

## تحلیل رفتار قیمتی بنگاه‌ها در اقتصاد ایران با استفاده از روش تبدیل موجک<sup>۱</sup>

محمد مهدی پویا\*، رضا نجارزاده\*\*، حسن حیدری<sup>+</sup>

تاریخ دریافت: ۹۸/۰۴/۰۴ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۹/۱۲

### چکیده

این مقاله به بررسی سازگاری مدل‌های وابسته به زمان با شواهد ساختار قیمت‌گذاری در اقتصاد ایران می‌پردازد. از این‌رو، از شاخص‌های ماهانه قیمت مصرف‌کننده در دوره زمانی ۱۳۹۰: ۱ - ۱۳۹۶: ۸ برای مطالعه رفتار قیمت‌گذاری و از رهیافت تبدیل موجک برای محاسبه رفتار نوسانی این سری‌های زمانی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد در ساختار قیمت‌گذاری اقلام متمایز کالا و خدمات، ناهمگنی معناداری وجود دارد که با فرض توزیع تصادفی علامت تغییر قیمت مدل‌های وابسته به زمان سازگار نیست. ساختار قیمت‌گذاری در طول زمان تغییر می‌کند که با فرض توزیع یکنواخت علامت تصادفی در طول زمان مطابقت ندارد. در نتیجه، مدل‌های وابسته به زمان قادر به توضیح ساختار قیمت‌گذاری در اقتصاد ایران نیستند و مدل‌های جایگزین مانند قیمت‌گذاری وابسته به حالت یا بی‌اعتنایی عقلانی می‌تواند سودمند باشد.

طبقه‌بندی JEL: D22, D83, E31.

واژگان کلیدی: ساختار قیمت‌گذاری، ناهمگنی، قیمت‌گذاری وابسته به زمان، اقتصاد ایران.

<sup>۱</sup> مقاله برگرفته از رساله دکتری محمد مهدی پویا به راهنمایی دکتر رضا نجارزاده و مشاوره دکتر حسن حیدری در دانشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس است.

\* دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران، پست الکترونیکی:

mehdi.pooya@modares.ac.ir

\*\* دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: najarzar@modares.ir

<sup>+</sup> استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران، پست الکترونیکی: hassan.heydari@modares.ac.ir

## ۱. مقدمه

یکی از ویژگی‌های مهم در ارزیابی مدل‌های اقتصاد کلان، درک و توضیح ساختار تغییرات قیمت در رفتار قیمتی فعالان اقتصادی است. منظور از ساختار تغییرات قیمت، چگونگی توزیع تغییرات قیمت در بین اقلام مختلف کالا و خدمات و در مقاطع مختلف زمانی است. مدلی که بتواند علاوه بر توضیح متغیرهای کلان، تطبیق بیشتری با توزیع رفتار خرد تصمیم‌گیران اقتصادی در قیمت‌گذاری داشته باشد، در تحلیل و پیش‌بینی نسبت به مدل‌هایی که تنها به تغییرات متغیرهای کلان می‌پردازند، از مزیت برخوردار است.

از طرف دیگر، رشد پایدار و کنترل تورم از اهداف اصلی کلان اقتصادی دولت‌هاست. اما ویژگی‌های اقتصاد ایران مانند تورم بالا و ماندگار و رشد ناپایدار<sup>۱</sup> نشان می‌دهد دولت‌ها در تحقق این دو هدف در اقتصاد ایران موفق عمل نکرده‌اند. یکی از دلایلی که می‌تواند در ناموفق بودن سیاست‌های پولی و مالی ایران مؤثر باشد، شناخت ناکافی از چگونگی و ساختار تغییرات قیمت و در نتیجه، سیاست‌گذاری نامناسب است. در مدل‌های اقتصاد کلان برای اقتصاد ایران معمولاً مدل‌های وابسته به زمان<sup>۲</sup> و به ویژه، مدل کالوو<sup>۳</sup> (۱۹۸۳) به طور گسترده، در مطالعات دانشگاهی و سیاست‌گذاری اقتصادی در ایران استفاده می‌شود.<sup>۴</sup>

همان‌گونه که بیلز و کلنوف<sup>۵</sup>، ۲۰۰۴؛ ناکامورا و استینسون<sup>۶</sup>، ۲۰۰۸؛ کلنوف و کریوتسوف<sup>۷</sup>، ۲۰۰۸؛ کلنوف و مالین<sup>۸</sup>، ۲۰۱۰ و کیهو و میدریگان<sup>۹</sup>، ۲۰۱۵ نشان داده‌اند در مطالعه دقیق رفتار قیمت‌ها، تعریف مدل مناسبی که بیش‌ترین تطبیق را با شواهد قیمتی داشته باشد، اهمیت دارد. از نظر این محققان، اغلب مدل‌های قیمت‌گذاری نمی‌توانند تعدادی از

<sup>۱</sup> مقدار بالا و ماندگار تورم و رشد ناپایدار با مراجعه به آمارهای منتشرشده نهادهای داخلی مانند بانک مرکزی و مرکز آمار ایران و همچنین نهادهای بین‌المللی مانند بانک جهانی قابل مشاهده است.

<sup>۲</sup> Time-Dependent Pricing Model (TDP)

<sup>۳</sup> Calvo

<sup>۴</sup> برای نمونه: توکلیان و جلالی نائینی (۱۳۹۶)، محمدی و باقری (۱۳۹۴)، صارم (۱۳۹۳)، توکلیان (۱۳۹۱) و رحمانی و امیری (۱۳۹۱).

<sup>۵</sup> Bils & Klenow

<sup>۶</sup> Nakamura & Steinsson

<sup>۷</sup> Klenow & Kryvtsov

<sup>۸</sup> Kryvtsov & Malin

<sup>۹</sup> Kehoe & Midrigan

شواهد قیمتی را حتی در وضعیت اقتصاد پایدار<sup>۱۰</sup> توضیح دهند. مطالعات این افراد زمینه‌ساز معرفی مدل‌هایی شد که با تکیه بر شواهد اقتصاد خرد و با فرض‌های ساده‌کننده مبتنی بر واقعیت می‌توانند حداکثر شواهد قیمتی خرد و کلان را توضیح دهند (گولوسوف و لوکاس<sup>۱۱</sup>، ۲۰۰۷؛ وودفرد<sup>۱۲</sup>، ۲۰۰۹؛ میدریگان<sup>۱۳</sup>، ۲۰۱۱؛ آوارز و لیبی<sup>۱۴</sup>، ۲۰۱۴؛ ماتچکا<sup>۱۵</sup>، ۲۰۱۶ و کوستین و ناکوف<sup>۱۶</sup>، ۲۰۱۸).

مطالعه شواهد قیمتی اقتصاد ایران نشان می‌دهد مدل‌های وابسته به زمان بر اساس مدل کالو نمی‌توانند مبتنی بر واقعیت‌های اقتصاد ایران باشند. در مدل کالو فرض می‌شود علامت تغییر قیمت در بین بنگاه‌ها و در طول زمان به طور تصادفی توزیع شده است. فرضیه اصلی این مقاله این است که شواهد قیمتی در اقتصاد ایران با فرض‌های مدل کالو تطبیق ندارد.

نوآوری این مقاله در استفاده از روش تبدیل موجک برای استخراج رفتار نوسانی شاخص‌های قیمت اقتصاد ایران است. همچنین، تحلیل ناهمگنی‌های در مقطع و تغییرات در طول زمان این رفتار نوسانی و بررسی تطبیق آنها با فرض‌های مدل کالو (۱۹۸۳) است. در صورت تطبیق نداشتن این فرض‌ها باید از مدل‌های جایگزین استفاده کرد.

مقاله بدین شکل سازماندهی شده است: پس از مقدمه، ادبیات موضوع مرور می‌شود؛ بخش سوم به ارائه روش تحقیق و توضیح داده‌های مورد استفاده اختصاص دارد. در بخش چهارم یافته‌های تحقیق ارائه می‌شود. بخش پنجم هم شامل نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی است.

---

<sup>10</sup> Steady State

<sup>11</sup> Golosov & Lucas

<sup>12</sup> Woodford

<sup>13</sup> Midrigan

<sup>14</sup> Alvarez & Lippi

<sup>15</sup> Matejka

<sup>16</sup> Costain & Nakov

## ۲. مروری بر ادبیات تحقیق

### ۲-۱. مبانی نظری

به طور رایج در اقتصاد کلان و به ویژه در تلفیق کینزی‌های جدید- ادوار تجاری حقیقی<sup>۱۷</sup> برای مدل‌سازی چسبندگی قیمت از مدل‌های قیمت‌گذاری وابسته به زمان استفاده می‌شود. مزیت این مدل‌ها فرض‌های ساده آنهاست؛ ضمن اینکه به راحتی قابل حل و دارای جواب درون بازه هستند (والش<sup>۱۸</sup>، ۲۰۱۷).

هم‌چنین بر اساس مطالعات وودفرد (۲۰۰۹) و کوستین و ناکوف (۲۰۱۱) این مدل‌ها با شرایط تورم پایین سال‌های اخیر در اقتصاد آمریکا و اقتصادهای پیشرفته و با شواهد تجربی تغییر قیمت‌ها تا حد زیادی سازگار هستند.

اما همان‌گونه که لوکاس<sup>۱۹</sup> (۱۹۷۶) مدل‌های اقتصاد کلان کینزی را به دلیل استفاده از معادلات ثابت ساختاری مورد نقد قرار می‌دهد، مدل‌های قیمت‌گذاری وابسته به زمان با ساختار قیمت‌گذاری ثابت را نیز می‌توان مورد نقد قرار داد؛ زیرا در این مدل‌ها علامت تغییر قیمت برون‌زا و چگونگی توزیع آن بر اساس شواهد آماری گذشته فرض می‌شود. در نتیجه، تعمیم دادن مدل به حالت‌های گوناگون، به ویژه اقتصادهای ناپایداری مانند اقتصاد ایران با تورم بالا با مشکل و خطا همراه می‌شود؛ هم‌چنین، قدرت پیش‌بینی مدل را کاهش می‌دهد؛ از این‌رو، مدل‌های رقیب گوناگونی برای پوشش ضعف‌های مدل‌های وابسته به زمان ارائه شده‌اند که به دو دسته کلی مدل‌های وابسته به حالت<sup>۲۰</sup> و مدل‌های اطلاعات ناقص<sup>۲۱</sup> تقسیم می‌شوند.

در مدل‌های وابسته به حالت فرض می‌شود چسبندگی قیمت به دلیل هزینه‌های اعمال تغییر قیمت است. بنابراین، تا زمانی که منافع بنگاه بیش از هزینه‌های اثر اعمال تغییر قیمت نباشد، بنگاه اقدام به تغییر قیمت نمی‌کند.

<sup>17</sup> New Keynesian- Real Business Cycle Synthesis

منظور از تلفیق مدل‌های کینزی جدید این است که در آنها از چارچوب تحلیلی ادوار تجاری حقیقی با اضافه کردن قیده‌های کینزی، مانند قید چسبندگی قیمت و دستمزد، برای تحلیل اقتصاد کلان استفاده می‌شود.

<sup>18</sup> Walsh

<sup>19</sup> Lucas

<sup>20</sup> State-Dependent Pricing Models (SDP)

<sup>21</sup> Incomplete Information Models

گولوسوف و لوکاس (۲۰۰۷) با عرضه راه حل عددی تجمیعی برای چنین مدلی نشان داده‌اند در اثر شوک پولی سهم تغییرات قیمت بسیار بیش‌تر از تغییرات مقادیر حقیقی است. اما میدریگان (۲۰۱۱) مشکل اصلی مدل گولوسوف و لوکاس (۲۰۰۷) را توضیح ندادن تغییرات قیمتی ناچیز می‌داند که سهم زیادی از تغییرات قیمت را در شواهد تجربی شامل می‌شوند. گرتلر و لیهای<sup>۲۲</sup>، ۲۰۰۸؛ میدریگان (۲۰۱۱) و آوارز و لیپی (۲۰۱۴) تلاش کرده‌اند با ایجاد تغییراتی در تعداد محصولات عرضه شده توسط بنگاه و نوع شوک‌های انفرادی بنگاه در مدل‌های وابسته به حالت افزون بر توضیح تغییرات قیمتی کم، اثرات حقیقی ناشی از شوک‌های پولی را بهتر توضیح دهند.

میدریگان (۲۰۱۱) در پژوهش خود سعی می‌کند تعدیل تدریجی قیمت و وجود اثرات حقیقی شوک‌ها را با کاهش اثر انتخاب توضیح دهد؛ به این منظور، فرض می‌کند قیمت بهینه دارای توزیع پواسون<sup>۲۳</sup> با تمرکز درصدی زیادی از توزیع در مرکز و همچنین توزیع دنباله پهن<sup>۲۴</sup> باشد. همچنین او برای توضیح سهم زیاد تغییرات قیمت جزئی فرض کرد که هر بنگاه واسطه بیش از یک کالا (دو کالا) عرضه می‌کند؛ بنابراین، تغییر قیمت یک کالا، تغییر قیمت کالای دیگر برای بنگاه هزینه‌ای ندارد.

آوارز و لیپی (۲۰۱۴) دریافته‌اند برای کاهش اثر انتخاب و در نتیجه، افزایش چسبندگی در مدل پایه گولوسوف و لوکاس (۲۰۰۷) کافی است تعداد کالاهای عرضه شده توسط یک بنگاه افزایش یابد. به اعتقاد ایشان با در نظر گرفتن این فرض دیگر نیازی به تعریف توزیع خاصی از شوک‌ها و قیمت بهینه نیست.

آوارز و لیپی (۲۰۱۶) و لو و ویلار<sup>۲۵</sup> (۲۰۱۷) تلاش کرده‌اند در چارچوب تحلیلی، متغیرهایی را بیابند که به بهترین شکل اثر انتخاب را توضیح دهند؛ متغیرهایی که با استفاده از آنها بتوانند شواهد آماری تغییرات قیمت را با شواهد ناشی از شبیه‌سازی در مدل‌های رقیب تطبیق دهند و مدل‌های رقیب را با این پارامترها ارزیابی کنند. در حالی که مدل آوارز و لیپی

<sup>22</sup> Gertler & Leahy

<sup>23</sup> Poisson Distribution

<sup>24</sup> Thick-Tailed Distribution

در مقایسه با توزیع نرمال، در توزیع دنباله پهن، فراوانی مشاهدات در دنباله‌ها بیش‌تر است.

<sup>25</sup> Luo & Villar

(۲۰۱۶) تأکید ویژه‌ای بر ضریب کشیدگی دارند و معتقدند می‌توان اثر انتخاب را به خوبی با ضریب کشیدگی توضیح داد، لو و ویلار (۲۰۱۷) آماره چولگی را برای برآورد شدت اثر انتخاب و ارزیابی مدل‌ها کافی می‌دانند.

در برابر مدل‌های وابسته به حالت، برخی اقتصاددانان نسل جدیدی از مدل‌های وابسته به زمان را ارائه کرده‌اند. این مدل‌ها بر مبنای اطلاعات ناقص استوار هستند و با در نظر گرفتن رفتار بی‌اعتنایی عقلانی<sup>۲۶</sup> فرض در اختیار داشتن اطلاعات کامل و بی‌هزینه بودن دسترسی به هر سطحی از اطلاعات در مدل‌های وابسته به حالت را غیرواقعی می‌دانند.

اولین بار سیمز<sup>۲۷</sup> (۱۹۹۸ و ۲۰۰۳) فرض تصمیم‌گیری بر اساس بی‌اعتنایی عقلانی را با استفاده از مفهوم آن‌تروپی<sup>۲۸</sup> در دانش فن‌آوری اطلاعات در فرایند تصمیم‌گیری افراد و بنگاه‌ها وارد کرد. وودفرد (۲۰۰۹) و ماتجکا (۲۰۱۶) با وارد نمودن این مفهوم در تصمیم‌حداکثرکننده سود بنگاه نشان داده‌اند نتایج مدل‌های وابسته به حالت به دلیل در نظر گرفتن فرض غیرواقعی در اختیار داشتن اطلاعات کامل لحظه‌ای در فرآیند تصمیم‌گیری بنگاه می‌تواند گمراه‌کننده باشد. هرچند مدل‌های ایشان دارای ابعاد اضافی غیرضروری است. کوستین و ناکوف (۲۰۱۸) به جای چنین رویکردی و به منظور کاهش ابعاد مدل و قابل حل کردن آن فرض می‌کنند اطلاعات در هر سطحی قابل دست‌یابی است؛ اما، بنگاه درباره دقت اطلاعات با این قید که برای دریافت اطلاعات دقیق‌تر باید هزینه بیش‌تری بپردازد، روبرو خواهد شد.

## ۲-۲. پیشینه تجربی

کلنوف و کریوتسوف (۲۰۰۸) متوسط فرکانس تغییر قیمت را بین ۴ تا ۷ ماه بسته به در نظر گرفتن یا نگرفتن حراج نشان می‌دهد. همچنین بر اساس یافته‌های این تحقیق اندازه و زمان‌بندی قیمت‌گذاری برای یک گونه کالا و خدمت به طور قابل ملاحظه‌ای در طول زمان تغییر می‌کند؛ با این حال، مقدار و احتمال تغییر قیمت به زمان تغییر قیمت قبل بستگی ندارد.

<sup>26</sup> Rationally Inattentive Behavior

در مدل‌های بی‌اعتنایی عقلانی به دلیل در نظر گرفتن هزینه دست‌یابی و پردازش اطلاعات فرض می‌شود که تصمیم‌گیری با اطلاعات کامل انجام نشده و با رفتار عقلانی بخشی از اطلاعات نادیده گرفته می‌شود.

<sup>27</sup> Sims

<sup>28</sup> Entropy

هم‌چنین تغییرات مقدار تورم به مقدار تغییرات قیمت و به سهم گونه‌هایی که قیمت آنها تغییر می‌کند بستگی ندارد. به علاوه، ایشان نشان دادند سهم زیادی از تغییرات قیمت را تغییرات قیمت کوچک تشکیل می‌دهند.

ناکامورا و استینسون (۲۰۰۸) نشان داده‌اند میانه تناوب تغییرات قیمت بدون حراج ۸ تا ۱۱ ماه است. فرکانس میانه تغییرات قیمت برای قیمت‌های تولیدکننده مشابه فرکانس میانه تغییرات قیمت برای قیمت مصرف‌کننده بدون در نظر گرفتن حراج است. بر اساس نتایج، تصمیم حراج خارج از عوامل اقتصاد کلان است. در نتیجه، وارد کردن اثر حراج در مدل می‌تواند گمراه‌کننده باشد. همچنین فرکانس تغییر قیمت به میزان چشم‌گیری رفتار فصلی دارد؛ شواهدی که برخلاف پیش‌بینی پایداری فرکانس تغییر قیمت بر اساس مدل‌های وابسته به زمان است. همچنین، ناهمگنی گسترده‌ای در فرکانس تغییر قیمت بخش‌های مختلف تأیید شده است.

کاروالهو، دم و لی<sup>۲۹</sup> (۲۰۱۰) به تناقضات موجود در مشاهدات کلان و شواهد آماری خرد پرداختند. ایشان دریافته‌اند برای مدل‌سازی درست قیمت‌گذاری، ایجاد سازگاری بین مشاهدات کلان و شواهد آماری خرد لازم است. در بینش خرد اگر بنگاه‌ها به طور پیوسته قیمت خود را تعدیل کنند، نمی‌توان رفتار تدریجی تعدیل قیمت کلان را به درستی توضیح داد. بنابراین، ایشان از رویکرد اطلاعات کامل بیزی<sup>۳۰</sup> استفاده کرده‌اند. نتایج این رویکرد نشان می‌دهد برای ایجاد سازگاری شواهد قیمتی خرد و کلان، در نظر گرفتن ویژگی‌هایی چون وجود چسبندگی حقیقی، ناهمگنی در چسبندگی قیمت و حراج‌های موقت ضروری است.

کوستین و ناکوف<sup>۳۱</sup> (۲۰۱۱) به منظور بررسی تطبیق مدل‌های قیمت‌گذاری با شواهد تجربی، دو حالت حدی برای ناهمگنی فرکانس تغییرات قیمت در نظر گرفته‌اند. نتایج نشان داد در مدل کالوو (۱۹۸۳) فرکانس تغییرات کاملاً همگن با واریانس نرمال صفر و از سوی دیگر، در مدل وابسته به حالت با هزینه تغییر قیمت ثابت فرکانس تغییرات قیمت در بین

<sup>29</sup> Carvalho, Dam & Lee

<sup>30</sup> Bayesian Full Information

<sup>31</sup> Costain and Nakov

بخش‌های مختلف کاملاً ناهمگن و با واریانس نرمال یک است. شواهد تجربی قیمت در این تحقیق رفتاری بین این دو حالت حدی را از خود نشان می‌دهد.

ایچن‌بام، جیموویچ، ربلو و اسمیت<sup>۳۲</sup> (۲۰۱۴) در بررسی شواهد آماری مطالعه کلنوف و کریوتسوف (۲۰۰۸) دریافتند در این مطالعه به دلیل خطای آماری در استخراج شاخص‌های قیمت، تغییرات قیمتی کوچک بیش از مقدار واقعی برآورد شده است و با تصحیح خطای آن‌ها، درصد بسیار کمتری برای تغییرات قیمتی کوچک برآورد کردند.

کیهو و میدریگان (۲۰۱۵) نشان دادند مدل‌های وابسته به زمان و همچنین مدل‌های وابسته به حالت با تغییراتی در ساختار قادر به توضیح بخش زیادی از شواهد آماری خرد و کلان هستند. ایشان با تقسیم قیمت به منظم<sup>۳۳</sup> و موقت<sup>۳۴</sup> اثبات کردند که سهم زیادی از تغییرات قیمت موقتی هستند (حدود ۷۰ درصد از تغییرات). این در حالی است که بنگاه‌ها در بیش‌تر زمان‌ها کالاهای خود را در قیمت‌های منظم به فروش می‌رسانند (حدود ۹۰ درصد قیمت‌های اعمال شده قیمت‌های منظم هستند). ایشان نتیجه گرفتند چسبندگی قیمت‌ها (قیمت‌های منظم) به میزان قابل توجهی بیش‌تر از برآوردهای قبلی هستند. در این پژوهش، فواصل زمانی تغییرات قیمت‌های منظم ۱۴/۵ ماه برآورد شده است.

آلوارز و بیهان و لیبی<sup>۳۵</sup> (۲۰۱۶) با اعمال اصلاحات آماری پیشنهاد شده توسط ایچن‌بام و همکاران (۲۰۱۴) نشان دادند درصد تغییرات قیمت کوچک کمتر از برآوردهای قبلی بوده و در نتیجه، ضریب کشیدگی داده‌های آماری قیمت را بین ۳ و ۴ برآورد کردند. با این مقدار ضریب کشیدگی، توزیع تغییرات قیمت بین دو توزیع نرمال و لاپلاس<sup>۳۶</sup> قرار دارد که چنین توزیع قیمتی به شبیه‌سازی قیمت مدل‌های وابسته به زمان نزدیک‌تر است.

لو و ویلار (۲۰۱۷) دریافتند در نظر گرفتن دو فرض درباره توزیع هزینه تغییر قیمت برای تطبیق تغییرات ضریب چولگی برآورد شده از نتایج مدل‌های وابسته به حالت با تغییرات ضریب چولگی محاسبه شده با شواهد آماری در شرایط مقادیر تورم بالا لازم است. فرض

<sup>32</sup> Eichenbaum, Jaimovich, Rebelo & Smith

<sup>33</sup> Regular Prices

<sup>34</sup> Temporary Prices

<sup>35</sup> Alvarez, Bihan and Lippi

<sup>36</sup> Laplace Distribution



اول، در نظر گرفتن احتمال وقوع هزینه صفر برای تغییر قیمت بنگاه است که در این صورت بنگاه در مواجهه با این هزینه حتی تغییرات قیمت کوچک را نیز اعمال می‌کند. فرض دوم، در نظر گرفتن احتمال هزینه زیاد برای تغییر قیمت (در مقایسه با شوک‌های عمومی و مختص هر بنگاه) است که در صورت مواجهه با چنین هزینه‌ای، بنگاه قیمت خود را تغییر ندهد. این دو فرض بدین معناست که برای مدل کردن تغییرات قیمت لازم است در هر دوره به طور همزمان احتمالی برای مواجهه بنگاه با هزینه صفر برای تغییر قیمت و یا هزینه زیاد برای تغییر قیمت در نظر گرفته شود.

همان‌گونه که بیان شد، نتایج شواهد قیمتی نقش مهمی در پذیرش و یا عدم پذیرش مدل‌های قیمت‌گذاری دارد. بنابراین با توجه به فراگیری مدل‌های وابسته به زمان در مطالعات اقتصاد کلان ایران، این مقاله درصدد تحلیل شواهد قیمتی برای ارزیابی مدل‌های وابسته به زمان است. در این راستا، پاسخ‌گویی به دو سوال مورد توجه است؛ نخست آنکه آیا تفاوت معناداری بین فرکانس نوسانات و متوسط دوره قیمت‌گذاری در بین مقاطع مختلف کالا و خدمات وجود دارد یا خیر. اگر تفاوت‌های معناداری بین مقاطع باشد؛ آنگاه توضیح شواهد قیمتی در اقتصاد ایران در چارچوب مدل‌های وابسته به زمان ممکن نخواهد بود. بنابراین، فرضیه اول این مقاله بر اساس مطالعات بیان شده در پیشینه تجربی، وجود ناهمگنی در رفتار تغییر قیمت بنگاه‌ها بین مقاطع مختلف کالاها و خدمات است. سؤال دوم آنکه آیا ساختار قیمت‌گذاری بنگاه‌های ایران در طول زمان ثابت است یا بسته به شرایط اقتصادی و دیگر متغیرهای اثرگذار تغییر می‌کند. از این‌رو، فرضیه دوم این مقاله وجود تغییر در رفتار تغییر قیمت بنگاه‌ها در طول زمان است. در صورت تأیید فرضیه‌های بیان شده (تأیید فرضیه صفر) یا رد فرضیه‌های مخالف (رد فرضیه یک)، نتایج به دست آمده برخلاف فرض مدل کالوو (۱۹۸۳) مبنی بر توزیع تصادفی علامت تغییر قیمت در بین مقاطع و در طول زمان در اقتصاد ایران خواهد بود.

بر همین اساس در این مقاله برای تعیین ساختار تغییرات قیمت از متغیرهایی مانند فرکانس نوسانات قیمتی و متوسط دوره‌های قیمت‌گذاری با ابزار ریاضی تبدیل موجک<sup>۳۷</sup> سری زمانی

---

<sup>37</sup> Wavelet Transformation

شاخص‌های قیمت استفاده می‌شود. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، در مطالعات جدیدتر قیمت‌گذاری مانند آوارز و لیبی، ۲۰۱۶؛ لو و ویلار، ۲۰۱۷ و کاروالهو، دم و لی، ۲۰۱۰ بر اثرگذاری فرکانس تغییر قیمت و ناهمگنی آن بر اثر انتخاب و همچنین شدت و ماندگاری پاسخ متغیرهای حقیقی به شوک پولی تأکید شده است. ضمن اینکه اطلاعات درباره فرکانس تغییر قیمت می‌تواند در تعیین مدل قیمت‌گذاری منطبق بر شواهد قیمتی ایران مؤثر باشد. این مقاله بر خلاف اغلب مطالعات اقتصاد کلان ایران، مدل قیمت‌گذاری کالوو (۱۹۸۳) را قادر به تبیین شواهد اقتصادی ایران نمی‌داند؛ زیرا فرض‌های به کار رفته در آن با شواهد آماری قیمت‌گذاری تطبیق ندارد.

همچنین، در این پژوهش برای اولین بار در ایران شواهد آماری توزیع فرکانس تغییر قیمت بین مقاطع مختلف کالا و خدمات و چگونگی تغییر آن در طول زمان بررسی می‌شود. تمایز دیگر این تحقیق نسبت به مطالعات پیشین در تکنیک استخراج فرکانس قیمت از شاخص قیمت زیرگروه‌های کالا و خدمات با استفاده از رویکرد تبدیل موجک است.

### ۳. روش تحقیق

به منظور بررسی تطبیق مدل کالوو (۱۹۸۳) با شواهد آماری ایران، ابتدا چگونگی تغییرات قیمت استخراج و مطالعه می‌شود. در واقع توجه اصلی در این مقاله به مقادیر تغییر قیمت نیست؛ بلکه به فواصل زمانی بین تغییرات است. به همین دلیل رویکرد مقاله برآورد فرکانس تغییر قیمت به جای مطالعه سری‌های زمانی تغییر قیمت بوده است و بر پراکندگی و فاصله‌گذاری تغییرات قیمت یا همان ساختار تغییرات قیمت تمرکز شده است.

به طور کلی، برای تحلیل رفتار نوسانی سری‌های زمانی دو رویکرد متعارف وجود دارد. نخست، بررسی مقادیر متغیر سری و روندهای آن در طول زمان که رویکرد زمانی نامیده می‌شود. رویکرد دیگر، طیفی است که در آن به جای بررسی مقادیر متغیر در طول زمان، فرکانس تغییرات قیمت، کانون تحلیل است (شاموی و استافر<sup>۳۸</sup>، ۲۰۱۷).

در مطالعات تعیین فرکانس و سایر شواهد آماری تغییرات قیمت، مانند دوره‌های حراج و تفاوت‌های قیمت‌گذاری بین گروه‌های مختلف کالایی، عموماً از داده‌های جمع‌آوری شده

<sup>38</sup> Shumway & Stuffer

قیمت‌های خرده‌فروشی در یک دوره چند ساله و با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی استفاده می‌شود (کلنوف و کریوتسوف، ۲۰۰۸؛ ناکامورا و استینسون، ۲۰۰۸؛ کلنوف و مالین، ۲۰۱۰ و کیهو و میدریگان، ۲۰۱۵).

در گام بعد و در مدل‌های قیمت‌گذاری وابسته به حالت یا مدل‌های بی‌اعتنایی عقلانی با استفاده از این شواهد و با در نظر گرفتن فرض‌های مختلف درباره میزان ناهمگنی شوک‌ها، هزینه‌های قیمت‌گذاری بنگاه‌ها، سطح دسترسی به اطلاعات و هزینه‌های دستیابی و پردازش اطلاعات تلاش می‌شود در چارچوب اقتصاد خرد و رفتار حداکثرکنندگی سود بنگاه‌ها، رفتار قیمت‌گذاری مدل‌سازی شود (گولوسوف و لوکاس، ۲۰۰۷؛ گرتلر و لیهای، ۲۰۰۸؛ وودفرد، ۲۰۰۹؛ میدریگان، ۲۰۱۱؛ کوستین و ناکوف، ۲۰۱۱؛ کیهو و میدریگان، ۲۰۱۵؛ ماتجکا، ۲۰۱۶ و کوستین و ناکوف، ۲۰۱۸). اما در این مقاله به منظور مدل‌سازی رفتار نوسانی قیمت‌ها و با توجه به دسترس نبودن داده‌های گسترده قابل اتکای قیمت‌های خرده‌فروشی برای سنوات متوالی در ایران، از شاخص‌های قیمت زیرگروه‌های کالا و خدمات (که توسط بانک مرکزی ایران جمع‌آوری شده و برای محاسبه شاخص قیمت مصرف‌کننده و تورم ماهانه به کار می‌رود) استفاده شده است.

اما به دلیل این که شاخص‌های قیمت برابر با میانگین قیمت‌های جمع‌آوری شده از نام‌های تجاری مختلف در مکان‌های متفاوتی هستند که به طور ماهانه تغییر می‌کنند، هم‌چنین با توجه به هدف مطالعه برای استخراج رفتار سیکلی تغییرات قیمت از رهیافت تبدیل موجک استفاده می‌شود.

تبدیل موجک فرض ثابت بودن ساختار در طول زمان را کنار می‌گذارد و ضمن اجازه تغییر در فرکانس و دامنه نوسان سری زمانی در طول زمان، سری را به اجزای نوسانی با فرکانس‌های مختلف تجزیه می‌کند؛ ابزار قدرتمندی که برای سری‌های زمانی نامانا و سری‌هایی که دارای تغییرات محلی<sup>۳۹</sup> هستند قابل استفاده است (ژنچی، سلچک و ویچه،<sup>۴۰</sup> ۲۰۰۱).

<sup>39</sup> Local Deviations

<sup>40</sup> Gencay, Selcuk & Whither

در این روش یک سیگنال یا همان سری زمانی به وسیله ضرایب موجک<sup>۴۱</sup> و مقیاس<sup>۴۲</sup>، به دو سیگنال یکی با نوسانات با فرکانس بالا (h) که تبدیل موجک مرتبه i ام نامیده می‌شود و دیگری به سیگنال همواری که نوسانات فرکانس بالای آن فیلتر شده (g) است تبدیل می‌شود (رمزی<sup>۴۳</sup>، ۲۰۰۲؛ ژنچی، گردوژویچ، سلچک و ویچه<sup>۴۴</sup>، ۲۰۱۰ و گائو و یان<sup>۴۵</sup>، ۲۰۱۱).

در هر مرحله از تبدیل موجک نوسانات با فرکانس بالا (که نسبت به نوسانات فیلتر شده مرحله قبل فرکانس کم‌تری دارند) از سیگنال هموار شده مرحله قبل فیلتر می‌شود و بدین ترتیب سیگنال موجک و هموار شده جدید ساخته می‌شود. گفتنی است که در هر مرحله سیگنال اصلی با دانستن ضرایب موجک و مقیاس به دلیل حفظ انرژی سیگنال اولیه کاملاً قابل استخراج است. ضرایب موجک (h) و مقیاس (g) سه ویژگی اصلی دارند:

$$\sum_l g_l = \bar{g} \quad \sum_l h_l = 0 \quad (1)$$

$$\sum_l h_l^2 = 1 \quad \sum_l g_l^2 = 1 \quad (2)$$

$$\sum_l g_l g_{l+2n} = 0 \quad \sum_l h_l h_{l+2n} = 0 \quad (3)$$

ویژگی‌های (۲) و (۳) نشان می‌دهد که هر دو ضریب اولاً انرژی سیگنال اولیه را حفظ نموده و تغییرات غیرواقعی به سیگنال اولیه اضافه یا از آن کم نمی‌کند. تنها تفاوت در ویژگی (۱) است که نشان می‌دهد ضریب موجک یک عملگر تفاضل‌گیر و ضریب مقیاس یک ضریب میانگیری است.

با وجود تنوع فیلترهای موجک انتخاب نوع مناسب تبدیل موجک با توجه به نوع کاربرد اهمیت زیادی دارد. دو رویکرد کلی کیفی و مقداری در انتخاب نوع موجک وجود دارد (گائو و یان، ۲۰۱۱).

در این مقاله با توجه به هدف استخراج نوسانات از رویکرد کیفی استفاده می‌شود. مطابق مطالعه ژنچی، گردوژویچ، سلچک و ویچر (۲۰۱۰) طول داده‌ها، چگونگی توزیع نوسانات

<sup>41</sup> Wavelet Coefficients

<sup>42</sup> Scale Coefficients

<sup>43</sup> Ramsey

<sup>44</sup> Gençay, Gradojevic, Selçuk & Whitcher

<sup>45</sup> Gao & Yan

محلی و تطابق شکلی با داده‌های اصلی سه عامل اساسی انتخاب موجک هستند. در حالی که فیلترهای موجک کوتاه‌تر برای غلبه بر شرایط مرزی در داده‌هایی با طول کم (مانند دوره بررسی در این مقاله) مناسب‌ترند، فیلترهای موجک طولانی‌تر (فشرده‌تر) برای پوشش داده‌های با تغییرات محلی (مانند داده‌های تغییر قیمت مورد مطالعه در این مقاله) به کار می‌روند. از طرف دیگر، همان‌گونه که گائو و یان (۲۰۱۱) دریافته‌اند ویژگی متعامد بودن<sup>۴۶</sup> در افزایش کارایی تبدیل موجک و ویژگی متقارن بودن در جلوگیری از تغییر فاز در تبدیل موجک نقش دارند. بنابراین، در این مقاله با در نظر گرفتن این ویژگی‌ها از تبدیل موجک SYM4 (از خانواده موجک سیملت<sup>۴۷</sup>) استفاده شده است. این تبدیل موجک متعامد بوده و نسخه نزدیک به متقارن از تبدیل موجک غیرمتقارن دابوچی<sup>۴۸</sup> است؛ همچنین از ویژگی فشرده‌گی کافی نیز برای پوشش نوسانات محلی با اثر مرزی کم برخوردار است. در گام بعد و پس از استخراج رفتار نوسانی به منظور تعیین ناهمگنی، اقلام گوناگون کالا و خدمات به شیوه‌های مختلف در گروه‌های مستقل<sup>۴۹</sup> به شرح زیر دسته بندی شده است.

دسته بندی ۱۶ گانه: بر اساس گروه‌های طبقه بندی‌های ۱۲ گانه بانک مرکزی با اضافه نمودن تقسیم بندی‌های ترکیبی جزئی تر از بخش خوراکی: ۱. غلات؛ ۲. گوشت، لبنیات و روغن؛ ۳. سبزی و میوه؛ ۴. شیرینی؛ ۵. نوشیدنی و چاشنی؛ ۶. دخانیات؛ ۷. پوشاک؛ ۸. مسکن؛ ۹. لوازم مصرفی بی دوام خانوار، ۱۰- مبلمان و لوازم بادوام خانوار؛ ۱۱. درمان و دارو؛ ۱۲. حمل و نقل؛ ۱۳. ارتباطات؛ ۱۴. آموزش و سرگرمی؛ ۱۵. لوازم بهداشتی آرایشی و تزئینی و ۱۶. خدمات خاص است.

دسته بندی ۱۰ گانه: با در نظر گرفتن نوع مصرف: ۱. لباس ۲. مصرفی بادوام خانوار ۳. سرگرمی ۴. میوه و سبزی ۵. مصرفی بی دوام خانوار ۶. گوشت، شیر و روغن ۷. غذاهای فرآوری شده ۸. خدمات ۹. حمل و نقل ۱۰. درمان و دارو است.

<sup>46</sup> Orthonormal

<sup>47</sup> Symlet Wavelet

<sup>48</sup> Daubuchi Wavelet

<sup>49</sup> در اینجا واژه مستقل شامل دو شرط است؛ اول آنکه تا حد امکان کالاها و خدمات گروه‌های مختلف جانشین یا مکمل یکدیگر نباشند؛ دوم آنکه دسته بندی گروه‌ها بر اساس طول موج نباشد.

دسته‌بندی ۵ گانه: بر اساس یک گروه کالاهای قیمت‌گذاری شده نهادهای عمومی و سه دسته کالا بر اساس فواصل زمانی مصرف و یک دسته خدمات است و شامل: (۱) کالاهای قیمت‌گذاری شده با مداخله نهادهای عمومی؛ (۲) خوراکی و آشامیدنی؛ (۳) کالای مصرفی بی‌دوام؛ (۴) کالای مصرفی بادوام و (۵) خدمات است.

دسته‌بندی ۴ گانه: همانند دسته‌بندی قبلی است و تنها تفاوت این است که در آن کالاها و خدماتی که با مداخله نهادهای عمومی قیمت‌گذاری شده‌اند در میان چهار گروه دیگر پخش می‌شود.

داده‌های مورد استفاده این تحقیق سری زمانی با تواتر ماهانه شاخص‌های قیمت ۳۴۳ قلم کالا و خدمات در سبد مصرف‌کننده ایرانی است که توسط بانک مرکزی منتشر می‌شود. دوره مورد بررسی از فروردین ۱۳۹۰ تا مهر ۱۳۹۶، یعنی تعداد ۷۹ ماه با سال پایه ۹۵ برای شاخص‌هاست<sup>۵۰</sup>. برای رسیدن به اعتبار کافی در محاسبات، شاخص‌هایی که از تعداد مشاهدات کمی برخوردار بودند، حذف<sup>۵۱</sup> شده‌اند. همچنین اکثر چنین شاخص قیمت زیرگروه‌ها از کالا و خدماتی هستند که قیمت آنها توسط نهادهای عمومی و دولتی تعیین می‌شود و رفتار نوسانی آنها بر واقعیت‌های اقتصادی ایران کاملاً منطبق نیست.

آزمون نامانایی سری‌ها با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته<sup>۵۲</sup> انجام شده است<sup>۵۳</sup> و بر اساس آن سری‌های زمانی زیر شاخص قیمت در سطح نامانا هستند. شرط لازم و کافی برای مانا بودن سری حاصل از تبدیل موجک مانا بودن سری زمانی اولیه است (کوامو، کربیت، مولینز و روف<sup>۵۴</sup>، ۲۰۱۱). بنابراین، برای اطمینان از مانا بودن خروجی تبدیل موجک، داده‌های سری زمانی شاخص‌های قیمت با استفاده از تبدیل تفاضل مرتبه اول لگاریتم مانا شده‌اند. در

<sup>۵۰</sup> البته در سال ۹۵ عنوان چند شاخص زیر گروه‌های کالاها و خدمات تغییر داده شده و تعداد کمی شاخص جدید نیز اضافه شده است.

<sup>۵۱</sup> شاخص‌هایی که دارای تعداد مشاهدات ثابت برای ۱۲ ماه متوالی در دو دوره یا بیش‌تر، ۱۸ ماه متوالی و ۶۰ ماه غیرمتوالی در دوره مورد ارزیابی ثابت هستند، حذف شدند؛ بدین ترتیب، ۱۸ مشاهده حذف و تعداد ۳۲۵ زیر شاخص از گروه‌های مختلف کالا و خدمات باقی مانده‌اند.

<sup>۵۲</sup> Augmented Dicky-Fuller

<sup>۵۳</sup> نتایج در صورت نیاز قابل ارائه است.

<sup>۵۴</sup> Kouamo, Charbit, Moulines & Roueff

نتیجه با از دست رفتن یک مشاهده برای هر شاخص به دلیل تفاضل‌گیری، تعداد مشاهداتی که عمل تبدیل موجک بر آنها انجام می‌شود به ۷۸ مشاهده کاهش می‌یابد. در این مقاله برای تبدیل موجک از توابع اختصاصی تبدیل موجک و برای استخراج طول موج موجک‌ها از تابع استخراج فرکانس ولج<sup>۵۵</sup> در نرم‌افزار متلب<sup>۵۶</sup> بهره گرفته شده است.

#### ۴. یافته‌های پژوهش

##### - ناهمگنی ساختار قیمت‌گذاری در بین مقاطع مختلف کالا و خدمات

پیش از بررسی همگنی ساختار قیمت‌گذاری بین گروه‌ها، آزمون نرمال بودن یا نبودن توزیع متغیرهای طول موج به دست آمده در بخش چهارم، ضروری است؛ زیرا فرض توزیع نرمال فرضی قوی است و به کار بردن آن در مورد متغیرهایی با توزیع آماری غیرنرمال می‌تواند گمراه‌کننده باشد. بنابراین از دو آزمون کولموگروف-اسمیرنوف و شاپیرو-ویلک برای بررسی نرمال بودن توزیع کل مقطع در دوره زمانی استفاده شده است<sup>۵۷</sup>.

بر اساس نتایج به دست آمده از این آزمون‌ها نرمال بودن توزیع (فرضیه صفر) در سطح معناداری یک درصد رد می‌شود. در نتیجه، نمی‌توان از آزمون‌های پارامتریک برای بررسی همگنی استفاده کرد. از این رو، همگنی با آزمون‌هایی با توان کم‌تر ناپارامتریک مانند کراسکال-ولیس و آزمون میانه<sup>۵۸</sup> بررسی می‌شود. بنابراین، آزمون فرضیه اول این مقاله مبنی بر ناهمگنی ساختار قیمت‌گذاری بین مقاطع مختلف با آزمون‌های ناپارامتریک در جدول (۱) نشان داده شده است. واضح است که همگن بودن مقاطع تعریف شده در هر یک از انواع دسته‌بندی در سطح معناداری یک درصد رد می‌شود.

<sup>۵۵</sup> Welch Function

<sup>۵۶</sup> Matlab 2015b

<sup>۵۷</sup> آزمون نرمال بودن و همگنی با استفاده از نرم‌افزار آماری SPSS-22 انجام شده است.

<sup>۵۸</sup> Median Test

جدول ۱. آزمون همگنی متغیر طول موج در بین مقاطع مختلف

آزمون میانه			آزمون کراسکال-ولیس		ویژگی‌های کلی آماری			روش‌های گروه‌بندی
سطح معناداری	آماره ۲ خی	میانه	سطح معناداری	آماره ۲ خی	درجه آزادی	مقاطع	تعداد مشاهدات	
۰/۰۰۰	۴۷/۴۳	۳/۲۵	۰/۰۰۰	۴۴/۵۹	۱۵	۱۶	۳۲۵	۱۶ گانه
۰/۰۰۰	۳۶/۰۴	۳/۲۵	۰/۰۰۳	۲۴/۷۳	۹	۱۰	۳۲۵	۱۰ گانه
۰/۰۰۳	۱۳/۰۸	۳/۲۵	۰/۰۴۸	۹/۵۸	۴	۵	۳۲۵	۵ گانه
۰/۰۰۳	۱۴/۰۳	۳/۲۵	۰/۰۱۴	۱۰/۵۸	۳	۴	۳۲۵	۴ گانه
۰/۰۰۲	۲۵/۶۹	۳/۳۹	۰/۰۰۳	۲۴/۶۴	۹	۱۰	۲۹۸	۱۰ گانه حذف شده <sup>۱</sup>
۰/۰۱۰	۱۱/۴۳	۳/۳۹	۰/۰۲۹	۸/۹۹	۳	۴	۲۹۸	۴ گانه حذف شده

منظور از حذف شده گروه‌بندی کالا و خدمت پس از حذف ۲۷ قلمی که بخش عمومی در قیمت‌گذاری آنها نقش مهم دارد. منبع: یافته‌های پژوهش

برای ارزیابی اعتبار آزمون در برابر اثر قیمت‌گذاری نهادهای عمومی، کالاها و خدماتی که این نهادها در قیمت‌گذاری آن‌ها نقش داشتند، حذف شدند تا تغییری در نتیجه آزمون ایجاد نشود.

بدیهی است توزیع تصادفی علامت تغییر قیمت بین مقاطع سبب ایجاد تفاوت می‌شود اما باید توجه داشت که توزیع تصادفی نمی‌تواند در ساختار قیمت‌گذاری گروه‌های مختلف کالا و خدمات تفاوت معناداری ایجاد کند. زیرا این گروه‌ها با عاملی غیر از ساختار قیمت‌گذاری دسته‌بندی شده‌اند. در واقع، نتایج گزارش شده در جدول (۱) نشان می‌دهد فرض توزیع تصادفی علامت قیمت‌گذاری در مدل کالوو (۱۹۸۳) که علت اعمال تغییر قیمت است، با شواهد قیمت‌گذاری ایران سازگار نیست. به منظور اطمینان از نتیجه به دست آمده دوره زمانی مورد بررسی به دو دوره مجزا تقسیم شده و همگنی ساختار قیمت‌گذاری بین گروه‌ها در این دو دوره زمانی بررسی می‌شود.



جدول ۲. آزمون همگنی متغیر طول موج در بین مقاطع مختلف در دو دوره جداگانه

دوره زمانی	روش‌های گروه‌بندی	ویژگی‌های کلی آماری			آزمون کراسکال-ولیس			آزمون میانه	
		تعداد مشاهدات	مقاطع	درجه آزادی	سطح معناداری	میان	آماره $\chi^2$	سطح معناداری	
۱۳۹۱:۱۲-۱۳۹۲:۱۲	۱۶گانه	۳۲۵	۱۶	۱۵	۰/۰۰۰	۳/۲۷	۱۰۱/۲۵	۰/۰۰۰	
	۱۰گانه	۳۲۵	۱۰	۹	۰/۰۰۰	۳/۲۷	۷۴/۷۵	۰/۰۰۰	
	۵گانه	۳۲۵	۵	۴	۰/۰۰۰	۳/۲۷	۳۱/۲۹	۰/۰۰۰	
	۴گانه	۳۲۵	۴	۳	۰/۰۰۰	۳/۲۷	۳۰/۱۲	۰/۰۰۰	
	۱۰گانه حذف شده <sup>۱</sup>	۲۹۸	۱۰	۹	۰/۰۰۰	۳/۲۷	۸۰/۴۱	۰/۰۰۰	
	۴گانه حذف شده	۲۹۸	۴	۳	۰/۰۰۰	۳/۲۷	۳۱/۱۰	۰/۰۰۰	
۱۳۹۱:۱۲-۱۳۹۵:۱۲	۱۶گانه	۳۲۵	۱۶	۱۵	۰/۱۴۶	۳/۰۰	۱۹/۷۲	۰/۲۰۲	
	۱۰گانه	۳۲۵	۱۰	۹	۰/۰۳۰	۳/۰۰	۱۱/۵۶	۰/۲۰۸	
	۵گانه	۳۲۵	۵	۴	۰/۱۵۸	۳/۰۰	۸/۳۴	۰/۰۸	
	۴گانه	۳۲۵	۴	۳	۰/۰۷۲	۳/۰۰	۸/۳۱	۰/۰۴	
	۱۰گانه حذف شده	۲۹۸	۱۰	۹	۰/۰۴۰	۳/۰۰	۹/۳۹	۰/۴۰۲	
	۴گانه حذف شده	۲۹۸	۴	۳	۰/۱۳۹	۳/۰۰	۷/۲۴	۰/۰۶۵	

۱. منظور از حذف شده گروه‌بندی کالا و خدمت پس از حذف ۲۷ قلمی که بخش عمومی در قیمت‌گذاری آنها نقش مهم دارد. منبع: محاسبات تحقیق

نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد در سه ساله اول در تمامی شیوه‌های گروه‌بندی در هر دو روش آزمون همگنی طول موج گروه‌ها در سطح معناداری یک درصد پذیرفته نمی‌شود. ضمن اینکه میانه دوره‌های قیمت‌گذاری ۳/۲۷ ماه برآورد شده است. اما، در سه ساله دوم، با وجود کاهش سطح معناداری در مقایسه با دوره اول، همچنان همگنی به روش کراسکال-ولیس در تقسیم‌بندی‌های ده، چهارگانه و ده‌گانه بدون کالاها و خدماتی که نهادهای عمومی در قیمت‌گذاری آنها نقش دارند، رد می‌شود. در روش میانه نیز فرضیه صفر در تقسیم‌بندی چهار، پنج‌گانه و چهارگانه بدون کالاها و خدماتی که نهادهای

عمومی در قیمت‌گذاری آنها نقش دارند، در سطح معناداری ۱۰ درصد رد می‌شود. به ویژه، در آزمون کراسکال-ولیس رد همگنی در تمامی شیوه‌های تقسیم‌بندی تا سطح معناداری ۲۰ درصد قابل مشاهده است.

نکته مهم این است که به جز کاهش سطح معناداری، میانه طول موج‌های قیمت‌گذاری نیز در طول زمان تغییر می‌کند. لذا می‌توان علاوه بر تأیید نتایج ناهمگنی، تغییرات مشخصات آماری طول موج‌ها را در طول زمان نیز مشاهده کرد که برخلاف یکی دیگر از فرض‌های مدل کالوو (۱۹۸۳) مبنی بر توزیع یکنواخت علامت تغییر قیمت است. به عبارت دیگر، هر دو فرض مدل کالوو (۱۹۸۳) که در مطالعات مختلف اقتصاد ایران مبنای تصمیم‌گیری و اتخاذ سیاست است با توجه به شواهد آماری قیمت‌گذاری مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد.

#### - تغییرات ساختار قیمت‌گذاری در طول زمان

یکی از فرض‌های مدل کالوو (۱۹۸۳) بیان می‌کند متغیر علامت تغییر قیمت در طول زمان دارای توزیع یکنواخت است. برای آزمون صادق بودن این فرض در اقتصاد ایران طی دوره مورد بررسی معناداری تغییرات ساختار قیمت‌گذاری در طول زمان در دو دوره سه ساله بررسی می‌شود. با توجه به این که این بار آزمون همگنی در یک مقطع در دوره متفاوت انجام می‌شود، دیگر نمی‌توان از فرض مستقل بودن دو نمونه بهره گرفت. لذا از آزمون‌های مرتبه علامت ویلکاکسون<sup>۵۹</sup> و مرتبه علامت<sup>۶۰</sup> برای بررسی همگنی متغیرهای ناپارامتریک با توزیع وابسته استفاده می‌شود. فرضیه صفر همگن بودن ساختار قیمت‌گذاری در یک مقطع در دو دوره زمانی متوالی است. نتایج جدول (۳)<sup>۶۱</sup> نشان می‌دهد در تقسیم‌بندی چهارگانه و پنج‌گانه در بین دو دوره متوالی تمامی مقاطع به هر دو شیوه آزمون تفاوت معناداری بین توزیع متغیر طول موج وجود دارد و در تقسیم‌بندی ده‌گانه نیز این تفاوت در اکثر مقاطع در هر دو شیوه آزمون معنادار است. همچنین علاوه بر معناداری تفاوت در طول زمان، در تمامی مقاطع طول

<sup>۵۹</sup> Wilcoxon Signed Rank Test

<sup>۶۰</sup> Sign Rank Test

<sup>۶۱</sup> لازم به توضیح است در شیوه تقسیم‌بندی شانزده‌گانه به دلیل تعداد کم مشاهدات در برخی مقاطع امکان آزمون همگنی برای همان مقطع میسر نبوده است. لذا نتایج شیوه‌های تقسیم‌بندی ده‌گانه، پنج‌گانه و چهارگانه گزارش شده است.

موج قیمت‌گذاری در دوره دوم نسبت به دوره اول کاهش یافته و بنگاه‌ها در فواصل زمانی کم‌تری قیمت‌های خود را تغییر می‌دهند. این بدان معناست که تغییرات در ساختار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها را می‌توان ناشی از دو عامل اصلی دانست که البته هیچ‌یک در چارچوب مدل قیمت‌گذاری کالوو (۱۹۸۳) قابل توضیح نیست.

جدول ۳. آزمون تفاوت آماری متغیر طول موج در بین دوره دوره متوالی

۱۳۹۲:۱۲ - ۱۳۹۰:۱ و ۱۳۹۵:۱۲ - ۱۳۹۳:۱

مقطع ۱۰	مقطع ۹	مقطع ۸	مقطع ۷	مقطع ۶	مقطع ۵	مقطع ۴	مقطع ۳	مقطع ۲	مقطع ۱	آماره	آزمون <sup>۶۲</sup>	
-۰/۹	-۳/۹	-۲/۶	-۵/۵	-۲/۱	-۲/۶	-۳/۹	-۱/۶	-۵/۹	-۴/۶	Z	(الف)	مقطع ۱۰
۲	۱	۱	۱	۱	۱	۲	۲	۱	۱	<sup>۶۳</sup> S		
۰/۳۵	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۱	۰/۰۰	۰/۰۰	<sup>۶۴</sup> A-sig		
-	-	-	-۶/۱	-	-	-	-	-۶/۷	-۵/۱	Z	(ب)	مقطع ۵
-	-	-	۰/۰۰	-	-	-	-	۰/۰۰	۰/۰۰	A-sig		
۱/۰۰	۰/۰۰	۰/۳۰	-	۰/۰۳	۰/۲۱	۰/۰۰	۰/۰۹	-	-	E-sig		
-	-	-	-	-	-۵/۹	-۴/۵	-۷/۷	-۲/۲	-۲/۸	Z آماره	(الف)	مقطع ۵
					۱	۱	۱	۱	۱	S		
-	-	-	-	-	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۰	A-sig		
-	-	-	-	-	-۶/۶	-۴/۶	-۸/۸	-۳/۴	-	Z آماره	(ب)	مقطع ۴
-	-	-	-	-	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	-	A-sig		
-	-	-	-	-	-	-	-	-	۰/۰۰	E-sig		
-	-	-	-	-	-	-۵/۸	-۴/۳	-۷/۷	-۵/۰	Z آماره	(الف)	مقطع ۴
						۱	۱	۱	۱	S		
-	-	-	-	-	-	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	A-sig		
-	-	-	-	-	-	-۶/۵	-	-۸/۸	-۵/۹	Z آماره	(ب)	مقطع ۴
-	-	-	-	-	-	۰/۰۰	-	۰/۰۰	۰/۰۰	A-sig		
-	-	-	-	-	-	-	۰/۰۰	-	-	E-sig		

منبع: یافته‌های پژوهش

<sup>۶۲</sup> منظور از آزمون (الف) آزمون مرتبه علامت ویلکاکسون و منظور از آزمون (ب) آزمون مرتبه علامت است.

<sup>۶۳</sup> مینا بر اساس مرتبه‌های علامت (۱) مثبت (۲) منفی.

<sup>۶۴</sup> سطح معناداری مجانبی

اولین عامل، تغییرات در طول زمان در محیط اقتصاد کلان است که سبب تغییر ساختار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها می‌شود. البته ساختار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها علاوه بر محیط اقتصاد کلان تحت تأثیر عوامل اختصاصی صنعت و عوامل اختصاصی بنگاه نیز قرار دارد. همچنین عوامل اقتصادی می‌توانند هم باعث افزایش و هم باعث کاهش فواصل قیمت‌گذاری بنگاه‌ها شوند. عامل دیگر اثرگذار بر ساختار قیمت‌گذاری همان‌گونه که وودفرد، ۲۰۰۹؛ ماتچکا، ۲۰۱۶ و کوستین و ناکوف، ۲۰۱۸ بیان می‌کنند در چارچوب نظریه بی‌اعتنایی عقلانی و اطلاعات ناقص قابل توضیح است. در واقع با توجه به هزینه‌بر بودن اطلاعات، بنگاه‌ها در هر دوره، ظرفیت مشخصی را به دریافت اطلاعاتی که منجر به تصمیم قیمتی می‌شوند، اختصاص می‌دهند و بر مبنای اطلاعات ناقص به دست آمده تصمیم به تغییر قیمت می‌گیرند. در نتیجه، تغییر در جریان اطلاعات می‌تواند در تغییر ساختار قیمت‌گذاری مؤثر باشد. در دهه ۹۰ شمسی تغییرات نهادی زیادی مانند ایجاد زیرساخت‌های اینترنتی پرسرعت، فراگیر شدن اینترنت، افزایش نفوذ شبکه‌های اجتماعی بین خانوارها و بنگاه‌ها، افزایش گردش سرعت اطلاعات و... در جریان اطلاعات در ایران به وجود آمده که می‌تواند ظرفیت کانال‌های قیمتی بنگاه‌ها را تغییر دهد. به گونه‌ای که با توجه به نتایج جدول (۳) این تغییرات در جهت کاهش فواصل قیمت‌گذاری بنگاه‌ها بوده است.

به طور کلی، با توجه به شرایط تورمی اقتصاد ایران و همچنین نتایج به دست آمده در این پژوهش به نظر می‌رسد چارچوب مدل کالوو (۱۹۸۳) قادر نیست بخش زیادی از شواهد تجربی ساختار قیمت‌گذاری اقتصاد ایران را توضیح دهد. در نتیجه ضروری است مدل‌های جایگزین مانند مدل‌های وابسته به حالت یا شکل مناسبی از مدل‌های بی‌اعتنایی عقلانی برای توضیح مکانیزم قیمت‌گذاری در اقتصاد ایران تعریف شوند که تطبیق بیشتری با شواهد قیمتی داشته باشند.

##### ۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله بر اساس شواهد قیمتی اقتصاد ایران، برقراری فرض‌های مدل قیمت‌گذاری کالوو (۱۹۸۳) به عنوان نماینده مدل‌های وابسته به زمان ارزیابی شد. دو فرض اصلی مدل‌های

وابسته به زمان یعنی توزیع تصادفی علامت تغییر قیمت در بین بنگاه‌های عرضه‌کننده اقلام متمایز و توزیع یکنواخت این علامت در طول زمان هدف اصلی این ارزیابی است. در این پژوهش به جای جمع‌آوری ریزقیمت‌های کالا و خدمات به عنوان روش متعارف شناسایی رفتار قیمت‌گذاری، از شاخص‌های قیمت زیرگروه‌های کالا و خدمات بانک مرکزی و از روش تبدیل موجک بر آنها برای استخراج فواصل زمانی قیمت‌گذاری به عنوان نشان‌دهنده ساختار قیمت‌گذاری استفاده شد. سپس با گروه‌بندی‌های متنوع، آزمون‌های آماری همگنی در مورد آنها به کار گرفته شد.

نتایج نشان می‌دهد، ساختار قیمت‌گذاری در اقتصاد ایران در بین گروه‌های متمایز کالا و خدمات به صورت معناداری ناهمگن است. ناهمگنی مشاهده شده مربوط به مقادیر تغییر قیمت نیست که بتوان در چارچوب مدل کالوو (۱۹۸۳) تشریح شود؛ بلکه این ناهمگنی مربوط به فواصل قیمت‌گذاری است که با فرض توزیع تصادفی علامت تغییر قیمت در مدل کالوو (۱۹۸۳) ناسازگار است. در واقع بنگاه‌ها با توجه به شوک‌های مربوط به آن صنعت و همچنین شوک‌های مختص بنگاه ساختار قیمت‌گذاری خود را تغییر می‌دهند.

همچنین، ساختار قیمت‌گذاری مقاطع مختلف کالا و خدمات به طور معناداری در طول زمان تغییر می‌کند و تقریباً ناهمگن باقی می‌ماند. این یافته نیز در چارچوب مدل کالوو (۱۹۸۳) که فرض می‌کند علامت تغییر قیمت دارای توزیع یکنواخت در طول زمان است، قابل توضیح نیست. دو عامل می‌تواند تغییرات در طول زمان در ساختار قیمت‌گذاری را توضیح دهد. عامل اول ناشی از شوک‌های محیط اقتصاد کلان و شرایط خاص صنعت و بنگاه است و عامل دوم ناشی از تغییرات جریان اطلاعات و کانال به دست‌آوردن اطلاعات بنگاه‌ها است (نظریه بی‌اعتنایی عقلانی). در واقع، شاید تغییر در ساختار قیمت‌گذاری در اقتصاد ایران ناشی از تغییر در محتوای اطلاعات مورد استفاده نباشد؛ بلکه ناشی از تغییر در ظرفیت کانال اطلاعاتی بنگاه باشد. تغییر در جریان اطلاعات با توسعه زیرساخت‌های ارتباطی، توسعه شبکه‌های اجتماعی، افزایش امکان دسترسی و تحلیل اطلاعات در یک دهه گذشته در ایران فراگیر بوده است. یکی از نتایج این تغییر نهادی می‌تواند تغییر در رویکرد قیمت‌گذاری بنگاه‌ها باشد که نتایج بیانگر آن بوده است.

به طور کلی شواهد به دست آمده در این پژوهش در دو چارچوب قیمت‌گذاری وابسته به حالت و چارچوب بی‌اعتنایی عقلانی قابل توضیح است. همان‌گونه که بسیاری از مطالعات قیمت‌گذاری مانند گولوسوف و لوکاس، ۲۰۰۷؛ ناکامورا و استینسون، ۲۰۰۸؛ وودفرد، ۲۰۰۹ و کوستین و ناکوف، ۲۰۱۱ نشان داده‌اند مدل‌های وابسته به زمان اگرچه ممکن است در شرایط اقتصادی پایدار و با تورم‌های کم، عملکرد مناسبی داشته باشند؛ اما در شرایط تورمی و وضعیت دور از حالت پایدار مانند اقتصاد ایران نمی‌توانند به خوبی واقعیت‌های تغییرات قیمت را توضیح دهد. این مقاله نشان می‌دهد نتیجه‌های تحلیلی و سیاستی به دست آمده در مدل‌های اقتصاد کلان بر اساس مدل‌های وابسته به زمان در اقتصاد ایران می‌تواند گمراه‌کننده باشد.

بنابراین و با توجه به ریسک توصیه سیاستی نادرست ناشی از تحلیل پویایی‌های اقتصاد به دلیل به کارگیری مدل قیمت‌گذاری نامناسب، لازم است تعیین مدل مناسب قیمت‌گذاری برای توضیح کامل‌تر و دقیق‌تر ساختار تغییرات قیمت در اقتصاد ایران در پژوهش‌های آتی مورد توجه قرار گیرد. مدل قیمت‌گذاری‌ای که هم بتواند شواهد تجربی قیمت‌گذاری بنگاه‌ها را توضیح دهد و هم نسبت به تغییرات شرایط و ویژگی‌های اقتصاد کلان انعطاف‌پذیر باشد. استفاده از چارچوب وابسته به حالت یا بی‌اعتنایی عقلانی می‌تواند ساختار مناسبی برای تعریف چنین مدلی فراهم کنند.

## منابع

- توکلیان، حسین، جلالی نائینی، احمدرضا (۱۳۹۶). سیاست‌گذاری پولی و ارزی صلاح‌حیدی و بهینه در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برآورد شده برای اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، (۷۰): ۲۲-۳۳-۹۸.
- توکلیان، حسین (۱۳۹۱). بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، (۳): ۴۷-۲۲-۱.
- رحمانی، تیمور، امیری، حسین (۱۳۹۱). منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید و بررسی تجربی آن در ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، (۱): ۴۷-۱۱۲-۹۱.
- صارم، مهدی (۱۳۹۳). انتخاب الگوی قیمت‌گذاری مناسب برای اقتصاد ایران. *فصلنامه سیاست‌ها و پژوهش‌های اقتصادی*، (۷۰): ۲۲-۱۸۰-۱۶۱.

- محمدی، تیمور، باقری پرمهر، شعله (۱۳۹۴). استخراج چسبندگی قیمت در اقتصاد ایران در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۶(۲۲): ۳۳-۵۹.
- Alvarez, F., & Lippi, F. (2014). Price setting with menu cost for multiproduct firms. *Econometrica*, 82(1): 89-135
- Alvarez, F., Le Bihan, H., & Lippi, F. (2016). The real effects of monetary shocks in sticky price models: a sufficient statistic approach. *American Economic Review*, 106(10): 2817-51.
- Bils, M., & Klenow, P. (2004). Some evidence on the importance of sticky prices. *Journal of Political Economy*, 112(5): 947-985.
- Caballero, R., & Engel, E. (2007). Price stickiness in (S, S) models: new interpretations of Old Results. *Journal of Monetary Economics*, 54: 100-21.
- Calvo, Guillermo A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3): 383-398.
- Carvalho, C., Dam, N. A., & Lee, J. W. (2010). The cross-sectional distribution of price stickiness implied by aggregate data. *Review of Economics and Statistics*. Economics Published 2018, DOI:10.2139/ssrn.1532278. [https:// www. semanticscholar. org/](https://www.semanticscholar.org/)
- Costain, James, & Nakov, A. (2011). Price adjustments in a general model of state-dependent pricing. *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(2-3): 385-406.
- Costain, James, & Nakov, A. (2018). Logit price dynamics. *Journal of Money, Credit and Banking*, Manuscript submitted for publication.
- Eichenbaum, Martin, Jaimovich, N. & Rebelo, S. (2011). Reference prices, costs and nominal rigidities. *American Economic Review*, 101(1): 234-62.
- Eichenbaum, M., Jaimovich, N., Rebelo, S., & Smith, J. (2014). How frequent are small price changes? *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6(2): 137-55.
- Gao, Robert X., & Yan, R. (2011). Wavelets theory and applications for manufacturing. Springer Science & Business Media.
- Gençay, R., Selçuk, F., & Whitcher, B. J. (2001). An introduction to wavelets and other filtering methods in finance and economics. Elsevier.
- Gençay, R., Gradojevic, N., Selçuk, F., & Whitcher, B. (2010). Asymmetry of information flow between volatilities across time scales. *Quantitative Finance*, 10(8): 895-915.
- Gertler, M., & Leahy, J. (2008). A Phillips curve with SS foundation. *Journal of Political Economy*, 116(3): 533-572.
- Golosov, M., & Lucas Jr, R. E. (2007). Menu costs and Phillips curves. *Journal of Political Economy*, 115(2): 171-199.
- Hall, S., Walsh, M., & Yates, A. (2000). Are UK companies' prices sticky? *Oxford Economic Papers*, 52(3): 425-446.
- Kehoe, P., & Midrigan, V. (2015). Prices are sticky after all. *Journal of Monetary Economics*, 75: 35-53.

- Klenow, P., & Malin, B. (2010). Microeconomic evidence on price setting. *In Handbook of Monetary Economics*, 3: 231–284. Amsterdam: Elsevier.
- Klenow, P.J., & Kryvtsov, O. (2008). State-dependent or time-dependent pricing: does it matter for recent U.S. inflation? *Quarterly Journal of Economics*, 123(3): 863–904.
- Kouamo, O., Charbit, M., Moulines, E., & Roueff, F. (2011). Inference of a generalized long memory process in the wavelet domain. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 59(12): 5759-5773.
- Lucas Jr, R. E. (1976, January). Econometric policy evaluation: A critique. *In Carnegie-Rochester conference series on public policy*. Vol. 1: 19-46. North-Holland.
- Luo, S., & Villar, D. (2017). The skewness of the price change distribution: A new touchstone for sticky price models.
- Matejka, F. (2016). Rationally Inattentive Seller: Sales and Discrete Pricing. *Review of Economic Studies*, 83(3): 1125–1155.
- Midrigan, V. (2011). Menu costs, multi-product firms, and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 79 (4): 1139–1180.
- Nakamura, E., & Steinsson, J. (2008). Five facts about prices: An evaluation of menu cost models. *Quarterly Journal of Economics*, 123(4): 1415–1464.
- Ramsey, J. B. (2002). Wavelets in economics and finance: Past and future. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 6(3).
- Shumway, R. H., & Stoffer, D. S. (2017). Time series analysis and its applications: with R examples. Springer.
- Sims, C.A. (2003) Implications of rational inattention. *Journal of Monetary Economics*, 50(3): 665–690.
- Sims, C. A. (1998). Stickiness. *In Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* , 49: 317-356. North-Holland.
- Taylor, J. B. (1980). Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of political economy*, 88(1): 1-23.
- Walsh, C. E. (2017). Monetary theory and policy. MIT press.
- Woodford, M. (2009). Information-constrained state-dependent pricing. *Journal of Monetary Economics*, 56: 100-124.