Artículo de Investigación





El contraste velar/uvular en las fricativas del aymara: un estudio acústico-estadístico

The velar/uvular contrast in the fricatives of Aymara: an acoustic-statistical study

Recibido: 03-12-2023 Aceptado: 20-03-2024 Publicado:30-10-2025

Daniela Alejandra Mena Sanhueza

Universidad de La Serena daniela.menas@userena.cl

©0000-0001-8659-6877

Darío Alejandro Fuentes Grandón

University of Bristol ph19995@bristol.ac.uk

0000-0002-5239-8765

Mauricio Alejandro Figueroa Candia

Universidad de Concepción maufigueroa@udec.cl

0000-0003-2276-8195

Resumen: Este trabajo tiene como objetivo principal determinar cuáles son los correlatos acústicos que permiten distinguir entre las consonantes fricativas velares y las consonantes fricativas uvulares del aymara hablado en Chile. Para ello, se analizan las siguientes mediciones: duración, centro de gravedad, varianza, oblicuidad, curtosis, amplitud absoluta, amplitud normalizada, y F1 y F2 de la vocal que sigue a la consonante. Luego de realizar los análisis estadísticos de tipo bayesiano, los resultados indican que el centro de gravedad, la varianza y el F1 de la vocal que sigue a la consonante permiten distinguir estos sonidos. Dentro de las posibles proyecciones de este estudio se destacan ampliar la cantidad de hablantes entrevistados, así como también establecer distinciones por grupo etario y, además, realizar estudios perceptuales que sustenten la propuesta de este trabajo.

Palabras claves: aymara-fricativas- consonantes velares- consonantes uvulares- estadística bayesiana.

Abstract: This study aims to determine the acoustic correlates that allow distinguishing between velar and uvular fricative consonants in Aymara spoken in Chile. To do this, the following measurements are analyzed: duration, center of gravity, variance, skewness, kurtosis, absolute amplitude, normalized amplitude, F1, and F2 of the vowel following the consonant. After conducting Bayesian statistical analyses, the results indicate that the center of gravity, variance, and F1 of the vowel following the consonant are able to differentiate these sounds. Possible future directions for this work include expanding the number of speakers, as well as establishing distinctions by age group, and conducting perceptual studies to support the findings of this work.

Keywords: Aymara- fricatives- velar consonants- uvular consonants- Bayesian statistics

Introducción

La lengua aymara y sus hablantes

De acuerdo con Eberhard, Simons y Fennig (2024), el aymara hablado en Chile corresponde al aymara central, también hablado en Bolivia y en Perú por entre uno y dos millones de personas. Albó (2000) plantea que los hablantes son dos millones, de los cuales 20 mil vivirían en Chile. Según Eberhard *et al.* (2024), tanto el aymara central como el aymara sureño y el jaqaru, estos últimos hablados en Perú, forman parte de la familia lingüística "aymara". Por su parte, Cerrón-Palomino (2000) indica que el aymara central está compuesto por el jacaru y el caqui, y divide el aymara sureño entre nortino, intermedio y sureño. Según esta clasificación, el aymara hablado en las comunas chilenas de Guallatiri y Visviri correspondería al aymara intermedio, mientras que el hablado en el altiplano de Iquique, al aymara sureño.

A nivel nacional, el aymara ocupa el segundo lugar en importancia, después del mapudungun, y es la lengua originaria principal del norte de Chile (Gundermann, González y Vergara, 2007). De acuerdo con el Censo efectuado en el año 2017 (Instituto Nacional de Estadísticas, 2018), ante la pregunta "¿Se considera perteneciente a un pueblo indígena u originario?", un total de 2.185.792 de las 17.076.076 personas que respondieron, contestaron afirmativamente. En porcentajes, un 12,8% de la población se considera perteneciente a un pueblo originario. De ellos, 156.754 se adscriben a la comunidad aymara y se encuentran ubicados en las regiones de Arica y Parinacota (59.432), Tarapacá (48.964), Metropolitana (15.988) y Antofagasta (12.861).

De acuerdo con Salas (1996), las mejoras en términos de conectividad y acceso a la sociedad global chilena, por ejemplo, mediante la creación de escuelas, rutas viales y exposición a los medios de comunicación, desde hace varias décadas ha intensificado el contacto entre las comunidades aymara

y la sociedad chilena. En este sentido, indica que en los adultos mayores de ambos géneros predomina el uso del aymara, mientras que el castellano es más preponderante en hombres y jóvenes, quienes tienen una actividad de contacto más sistemática. Gundermann, Vergara y González (2009) realizan un estudio de la situación de la lengua aymara en dos regiones del norte de Chile, a saber, en Arica y Parinacota, y en Tarapacá. En esta investigación constatan que la identificación étnica aymara está relacionada con la ubicación geográfica, específicamente, a medida que se produce un descenso desde el altiplano hacia zonas más bajas, desciende también la adscripción a esta etnia. Así también, el nivel de competencia expresado por los hablantes, es más alto en el altiplano y a medida que se acerca hacia la pampa disminuye progresivamente.

El sistema fonético-fonológico del aymara hablado en Chile: el caso de las consonantes fricativas posteriores

Todos los estudios del sistema fonológico del aymara hablado en Chile han determinado que esta lengua presenta 3 vocales fonológicas: /a/, /i/ y /u/ (Clairis, 1976; Harmelink, 1985; Salas y Valencia 1988; Poblete y Salas 1997). En relación con las consonantes, teniendo en cuenta el último estudio desarrollado, se encuentran: /p/, /ph/, /p'/, /m/, /t/, /th/, /t'/, /s/, /n/, /l/, /tʃh/, /tʃh/, /tʃh/, /t/, /g/, /q/, /qh/, /q', /q/, /q/; y las semiconsonantes /j/ y /w/ (Poblete y Salas 1997).

Como es posible observar en el listado de fonemas, existen 3 consonantes fricativas, todas ellas son áfonas, al igual que las consonantes oclusivas y africadas. Según Clairis (1976) las fricativas ocurren en los puntos alveolar, palatal y velar, pero de acuerdo con Salas y Valencia (1988), se presentan en los puntos alveolar, postpalatal y postvelar; mientras que Poblete y Salas (1997) señalan que los puntos de articulación son alveolar, palatal y uvular. De acuerdo con Yapita (1991), citado por Adelaar y Muysken (2004), el aymara hablado en la ciudad de La Paz (Bolivia) presenta estas fricativas en los puntos articulatorios alveolar /s/, velar /x/ y uvular / χ /. A diferencia de lo reportado por Yapita (1991) para el aymara de Bolivia, en ninguna de las descripciones previas del aymara hablado en Chile se ha manifestado que exista un contraste entre fricativas velares y uvulares, sino que se les ha asignado las etiquetas de palatal versus velar, postpalatal versus postvelar y palatal versus velar.

En este contexto, es de considerable importancia tipológica determinar con precisión los puntos articulatorios en los que estas consonantes se realizan y cuáles son las mediciones acústicas que permiten diferenciarlas. De acuerdo con *UCLA Phonological Segment Inventory Database* (Maddieson, 1994), de las 451 lenguas pertenecientes a este inventario, solamente 22 de ellas presentan un contraste entre consonantes fricativas velares y uvulares.

