‌های ایستای مقایسه‌ای در تقاضا و عرضه

A: ایستای مقایسه‌ای در تقاضا



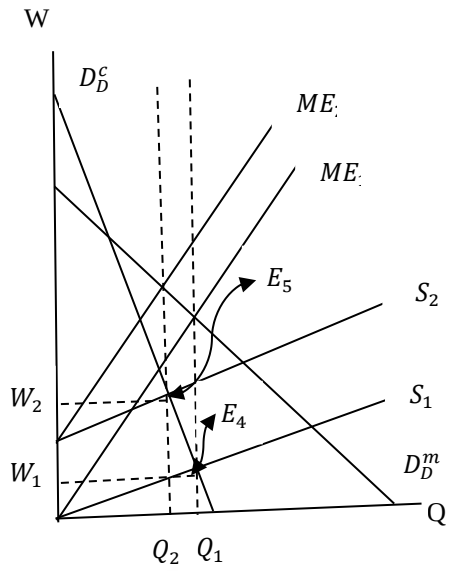
شکل پیوست ۱. عدم تشخیص و شناسایی انحصار و رقابت بر اثر انتقال منحنی تقاضا



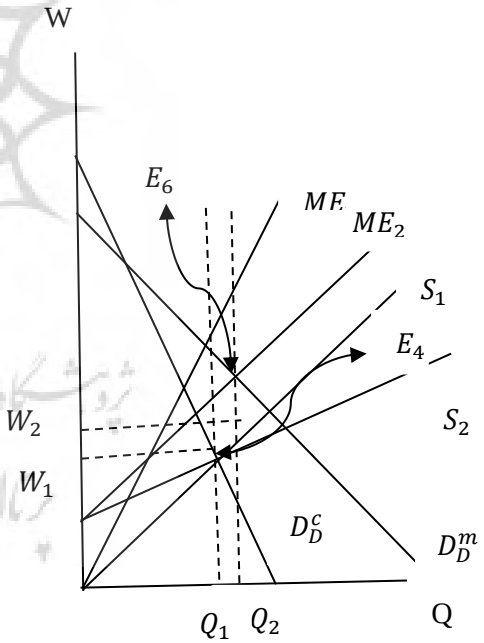
شکل پیوست ۲. تشخیص و شناسایی انحصار و رقابت بر اثر چرخش منحنی تقاضا

برای درک اینکه چگونه ایستای مقایسه‌ای در تقاضا قادر است درجه قدرت انحصاری را نشان دهد، همچون کار تجربی برسناهان (۱۹۸۲)، تعادل یک انحصارگر در شکل (پیوست ۱) جایی است که قیمت تعادلی P_1 و مقدار Q_1 در تقاطع منحنی هزینه نهایی انحصاری MC^m و منحنی درآمد نهایی MR_1 تعیین شده‌اند. قیمت تعادلی P_1 و مقدار Q_1 توسط صنعت رقابت کامل، جایی‌که منحنی تقاضای D_1 منحنی عرضه صنعت MC^C را قطع کرده است، به‌دست می‌آید. چون هر دو بازار قیمت و مقدار تعادلی یکسانی را ایجاد می‌کنند، تشخیص و شناسایی اینکه این قیمت و مقدار مربوط به بازار رقابت کامل است یا بازار انحصاری، مشکل است. فرض شود D_1 به‌علت برخی شوک‌های برون‌زای تقاضا به‌طور موازی به D_2 شیفت کند. تعادل جدید در نقطه E_2 برقرار می‌گردد. با این‌حال، قیمت تعادلی P_2 و مقدار Q_2، می‌تواند توسط هر دو بازار رقابت کامل و انحصاری ایجاد شود. از این‌رو، با انتقال موازی در منحنی تقاضا نمی‌توان دو بازار رقابت کامل و بازار انحصاری را از هم مجزا ساخت. برای حل این مشکل شناسایی، لازم است منحنی تقاضا حول نقطه تعادلی اولیه E_1 چرخش پیدا کند. این حالت در شکل (پیوست ۲) نشان داده شده است. D_1 حول نقطه E_1 می‌چرخد تا منحنی تقاضای جدید D_2 ایجاد شود. قیمت و مقدار تعادلی تحت بازار رقابت کامل برابر با قیمت و مقدار تعادلی قبل از چرخش است. با این‌حال، در بازار انحصاری درنتیجه انتقال منحنی درآمد نهایی، نقطه تعادلی E_3 به‌دست می‌آید که در این نقطه قیمت و مقدار تعادلی برابر با P_2 و Q_2 است. بنابراین با چرخش منحنی تقاضا می‌توان بازار رقابت کامل را از بازار انحصاری تشخیص داد.

