

توصیف فضای درک واکه در زبان فارسی معیار

حامد رحمانی^۱

دانشجوی دکتری گروه آواشناسی، دانشگاه ردبود (نیمخن - هلند)

محمود بی‌جن‌خان

استاد گروه زبان‌شناسی همگانی، دانشگاه تهران

سجاد پیوسته

دانش آموخته کارشناسی ارشد گروه زبان‌شناسی همگانی، دانشگاه تهران

تاریخ دریافت مقاله: ۹۶/۴/۲۰ تاریخ پذیرش مقاله ۹۶/۶/۱۳

چکیده

هدف این مطالعه توصیف فضای سازه‌ای درک واکه در فارسی معیار است. در قالب یک آزمون شناسایی، از ۳۰ گویشور فارسی معیار درخواست شد که پس از شنیدن هر صدا، نوع واکه شنیده‌شده را مشخص کنند. واکه‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای سنتزکننده ساخته شدند. تحلیل داده‌ها بر اساس مدل رگرسیون لجستیک صورت گرفت. بر اساس یافته‌های پژوهش، شناسایی فضای درک واکه از سوی شنوندگان فارسی، تحت تأثیر سرنخ‌های فرکانس سازه اول و دوم است، درحالی‌که سرنخ فرکانس سازه سوم فاقد تأثیر درکی برای آنهاست. در مورد نحوه تأثیر این دو سرنخ، نتایج پژوهش حاضر با پژوهش‌های آکوستیکی پیشین در مورد واکه‌های فارسی سازگار است.

واژه‌های کلیدی: واکه، مدل هدف ساده، محرک مصنوعی، شناسایی، فارسی معیار، فضای واکه،

۱- مقدمه

واکه‌ها از لحاظ مشخصه‌های طیفی و زمانی با یکدیگر متفاوت‌اند و زبان‌های گوناگون به صورت‌های متفاوتی این سرنخ‌های آکوستیکی را در فرایند درک به کار می‌گیرند. واکه‌ها را می‌توان از لحاظ ویژگی‌های درکی، در فضایی آکوستیکی مشخص کرد. بررسی‌های متنوعی در راستای توصیف فضای واکه‌ای بر اساس داده‌های درکی انجام شده است (از جمله: هاوکس و فوراکیس ۱۹۹۵، اسکولز ۱۹۶۷). مطابق اصل «تقابل بیشینه»^۱، در یک فضای واکه‌ای، واکه‌ها به نحوی قرار می‌گیرند که فاصله میان واکه‌های مجاور، به حداکثر خود برسد (از جمله: جانسن و همکاران ۱۹۹۳، جانسن ۲۰۰۰). با این وجود، نتایج برخی پژوهش‌های دیگر حاکی از این است که اصل «تقابل بیشینه» تنها در مورد نظام‌های واکه‌ای سه تا شش عضوی صادق است. از این روی لیندبلوم (۱۹۸۶) با تغییر اصل «تقابل بیشینه»، اصل «تقابل کمینه»^۲ را پیشنهاد داد که مطابق آن واکه‌ها در فضای واکه‌ای طوری قرار می‌گیرند که میان جفت واکه‌های مجاور حد کفایی از تمایز حاصل شود.

در پژوهشی درباره فضای درک واکه زبان‌های انگلیسی آمریکایی و یونانی که به دست هاوکس و فوراکیس (۱۹۹۵) انجام گرفت، تفاوتی خاص میان دو نظام درکی مشاهده شد بدین گونه که واکه‌های یونانی به وسیله فضاهای تهی^۳ از یکدیگر جدا شده بودند اما واکه‌های انگلیسی طوری مجاور هم قرار داشتند که فضای تهی قابل توجهی میان آنها به چشم نمی‌خورد؛ بنابراین آنها نتیجه گرفتند در زبان‌هایی مانند یونانی که تعداد واکه‌ها در آنها نسبتاً کمتر است، واکه‌ها مطابق اصل «تقابل بیشینه» فضای واکه-ای را اشغال می‌کنند در حالی که واکه‌های زبان‌هایی مانند انگلیسی که متنوع‌تر هستند، بر اساس اصل «تقابل کمینه» کنار هم قرار می‌گیرند.

عموماً بررسی‌های انجام‌شده در مورد درک واکه‌ها با استفاده از محرک‌های مصنوعی انجام شده است. این محرک‌ها یا به صورت واکه‌های منفک از بافت تولیدشده‌اند و یا در بافت‌های کمینه‌ای مانند CVC به کار رفته‌اند. دلاتر و همکاران (۱۹۵۲) در یکی از نخستین آزمایش‌های درکی واکه‌های انگلیسی آمریکایی، ضمن به کارگیری محرک‌های مصنوعی منفک از بافت، نشان دادند که فرکانس سازه‌های اول و دوم برای تشخیص

1. maximal contrast

2. minimal contrast

3. unclaimed areas

واکه‌ها کافی هستند. با این حال در بسیاری از پژوهش‌های دیگر، برخی ویژگی‌های دینامیکی واکه‌ها در فرایند درک بااهمیت گزارش شده است. این ویژگی‌ها را می‌توان به صورت زیر دسته‌بندی کرد:

۱. گذر سازه‌ای (دی‌بندتو^۱ ۱۹۸۹، لیندبلوم و استودرت-کندی ۱۹۶۷، استرنج و همکاران ۱۹۸۳، استرنج و بن ۱۹۹۸، تیفانی ۱۹۵۳)

۲. طول نیم‌واکه آغازین سازه اول نسبت به طول واکه (دی‌بندتو ۱۹۸۹)

۳. نیم‌واکه پایانی (پلز^۲ و فان‌سان ۱۹۹۳)

۴. فرکانس پایه (تیفانی ۱۹۵۳)

دیدگاه‌های کلاسیک درک واکه را معمولاً تحت عنوان «مدل هدف ساده»^۳ (وضعیت پایدار) یاد می‌کنند. در این مدل فرض می‌شود که هر واکه یک صورت کانونی منحصر به خود و مستقل از بافت‌های آوایی دارد. به این ترتیب، هر واکه به صورت یک وضعیت ایستای مجرای صوتی توصیف می‌شود و برای مشخص کردن آن، نقطه‌ای در صفحه F1-F2 (و یا در فضای سه‌بعدی F1-F2-F3) کفایت می‌کند.

هدف از پژوهش حاضر، توصیف فضای سازه‌ای درک واکه در زبان فارسی معیار است. از آنجایی که در این بررسی واکه‌ها بر اساس مدل وضعیت پایدار شناخته می‌شوند، فرض بر آن است که درک واکه‌ها بر اساس مقادیر مطلق فرکانس سازه‌های اول تا سوم صورت می‌گیرد.

۲- روش بررسی

آزمایش بر اساس روش آلوارز گونزالس^۴ طراحی شده است (موریسن ۲۰۱۳). در این روش فضای واکه‌ای مصنوعی بر اساس «مدل هدف ساده» و با تغییر فرکانس سه سازه اول ساخته می‌شود. محرک‌ها از طریق رایانه به صورت تصادفی برای شرکت‌کنندگان پخش می‌شوند. شرکت‌کننده پس از شنیدن هر محرک، مشخص می‌کند که کدام یک از شش واکه فارسی معیار را شنیده است. با انتخاب یکی از شش گزینه توسط شرکت‌کننده، برنامه به طور خودکار محرک بعدی را پخش می‌کند. شرکت‌کنندگان برای پاسخ

1. Di Benedetto

2. Pols

3. simple target model

4. Álvarez Gonzalez

به هر محرک با محدودیت زمانی روبه‌رو نیستند و در صورت نیاز، امکان پخش مجدد هر محرک برای آنها در نظر گرفته شده است.