El presente estudio

A la fecha, no se han realizado estudios acústicos con sustento estadístico para las consonantes fricativas del aymara en general, ni para la variante hablada en Chile, a pesar de que este tipo de mediciones –sobre todo las relacionadas con las características espectrales de las consonantes (Jongman, Wayland y Wong, 2000)– proveen información que permite resolver interrogantes como las ya planteadas. Teniendo estos antecedentes en consideración, la presente investigación tiene como propósito determinar los correlatos acústicos del dominio articulatorio que permiten distinguir las consonantes fricativas posteriores, esto es, la consonante fricativa velar /x/ y la consonante fricativa uvular / χ / en el aymara hablado en Chile. En esta investigación, se considerarán las siguientes mediciones: duración, centro de gravedad, varianza, oblicuidad, curtosis, amplitud absoluta y normalizada, el formante 1 (F1) y el formante 2 (F2). Este análisis estará basado en los trabajos de Gordon, Barthmaier y Sands (2002), Nirgianaki (2014), Holliday y Martin (2018) y Mena, Figueroa y Salamanca (2020).

Métodos

Las grabaciones utilizadas en este estudio fueron recolectadas en el contexto del Proyecto Fondecyt 3210722. Se realizó una entrevista a 10 hablantes bilingües aymara-español con edades entre los 45 y 75 años que vivían en distintas localidades de la Región de Tarapacá. La tarea de elicitación consistió en la grabación de una lista léxica compuesta por aproximadamente 100 palabras. Los hablantes escuchaban la palabra en español y, luego, la repetían 3 veces en aymara. Los instrumentos utilizados fueron una grabadora digital Tascam DR-40X, configurada para registrar señales a una frecuencia de 44.100 Hz y con una profundidad de 24 bit, y un micrófono de cabeza de condensador.

Luego de obtener todo el corpus, se empleó el programa Praat (Boersma y Weenink, 2021) para segmentar y etiquetar todas las palabras y sonidos presentes en la muestra. Se utilizó un script de *Praat* que capturó las etiquetas asociadas con cada fricativa, así como las diferentes mediciones que se utilizarían en los distintos análisis. En particular, se obtuvieron los valores de duración, momentos espectrales (centro de gravedad, varianza, curtosis y oblicuidad), amplitud (amplitud absoluta y amplitud normalizada), y los valores del F1 y F2 de la vocal que sigue a las consonantes [x] y [x].

Los procedimientos de extracción de datos de amplitud y de momentos espectrales fueron los mismos reportados por Mena *et al.* (2020). La amplitud normalizada correspondió a la diferencia entre la amplitud de la fricativa y la amplitud de la vocal siguiente. Al calcular la amplitud normalizada de esta manera, es posible controlar las potenciales diferencias de amplitud entre distintos hablantes. Los valores de los formantes corresponden a los valores del F1 y del F2 al inicio de cada vocal, los que fueron obtenidos a través de un objeto *Formant* en *Praat*. No se realizó ningún tipo de normalización de formantes dado que en nuestros modelos incluímos sexo como variable predictiva y a cada participante como efecto aleatorio (ver sección de análisis estadístico), controlando de esta manera las diferencias entre hombres y mujeres, así como también las diferencias por cada hablante. El script utilizado para la extracción de datos puede encontrarse en nuestro <u>repositorio en línea</u>.

Análisis estadístico

Los datos fueron analizados mediante una regresión lineal bayesiana construida a través de métodos de Montecarlo basados en cadenas de Markov (Wagenmakers *et al.*, 2018). Estos análisis fueron realizados en *R* (R Core Team, 2021) utilizando el paquete brms (Bürkner, 2017). El enfoque bayesiano no arroja valores estadísticos específicos ni valores *p*, sino que entrega distribuciones de probabilidad para los distintos parámetros del modelo. Estas distribuciones son presentadas a través de sus promedios y de la incertidumbre de dichos parámetros, las que suelen representarse a través de los Intervalos de Credibilidad (IC).

El enfoque bayesiano se caracteriza por permitir incorporar las tendencias recolectadas por evidencia previa en sus análisis a través de las *priors* o probabilidades *a priori*. Estas distribuciones de probabilidad plasman las expectativas respecto de las distribuciones resultantes del modelo (o probabilidades posteriores) (Depaoli, Winter y Visser, 2020). Dado que las distribuciones *a priori* pueden afectar los modelos resultantes, es necesario realizar un análisis de "sensitividad" que evalúe el impacto de dichas distribuciones en el modelo (Depaoli *et al.*, 2020).

Los IC serán utilizados para determinar la existencia de evidencia sustancial a favor de un efecto (por ejemplo, si los IC no incluyen cero, será interpretado como evidencia a favor de un efecto). También se reportará el tamaño de la evidencia a favor de una hipótesis a través de los Factores de Bayes (FB). Estos suelen ser interpretados como la cantidad de veces que el modelo apoya una hipótesis por sobre otra (Wagenmakers *et al.*, 2018). Los FB fueron estimados utilizando hipótesis unidireccionales (por ejemplo, "Efecto del parámetro X > 0") a través de la función "hypothesis()" del paquete brms

(Bürkner, 2017) de *R* (R Core Team). Los distintos modelos presentados, sus probabilidades *a priori* y los análisis de sensitividad se encuentran en nuestro <u>repositorio en línea</u>.

Los modelos reportados buscan principalmente explorar el comportamiento acústico de las fricativas [x] y $[\chi]$ del aymara hablado en Chile. Para ello, diferentes medidas fueron analizadas como variable dependiente: duración, centro de gravedad, varianza, curtosis, oblicuidad, amplitud absoluta y amplitud normalizada y el efecto de dichas consonantes en el inicio de F1 y de F2.

Todos los modelos estadísticos tuvieron la misma configuración con excepción de sus variables dependientes. Las variables independientes para todos los modelos fueron zona de articulación (velar, uvular) y sexo del hablante (mujer, hombre) y la interacción de estos términos. Decidimos explorar las diferencias entre las fricativas producidas por mujeres y hombres, siguiendo los análisis reportados por otros estudios acústicos de consonantes fricativas (Gordon *et al.*, 2002; Mena *et al.*, 2020; Nirgianaki, 2014). Se incluyó como efectos aleatorios a cada informante con zona de articulación como parte de la pendiente de regresión. El nivel de referencia de todos los modelos reportados fue la consonante velar fricativa [x] producida por hablantes mujeres. La fórmula del modelo se encuentra resumida en (1).

(1) Variable dependiente ~ zona + sexo + zona*sexo + (zona|Informante)

La muestra estuvo compuesta por distintas instancias de [x] y $[\chi]$ en posición inicial de sílaba. Para evitar diferencias causadas por la vocal que sigue a las fricativas estudiadas (ej. palatalización), se incluyeron en el análisis solo las realizaciones de [x] y $[\chi]$ que anteceden a vocales abiertas [a]. Para la remoción de los datos atípicos, se utilizó el criterio de 1.5 rangos intercuartiles (Tukey, 1977). Específicamente, los datos atípicos fueron identificados para cada variable dependiente y para cada uno de los 4 subgrupos resultantes de las distintas variables independientes. La muestra resultante utilizada en cada modelo se encuentra reportada en la Tabla 1.

Tabla 1. Recuento de realizaciones de [x] y $[\chi]$ seguidas de [a] para las distintas variables dependientes.

Datos	[x]		[χ]	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Corpus original	60	80	30	18
Duración	69	78	30	17
Centro de gravedad	60	77	29	18
Varianza	59	75	29	18
Oblicuidad	55	72	27	16
Curtosis	50	67	27	16
Amplitud absoluta	60	80	30	18
Amplitud normalizada	59	77	30	18

Datos	[x]		$[\chi]$		
	Mujeres	ijeres Hombres		Hombres	
Inicio del F1	55	75	28	16	
Inicio del F2	50	76	25	12	

Los valores reportados corresponden al número de consonantes seguidas de vocal fonética [a], luego de la remoción de datos atípicos.

Todos los modelos se ejecutaron utilizando 2 cadenas de Markov con 4000 iteraciones cada una, de las cuales 1000 iteraciones corresponden a la fase de entrenamiento del modelo. Dada la ausencia de estudios de fricativas del aymara, las probabilidades *a priori* del modelo se establecieron en base a estudios acústicos de las fricativas de otras lenguas que adoptaron un enfoque similar. En específico, se utilizó como referencia el estudio de Gordon *et al.* (2002) de las fricativas [x] y [χ] del aleut, y los trabajos de Nirgianaki (2014) y Mena *et al.* (2020), sobre las fricativas del griego y del mapudungun, respectivamente. Finalmente, para guiar nuestras expectativas del efecto de la fricativa uvular en los formantes de [a], utilizamos los trabajos de Mena *et al.* (2025) y el de Holliday y Martin (2018), quienes estudiaron el descenso vocálico causado por consonantes uvulares en el aymara y el quechua, respectivamente. Dado que cada modelo presenta una variable dependiente diferente, cada modelo tiene sus propias distribuciones *a priori*. Para facilitar la lectura, reportamos dichas distribuciones *a priori* junto con los resultados de cada modelo.

Resultados

Duración

Para la regresión lineal bayesiana que explora la duración, basamos nuestras expectativas en los resultados reportados por Gordon *et al.* (2002), en los que no se detectaron diferencias de duración entre [x] y [χ]. Estas expectativas fueron representadas a través de distribuciones *a priori* con efectos nulos para los distintos parámetros del modelo N(0, 100)¹. Para el análisis de sensitividad, ejecutamos dos modelos alternativos con distribuciones *a priori* positivas N(100, 50) y negativas N(100, 50) para los efectos de zona y modo.

La Figura 1 ilustra la duración de [x] y [χ], mientras que la Tabla 2 resume los resultados de la regresión lineal bayesiana. Los resultados del modelo indicaron efectos nulos para todos sus parámetros (FB₁₀ < 3, IC incluyen cero). Estos resultados fueron corroborados por los modelos alternativos.

¹ Para simplificar la descripción de las distribuciones a priori, se utiliza la notación N(X, Y) indicando que se tratan de distribuciones normales con un promedio X y una distribución estándar Y.

Figura 1. Distribución de la duración de las consonantes [x] y $[\chi]$ según zona de articulación (velar, uvular) y sexo del hablante (mujeres, hombres). Las barras centrales representan el promedio y las cajas representan el error estándar.

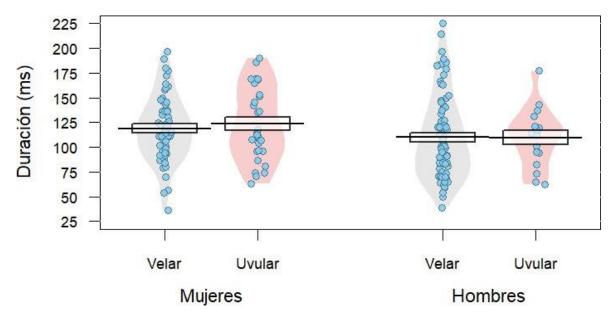


Tabla 2. Efectos de zona y sexo en la duración de [x] y $[\chi]$.

Efecto	Estimación	DS	95% IC	95% IC		FB ₁₀	FB ₀₁
			LI	LS	Posterio r		
Intercepción [x]	121.50	11.23	99.10	143.78	1.00	Inf	0.00
Zona Uvular	-5.65	10.39	-25.84	14.79	0.28	0.40	2.52
Sexo M	-14.14	15.95	-45.56	17.91	0.17	0.21	4.81
Zona*Sexo	-2.00	15.63	-32.20	28.66	0.44	0.80	1.25

Centro de gravedad

Para el modelo del centro de gravedad, consideramos los resultados de Gordon et~al.~(2002), quienes no reportan diferencias en el centro de gravedad de [x] y [χ]. Esto fue incorporado a través de distribuciones a~priori~N(0,~100) para los distintos parámetros del modelo. Para ejecutar el análisis de sensitividad, establecimos distribuciones a~priori~en base a Nirgianaki (2014), quien reportó efectos positivos de la zona de articulación, sexo y su interacción en el centro de gravedad de las fricativas del griego (en este estudio, [χ] no estaba incluida). Nuestro modelo alternativo incorporó estas expectativas a través de distribuciones a~priori~N(200,~100) para el efecto de zona de articulación y N(100, 50) tanto para el efecto de sexo como para la interacción del modelo.

Logos: Revista de Lingüística, Filosofía y Literatura 35(2)

Finalmente, ejecutamos un tercer modelo alternativo que tuvo las mismas distribuciones *a priori* que el primer modelo alternativo, pero con valores negativos.

La Figura 2 ilustra la distribución del centro de gravedad de las consonantes, mientras que la Tabla 3 resume los resultados de la regresión lineal bayesiana. Nuestro modelo principal solo reportó efectos nulos (FB₁₀ < 3, IC incluyen cero). Los modelos alternativos sí demostraron diferencias sustantivas respecto del modelo principal. El modelo con distribuciones *a priori* positivas, reportado en la Tabla 4, demostró un efecto sustancial de zona (FB₁₀ = 96, IC no incluye cero), indicando que [χ] posee un centro de gravedad mayor que [χ], lo que puede apreciarse en la Figura 2. El modelo con distribuciones *a priori* negativas, reportado en la Tabla 5, mostró un efecto de sexo (FB₀₁ = 62, IC no incluye cero), indicando que las producciones de [χ] y [χ] producidas por hombres tienden a tener un menor centro de gravedad que las producidas por mujeres.

Estos resultados indican que los datos son sensibles a distintas distribuciones *a priori*. Sin embargo, el hecho de que las distribuciones *a priori* positivas resulten en un efecto positivo de zona, mientras que las negativas resulten en un efecto de zona nulo, sugiere que sí existen diferencias por zona de articulación. El mismo caso ocurre cuando se considera el efecto de sexo en el centro de gravedad en el modelo con distribuciones *a priori* negativas. Es decir, los datos no son sensibles a *cualquier* distribución *a priori* y demuestran una tendencia a través de los distintos modelos.

Figura 2. Distribución del centro de gravedad de las consonantes [x] y $[\chi]$ según zona de articulación (velar, uvular) y sexo del hablante (mujeres, hombres). Las barras centrales representan el promedio y las cajas representan el error estándar.

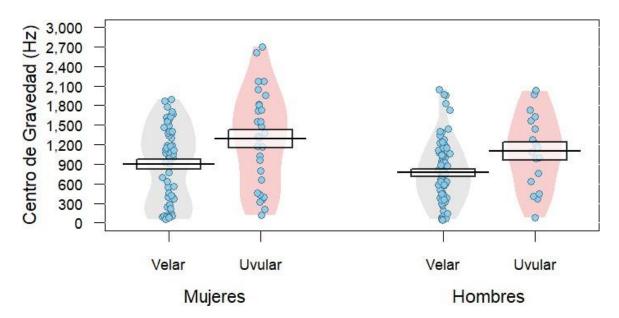


Tabla 3 . Efectos de zona	y sexo en el centro de gravedad de	$[x] \ v [\gamma].$
24014 0. 210000 00 20110	, some on or comes as graveaus as	11 / L L

Efecto	Estimación	DS	95% IC	95% IC		FB ₁₀	FB_{01}
			LI	LS	Posterio r		
Intercepción [x]	888.16	89.33	704.98	1062.23	1.00	Inf	0.00
Zona Uvular	56.11	91.82	-125.43	234.06	0.73	2.74	0.37
Sexo M	-42.48	80.74	-200.78	112.98	0.30	0.44	2.29
Zona*Sexo	18.43	92.90	-164.03	197.62	0.58	1.39	0.72

Tabla 4. Modelo del centro de gravedad de [x] y $[\chi]$ con distribuciones a priori positivas.

Efecto	Estimación	DS	95% IC	95% IC		FB ₁₀	FB_{01}
			LI	LS	Posterio r		
Intercepción [x]	795.97	82.43	623.35	948.59	1.00	Inf	0.00
Zona Uvular	205.50	90.08	23.42	380.37	0.99	87.24	0.01
Sexo M	73.04	48.73	-22.04	168.58	0.93	13.18	0.08
Zona*Sexo	94.22	49.13	-3.60	191.09	0.97	33.88	0.03

DS = Desviación Estándar; IC = Intervalo de Credibilidad; LI = Límite Inferior; LS = Límite Superior; $FB_{10/01}$ = Factor Bayes en apoyo de la hipótesis alterna/nula (Efecto > 0/Efecto < 0); M = Masculino; nivel de referencia: [x] producida por mujeres.

Tabla 5. Modelo del centro de gravedad de [x] y $[\chi]$ con distribuciones a priori negativas.

Efecto	Estimación	DS	95% IC		Prob.	FB_{10}	FB_{01}
			LI	LS	Posterio r		
Intercepción [x]	952.67	92.12	773.11	1144.24	1.00	Inf	0.00
Zona Uvular	-111.10	97.09	-302.73	78.78	0.12	0.14	7.11
Sexo M	-100.23	46.57	-190.16	-8.86	0.02	0.02	62.16
Zona*Sexo	-87.79	49.30	-183.11	8.56	0.04	0.04	24.64

Varianza

Nuestro modelo de varianza se basó en los resultados de Nirgianaki (2014), quien reportó que las fricativas posteriores y las fricativas producidas por hablantes de sexo masculino tienen una mayor varianza. Reflejamos esto en nuestro modelo a través de distribuciones *a priori* N(100, 50), N (50, 20) y N(0, 100) para los parámetros de zona, sexo y su interacción, respectivamente. Para el análisis de sensitividad, ejecutamos el mismo modelo, pero con distribuciones *a priori* negativas.

Los resultados del modelo de varianza se encuentran en la Tabla 6 y sus distribuciones están representadas en la Figura 3. Nuestro modelo arrojó evidencia que apoya tanto un efecto de zona (FB₁₀ = 260, IC no incluye cero) como de sexo (FB₁₀ = 47, IC no incluye cero), pero no encontramos evidencia de una interacción (FB₁₀ = 5, IC incluye cero). El modelo con distribuciones *a priori* negativas no arrojó evidencia de efectos negativos de zona ni sexo ni tampoco presentó apoyo a una interacción (FB₀₁ < 10, IC incluyen cero).

Figura 3. Distribución de la varianza de las consonantes [x] y $[\chi]$ según zona de articulación (velar, uvular) y sexo del hablante (mujeres, hombres). Las barras centrales representan el promedio y las cajas representan el error estándar.

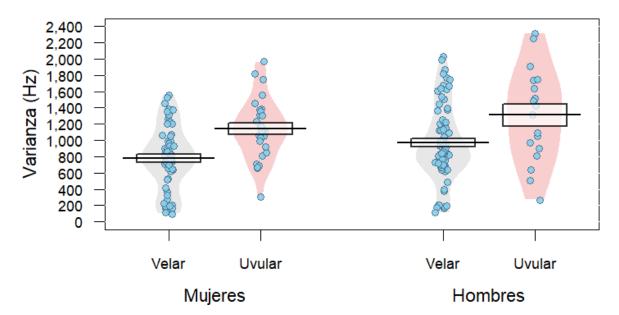


Tabla 6. Efectos de zona y sexo en la varianza de [x] y $[\chi]$.

Efecto	Estimación	DS	95% IC		Prob.	FB ₁₀	FB ₀₁
			LI	LS	Posterio r		
Intercepción [x]	865.61	65.69	733.56	995.17	1.00	Inf	0.00
Zona Uvular	131.25	46.88	39.67	221.02	1.00	259.87	0.00
Sexo M	58.32	29.11	2.46	115.11	0.98	47.00	0.02
Zona*Sexo	78.29	84.89	-94.96	239.86	0.82	4.59	0.22

Oblicuidad

Para el modelo de oblicuidad, fue necesario transformar la variable dependiente a escala logarítmica, debido a que en un primer análisis detectamos problemas con las asunciones y predicciones del modelo. Basamos nuestras distribuciones *a priori* en los resultados de Nirgianaki (2014), quien reportó un incremento de la oblicuidad para fricativas posteriores y para fricativas producidas por hablantes masculinos. Incorporamos estas tendencias a través de distribuciones *a priori* N(0.7, 0.4) para los efectos de zona y sexo, y N(0, 0.5) para la interacción entre estos términos. Para el análisis de sensitividad, realizamos un análisis idéntico que incorporó versiones negativas de las distribuciones *a priori* del modelo principal.

Los resultados se encuentran resumidos en la Tabla 7, mientras que las distribuciones de oblicuidad están representadas en la Figura 4. Los resultados solo mostraron un efecto de sexo (FB $_{10}$ = 54, IC no incluye cero). El modelo con distribuciones *a priori* negativas no arrojó evidencia que apoye efectos negativos (FB $_{01}$ < 15, IC incluyen cero).

Figura 4. Distribución de la oblicuidad de las consonantes [x] y $[\chi]$ según zona de articulación (velar, uvular) y sexo del hablante (mujeres, hombres). Las barras centrales representan el promedio y las cajas representan el error estándar.

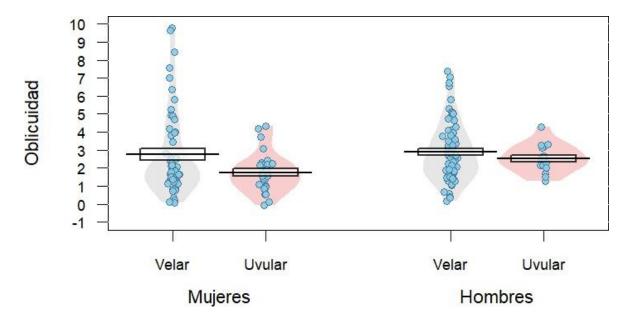


Tabla 7. Efectos de zona y sexo en la oblicuidad de [x] y $[\gamma]$.

Efecto	Estimación	DS	95% IC		Prob.	FB ₁₀	FB ₀₁
			LI	LS	Posterio r		
Intercepción [x]	0.58	0.13	0.31	0.83	1.00	1999.00	0.00
Zona Uvular	0.16	0.25	-0.28	0.69	0.73	2.77	0.36
Sexo M	0.34	0.17	0.02	0.70	0.98	54.05	0.02
Zona*Sexo	-0.09	0.31	-0.73	0.49	0.39	0.65	1.55

Curtosis

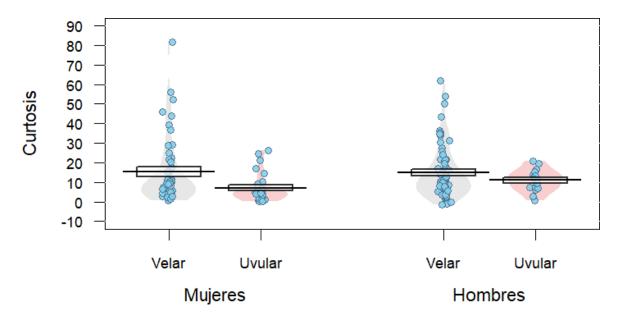
Para el modelo de curtosis, también fue necesario transformar esta variable a escala logarítmica, debido a que en un primer análisis detectamos problemas con las asunciones y predicciones del modelo. Nirgianaki (2014) reportó efectos positivos de zonas de articulación posteriores y de producciones de hablantes masculinos en la curtosis de las fricativas del griego. Basándonos en estos resultados, incorporamos distribuciones *a priori* positivas N(1.4, 0.7) y N(0.7, 0.4) para los efectos de zona y sexo, y una distribución *a priori* N(0, 1) para su interacción. Para el análisis de

sensitividad, realizamos una regresión lineal bayesiana con versiones negativas de las distribuciones *a priori* del modelo principal.

La Figura 5 ilustra la distribución de la curtosis de [x] y $[\chi]$, mientras que en la Tabla 8 se reportan los resultados. En este modelo, encontramos solo un efecto de sexo $(FB_{10} = 38, IC \text{ no incluye cero})$, indicando que los hombres presentan una curtosis mayor que las mujeres. El modelo con distribuciones *a priori* negativas, reportado en la Tabla 9, solo presenta un efecto negativo de zona de articulación $(FB_{01} = 88, IC \text{ no incluye cero})$. Esto indicaría que la curtosis sí permite diferenciar [x] de $[\chi]$.

A pesar de que estos resultados parecen indicar que los datos son sensibles a la configuración de distribuciones *a priori*, es importante aclarar que las tendencias que presentan no son incompatibles. Por una parte, solo el modelo que asumió un efecto positivo de sexo reportó un efecto positivo de sexo. Por otra parte, solo el modelo que asumió un efecto negativo de zona arrojó evidencia en favor de un efecto negativo de zona.

Figura 5. Distribución de la curtosis de las consonantes [x] y $[\chi]$ según zona de articulación (velar, uvular) y sexo del hablante (mujeres, hombres). Las barras centrales representan el promedio y las cajas representan el error estándar.



Zona*Sexo

-0.31

Efecto	Estimación	DS	95% IC		Prob.	FB ₁₀	FB ₀₁
			LI	LS	Posterio r		
Intercepción [x]	2.12	0.15	1.81	2.41	1.00	Inf	0.00
Zona Uvular	0.09	0.45	-0.69	1.07	0.55	1.23	0.81
Sexo M	0.36	0.19	0.00	0.77	0.97	37.71	0.03

Tabla 8. Efectos de zona y sexo en la curtosis de [x] y $[\chi]$.

DS = Desviación Estándar; IC = Intervalo de Credibilidad; LI = Límite Inferior; LS = Límite Superior; FB_{10/01} = Factor Bayes en apoyo de la hipótesis alterna/nula (Efecto > 0/Efecto < 0); M = Masculino; nivel de referencia: [x] producida por mujeres.

-1.51

0.77

0.30

0.43

2.31

0.57

Tabla 9. Modelo de la curtosis de [x] y $[\chi]$ con distribuciones a priori negativas.

Efecto	Estimación	DS	95% IC	95% IC		FB_{10}	FB_{01}
			LI	LS	Posterio r		
Intercepción [x]	2.36	0.17	2.07	2.73	1.00	Inf	0.00
Zona Uvular	-0.77	0.34	-1.45	-0.10	0.01	0.01	88.55
Sexo M	-0.02	0.22	-0.50	0.36	0.49	0.97	1.03
Zona*Sexo	0.39	0.45	-0.52	1.24	0.82	4.48	0.22

DS = Desviación Estándar; IC = Intervalo de Credibilidad; LI = Límite Inferior; LS = Límite Superior; $FB_{10/01}$ = Factor Bayes en apoyo de la hipótesis alterna/nula (Efecto > 0/Efecto < 0); M = Masculino; nivel de referencia: [x] producida por mujeres.

Amplitud absoluta

Para este modelo, basamos nuestras expectativas en los resultados de Mena *et al.* (2020), quienes reportaron efectos de zona de articulación y sexo en la amplitud absoluta de las fricativas del mapudungun. En esta línea, incorporamos distribuciones *a priori* nulas N(0, 10) para los parámetros de zona de articulación, sexo y su interacción. Para realizar el análisis de sensitividad, incorporamos distribuciones *a priori* N(5, 3) para los parámetros de zona y sexo y N(0, 10) para la interacción del modelo. Un modelo similar fue ejecutado con versiones negativas de dichas distribuciones *a priori*.

La distribución de la amplitud absoluta de [x] y [χ] está ilustrada en la Figura 6, mientras que el modelo principal de la amplitud absoluta se encuentra resumido en la Tabla 10. El modelo solo reportó efectos nulos (FB₁₀ < 3, IC incluyen cero), los que fueron corroborados por los modelos alternativos.

Figura 6. Distribución de la amplitud absoluta de las consonantes [x] y $[\chi]$ según zona de articulación (velar, uvular) y sexo del hablante (mujeres, hombres). Las barras centrales representan el promedio y las cajas representan el error estándar.

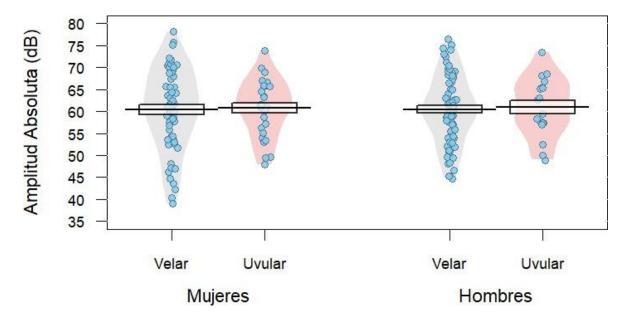


Tabla 10. Efectos de zona y sexo en la amplitud absoluta de [x] y $[\gamma]$.

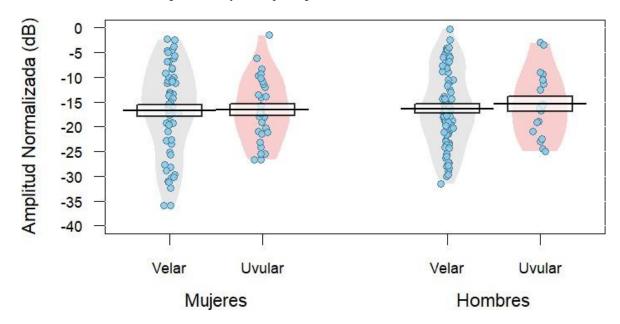
Efecto	Estimación	DS	95% IC		Prob.	FB ₁₀	FB_{01}
			LI	LS	Posterio r		
Intercepción [x]	60.25	1.72	56.79	63.70	1.00	Inf	0.00
Zona Uvular	1.32	2.14	-3.02	5.56	0.74	2.89	0.35
Sexo M	0.03	2.31	-4.88	4.49	0.51	1.06	0.94
Zona*Sexo	0.03	3.01	-5.84	5.98	0.51	1.04	0.96

Amplitud normalizada

El modelo de amplitud normalizada se basó en el estudio de Nirgianaki (2014), quien reportó que las fricativas posteriores y las producidas por hablantes masculinos tenían una menor amplitud normalizada. Esto fue representado en el modelo a través de distribuciones *a priori* N(-2, 1), N(-0.5, 0.3) y N(0, 5) para los parámetros de la zona de articulación, sexo y su interacción, respectivamente. Para el análisis de sensitividad, ejecutamos un modelo idéntico, pero con versiones positivas de las distribuciones *a priori* del modelo principal.

Los resultados de la amplitud normalizada están ilustrados en la Figura 7 y el modelo principal se encuentra resumido en la Tabla 11. Aunque nuestro modelo principal solo reportó efectos nulos (IC incluyen cero), existe cierto apoyo a los efectos de zona y sexo (FB₀₁ > 19). El modelo alternativo, reportado en la Tabla 12, indica el efecto opuesto para zona de articulación (FB₁₀ = INF, IC no incluye cero), señalando que la amplitud normalizada de [χ] es *mayor* que la de [χ]. Estos resultados muestran que la amplitud normalizada es altamente sensible a distintas distribuciones *a priori*, por lo que deben ser tomados con cautela dada la disparidad de los modelos.

Figura 7. Distribución de la amplitud normalizada de las consonantes [x] y $[\chi]$ según zona de articulación (velar, uvular) y sexo del hablante (mujeres, hombres). Las barras centrales representan el promedio y las cajas representan el error estándar.



 $\label{eq:Tabla 11} \textbf{Tabla 11} .$ Efectos de zona y sexo en la amplitud normalizada de [x] y [x].

Efecto	Estimación	DS	95% IC		Prob.	FB ₁₀	FB ₀₁
			LI	LS	Posterio r		
Intercepción [x]	-15.98	1.08	-18.15	-13.82	0.00	0.00	Inf
Zona Uvular	-1.53	0.92	-3.35	0.26	0.05	0.05	20.51
Sexo M	-0.49	0.30	-1.07	0.09	0.05	0.05	19.98
Zona*Sexo	1.94	2.22	-2.50	6.27	0.82	4.42	0.23

DS = Desviación Estándar; IC = Intervalo de Credibilidad; LI = Límite Inferior; LS = Límite Superior; $FB_{10/01}$ = Factor Bayes en apoyo de la hipótesis alterna/nula (Efecto > 0/Efecto < 0); M = Masculino; nivel de referencia: [x] producida por mujeres.

	-		_			-	
Efecto	Estimación	DS	95% IC		Prob.	FB_{10}	FB_{01}
			LI	LS	Posterio r		
Intercepción [x]	-17.18	1.09	-19.36	-15.06	0.00	0.00	Inf
Zona Uvular	1.74	0.88	0.02	3.49	0.98	41.86	0.02
Sexo M	0.51	0.30	-0.07	1.10	0.95	20.90	0.05
Zona*Sexo	-0.55	2.20	-5.03	3.59	0.40	0.67	1.49

Tabla 12. Modelo de amplitud normalizada de [x] y $[\chi]$ con distribuciones a priori negativas.

F1

Para el modelo de los efectos de [x] y $[\chi]$ en el F1 de [a], basamos nuestras expectativas en los resultados de Mena *et al.* (2025), en los que se reporta un descenso vocálico de las vocales del aymara precedidas por consonantes uvulares. Basándonos en dichos resultados, anticipamos que el inicio del F1 de [a] debería ser mayor cuando la vocal estuviera precedida por $[\chi]$. Holliday y Martin (2018) reportaron efectos similares de consonantes uvulares en el F1 de las vocales del quechua y, además, reportaron valores menores del F1 de hombres en comparación con el de mujeres. Para representar estas expectativas en nuestro modelo, incorporamos distribuciones *a priori* N(50, 30), N(-150, 100), N(0, 100) para los efectos de zona de articulación, sexo y la interacción del modelo, respectivamente. Para el análisis de sensitividad, ejecutamos un modelo con distribuciones *a priori* invertidas, esto es, N(-50, 30), N(150, 100), N(0, 100) para los efectos de zona de articulación, sexo y la interacción del modelo, respectivamente.

La Figura 8 ilustra los valores del inicio de F1 de la vocal [a] precedida por [x] y [χ], mientras que la Tabla 13 resume los resultados del modelo principal. Encontramos evidencia que apoya un efecto de zona (FB₁₀= 86, IC no incluye cero), indicando que el valor del F1 incrementa cuando [a] es precedida por [χ] en comparación con [x]. El modelo alternativo, reportado en la Tabla 14, no encontró un efecto negativo en los valores de F1, sin embargo, sí arrojó evidencia de una interacción positiva (FB₁₀ = 46, IC no incluye cero), indicando que el efecto de [χ] en el F1 es mayor en hombres que en mujeres. Esta tendencia no solo se puede observar en la Figura 8, sino que también en el factor de bayes del modelo principal (FB₁₀ = 22).

Figura 8. Distribución del inicio de F1 de [a] antecedida por las consonantes [x] y [χ]. Los valores se encuentran distribuidos según zona de articulación (velar, uvular) y sexo del hablante (mujeres, hombres). Las barras centrales representan el promedio y las cajas representan el error estándar.

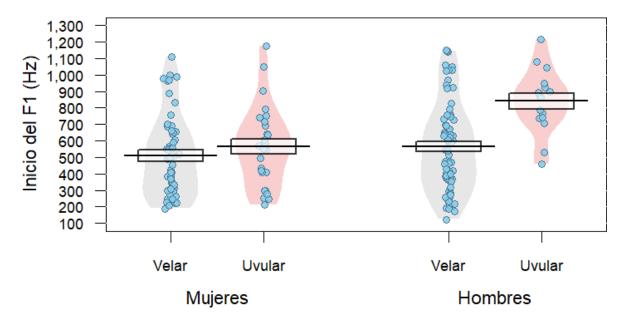


Tabla 13. Efectos de zona y sexo en el inicio del F1.

Efecto	Estimación	DS	95% IC		Prob.	FB ₁₀	FB_{01}
			LI	LS	Posterio r		
Intercepción [x]	585.48	71.99	452.81	733.89	1.00	Inf	0.00
Zona Uvular	63.57	26.79	10.76	115.32	0.99	85.96	0.01
Sexo M	-47.67	79.83	-214.93	96.72	0.28	0.40	2.53
Zona*Sexo	111.24	63.08	-16.63	233.10	0.96	22.62	0.04

Efecto	Estimación	DS	95% IC		Prob.	FB ₁₀	FB_{01}
			LI	LS	Posterio r		
Intercepción [x]	522.57	70.12	379.73	656.33	1.00	Inf	0.00
Zona Uvular	-16.58	28.25	-72.72	36.86	0.28	0.39	2.55
Sexo M	113.90	71.84	-22.22	258.89	0.95	17.87	0.06
Zona*Sexo	143.79	68.25	4.51	272.53	0.98	46.24	0.02

Tabla 14. Efectos de zona y sexo en el inicio del F1con distribuciones a priori alternativas.

F2

Para el modelo de los efectos de [x] y [χ] en el inicio del F2 de [a], basamos nuestras expectativas en los resultados de Mena *et al.* (2025) y Holliday y Martin (2018). En el primer estudio, no se reportaron efectos de consonantes uvulares en el F2 de [a]. En el segundo trabajo, Holliday y Martin (2018) reportaron que el F2 de vocales producidas por hablantes quechua de sexo masculino tiende a ser menor. Estas expectativas fueron incorporadas en nuestro modelo a través de una distribución *a priori* N(-150, 100) para el efecto de sexo y distribuciones *a priori* N(0, 100) para el resto de los parámetros. Para que el análisis de sensitividad observara los efectos de distintas distribuciones *a priori* en el parámetro de zona de articulación y sexo, ejecutamos un modelo alternativo con distribuciones *a priori* N(150, 100) para zona y sexo, y otro modelo con una distribución *a priori* (-150, 100) para zona. Las distribuciones *a priori* del resto de los parámetros de ambos modelos alternativos corresponden a N(0, 100).

La Figura 9 ilustra los resultados obtenidos para los valores del F2 al inicio de [a] cuando está antecedida por [x] y [χ]. La Tabla 15 resume los resultados del modelo principal. Encontramos solo un efecto de sexo (FB $_{01}$ = INF, IC no incluye cero), indicando que el F2 al inicio de [a] es menor en hombres que en mujeres. Nuestros modelos alternativos corroboraron dicho efecto y nuestras expectativas (FB $_{01}$ > 42, IC no incluyen cero).

Figura 9. Distribución del inicio de F2 de [a] antecedida por las consonantes [x] y [χ]. Los valores se encuentran distribuidos según zona de articulación (velar, uvular) y sexo del hablante (mujeres, hombres). Las barras centrales representan el promedio y las cajas representan el error estándar.

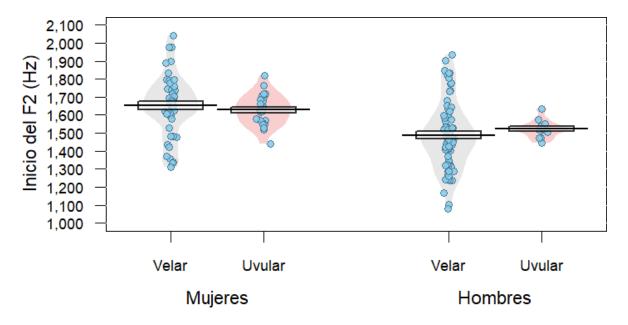


Tabla 15. Efectos de zona y sexo en el inicio del F2.

Efecto	Estimación	DS	95% IC		Prob.	FB ₁₀	FB_{01}
			LI	LS	Posterio r		
Intercepción [x]	1647.33	26.51	1593.75	1698.31	1.00	Inf	0.00
Zona Uvular	-16.07	41.08	-96.17	65.78	0.33	0.50	1.99
Sexo M	-155.22	33.68	-219.99	-87.07	0.00	0.00	Inf
Zona*Sexo	32.10	58.37	-80.90	147.27	0.72	2.52	0.40

Discusión, conclusiones y proyecciones

Dado que no existen investigaciones que aborden el estudio de las consonantes fricativas del aymara, no es posible establecer diferencias o similitudes con trabajos previos. Esto es más evidente aún cuando el análisis de dichas consonantes se realiza desde una perspectiva acústica, pues hasta donde sabemos, no existen estudios de este tipo para la lengua aymara. Por esta razón, al incorporar evidencia previa en los modelos estadísticos bayesianos, esta se realizó sobre la base de trabajos

similares que consideraron mediciones acústicas de consonantes fricativas, las cuales no siempre fueron [x] y $[\chi]$, pero sí involucraron las otras variables de interés.

El objetivo principal de este estudio fue determinar qué correlatos acústicos podían diferenciar las consonantes fricativas velares de las uvulares. Como fuera mencionado en la introducción, este contraste no es habitual en las lenguas del mundo (Maddieson, 1994). Dado que el número de parámetros es alto, a continuación, se presenta un resumen de ellos en la Tabla 16.

Tabla 16. Presencia y tendencia de los efectos estudiados y sus interacciones.

Medida	Zona	Sexo	Interacción
Duración	N	N	N
Centro de gravedad	+	_	N
Varianza	+	+	N
Oblicuidad	N	+	N
Curtosis	_	+	N
Amplitud absoluta	N	N	N
Amplitud normalizada	+*	N	N
Inicio del F1	+	N	+
Inicio del F2	N	_	N

N = efecto nulo; + = efecto positivo; - = efecto negativo; * = el análisis de sensitividad reportó que la amplitud normalizada era altamente sensible a las distribuciones a priori; nivel de referencia de zona de articulación = velar; nivel de referencia de sexo = mujer.

Al igual que lo reportado por Gordon $et\ al.\ (2002)$, para el aleut, la duración no permite distinguir las fricativas $[x]\ y\ [\chi]$ en aymara. En el caso del centro de gravedad, a diferencia del aleut, en aymara sí se diferencian ambas fricativas. Además, aquellas producidas por hombres tienden a tener un centro de gravedad inferior que las producidas por mujeres. En el caso de la varianza, $[\chi]$ posee valores mayores en comparación con $[x]\ y$ permite distinguir ambas consonantes. Junto con ello, en línea con lo reportado por Nirgianaki (2014) para otras fricativas del griego, los hombres presentan una mayor varianza que las mujeres. La oblicuidad solamente diferencia el sexo del hablante en aymara, pues los hombres presentan valores mayores que las mujeres. En cuanto a la curtosis, esta medida permite diferenciar $[x]\ de\ [\chi]$, pues esta última presenta valores inferiores, a diferencia de lo reportado por (Nirgianaki, 2014) en griego, pues en esta lengua mientras más posterior era una fricativa, más curtosis presentaba. Considerando la variable sexo, las fricativas de los hombres presentan mayores valores de curtosis.

La amplitud no permite distinguir entre ambas consonantes del aymara, al igual que en otras consonantes fricativas del mapudungun (Mena *et al.*, 2020). En cuanto a la amplitud normalizada, los resultados no son estables, por lo que se requeriría mayor evidencia para descartar o para asegurar que se puede distinguir entre las fricativas velares y uvulares del aymara. Por último, se analizaron los valores de F1 y F2 de la vocal que sigue a las fricativas. En F1, en línea con los estudios de Mena

et al. (2025) para el aymara y Holliday y Martin (2018) para el quechua, $[\chi]$ incrementa el F1 de [a]. Este incremento sería mayor en hombres que en mujeres, a diferencia de lo reportado en la lengua quechua. En el caso de F2, esta medida no permite distinguir entre consonantes uvulares y velares, pero sí cuando las fricativas son producidas por mujeres, ya que presentan valores mayores que las producidas por hombres.

En resumen, el centro de gravedad, la varianza y el inicio de F1 de la vocal que sigue a la consonante permiten distinguir las consonantes fricativas velar y uvular en el aymara hablado en Chile. Consideramos que, si bien se trata de un estudio exploratorio, este trabajo evidencia, con otra metodología, la existencia de los sonidos [x] y $[\chi]$ en la lengua aymara y, además, avanza en su caracterización acústica. Estudios similares, pero con un acercamiento estadístico diferente son los de Mena *et. al.* (2020) para las fricativas del mapudungun y el de Rodríguez (2022) que aborda el contraste velar/uvular, pero en consonantes oclusivas de la lengua kawésqar. Todos estos trabajos permiten continuar con el estudio del sistema fonético-fonológico de las lenguas originarias de Chile, así como también contribuir al estudio de sus sonidos característicos. Las posibles proyecciones de este trabajo son ampliar la cantidad de hablantes entrevistados tanto en número como en diversidad etaria para determinar, por ejemplo, si en los niños y jóvenes también ocurren estos sonidos. También sería recomendable realizar estudios perceptuales que sustenten la propuesta realizada en este artículo.

Agradecimientos: Esta investigación es financiada por la Agencia Nacional de Investigación y Desarrollo (ANID) Proyecto Fondecyt de Postdoctorado 3210722 "Actualización del inventario fonético-fonológico de la lengua aymara hablada en Chile mediante el uso de metodologías cuantitativas de la fonética acústica y estadística inferencial.

Referencias bibliográficas

Adelaar, W. y Muysken, P. (2004). The Languages of the Andes. Cambridge University Press.

Albó, X. (2000). Aymaras entre Bolivia, Perú y Chile. Estudios Atacameños 19, 43-74.

Boersma, P., y Weenink, D. (2021). Praat: doing phonetics by computer [programa de computador]. Recuperado de http://www.praat.org

Bürkner, P. C. (2017). brms: An R package for Bayesian multilevel models using Stan. *Journal of statistical software*, 80, 1-28.

Cerrón-Palomino, R. (2000). *Lingüística Aimara*. Centro de Estudios Regionales Andinos.

Clairis, C. (1976). Esquisse phonologique de l'Aymara parlé au Chili. *La linguistique*, 12(Fasc. 2), 143-152.

Depaoli, S., Winter, S. D., & Visser, M. (2020). The importance of prior sensitivity analysis in Bayesian statistics: demonstrations using an interactive Shiny App. *Frontiers in psychology*, *11*, 608045. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.608045

Eberhard, D., Simons, G., y Fennig C. (eds.). (2024). *Ethnologue: Languages of the World*. SIL International.

Gordon, M., Barthmaier, P., y Sands, K. (2002). A cross-linguistic acoustic study of voiceless fricatives. *Journal of the International Phonetic Association*, 32(2), 141-174. https://doi.org/10.1017/S0025100302001020

Gundermann, H., González, H., y Vergara, J. I. (2007). Vigencia y desplazamiento de la lengua aymara en Chile. *Estudios filológicos*, 42, 123-140. http://dx.doi.org/10.4067/S0071-17132007000100008

Gundermann, H., Vergara, J., y González, H. (2009). El proceso de desplazamiento de la lengua aymara en Chile. *Cuadernos Interculturales*, 7(12), 47-77.

Harmelink, B. (1985). *Investigaciones lingüísticas en el altiplano chileno. Un estudio entre la comunidad aymara chilena*. Instituto Lingüístico de Verano y Universidad de Tarapacá.

Holliday, N., y Martin, S. (2018). Vowel categories and allophonic lowering among Bolivian Quechua—Spanish bilinguals. *Journal of the International Phonetic Association*, 48(2), 199-222. https://doi.org/10.1017/S0025100317000512

Instituto Nacional de Estadísticas. (2018). Radiografía de Género: Pueblos Originarios en Chile 2017.

Jongman, A., Wayland, R., y Wong, S. (2000). Acoustic characteristics of English fricatives. *The Journal of the Acoustical Society of America*, 108(3), 1252-1263. https://doi.org/10.1121/1.1288413

Maddieson, I. (1994). *UPSID: UCLA phonological segment inventory database*. Phonetics Laboratory, Department of Linguistics.

Mena, D., Salamanca, G., y Figueroa, M. (2020). Análisis acústico-estadístico de las consonantes fricativas labiodentales e interdentales sonoras y áfonas del mapudungun hablado en Alto Biobío. *Logos*, 30(2), 206-223. http://dx.doi.org/10.15443/rl3017

Mena, D., Fuentes, D. y Figueroa, M. (2025). Las vocales del aymara: un estudio acústico-estadístico sobre el descenso vocálico. Recuperado a partir de http://revistas.upla.cl/index.php/NRP/article/view/1342

Nirgianaki, E. (2014). Acoustic characteristics of Greek fricatives. *The Journal of the Acoustical Society of America*, 135(5), 2964-2976. https://doi.org/10.1121/1.4870487

Poblete M., y Salas, A. (1997). El aymara de Chile. *Revista de filología y lingüística de la Universidad de Costa Rica*, 23(2), 95-138.

R Core Team. (2021). *A language and environment for statistical computing* (4.0.2). R Foundation for Statistical Computing. https://www.r-project.org/

Rodríguez, P. (2022). El contraste velar-uvular en la lengua kawésqar. Tesis de Magíster. Universidad de Concepción.

Salas, A. (1996). Lenguas indígenas de Chile. En J. Hidalgo, V. Schiappacasse *et al.*(Eds), *Etnografía. Sociedades indígenas contemporáneas y su ideología*, 275-295. Editorial Andrés Bello.

Salas, A., y Valencia, A. (1988). Fonología del aymara altiplánico chileno. *Revista de Filología y Lingüística de la Universidad de Costa Rica*, 14(2), 119-122.

Tukey, J. W. (1977). Exploratory data analysis. Addison-Wesley.

Wagenmakers, E. J., Marsman, M., Jamil, T., Ly, A., Verhagen, J., Love, J., y Morey, R. D. (2018). Bayesian inference for psychology. Part I: Theoretical advantages and practical ramifications. *Psychonomic bulletin & review*, 25, 35-57. https://doi.org/10.3758/s13423-017-1343-3

Yapita, J. (1991). *Curso de aymara paceño*. St Andrews: Institute of Amerindian Studies, University of St Andrews.