B: ایستای مقایسه‌ای در عرضه



شکل پیوست ۳. عدم شناسایی و تشخیص انحصار خرید بر اثر انتقال منحنی عرضه



شکل پیوست ۴. شناسایی و تشخیص انحصارخرید بر اثر چرخش منحنی عرضه

به‌طور مشابه ایستای مقایسه‌ای تعادلی، چنانچه قیمت و مقدار نهاده از طریق متغیرهای برون‌زای عرضه تغییر یابند، درجه قدرت بازاری را در بازار عوامل مشخص می‌کند (شکل (پیوست ۳)). منحنی‌های D_D^m و D_D^c به‌ترتیب معرف تقاضای خریدار نهاده در بازار رقابت کامل و بازار انحصار خرید هستند. مخارج نهایی عوامل ME_1 با منحنی عرضه نهاده S_1 یکدیگر را قطع می‌کنند. نقطه E_4 تعادل اولیه را برای هر دو صنعت رقابت کامل و انحصار خرید در مقدار خرید Q_1 و قیمت W_1 نشان می‌دهد. بنابراین، با مشاهده مقادیر و قیمت‌های نهاده‌ها، تشخیص نوع ساختار بازار امکان‌پذیر نیست. به‌طوری‌که در حالت تقاضا، انتقال موازی معادله عرضه نهاده به شناسایی ساختار بازار کمک نمی‌کند. انتقال موازی S1 تعادل E_5 را برای هر دو ساختار بازاری نتیجه خواهد داد. در عوض اگر S_1 حول نقطه تعادلی E_4 (شکل (پیوست ۴)) چرخش کند، تعادل جدید E_6 از تعادل رقابت کامل E_4 متمایز خواهد بود، به‌طوری‌که تشخیص دو ساختار بازار امکان پذیر است.

پیوست (۳): نحوه استخراج شوک‌های منفی تقاضا

همان‌طور که در بخش قبل توضیح داده شد، در تحقیق حاضر شوک‌های تقاضا درصورتی منجر به رقابتی‌تر شدن رفتار بنگاه‌ها می‌شوند که درپی آن بنگاه‌ها افزایش در تولید بنگاه‌های رقیب را استنباط کنند و آن را تهدید جدی احساس کنند، این بیان تنها زمانی برقرار است که شوک‌های تقاضا بزرگ و منفی باشند. شوک‌های منفی کوچک نمی‌توانند رفتار بنگاه‌ها را تحت‌تأثیر قرار دهند چون این شوک‌ها به اندازه کافی بزرگ نخواهد بود تا باعث شوند بنگاه‌ها فرض کنند که تولید بنگاه‌های رقیب افزایش یافته است. از طرف دیگر، افزایش غیرمنتظره کوچک شوک تقاضا، بنگاه‌ها را با تولید بیشتر رقابتی‌تر نمی‌کند زیرا این امکان وجود دارد که چنین رفتاری منجر به آغاز جنگ قیمت شود. به‌طور کلی دوره‌هایی که در آن دامی شروع می‌شود زمانی است که بنگاه‌ها با نااطمینانی مواجه خواهند بود به‌طوری‌که بزرگ‌ترین ترس را از تقلب رقیب احساس می‌کنند و درنتیجه بزرگترین انگیزه را برای افزایش تولید خود خواهند داشت.