شرکت‌کنندگان ۲۰ گویشور مرد و ۱۰ گویشور زن هستند که به‌طور تصادفی انتخاب شدند. این افراد همگی متولد تهران بوده، خود و والدینشان تنها به زبان فارسی معیار به‌عنوان زبان اول سخن می‌گفتند. علاوه بر آن همگی تحصیل کرده بودند و با زبان انگلیسی به‌عنوان زبان دوم کم‌وبیش آشنایی داشتند. متوسط سن شرکت‌کنندگان $26/5 \pm 9/75$ سال بود که بین ۱۸ تا ۴۵ سال سن داشتند. هیچ‌یک از شرکت‌کنندگان سابقه‌ای از اختلالات شنوایی گزارش نکردند. همچنین هیچ‌یک از آنها از جزئیات و هدف آزمون آگاه نبودند.

برای ساختن محرک‌های مصنوعی از نرم‌افزار کلت‌ورکس^۱ نسخه ۲/۲ (مک‌موری ۲۰۰۹) استفاده شده است. همچنین از نرم‌افزاری با نام ادپارتس-تو^۲ برای معرفی آزمون به شرکت‌کنندگان، اجرای آزمایش، راهنمایی شرکت‌کنندگان حین آزمون و ثبت نتایج استفاده شد. این نرم‌افزار که بر پایهٔ ویژوال بیسیک^۳ است، مختص پژوهش حاضر طراحی شده است. همچنین برای بررسی و تحلیل آماری نتایج از نرم‌افزار متلب^۴ بهره برده شد.

عملیات ساخت مصنوعی محرک‌ها با استفاده از نرم‌افزار سنتزکنندهٔ کی‌ال‌سین^۵ در وضعیت سری و الگوی پنج سازه‌ای انجام شد (کلت^۶ و همکاران ۲۰۰۵). هر محرک به‌صورت واکه‌ای منفک از بافت با طول زمانی ۵۰۰ میلی‌ثانیه و الگوی آهنگی ثابت ساخته شده است. فرکانس پایه در ابتدای واکه ۱۳۰ هرتز است و در طول واکه به‌طور خطی تغییر می‌کند تا در انتهای آن به ۱۰۰ هرتز برسد. این روش مقداردهی فرکانس پایه، شبیه‌سازی یک واکه دارای آهنگ افتان است. دامنهٔ واکداری طوری تنظیم شده است که از مقدار صفر در ابتدای واکه آغاز شود و بعد از ۴۰ میلی‌ثانیه به‌صورت غیرخطی به مقدار پایدار ۶۰ دسی‌بل برسد. این مقدار در طول واکه ثابت می‌ماند و در ۴۰ میلی‌ثانیهٔ انتهایی آن مجدداً به‌صورت غیرخطی به مقدار صفر کاهش می‌یابد. این

1. KlattWorks

2. OddParts2

3. Visual Basic

4. MATLAB®

5. KLSYN

6. Klatt

روش مقاردهی دامنه واکداری، شبیه‌سازی یک واژه تکیه‌بر بوده (کلت و همکاران ۲۰۰۵) که به علت میزان برجستگی آن، برای واژه‌های منفک از بافت نیز مناسب است. محرک‌ها در فضای متغیری سه‌بعدی و با تغییرات سه پارامتر F1، F2 و F3 ساخته شده‌اند. در این فضای واژه‌ای، مقدار F1 از ۲۵۰ تا ۸۰۰ هرتز در ۹ گام (۱۰ نقطه) تغییر می‌کند. دامنه تغییرات F2 از ۷۵۰ تا ۲۷۰۰ هرتز در ۸ گام (۹ نقطه) است. همچنین F3 در ۲ گام (۳ نقطه) میان ۲۳۰۰ و ۲۹۰۰ در تغییر است. از این‌رو، مختصات فضای محرک‌ها به صورت $F1 \times F2 \times F3 = 10 \times 9 \times 3$ خواهد بود. با توجه به اینکه محرک‌هایی که در آنها مقدار F1 بیشتر از F2 و یا F2 بیشتر از F3 است، از فضای واژه‌ای حذف می‌شوند، تعداد نهایی محرک‌ها از ۲۷۰ به ۲۳۱ کاهش می‌یابد. پهنای باند سازه‌های اول تا سوم هر محرک بر اساس روش هاوکس و میلر (۱۹۹۵)، از روی مقادیر فرکانس این سازه‌ها محاسبه و مقاردهی می‌شوند. مقادیر مربوط به فرکانس و پهنای باند سازه‌های چهارم و پنجم در تمامی محرک‌ها ثابت است: فرکانس سازه‌های چهارم و پنجم به ترتیب برابر با ۳۹۰۰ و ۴۹۰۰ هرتز در نظر گرفته شده است؛ پهنای باند متناظر آنها نیز به ترتیب ۲۵۰ و ۴۰۰ هرتز خواهد بود. محرک‌ها با فرکانس نمونه‌برداری ۱۱۰۲۵ هرتز سنتز شده‌اند. هر محرک به صورت یک پرونده صدای جداگانه ذخیره شده است. همچنین میزان شدت کل محرک‌ها به وسیله نرم‌افزار پرات^۱ (بورسما و وینک ۲۰۱۲) در سطح ۷۲ دسی‌بل ثابت شده است تا شنوندگان آنها را با میزان یکسانی از بلندی بشنوند. اگرچه دامنه واکداری در تمام محرک‌ها از الگوی مشابهی تبعیت می‌کند، به خاطر استفاده از وضعیت سری مدل کلت در ساخت محرک‌ها و وابستگی دامنه نسبی هر سازه به اختلاف فرکانسی آن با سازه‌های دیگر در این وضعیت، طبعاً محرک‌ها با میزان متفاوتی از شدت کل ساخته می‌شوند. از این‌رو هم‌سطح کردن میزان شدت کل در همگی آنها پس از فرایند ساخت، ضروری خواهد بود.

در این آزمایش از شرکت‌کننده درخواست شد پس از شنیدن هر صدا با انتخاب یکی از شش گزینه مندرج در صفحه نمایش، نوع واژه شنیده شده را مشخص کند. محرک‌ها به همان صورتی که ساخته شدند و بدون قرار گرفتن در بافت، برای شرکت‌کننده پخش شدند. اطلاعاتی که برای بررسی آماری در برنامه ذخیره می‌شوند عبارت‌اند از: مشخصات صدای محرک، تعداد مراتب پخش اختیاری این صدا از سوی شرکت‌کننده،

1. Praat

گزینه انتخابی و زمان کلی انجام آزمون. لازم به ذکر است که از این بین، تعداد دفعات پخش مجدد هر محرک و زمان صرف شده برای آزمون، وارد محاسبات آماری نشدند. از بیشتر شرکت کنندگان خارج از محیط آزمایشگاهی و روی رایانه شخصی خود آزمایش گرفته شد. به واسطه شیوه طراحی آزمایش، امکان نصب آسان برنامه و محیط کاربری ساده آن، ضرورتی برای اجرای آزمون در محیط آزمایشگاهی وجود نداشت. یک گوشی با کیفیت معمولی و محیطی نسبتاً آرام برای انجام آزمایش کافی بود.

۳- یافته‌ها

به خاطر گسسته بودن متغیرهای وابسته در این بررسی، تحلیل آماری با استفاده از مدل رگرسیون لجستیک صورت گرفت. به واسطه قدرتمندی و انعطاف پذیری بسیار بالای این روش، به کارگیری آن برای تحلیل داده‌های پژوهش‌های درک گفتاری زبان اول (نیری^۱، ۱۹۹۰، نیری ۱۹۹۷) و زبان دوم (موریسن ۲۰۰۸، موریسن ۲۰۰۹) در سال‌های اخیر گسترش پیدا کرده است. به طور مشخص برای تحلیل داده‌های این پژوهش، به دلیل وجود فضای محرکی چندبعدی و طبقات پاسخی چندجمله‌ای، روش پیشنهادی نیری (۱۹۹۷) به کار رفت. رگرسیون لجستیک با حداکثر کردن نیکویی برازش (که با آماره انحراف G^2 سنجیده می‌شود) از طریق فن درست‌نمایی بیشینه تکرارشونده^۲ مدل می‌شود.

از آنجایی که زبان مادری همه شرکت کنندگان فارسی معیار بود، مدل‌سازی ما از نوع «میانگین جمعیت» و به روش ادغام داده‌ها است. همچنین برای افزایش میزان نیکویی برازش در مدل‌سازی آماری، مقادیر متغیرهای مستقل از واحد هرگز به واحد لگاریتم هرگز تبدیل و در نتیجه در قالب مقیاسی غیرخطی وارد محاسبات عددی شدند. در ادامه با استفاده از ضرایب لجستیکی، تحلیل آماری را آغاز می‌کنیم.

ضریب رگرسیون هر متغیر مستقل، توصیف‌کننده وزن (ارزش) آن متغیر است. علامت مثبت ضریب رگرسیون حاکی از آن است که میان متغیر مستقل و احتمال پیشامد رابطه مستقیم وجود دارد؛ حال آنکه ضریب رگرسیون منفی نشان‌دهنده رابطه معکوس میان این دو است. همچنین ضریب رگرسیون با مقدار زیاد به معنای آن است که متغیر مستقل متناظر با آن، تأثیری قوی در وقوع پیشامد دارد؛ ضریب رگرسیون

1. Nearey

2. iterative maximum likelihood

کوچک (نزدیک صفر) نیز بیان‌گر تأثیر ضعیف متغیر مستقل بر نتیجه خواهد بود. با توجه به فضای محرک‌های مصنوعی و گزینه‌های پاسخ، F1، F2 و F3 به‌عنوان متغیرهای مستقل و شش نمونه‌ی اعلا‌ی واکه‌ای فارسی معیار به‌عنوان متغیرهای وابسته در نظر گرفته می‌شوند. از این‌رو، برای مدل‌سازی مناسب با داده‌های جمع‌آوری‌شده، مجموعه‌ای از ضرایب رگرسیون لجستیک را به‌صورت زیر تعریف می‌کنیم:

ضرایب اریبی: $\alpha_{/a/}, \alpha_{/i/}, \alpha_{/u/}, \alpha_{/a/}, \alpha_{/e/}, \alpha_{/o/}$

ضرایب کوک-F1: $\beta_{/a/F1}, \beta_{/i/F1}, \beta_{/u/F1}, \beta_{/a/F1}, \beta_{/e/F1}, \beta_{/o/F1}$

ضرایب کوک-F2: $\beta_{/a/F2}, \beta_{/i/F2}, \beta_{/u/F2}, \beta_{/a/F2}, \beta_{/e/F2}, \beta_{/o/F2}$

ضرایب کوک-F3: $\beta_{/a/F3}, \beta_{/i/F3}, \beta_{/u/F3}, \beta_{/a/F3}, \beta_{/e/F3}, \beta_{/o/F3}$

این مجموعه شامل ضرایب حشو است؛ به‌صورتی که در هر دسته از ضرایب هرگاه مقادیر پنج ضریب مشخص‌شده باشد، مقدار ضریب ششم نیز معلوم خواهد بود. به‌دلیل استفاده از رمزگذاری انحراف از میانگین^۱، مجموع مقادیر ضرایب در هر دسته برابر با صفر است. ضرایب اریبی (عرض از مبدأ)^۲ نشان‌دهنده نسبت‌های تعداد پاسخ‌های داده‌شده به هر واکه در مجموع کل داده‌ها و بدون در نظر گرفتن ویژگی محرک هستند. از سوی دیگر، ضرایب کوک - محرک (شیب)^۳، منعکس‌کننده تغییرات پاسخ به‌عنوان تابعی از تغییرات محرک خواهند بود. باید توجه داشت که نحوه تبیین ضرایب به این شیوه، مستلزم این فرض است که تغییرات موجود در پاسخ‌های شرکت‌کنندگان ناشی از تغییرات در ویژگی‌های محرک است.

با استفاده از مدل‌سازی رگرسیون لجستیک، این امکان وجود دارد که با مقایسه نیکویی برازش بین مدل‌هایی که در لحاظ کردن ویژگی‌های محرک از هم متفاوت هستند، به‌طور مستقیم تأثیر کلی هر یک از سه متغیر مستقل را بررسی کرد. چنانچه برازش مدلی که شامل F1 و F2 است، از مدلی که این دو متغیر را لحاظ نمی‌کند بهتر باشد، می‌توان نتیجه گرفت که فرایند درک واکه‌ها به F1 و F2 وابسته است. به همین صورت هرگاه برازش مدلی که F3 را لحاظ می‌کند نسبت به مدلی که شامل F3 نیست بهتر باشد، این نتیجه به دست می‌آید که درک واکه از سوی شرکت‌کنندگان به سرنخ F3 وابسته است. با این حساب به سه مدل نیاز خواهیم داشت: مدلی که تنها شامل

1. deviation-from-mean

2. bias

3. stimulus-tuned

ضرایب اریبی است؛ مدلی که علاوه بر ضرایب اریبی، شامل ضرایب کوک F1 و F2 است؛ و مدلی که علاوه بر ضرایب اریبی و کوک F1 و F2، ضرایب کوک F3 را نیز در برمی‌گیرد. این مدل‌ها را که به ترتیب (الف)، (ب) و (ج) می‌نامیم، با ضرایب زیر توصیف می‌کنیم:

$$\alpha_{/a/}, \alpha_{/i/}, \alpha_{/u/}, \alpha_{/a/}, \alpha_{/e/}, \alpha_{/o/} \quad (\text{الف})$$

$$\alpha_{/a/}, \alpha_{/i/}, \alpha_{/u/}, \alpha_{/a/}, \alpha_{/e/}, \alpha_{/o/} \quad (\text{ب})$$

$$\beta_{/a/F1}, \beta_{/i/F1}, \beta_{/u/F1}, \beta_{/a/F1}, \beta_{/e/F1}, \beta_{/o/F1}$$

$$\beta_{/a/F2}, \beta_{/i/F2}, \beta_{/u/F2}, \beta_{/a/F2}, \beta_{/e/F2}, \beta_{/o/F2}$$

$$\alpha_{/a/}, \alpha_{/i/}, \alpha_{/u/}, \alpha_{/a/}, \alpha_{/e/}, \alpha_{/o/} \quad (\text{ج})$$

$$\beta_{/a/F1}, \beta_{/i/F1}, \beta_{/u/F1}, \beta_{/a/F1}, \beta_{/e/F1}, \beta_{/o/F1}$$

$$\beta_{/a/F2}, \beta_{/i/F2}, \beta_{/u/F2}, \beta_{/a/F2}, \beta_{/e/F2}, \beta_{/o/F2}$$

$$\beta_{/a/F3}, \beta_{/i/F3}, \beta_{/u/F3}, \beta_{/a/F3}, \beta_{/e/F3}, \beta_{/o/F3}$$

مدل‌های فوق به صورت معادلات زیر نشان داده می‌شوند:

$$V \quad (\text{الف})$$

$$V + V \times F1 + V \times F2 \quad (\text{ب})$$

$$V + V \times F1 + V \times F2 + V \times F3 \quad (\text{ج})$$

این مدل‌ها به مدل‌های آشیانه‌ای^۱ معروف هستند. در مدل‌های آشیانه‌ای همواره مدل کوچک‌تر شامل زیرمجموعه‌ای از عامل‌های مدل بزرگ‌تر است. همان‌طور که مشاهده می‌شود ضرایب مدل (الف) زیرمجموعه‌ای از ضرایب مدل (ب) هستند. ضرایب مدل (ب) نیز به نوبه خود، زیرمجموعه‌ای از ضرایب مدل (ج) خواهند بود. یکی از ویژگی‌های مدل‌های آشیانه‌ای این است که نیکویی برازش آنها را می‌توان از طریق آماره G^2 به لحاظ آماری ارزیابی کرد. در اینجا تفاوت در آماره انحراف G^2 بین دو مدل آشیانه‌ای را به پیروی از نیری (۱۹۹۷) با نماد ΔG^2 نشان می‌دهیم. باید توجه داشت که به علت ادغام داده‌ها در روش تحلیل و احتمال پیش‌آمدن ناهمگنی داده‌ها در پی آن، آزمون ΔG^2 می‌تواند در معرض خطای نوع دوم قرار داشته باشد. برای مقابله با این مشکل از یک آزمون F شبه-درست‌نمایی استفاده شده است.

1. nested models

در این بررسی، دو ابزار آماری دیگر نیز در سنجش نیکویی برازش مورد استفاده قرار گرفته است. یکی خطای ریشه میانگین مربعات (RMS) است که به این صورت تعریف می‌شود: ریشه دوم جمع مجذورات اختلاف بین مقادیر مشاهده شده و پیش‌بینی شده تقسیم بر درجه آزادی باقی‌مانده^۱ مدل. خطای RMS را می‌توان برحسب تعداد پاسخ برای هر محرک مقیاس‌بندی کرد و آن را به صورت خطای RMS % نشان داد. ابزار آماری دیگر را به عنوان درصد تطابق متوسط^۲ می‌شناسیم و آن را با %MA نشان می‌دهیم. %MA برابر است با درصد دفعاتی که در تمام محرک‌ها، محتمل‌ترین پاسخ پیش‌بینی شده با پاسخ متعارف^۳ شرکت‌کننده مطابقت داشته باشد. شایان ذکر است که با بهبود نیکویی برازش، مقدار %MA بیشتر و مقادیر G^2 و RMS % کمتر خواهد شد.

گزارش برازش هر یک از سه مدل روی داده‌های پاسخ، در جدول ۱ آمده است. برای هر مدل مقادیر مربوط به درجه آزادی، آماره انحراف G^2 ، χ^2 پیرسون، RMS % و %MA درج شده است. باید توجه داشت در محاسبات عددی و برازش مدل‌های رگرسیون لجستیک، F1 و F2 به صورت لگاریتم طبیعی مقادیر هر تزی خود وارد شده‌اند. همچنین گزارش مقایسه دوبه‌دوی مدل‌های آشیانه‌ای در جدول ۲ نوشته شده است. در هر سطر مقادیر ΔG^2 ، بیش‌پراکنش^۴ و نسبت F شبه-درست‌نمایی جهت مقایسه آمده است. نسبت F از تقسیم ΔG^2 بر عامل بیش‌پراکنش به دست می‌آید. کمیت اخیر نیز به نوبه خود به صورت نسبت χ^2 پیرسون به درجه آزادی باقی‌مانده تعریف می‌شود. همان‌طوری که مشاهده می‌شود، اضافه کردن ویژگی‌های محرک شامل F1 و F2 به مدلی که تنها حاوی ضرایب اریبی است (مقایسه دو گروه الف و ب)، به کاهش چشم‌گیر خطای RMS (%/۲۸/۲۵) و افزایش قابل ملاحظه %MA (%/۶۵/۳۶) منجر می‌شود.

جدول ۱- داده‌های مربوط به برازش مدل‌های آشیانه‌ای

مدل	df	G^2	χ^2	%RMS	%MA
الف	۱۱۵۰	۱۲۸۱۹/۴۰	۱۷۰۰۶/۷	۲۸/۰۴۶۲	۲۷/۷۰۵۶
ب	۱۱۴۰	۲۶۸۶/۵۹	۴۲۶۵۸/۹	۹/۷۸۹۹	۹۳/۰۷۳۶
ج	۱۱۳۵	۲۶۵۶/۲۱	۴۳۵۶۱/۲	۹/۶۸۵۵	۹۵/۶۷۱۰

1. residual degrees of freedom
2. modal agreement
3. common response
4. overdispersion

جدول ۲- داده‌های مربوط به مقایسه مدل‌های آشیانه‌ای

مدل‌ها	Δdf	df باقی مانده	ΔG^2	$p(\Delta G^2)$	بیش‌پراکنش	F	$p(F)$
الف-ب	۱۰	۱۱۴۰	۱۰۱۳۲/۷۶	۰/۰۰۰۰۰	۱۴/۷۸۸۴۰	۶۸/۵۱۸۲۹	۰/۰۰۰۰۰
ب-ج	۵	۱۱۳۵	۳۰/۳۸	۰/۰۰۰۰۱	۳۷/۴۴۳۷۴	۰/۱۶۲۲۷	۰/۹۷۶۲۵

بر اساس آزمون F شبه-درست‌نمایی، افزایش نیکویی برازش در گسترش از مدل (الف) به مدل (ب) از لحاظ آماری معنی‌دار است. با این حساب می‌توان نتیجه گرفت شنوندگان فارسی‌زبان در درک واژه‌ها به سرنخ‌های $F1$ و $F2$ وابسته هستند. هرگاه به مدلی که شامل ضرایب اریبی و کوک-محرك $F1$ و $F2$ است، ویژگی $F3$ محرك نیز اضافه شود (مقایسه دو گروه ب و ج)، پیامد آن تفاوتی اندک در خطای %RMS (کاهش ۱/۰/۱) و %MA (افزایش ۰/۰/۶) خواهد بود. بر اساس آزمون F شبه-درست-نمایی، افزایش نیکویی برازش در گسترش از مدل (ب) به مدل (ج) به لحاظ آماری معنادار نیست. از این رو و با حساب این نتیجه، شواهد قانع‌کننده‌ای دال بر وابستگی فارسی‌زبان به سرنخ $F3$ وجود نخواهد داشت.

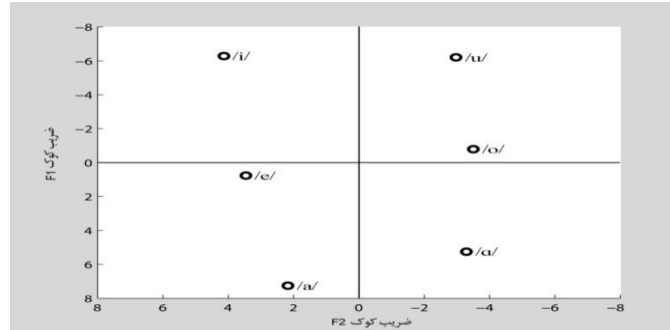
۴- بحث (بازنمایی تصویری ضرایب لجستیکی)

با استفاده از بازنمایی تصویری مدل رگرسیون لجستیک می‌توان جزئیات تأثیر سرنخ‌های $F1$ و $F2$ را در درک واژه‌های زبان فارسی بررسی کرد. در جدول ۳ اطلاعات مربوط به مقادیر ضرایب لجستیکی به‌دست‌آمده برای مدل (ب) گردآوری شده است. شکل ۱ نیز موقعیت ضرایب کوک-محرك را در فضای محرك‌ها نشان می‌دهد. همان‌طور که در شکل ۱ مشاهده می‌شود، جایگاه نسبی طبقات پاسخ واژه‌ای در فضای ضرایب لجستیکی $F1 \times F2$ (فضای درکی)، یادآور توزیع آکوستیکی واژه‌ها در فضای $F1 \times F2$ (فضای تولیدی) است. این همبستگی میان ضرایب لجستیکی و الگوهای تولیدی، غالباً در تحلیل‌های رگرسیون لجستیک به چشم می‌خورد.

جدول ۳- ضرایب رگرسیون لجستیک برای مدل (ب)

ضرایب فایس		ضرایب کوک $F1$		ضرایب کوک $F2$	
$\alpha_{/a/}$	-۸/۲۸۲	$\beta_{/a/F1}$	۵/۲۴۷	$\beta_{/a/F2}$	-۳/۲۹۵
$\alpha_{/i/}$	۷/۲۳۸	$\beta_{/i/F1}$	-۶/۲۷۱	$\beta_{/i/F2}$	۴/۱۳۳
$\alpha_{/u/}$	۵۹/۶۷۰	$\beta_{/u/F1}$	-۶/۲۰۹	$\beta_{/u/F2}$	-۲/۹۶۸
$\alpha_{/a/}$	-۶۱/۲۳۸	$\beta_{/a/F1}$	۷/۲۶۰	$\beta_{/a/F2}$	۲/۱۷۷
$\alpha_{/e/}$	-۲۸/۶۳۷	$\beta_{/e/F1}$	۰/۷۶۸	$\beta_{/e/F2}$	۳/۴۶۱
$\alpha_{/o/}$	۳۱/۲۵۰	$\beta_{/o/F1}$	-۰/۷۹۶	$\beta_{/o/F2}$	-۳/۵۰۶

شکل ۱- ضرایب کوک محرک در فضای محرک‌ها



برای به دست آوردن مقدار مورد انتظار برای واکه‌ای مشخص و ویژگی‌های محرک معلوم، مقادیر F1 و F2 متناظر به همراه ضرایب لجستیکی به دست آمده برای آن نمونه واکه‌ای در معادله مدل (ب) جای گذاری می‌شود. این به آن معناست که تمام ضرایبی که متناظر با واکه مورد نظر نیستند، مقدار صفر به خود می‌گیرند. از این رو معادله کلی لجستیک با رابطه زیر توصیف می‌شود:

$$\begin{cases} \text{Logit}_x = \alpha_x + \beta_{xF1} \times F1 + \beta_{xF2} \times F2 \\ x \in \{/a/, /i/, /u/, /a/, /e/, /o/\} \end{cases}$$

به‌عنوان نمونه، در یک گوشه از فضای محرکی $F1 \times F2$ ، مقدار لجستیک (مدل لوجیت) را برای واکه‌ای که انتظار داریم در آن گوشه بیشترین احتمال وقوع را داشته باشد، به دست می‌آوریم. مثلاً برای حداقل مقادیر F1 و F2، از آنجایی که پاسخ مورد انتظار واکه /u/ خواهد بود، مقدار لجستیک را برای این واکه به‌قرار زیر محاسبه می‌کنیم:

$$\text{Logit}_{/u/} = \alpha_{/u/} + \beta_{/u/F1} \times F1 + \beta_{/u/F2} \times F2$$

$$\text{Logit}_{/u/} = 59/670 - 6/209 \times \ln(250) - 2/968 \times \ln(750)$$

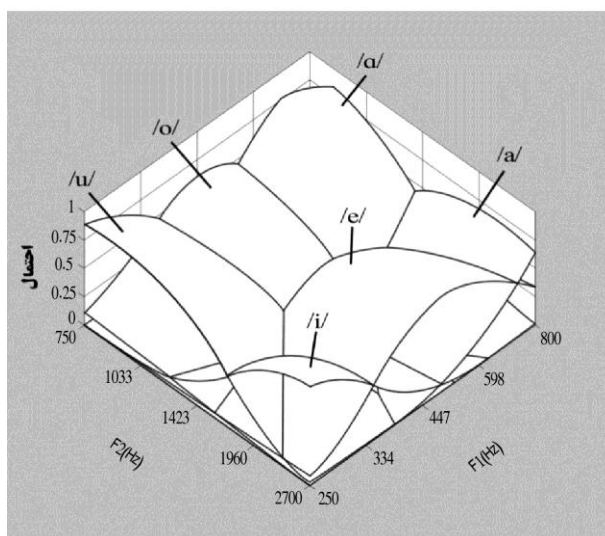
$$= 5/7389$$

از روی مقادیر لجستیک به دست آمده برای هر واکه، می‌توان احتمال مورد انتظار را برای پاسخ آن واکه به دست آورد. معادله زیر احتمال مورد انتظار را برای واکه /u/ به دست می‌دهد:

$$p_{/u/} = \frac{e^{\text{Logit}_{/u/}}}{\sum_x e^{\text{Logit}_x}}$$

$$\begin{aligned}
 &= e^{\text{Logit}/u/} / (e^{\text{Logit}/a/} + e^{\text{Logit}/i/} + e^{\text{Logit}/u/} + e^{\text{Logit}/a/} + e^{\text{Logit}/e/} + e^{\text{Logit}/o/}) \\
 &= e^{5/7389} / (e^{-1/1240} + e^{-0/263} + e^{5/7389} + e^{-6/7403} + e^{-1/4844} + e^{3/6449}) \\
 &= 0/8864
 \end{aligned}$$

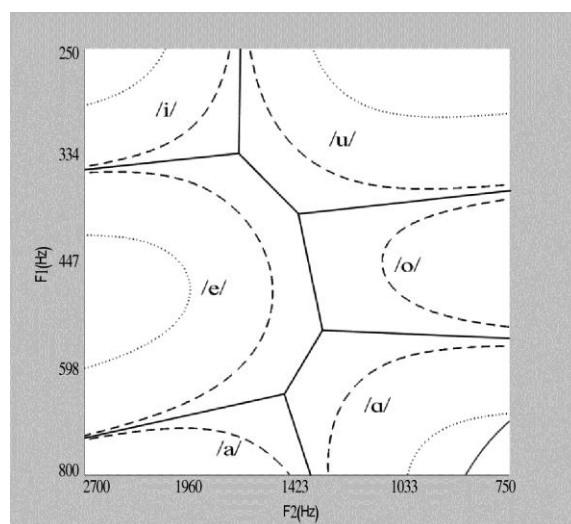
اگر مقدار احتمال مورد انتظار را برای هر نمونه واکه‌ای و به ازای تمام F1 و F2 های موجود در فضای محرکی به دست آوریم، نتیجه نمودار رویه احتمالی سه‌بعدی شکل ۲ خواهد بود. در این شکل، هر رویه متناظر با یکی از نمونه‌های واکه‌ای است. ارتفاع هر رویه نسبت به کف نمودار، نمایانگر احتمال مورد انتظار برای آن نمونه واکه‌ای خواهد بود. نمودارهای رویه احتمالی از لحاظ اطلاعاتی بسیار غنی هستند؛ به نحوی که به‌طور تصویری میزان احتمال وقوع را برای هر طبقه پاسخ و در هر ناحیه دلخواه از فضای محرک به‌روشنی بیان می‌کنند. یکی از ویژگی‌های مهم نمودارهای رویه احتمالی این است که بر اساس آنها می‌توان آهنگ تغییرات احتمال میان طبقه‌های واکه‌ای مجاور را به عنوان تابعی از ویژگی‌های محرک، مشاهده نمود.



شکل ۲- نمودار رویه احتمالی درک نمونه‌های واکه‌ای

همان‌طور که در شکل ۲ ملاحظه می‌شود، بیشترین احتمال وقوع (بالاترین ارتفاع از کف نمودار) هر نمونه واکه‌ای دقیقاً در ناحیه‌ای از فضای محرکی رخ داده است که با جایگاه تقریبی آنها در یک نمودار واکه‌ای کلاسیک سازگار است. بیشترین احتمال وقوع واکه /i/ در ناحیه F1-پایین و F2-بالا مشاهده می‌شود. بیشترین احتمال پاسخ /a/ نیز،

در ناحیه F1-بالا و F2-بالا به چشم می‌خورد. احتمال پاسخ /e/ در ناحیه‌ای میان این دو واکه (F1-متوسط و F2-بالا) به بیشترین مقدار خود می‌رسد. در سوی دیگر فضای محرکی، بیشترین احتمال رخداد پاسخ /u/ در ناحیه F1-پایین و F2-پایین مشاهده می‌شود. واکه /a/ در ناحیه F1-بالا و F2-پایین، از بیشترین احتمال وقوع برخوردار است. در ناحیه‌ای بین دو واکه اخیر، یعنی در محدوده F1-متوسط و F2-پایین، احتمال پاسخ /o/ به حداکثر مقدار خود می‌رسد. همان‌طور که در شکل ۲ مشاهده می‌شود، حداکثر احتمال مورد انتظار برای پاسخ‌های /a/ و /o/ در مقایسه با سایر پاسخ‌ها کمتر است.



شکل ۳- نمودار ناحیه‌ای فضای واکه‌ای

شکل ۳ نمودار ناحیه‌ای دوبعدی فضای واکه‌ای را برای مدل (ب) نشان می‌دهد. هرگاه نمودار سه‌بعدی را از زاویه بالای صفحه محرک‌ها نظاره کنیم، نمودار ناحیه‌ای مستقیماً از نمودار رویه احتمالی به دست می‌آید. لازم به توضیح است که در شکل ۳ جهت مختصات طوری تغییر یافته که نمودار ناحیه‌ای حاصل، مطابق با نمودارهای واکه‌ای کلاسیک در نظر آید. در هر قسمت از فضای نمودار ناحیه‌ای، فقط پاسخی که از بیشترین احتمال وقوع برخوردار است، نمایان می‌شود. مرزهای درکی میان واکه‌ها بوسیله خطوط ممتد در نمودار مشخص شده است؛ خط‌چین‌ها و نقطه‌چین‌ها نیز به

ترتیب مشخص‌کننده سطوح احتمالی ۰/۵ و ۰/۷۵ برای طبقات غالب محلی^۱ هستند. همان‌طور که مشاهده می‌شود دو واکه /u/ و /e/ نسبت به سایر واکه‌ها ناحیه گسترده‌تری را از فضای $F1 \times F2$ اشغال کرده‌اند؛ در حالی که واکه‌های /i/ و /a/ سهم نسبتاً کمی از این فضا را به خود اختصاص داده‌اند. همچنین ناحیه درکی واکه‌های /a/ و /o/ فاقد نقطه‌چین است. این به آن معناست که حداکثر احتمال مورد انتظار برای این واکه‌ها پایین‌تر از ۰/۷۵ است. به بیان دیگر، نمی‌توان نقطه‌ای در فضای درکی یافت که دست‌کم ۷۵٪ شنوندگان آن را /a/ یا /o/ تشخیص بدهند. فضای محصور در نقطه‌چین برای واکه‌های /u/ و /e/ به همان نسبت بزرگ‌تر بودن ناحیه درکی آنها، در مقایسه با سایر واکه‌ها وسیع‌تر است. در مورد واکه /u/ دامنه تغییرات $F2$ در این فضا نسبت به $F1$ بیشتر است؛ حال آنکه برای واکه /e/، $F1$ و $F2$ تقریباً به یک اندازه در تغییر هستند. نکته قابل توجه این است که فضاهای محصور در نقطه‌چین که معرف احتمال وقوع بیش از ۰/۷۵ برای طبقات واکه‌ای هستند، محدود به کناره‌های فضای درکی هستند و از این‌رو می‌توانند تداعی‌گر اصل «تقابل بیشینه» باشند.

نمودارهای ناحیه‌ای جهت مرزی^۲ میان طبقات مختلف را به خوبی نمایان می‌سازند. جهت مرزی، در واقع بازنمایی تصویری ارزش هر یک از سرخ‌های درکی است. می‌توان گفت هرگاه مرز درکی میان دو واکه مجاور محور $F1$ را قطع کند، شنوندگان در تشخیص این دو واکه بیشتر به سرخ $F1$ وابسته هستند؛ با نزدیک شدن زاویه قطع به مقدار ۹۰ درجه، ارزش این سرخ بیشتر خواهد شد. به‌طور مشابه، هرگاه مرز درکی محور $F2$ را قطع کند، وابستگی شنوندگان به سرخ $F2$ محرز خواهد بود. از این‌رو با توجه به شکل ۳، می‌توان ادعا کرد شنوندگان در تشخیص زوج واکه‌های /e-/a/، /i-/e/، /u-/o/ و /o-/a/ بیشتر به سرخ $F1$ وابسته هستند؛ در حالی که سرخ $F2$ در تمایز میان زوج واکه‌های /i-/u/، /e-/o/، /a-/a/ اهمیت بیشتری دارد. همچنین با توجه به جهت مرزی میان زوج واکه‌های /e-/a/ و /e-/u/ و به خاطر انحراف از قائمه زیاد آنها، به‌سادگی نمی‌توان راجع به ارزش سرخ‌های درکی اظهار نظر کرد. بررسی تمایز این دو زوج واکه به بخش «تفسیر مستقیم ضرایب لجستیکی» موکول خواهد شد.

1. local dominant categories

2. boundary orientation

با توجه به نمودار ناحیه‌ای، در تمایز زوج واکه‌های پسین و پیشین می‌توان دریافت که مرز درکی میان زوج واکه /i-/u/ نسبت به مرز میان /e-/o/ در محدوده بالاتری از F2 شکل گرفته است. همچنین، مقادیر F2 در مرز درکی /a-/ɑ/ بین مقادیر F2 مشاهده شده در مورد زوج واکه‌های مذکور قرار دارند. از دیگر سو، در تمایز زوج واکه‌ها برحسب ارتفاع زبان، این مشاهدات قابل توجه است: مقادیر F1 در مرز /i-/e/ نسبت به مقادیر F1 در مرز /u-/o/ کمتر هستند؛ مرز درکی /o-/ɑ/ هم شامل مقادیر کوچک‌تر F1 نسبت به مرز /e-/a/ است.

فضای نسبتاً بزرگی که در نمودار ناحیه‌ای میان خط‌چین‌ها محصور شده است و مرز درکی طبقات را در برمی‌گیرد، می‌تواند به‌عنوان فضای تهی درک واکه‌ها لحاظ شود. این فضا شامل نقاطی است که در آنها هیچ واکه‌ای با احتمال بیشتر از ۰/۵ تشخیص داده نمی‌شود.

۵- تفسیر مستقیم ضرایب لجستیکی

ضرایب رگرسیون لجستیک ابزار کارآمدی برای ارزش‌سنجی سرنخ‌های درکی هستند. در واقع، ضرایب کوک-محرك برابر هستند با شیب خطی که در فضای لجستیکی، روی داده‌های پاسخ شنوندگان برازش می‌شود. لازم به توضیح است که خطوط مورب در فضای لجستیکی با منحنی‌های سیگموئیدی در فضای احتمالی متناظر هستند. با استفاده از رمزگذاری انحراف از میانگین، آهنگ تغییرات از یک واکه به واکه دیگر در جهت هر یک از ابعاد فضای لجستیکی، برابر خواهد بود با تفاضل ضرایب کوک-محرك هر یک از آن واکه‌ها. به‌عنوان مثال، آهنگ تغییر طبقه /i/ به /u/ با افزایش F1، «ضریب تمایز»^۱ این دو طبقه در راستای F1 نامیده می‌شود و آن را به‌صورت زیر محاسبه می‌کنیم:

$$\beta_{(u-i)F1} = \beta_{u/F1} - \beta_{i/F1} = -6/209 - (-6/271) = 0/062$$

(واحد لوجیت بر لگاریتم هرتز)

بزرگ بودن ضریب تمایز نشان‌دهنده شیب زیاد منحنی سیگموئیدی در فضای احتمالی است. شیب زیاد منحنی گویای این است که مرز مشخصی میان طبقات وجود دارد. از سوی دیگر، یک ضریب تمایز کوچک نمایان‌گر مرز نامشخص میان طبقات پاسخ است.

1. contrast coefficient

ضرایب تمایز زوج واکه‌های مجاور در جدول ۴ گردآوری شده‌اند. همچنین، برای بررسی آهنگ تغییرات از طبقه واکه‌های پیشین به پسین، ضرایب تمایز مربوط به این طبقات نیز محاسبه و در ردیف آخر جدول آورده شده است.

با استفاده از ضرایب تمایز می‌توان دو معیار مهم درکی را به‌طور مستقیم اندازه‌گیری نمود: یکی جهت مرزی (که پیشتر شرح داده شد) و دیگری پیچش مرزی^۱ که عبارت است از آهنگ تغییرات از یک طبقه به طبقه دیگر در راستایی عمود بر جهت مرزی آن دو. هر قدر اندازه پیچش مرزی بیشتر باشد، مرز میان دو طبقه مشخص‌تر و به قالب درک مقوله‌ای شبیه‌تر خواهد بود.

پیچش مرزی مخصوصاً در یادگیری زبان دوم اهمیت دارد و می‌تواند برای سنجش توانایی زبان‌آموزان در به‌کارگیری الگوهای درکی خاص زبان دوم، به‌عنوان معیاری کمی لحاظ گردد.

جدول ۴- ضرایب تمایز مربوط به زوج واکه‌های مجاور

ضرایب تمایز			
$\beta_{(u-i)F1}$	۰/۰۶۲۰	$\beta_{(u-i)F2}$	-۷/۱۰۱۰
$\beta_{(o-e)F1}$	-۱/۵۶۴۰	$\beta_{(o-e)F2}$	-۶/۹۶۷۰
$\beta_{(a-a)F1}$	-۲/۰۱۳۰	$\beta_{(a-a)F2}$	-۵/۴۷۲۰
$\beta_{(u-o)F1}$	-۵/۴۱۳۰	$\beta_{(u-o)F2}$	۰/۵۳۸۰
$\beta_{(o-a)F1}$	-۶/۰۴۳۰	$\beta_{(o-a)F2}$	-۰/۲۱۱۰
$\beta_{(i-e)F1}$	-۷/۰۳۹۰	$\beta_{(i-e)F2}$	۰/۶۷۲۰
$\beta_{(e-a)F1}$	-۶/۴۹۲۰	$\beta_{(e-a)F2}$	۱/۲۸۴۰
$\beta_{(a-e)F1}$	۴/۴۷۹۰	$\beta_{(a-e)F2}$	-۶/۷۵۶۰
$\beta_{(u-e)F1}$	-۶/۹۷۷۰	$\beta_{(u-e)F2}$	-۶/۴۲۹۰
$\beta_{((u+o+a)-(i+e+a))F1}$	-۳/۵۱۵۰	$\beta_{((u+o+a)-(i+e+a))F2}$	-۱۹/۵۴۰۰

برای اندازه‌گیری جهت و پیچش مرزی، ضرایب تمایز به مختصات قطبی برده می‌شوند. اندازه و زاویه قطبی، به ترتیب نشان‌دهنده پیچش و جهت مرزی هستند. کمیت‌های قطبی را برای ضرایب کوک - محرک جدول ۴ و با فرض همبستگی $F1$ و $F2$ به‌صورت زیر تعریف می‌کنیم: (اندازه و زاویه قطبی را به ترتیب با R و θ نشان می‌دهیم).

$$R = \sqrt{\beta_{F1}^2 + \beta_{F2}^2} \quad \theta = \arctan\left(\frac{\beta_{F2}}{\beta_{F1}}\right)$$

1. boundary crispness

که در آن β_{F1} و β_{F2} به ترتیب ضرایب تمایز کوک-F1 و کوک-F2 هستند. در مختصات قطبی، ضرایب تمایز را برای هر توالی واکه‌ای به صورت بردار (R, θ) نشان می‌دهیم که در آن R و θ به ترتیب مختصه اول و دوم نامیده می‌شوند. در جدول ۵ مجموعه این بردارها برای تمایزهای واکه‌ای جدول ۴ آمده است. با توجه به داده‌های جدول، در مورد هر تمایز واکه‌ای هر قدر مختصه اول بزرگ‌تر باشد، مرز میان واکه‌ها مشخص‌تر خواهد بود. همان‌طور که از نتایج برمی‌آید، بزرگ‌ترین مقدار مختصه اول در مورد تمایز /u/-/e/ وجود دارد. از این رو می‌توان مدعی شد مرز تشخیص این دو واکه به نسبت سایر زوج واکه‌ها، مشخص‌تر است. همچنین کمترین مقدار مختصه اول در مورد زوج /u/-/o/ به چشم می‌خورد که بیان‌گر نامشخص بودن مرز تشخیص این دو نسبت به سایر طبقات است. از سوی دیگر، هر اندازه قدر مطلق مختصه دوم به زاویه قائمه نزدیک‌تر باشد، وابسته بودن درک تمایز به عامل F2 بیشتر خواهد بود؛ نزدیک بودن قدر مطلق این مختصه به زاویه صفر نیز نشان‌دهنده وابستگی درک به عامل F1 است. همان‌طور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود کوچک‌ترین مقدار قدر مطلق مختصه دوم در مورد زوج واکه /o/-/a/ گزارش شده است. به همین جهت می‌توان ادعا کرد بیشترین میزان بستگی به عامل F1 در تشخیص زوج واکه /o/-/a/ وجود دارد. از سوی دیگر و با توجه به اینکه بیشترین مقدار مختصه دوم، در بردار قطبی مربوط به /u/-/i/ به چشم می‌خورد، نتیجه می‌گیریم بیشترین میزان بستگی به عامل F2 در تشخیص این دو واکه از هم وجود دارد.

جدول ۵- بردارهای قطبی متناظر با ضرایب تمایز

بردارهای قطبی	
(u-i)	(۷/۱۰, -۸۹/۵°)
(o-e)	(۷/۱۴, ۷۷/۳°)
(a-a)	(۵/۸۳, ۶۹/۸°)
(u-o)	(۵/۴۳, -۵/۶°)
(o-a)	(۶/۰۴, ۲/۰°)
(i-e)	(۷/۰۷, -۵/۴°)
(e-a)	(۶/۶۱, -۱۱/۳°)
(a-e)	(۸/۱۰, -۵۶/۵°)
(u-e)	(۹/۴۸, ۴۲/۶°)
((u+o+a)-(i+e+a))	(۱۹/۸۵, ۷۹/۸°)

با توجه به آنچه گفته شد، تمایزهای واکه‌ای را برحسب میزان مشخص بودن مرز آنها، به صورت زیر می‌توان مرتب کرد:

$(u-e) > (a-e) > (o-e) > (u-i) > (i-e) > (e-a) > (o-a) > (a-a) > (u-o)$

همچنین این تمایزهای واکه‌ای برحسب میزان بستگی آنها به سرنخ F1 به صورت زیر مرتب می‌شوند:

$(o-a) > (i-e) > (u-o) > (e-a) > (u-e) > (a-e) > (a-a) > (o-e) > (u-i)$

بدیهی است که میزان بستگی به عامل F2 در جهتی معکوس ترتیب فوق خواهد بود. از بررسی کلی کمیت‌های فوق می‌توان نتیجه گرفت که تشخیص زوج واکه‌های /o/ در تشخیص زوج واکه‌های /i-/e/، /i-/o/ و /e-/a/ تا حد زیادی وابسته به سرنخ F1 است؛ حال آنکه سرنخ F2 در تشخیص زوج واکه‌های /i-/u/، /e-/o/ و /a-/a/ مهم‌ترین عامل محسوب می‌شود. این تفسیرها با نتایج مشاهدات برآمده از بازنمایی تصویری ضرایب رگرسیون سازگار است. همچنین در مورد زوج واکه‌های /e-/a/ و /e-/u/ می‌توان گفت به علت اختلاف ناچیز مختصاً دوم آنها از زاویه نیمه‌قائمه، تشخیص این دو زوج واکه به هر دو سرنخ F1 و F2 وابسته است. با این حال، تفاوت ارزش دو سرنخ F1 و F2، در تمایز /e-/u/ کمتر از /e-/a/ است. در مورد تقابل درکی واکه‌های پسین و پیشین نیز می‌توان مدعی شد که مرز درکی میان آنها بسیار مشخص و تمایز آنها تا حد زیادی وابسته به سرنخ F2 است.

۶- نتیجه

به اعتبار مشاهدات می‌توان بیان کرد که گویشوران فارسی معیار در درک واکه‌ها به هر دو سرنخ F1 و F2 وابسته هستند ولی شواهد قانع‌کننده‌ای دال بر وابستگی شنوندگان به عامل F3 یافت نشد. مجموع یافته‌ها را می‌توان به این صورت جمع‌بندی کرد که میزان ارزش‌دهی درکی سرنخ‌های F1 و F2 در همبستگی با فرضیه‌های رایج واج-شناختی واکه‌های زبان فارسی قرار دارد (بیجن خان ۱۳۷۸). هرگاه در توصیف دو واکه، مشخصه‌های آوایی مربوط به درجات ارتفاع زبان در تقابل با یکدیگر قرار گیرند، شنوندگان در تشخیص این دو واکه وابسته به سرنخ F1 هستند؛ حال آنکه هرگاه عامل تمایز دو واکه مشخصه‌های آوایی مرتبط با محل تولید برحسب پیشین یا پسین بودن باشد، شنوندگان در تمایز این دو واکه به سرنخ F2 وابسته‌اند. به‌طورکلی یافته‌های این قسمت با پژوهش‌های آکوستیکی پیشین در مورد واکه‌های زبان فارسی سازگار است (بی‌جن خان ۱۳۸۴). هر چند این آزمون به‌گونه‌ای طراحی نشده است که ناحیه‌های

تهی فضای درکی به‌روشنی نمایان شود، با این حال همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، می‌توان نواحی با سطح احتمال کمتر از ۰/۵ را به‌عنوان تقریبی از فضاهای تهی در نظر گرفت. وسیع بودن این فضای میانی از یک‌سو و محدود بودن نواحی درکی با احتمال بیش از ۰/۷۵ به بخش‌های کناره‌ای فضای محرک‌ها از سوی دیگر، می‌تواند نشانه‌هایی باشد دال بر اینکه فرایند درک واژه‌های فارسی با اصل «تقابل بیشینه» همخوانی دارد.

منابع

- بی‌جن‌خان، محمود (۱۳۷۸). یادگیری واژه‌های زبان فارسی بر اساس یک مدل شناختی. *تازه‌های علوم شناختی*. سال اول، شماره اول، ۲۴-۳۴.
- بی‌جن‌خان، محمود (۱۳۸۴). *واج‌شناسی: نظریه بهینگی*. تهران، سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت)، مرکز تحقیق و توسعه علوم انسانی.
- Boersma, P, and D. Weenink. 2012. Praat: Doing phonetics by computer [Computer program].
- Delattre, P, A.M. Liberman, F.S. Cooper, and L.J. Gertsman. 1952. An experimental study of the acoustic determinants of vowel color; Observations on one- and two-formant vowels synthesized from spectrographic patterns, *Word*, 8(3): 195-211.
- Di Benedetto, M. 1989. Vowel representations: Some observations on the temporal and spectral properties of the first formant frequency, *Journal of Acoustical Society of America*, 86(1): 55-66.
- Hawks, J, and M. Fourakis. 1995. The perceptual vowel spaces of American English and Modern Greek: A comparison, *Language and Speech*, 38 (3): 237-252.
- Hawks, J, and J. Miller. 1995. A formant bandwidth estimation procedure for vowel synthesis, *Journal of Acoustical Society of America*, 97(2): 1343-1344.
- Johnson, K, P. Ladefoged, and J. Mc Donough. 1993. Do women listen to men's voices with men's mouths in mind? *Journal of Acoustical Society of America*, 93(4): 2298.
- Johnson, K. 2000. Adaptive dispersion in vowel perception, *Phonetica*, 57: 181-188.
- Klatt, D, J. Whalen, and J. Hillenbrand. 2005. KLSYN: A formant synthesizer program [Computer program].
- Lindblom, B, and M. Studdert-Kennedy. 1967. On the role of formant transitions in vowel recognition, *Journal of Acoustical Society of America*, 42(4): 830-843.
- Lindblom, B. 1986. *Phonetic Universals in vowel systems*, Florida, Academic Press.

- McMurray, B. 2009. KlattWorks: A [somewhat] new approach to formant-based synthesis [Computer program].
- Morrison, G.S. 2008. L1-Spanish speakers' acquisition of the English /i-/I/ contrast: Duration-based perception is not the initial development stage, *Language and Speech*, 51: 285-315.
- . 2009. Logistic regression software for speech perception data [Computer program].
- . 2013. Tutorial on logistic-regression calibration and fusion: converting a score to a likelihood ratio, *Australian Journal of Forensic Sciences*, 45(2): 173–197.
- Nearey, T.M. 1990. The segment as a unit of speech perception, *Journal of Phonetics*, 18: 347–373.
- . 1997. Speech perception as pattern recognition, *Journal of the Acoustical Society of America*. 101(6): 3241–3254.
- Pols, L.C.W, R.J.J.H. van Son. 1993. Acoustics and perception of dynamic vowel segments, *Speech Communication*, 13: 135-147.
- Scholes, R.J. 1967. Categorical responses to synthetic vocalic stimuli by speakers of various languages, *Language and Speech*, 10: 252-282.
- Strange, W, J.J. Jenkins, and T.L. Johnson. 1983. Dynamic specification of coarticulated vowels, *Journal of Acoustical Society of America*, 74(3): 695-705.
- Strange, W, and O. Bohn. 1998. Dynamic specification of coarticulated German vowels: Perceptual and acoustical studies, *Journal of Acoustical Society of America*, 104(1): 488-504.
- Tiffany, W.R. 1953. Vowel recognition as a function of duration, frequency modulation and phonetic context, *Journal of speech and hearing disorders*, 18: 289-301.