از این‌رو برای تعیین چنین رفتاری از یک متغیر دامی (DUM) که ناشی از پسماندهای تابع تقاضای کالای نهایی است استفاده می‌شود که این متغیر زمانی که پسماند مقداری منفی و بزرگ است ارزش یک را دارد، در غیر این‌صورت ارزش صفر دارد.

در تحقیق حاضر هدف تعریف‌کردن متغیر DUM است به‌نحوی‌که سیستم معادلات بهترین برازش را روی داده‌ها داشته باشد. داشتن بهترین برازش روی داده‌ها مترادف با داشتن حداقل مقدار خطا است. بنابراین تابع هدف ما حداقل‌کردن مجموع مربعات خطای کل سیستم (مجموع مربعات خطای معادله عرضه + مجموع مربعات خطای معادله رابطه شکاف قیمت هزینه) است.

از این‌رو برای تعیین ارزش متغیر دامی (شوک منفی تقاضا) از رویکرد جستجوی شبکه‌ای طبق روابط و شروط (۲۰) و (۲۱) پیروی می‌شود.

$$DUM=1 \quad if \quad \epsilon<-Ts, \qquad (20)$$

$$DUM=0 \quad if \quad \epsilon\geq-Ts, \qquad (21)$$

جایی‌که T یک اسکالر (عدد) است و s انحراف معیار تابع تقاضا است. براساس روابط بالا زمانی که ϵ در بردار پسماندهای تقاضا (RES) بزرگ‌تر از قدر مطلق Ts باشد، متغیر DUM ارزش یک دارد و در غیر این‌صورت صفر است. طبق رویکرد جستجوی شبکه‌ای، متغیر مجازی براساس رابطه فوق در هر دوره مقدار می‌گیرد. پس براساس رابطه فوق اینکه متغیر مجازی در هر دوره چه مقداری انتخاب می‌شود، بستگی به مقدار T دارد. با تغییر T طبیعتا مقادیر متغیر DUM نیز تغییر پیدا خواهد کرد. حال هدف تعیین T به‌نحوی است که متغیر مجازی ایجادشده برای آن T، باعث تولید متغیر DUM شود که مجموع مربعات خطای کل سیستم را حداقل می‌کند. حال برای استفاده از روش جستجوی شبکه‌ای باید یک مقدار حداقل و یک مقدار حداکثر برای T مشخص شود. حداکثر مقدار T برابر با قدر مطلق بزرگ‌ترین شوک منفی (که با انحراف معیار استاندارد شده است یا همان |min(e)/s|) و کمترین مقدار آن برابر صفر است چون اگر T، منفی شود متغیر DUM زمانی مقدار یک را به خود خواهد گرفت که شوک‌های مثبت کوچک به مدل وارد شوند، بنابراین حداقل مقدار T صفر می‌تواند باشد. چون هدف، یافتن شوک‌های منفی بزرگ است، ابتدا T برابر صفر قرار داده می‌شود و متغیر مجازی براساس رابطه فوق و براساس T=0 ایجاد می‌شود و در معادله رابطه شکاف قیمت هزینه قرار داده می‌شود و درنهایت سیستم برآورد می‌گردد و مقدار مجموع مربعات خطای سیستم یادداشت برداری می‌شود. در مرحله دوم ۰/۰۱ به T اضافه‌کرده و مجددا متغیر مجازی را براساس T=۰/۰۱ ایجادکرده و در معادله رابطه شکاف قیمت هزینه قرار داده و سیستم را تخمین زده و مجموع مربعات خطای سیستم مجدد یادداشت برداری می‌شود. این فرایند تا بزرگ‌ترین مقدار T یعنی |min(e)/s| ادامه می‌یابد. از بین Tها مقدار Tای انتخاب می‌گردد که مجموع مربعات خطای سیستم معادلات را حداقل کرده به‌طوری که آن T بهینه نامیده می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی