

Ybl a Google-ön. A szillabikus *l* és a magyar
magánhangzó-harmónia esete

Függelék

Blaskovics Ákos – Ittész Ambrus

Beszédtudomány – Speech Science

2022

1. H1 – A tövek szótagszáma

-

2. H2 – A magánhangzó-betoldás megjelenése és időtartama

A *lidln* (illetve a *strob.lon*) típusú alakok ezúttal sem szerepeltek, hiszen a toldalék-magánhangzó (illetve a V) hiányából fakadó eltérő szótartam, szóvégi szegmentumsorozat, valamint szótagszerkezet egészen másképp hathat arra, hogy megjelenik-e betoldás, és ha igen, milyen hosszan (illetve hogy milyen hosszú lesz az *l*).

A modellek részletezése előtt az elülső alternáns esetén megjelenő betoldás minőségét tükröző ábrák kiegészítésül közöljük a hátsó alternáns esetén megjelenő betoldás minőségét tükrözők (2.1.1. és 2.1.2. ábra).

2.1. A magánhangzó-betoldás megjelenésének modellje

Az első esetében a random hatást az egyes beszélők (*beszélő*) testesítették meg. A különböző lehetséges modellspecifikációkban a függő változó rendre a betoldás meglétét jelző bináris változó (*vanV*) volt (ahol az 1 a betoldás meglétét, a 0 annak hiányát jelölte). A független változók a toldaléktípus (lehetséges értékek: *-hOz*, *-On*, *tő*), az adott célszó mondatának eldöntendő kérdő vagy kijelentő volta (*mondattípus*), a 6 célszót magába foglaló *szó*-változó, valamint a beszélő neme (*nem*) voltak. A *toldaléktípus* a lehetséges értékek különböző CV-szerkezete révén motiválhatja a betoldást, míg az egyes célszavaknál a használati gyakoriság, illetve az ezzel összefüggő lexikalizációs fok miatt lehet más a betoldás relatív gyakorisága. A kérdés–kijelentés változó pedig az intonációs szerkezet betoldásra gyakorolt hatását mutathatja meg. (Hasonló érvek szólnak e változók modellbe építése mellett a hipotézis második felében alkalmazott modell esetében is.)

Az egyes specifikációkban független változóként rendre az első három előbb említett változó egyike, kettő közülük, kettő közülük interakciós hatással, mindhármuk, mindhármuk interakciós hatásokkal, kettő közülük interakciós hatással és egyikük anélkül szerepelt, illetve a már eleve három független változót tartalmazóknak egy a *nem* változóval bővített verziója, mivel utóbbról azt feltételeztük, hogy jóval kevésbé jelentékeny a hatása a betoldás meglétére, mint a másik háromé. A legkomplexebb modelltől (négy változó az összes lehetséges interakciós hatással) szignifikánsan nem különböző modellek közül a legkisebb Akaike információs kritériummal (*AIC*) bírót választottuk, ez pedig az volt, ahol a betoldás meglétét a toldalék típusa, a célszó, ezen kettő interakciója, illetve a mondat kérdő volta határozza meg:¹

$$\text{vanV} \sim \text{toldaléktípus} * \text{célszó} + \text{kerd} + (1 \mid \text{beszélő}). \quad (1)$$

Majd azt vizsgáltuk, hogy a kiválasztott fix hatások közül rendre egyet-egyet még a beszélőn felül randomnak véve nem jutunk-e egy szignifikánsan nem különböző, de kisebb AIC-jű

¹(Mint kiderült, azon modellek esetében, amelyeknek szerepelt *nem*-mel bővített verziójuk, a *nem* főlvétele nélküli verzió egyszer sem különbözött szignifikánsan a bővítettől, ráadásul még az AIC is nagyobb volt a bővített modellek esetében. Tehát kijelenthetjük, hogy a beszélő nemének nincs statisztikai hatása a betoldás megjelenésére. Ebből fakadóan a továbbiakban már nem is építettük be ezt a változót a modellekbe a modellszelekció kezdetén.)

modellhez. Bár azt látjuk, hogy a kérdést mint random hatást tartalmazó modell szignifikánsan különbözik és egyúttal komplexebb is, nem ezt választjuk, mivel interpretáció szempontjából észszerűbben járunk el akkor, ha a kérdés-változót mint fix faktort tekintjük, amely mentén konzekvensen más értéket kapunk a függő változóra, nem pedig mint véletlenszerűen variálódó (random) faktort. Így az eredetileg három fix hatással (és közülük kettő interakciójával), valamint egy random hatással rendelkező modellünket tartottuk meg.

A kiválasztott modellnél ezt követően különbözőféleképpen specifikáltuk azt, hogy a random hatás (beszélő) az y -metszésponton kívül valamely független változóra is vonatkozik-e. Azt megvizsgálva, hogy az egyes beszélők szerint rendre különböző együtthatója van-e a három független változó értékeinek vagy sem, azt kaptuk, hogy a legkomplexebbtől szignifikánsan el nem térő modellek között a legkisebb AIC-vel az rendelkezik, ahol a random hatás a toldaléktípusra is kiterjed:

$$\text{vanV} \sim \text{toldaléktípus} * \text{célszó} + \text{kerd} + (1 + \text{toldaléktípus} \mid \text{beszélő}). \quad (2)$$

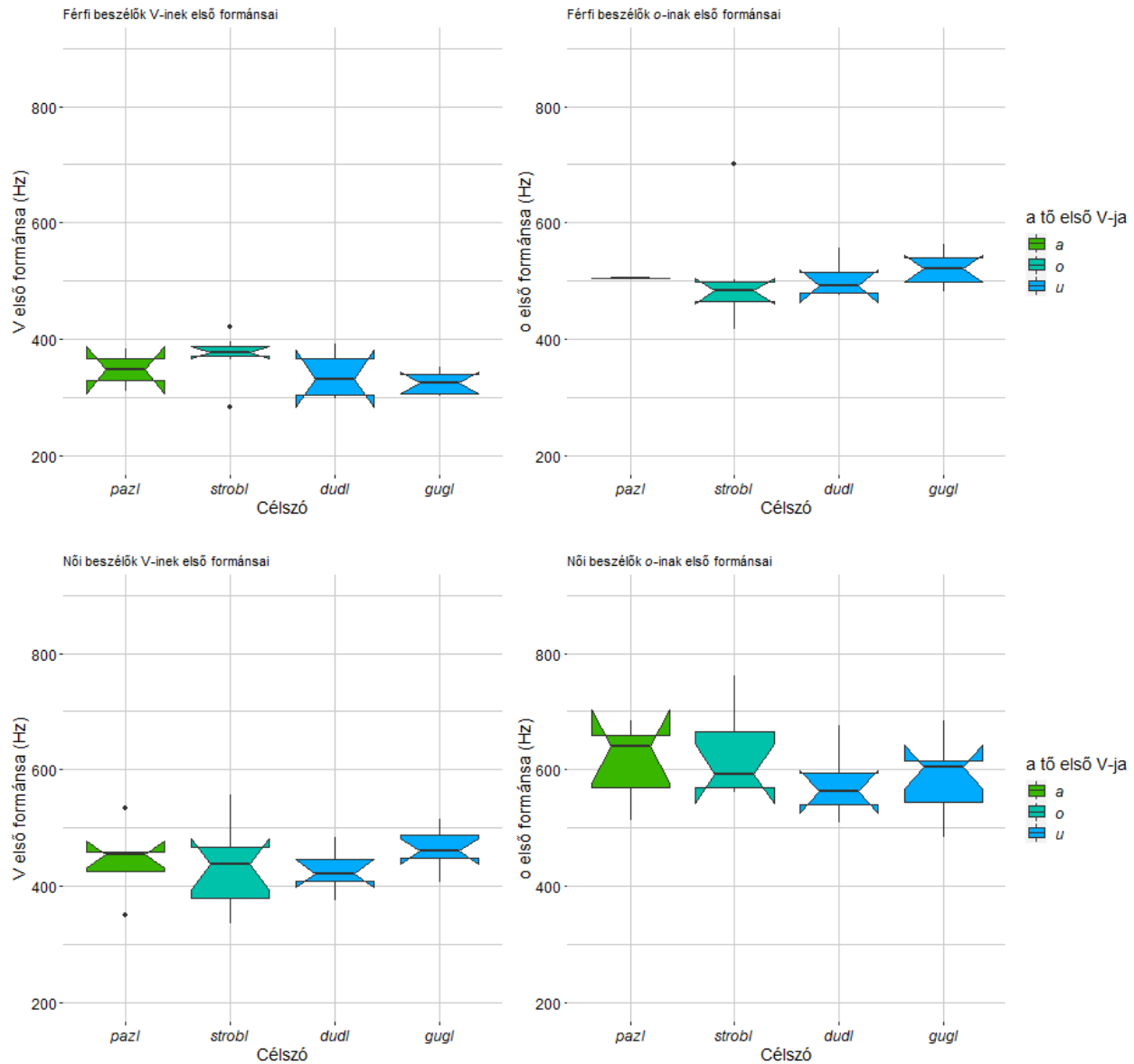
A modellünk kapcsán ugyanakkor meg kell vizsgálnunk, hogy teljesül-e két előfeltevés. Egyfelől a modell kevert voltából adódóan a reziduálisoknak normális eloszlást kellene mutatniuk, ugyanakkor ez nem teljesül, ld. a 2.1.3. ábrát. (Ez esetlegesen fakadhat abból is, hogy a modell összes változója kategorikus, bár később a 4.0.1. ábrán szereplő eloszlás még távolabb áll a normális eloszlástól.) Hogy mennyiben kell óvatosságnak lennünk az átlagos marginális szignifikáns hatások szignifikanciájának megállapításakor, az kérdéses – egyelőre kevés szakirodalom áll rendelkezésre arról, hogy milyen következményei vannak általánosított lineáris kevert modellek (*LMM*, amelyre a logisztikus kevert modellek is épülnek a *binomiális GLMM*-ek képében) esetén a reziduálisokra vonatkozó előfeltevések megsértésének. Másfelől mivel a binomiális GLMM a logisztikus regresszió alapszik, így a logit-értékek és a független változók közt lineáris összefüggésnek kell fönnállnia. Ám mivel minden független változónk kategorikus, így ez a feltétel üresen teljesül. Mindazonáltal a 2.1.4. ábrán közöljük a logit-értékek és reziduálisok, valamint a modell által jósolt y -értékek és a reziduálisok kapcsolatát az egyes független változók értékei szerint; a tanulmány szövegének vonatkozó, 3.2.1. alszakaszában tárgyalt eredmények itt is megmutatkoznak.

A szignifikáns átlagos marginális hatást mutató változókat 5%-os szignifikanciaszinten állapítottuk meg.² Azt, hogy a kategorikus változók (mindegyik az!) mely lehetséges értékei között van szignifikáns eltérés, a becsült határátlagaik (*estimated marginal means*, a továbbiakban: EMM) páronkénti összehasonlításával nyertük ki, ami tulajdonképpen egy post-hoc teszt elvégzésének feleltethető meg.³ (Hiszen az együtthatók szignifikanciája csak a referenciakategóriától való eltérést mutatja, minden más, szignifikáns nem referenciakategória közti szignifikáns eltérést nem.)

²A binomiális GLMM, illetve még inkább az alapját képező logisztikus regresszió esetén a független változók becsült együtthatói nem interpretálhatók közvetlenül, ehhez előbb az egyes változók átlagos marginális hatásait szükséges kiszámolni. Az értelmezhetőségen túl ráadásul nem csupán nagyságukban, de szignifikáns voltukban is eltérés mutatkozhat.

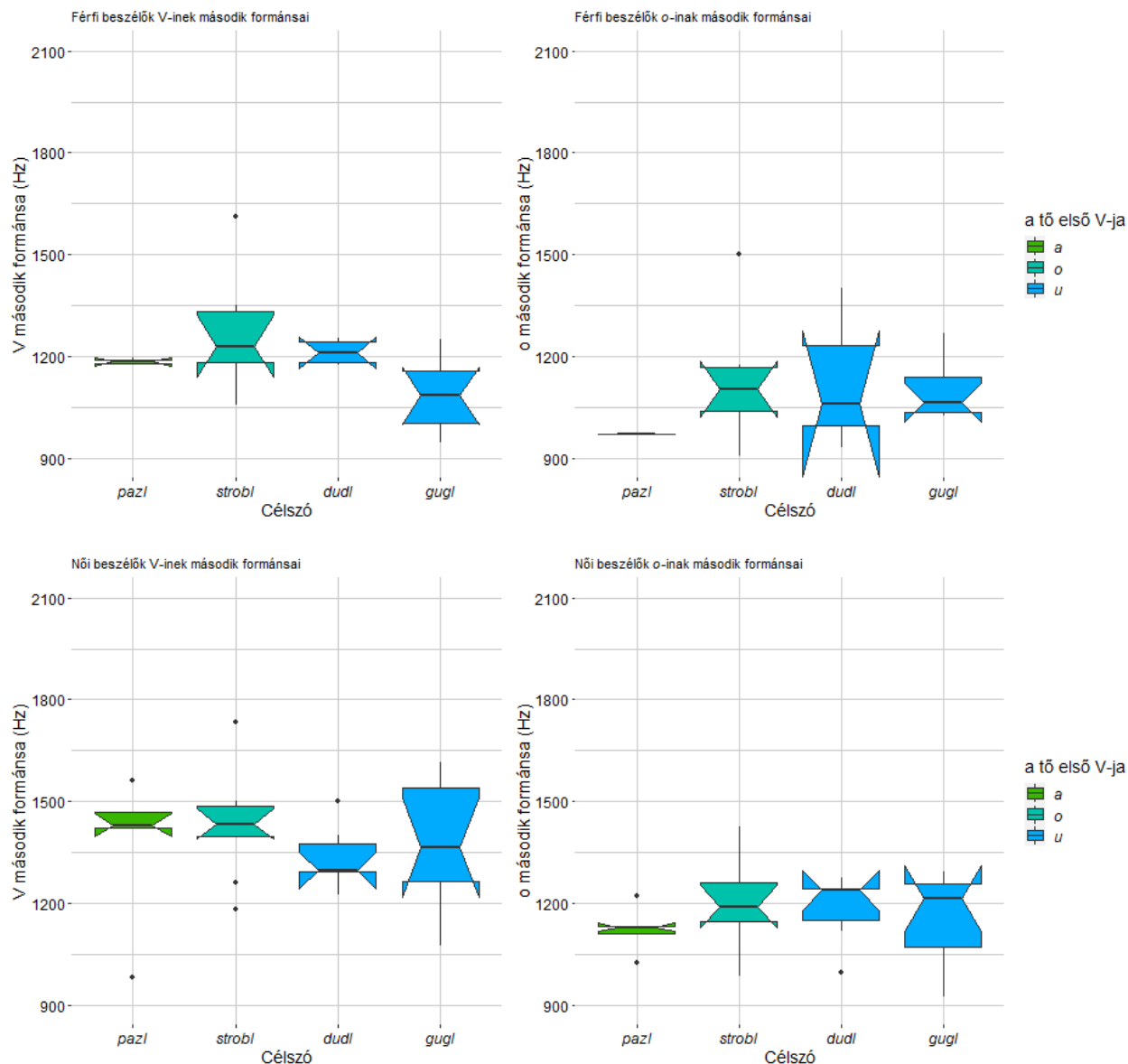
³Az R-ben az *emmeans* package-ben található verziót használtuk.

A modell illeszkedési jóságát (*goodness of fit*) pedig a kevert modelleknél széles körben alkalmazott pszeudo- R^2 egy formájával állapítottuk meg (használt package-ek: **MuMIn** és **afex**).



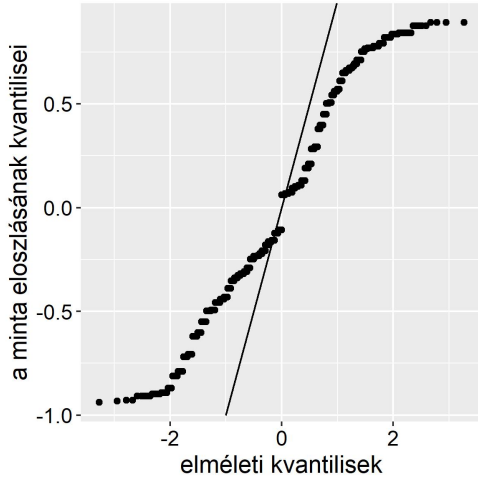
2.1.1. ábra. A toldalék-*o* esetén szereplő betoldás és a betoldás esetén szereplő toldalék-*o* első formánsai célszavanként és nemenként

A felső kettő, férfi beszélőket tükröző ábrákon célszavanként rendre (2,) 7, 4, 8 megfigyelést, az alsó kettő, női beszélőket tükröző ábrákon célszavanként rendre 5, 10, 6, 9 megfigyelést tartalmaznak a boxplotok.

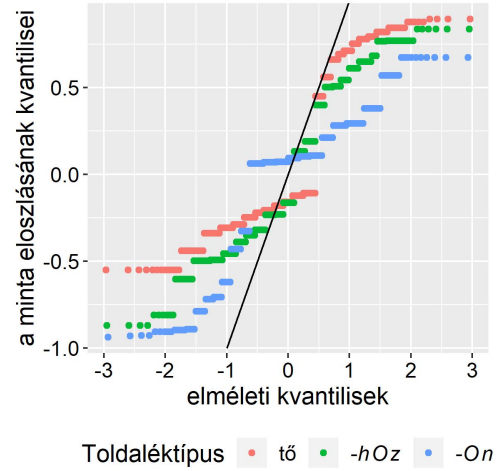


2.1.2. ábra. A toldalék-*o* esetén szereplő betoldás és a betoldás esetén szereplő toldalék-*o* második formánsai célszavanként és nemenként

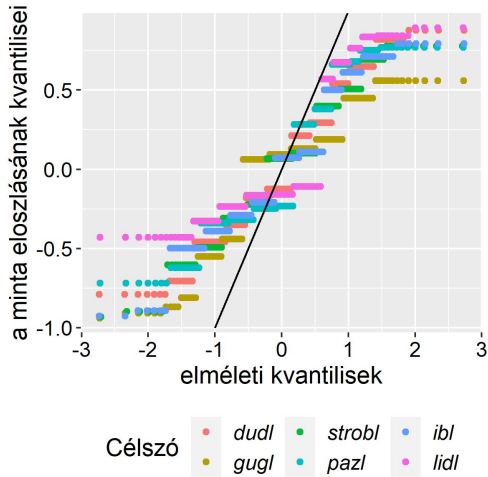
A felső kettő, férfi beszélőket tükröző ábrákon célszavanként rendre (2,) 7, 4, 8 megfigyelést, az alsó kettő, női beszélőket tükröző ábrákon célszavanként rendre 5, 10, 6, 9 megfigyelést tartalmaznak a boxplotok.



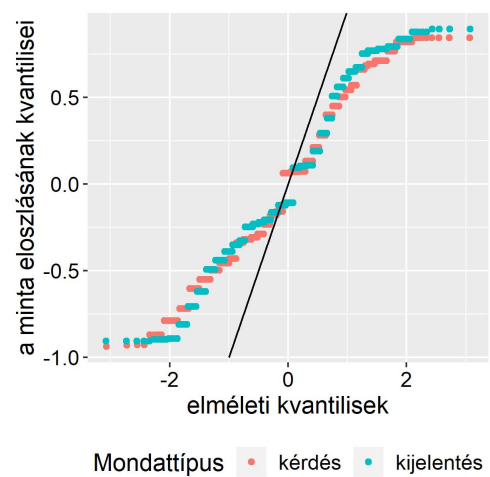
(a)



(b)

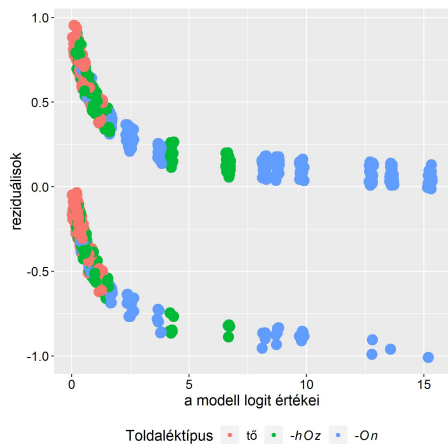


(c)

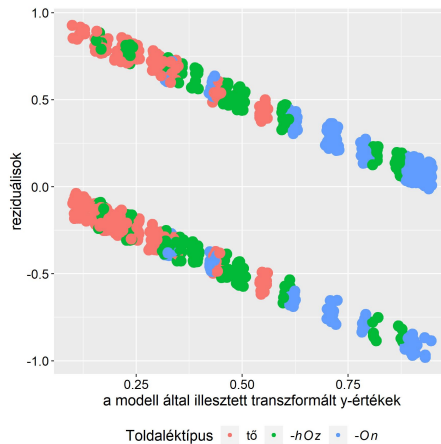


(d)

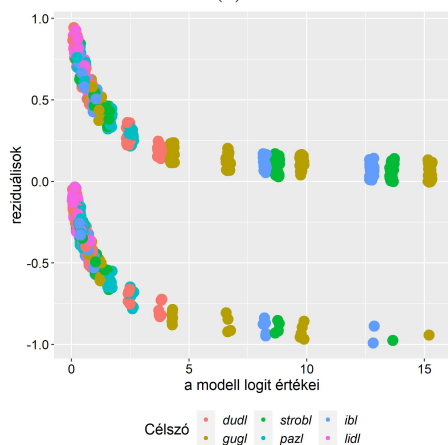
2.1.3. ábra. A betoldás meglétére specifikált modell reziduálisainak eloszlása (a), valamint a reziduálisok eloszlása a független változók egyes értékei esetén (b, c, d) qq-ploton ábrázolva
Jól látszik a normális eloszlástól való eltérés, amely esetén a pontoknak az identitásfüggvény mentén kellene elhelyezkedniük.



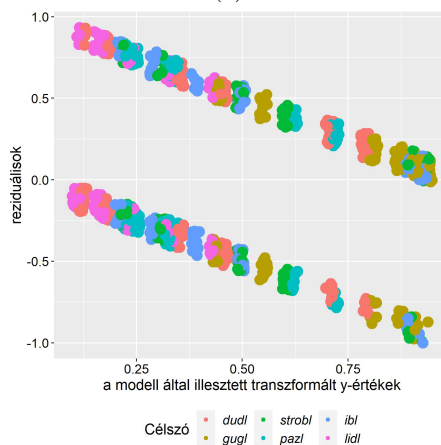
(a)



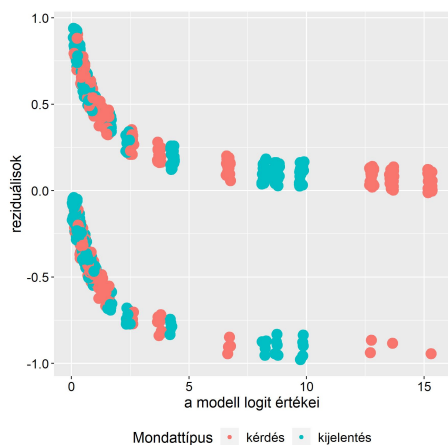
(b)



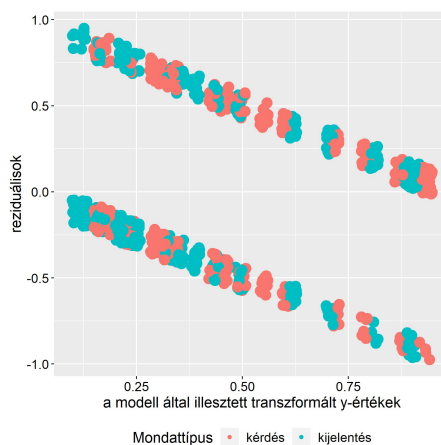
(c)



(d)



(e)



(f)

2.1.4. ábra. A betoldás meglétére specifikált modell illesztett *fitted* transzformált y -értékei és reziduálisai (a, c, e), valamint logit-értékei és reziduálisai (b, d, f) a független változók értékei szerint
A független változók szerinti elrendeződés jobb láthatósága érdekében az ábra pontjain jitterelést végeztünk, mivel igen sok volt köztük az átfedő.

2.2. A magánhangzó-betoldás időtartamának modellje

A V-betoldás tartamára futtatott modell egy LMM, ahol az egyes beszélők képezik a random hatásokat. A modell futtatásakor mindvégig csupán azt a 467 megfigyelést használtuk az összes 934 közül, amelyek tartalmaztak betoldást (épp a megfigyelések fele!). (Vagyis azok az alakok, amelyekben betoldás nem szerepelt, a betoldás tartama tekintetében nem 0, hanem NA értéket kaptak. Ezt igazolandó ld. a végső modellhez kötődő 2.2.1. ábrát, ahol jól látszik, hogy amennyiben a betoldást 0 ms-nak tekintjük, úgy a reziduálisok erőteljesen klasztereződnek, és megsértik azt a feltételt, hogy mind azonos eloszlásúak lennének.)

A különböző lehetséges modellspecifikációkban a függő változó rendre a betoldás standardizált tartamát jelző metrikus változó (*sdurV*) volt. Az itt és a későbbiekben tárgyalt modellek esetén is a standardizálást az eredmények könnyebb (szórásban mérhető) interpretálhatósága érdekében végeztük el. (Standardizáláson a z-értékek kiszámolását értjük: az egyes megfigyelések és a megfigyelések átlagának különbsége, osztva a megfigyelések szórásával.)

A független változók a már előbb említett toldaléktípus, a mondat kérdő vagy kijelentő volta (*mondattípus*), valamint a célszó voltak. A nemet kizártuk, mivel azután, hogy az előző modellszelekció során azt láttuk, hogy ez a változó a betoldás megléte szempontjából nem releváns, azt gondoljuk, a beszélő neme a betoldás *tartamát* sem befolyásolja érdemben. Így a legkomplexebb modellt (*toldaléktípus*, *mondattípus*, *szó* és ezek interakciói) az előbbi binomiális GLMM során is alkalmazott függetlenváltozó-struktúrájú modellspecifikációval hasonlítottuk össze (ahol a *mondattípus* nem áll interakcióban a másik kettővel), valamint azokkal, ahol a *mondattípus* egyáltalán nem jelenik meg mint független változó (*toldaléktípus* és *célszó* egyike, másika, mindkettejük interakciók nélkül, illetve interakciókkal). Csak az előzőleg is használt specifikáció nem különbözik a legkomplexebb modelltől szignifikánsan, így nem választhatunk a *mondattípust* egyáltalán nem tartalmazó, takarékosabb (*more parsimonious*) modellekből. Az első kettő közül viszont a *mondattípust* interakciók nélkül tartalmazó modellt választottuk, mivel ez rendelkezett kisebb AIC-vel:

$$\text{durV} \sim \text{toldaléktípus} * \text{célszó} + \text{mondattípus} + (1 \mid \text{beszélő}). \quad (3)$$

Ahogy előbb, itt sem értünk el jobb modellt azáltal, hogy fix hatásokat randomnak soroltunk be. Így a már kiválasztott modellnél, akárcsak előzőleg, különbözőféleképpen specifikáltuk azt, hogy a random hatás (*beszélő*) az *y*-metszésponton kívül valamely független változóra is vonatkozik-e. Azt találtuk, hogy a legkomplexebbtől szignifikánsan el nem térő modellek között a legkisebb AIC-vel az rendelkezik, ahol a random hatás a toldaléktípusra is kiterjed:

$$\text{durV} \sim \text{toldaléktípus} * \text{célszó} + \text{mondattípus} + (1 + \text{toldaléktípus} \mid \text{beszélő}). \quad (4)$$

A modell kiértékelésekor ugyanakkor fölmerül a kérdés, hogy teljesülnek-e a reziduálisokra vonatkozó előfeltevések, hiszen amennyiben nem, úgy a független változókhoz rendelt p-értékekből sem lehet megfelelő következtetéseket levonni. A reziduálisok variabilitását vizuálisan megtekintve (ld. a 2.2.1. és a 2.2.2. ábrát) elképzelhető, hogy sérül a homoszkedaszticitás. Mivel kevert modellek tekintetében tudomásunk szerint nem állnak rendelkezésre homoszkedaszticitási (illetve autokorrelációs) próbák az R-ben, így ezeket a végső modell ran-

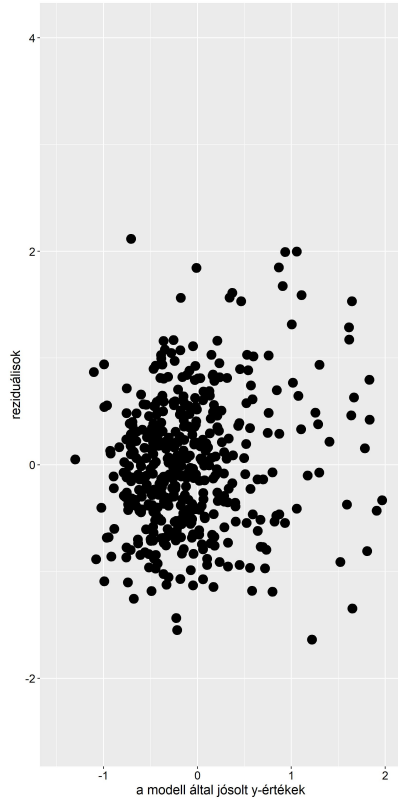
dom hatásokat nem tartalmazó verziójára végeztük el. Többek közt mind a Breusch–Pagan-, mind a White-próba alapján elutasíthatjuk, hogy azonos lenne a variancia az összes reziduális tekintetében. Ahogy a Durbin–Watson-próba alapján szintén elutasítható, hogy semelyik két reziduális nem korrelált egymással. Mindebből fakadóan célszerűen járunk el akkor, ha a kevert modellnek egy robusztus verzióját alkalmazzuk, mely a `robustlmm` package-ből érhető el. (Bár a próbák eredményei nem teljesen az elemzésben használt modellre vonatkoztak, a kevert hatások nélküli modell R^2 -e (mind a többszörös, mind a korrigált) nagyságrendileg hasonló a nem robusztus kevert modell marginális pszeudo- R^2 -éhez (0,2963 és 0,268 0,2083 ellenében). E hasonlóság miatt és mivel az elvégzett próbák nullhipotézisei mind elutasíthatóak még 0,1%-os szignifikanciaszinten is, bízhatunk benne, hogy a kevert modellek esetében is hasonlóké eredményekkel járna a tárgyalt próbák elvégzése.)

E kapcsán annyi további probléma merül föl, hogy a modellszelekciót újra elvégezni nem tudjuk robusztus modellek használatával, két okból sem. Egyrészt azért, hogy az említett package nem *maximum likelihood* becslést használ a modellparaméterek becslésére, nem lehetséges AIC-t számolni. Másrészt ezekhez a robusztus LMM-ekhez egyelőre – szintén legjobb tudomásunk szerint – nem áll rendelkezésre az R-be beépített egyéb modellszelekciós metódus. Tehát a modellszelekciót itt is, illetve a későbbiekben is a nem robusztus modellekkel végezzük, majd a robusztussági vizsgálatot csak a végső modell kiválasztása után folytatjuk le. Jelen modell esetében mind az eredeti, mind a robusztus modell paraméterei igen hasonlóak (a főszövegben a robusztus paramétereket közöljük, de a paramétereket részletesen bemutató táblázatokban mindkettő fellelhető).

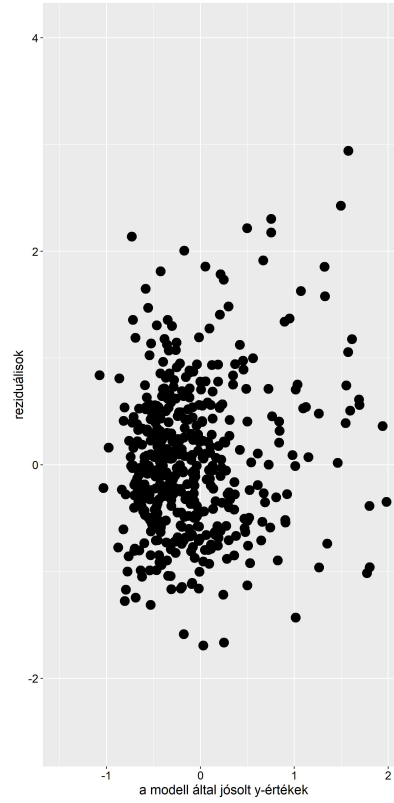
A szignifikáns változókat minden alkalommal 5%-os szignifikanciaszinten állapítottuk meg. A modell illeszkedési jóságát az általánosított kevert modellek pszeudo- R^2 -ével állapítottuk meg, amelynek marginális változata a függő változó varianciájának fix hatások által, míg kondicionális változata ennek a teljes modell (tehát együttesen a fix és a random hatások) által megmagyarázott hányadát adja meg. Minél magasabb, annál nagyobb magyarázóerővel bír a modell, annál jobban illeszkedik.

3. H3 – Az alternáns megválasztása háromalakú toldalékok esetén

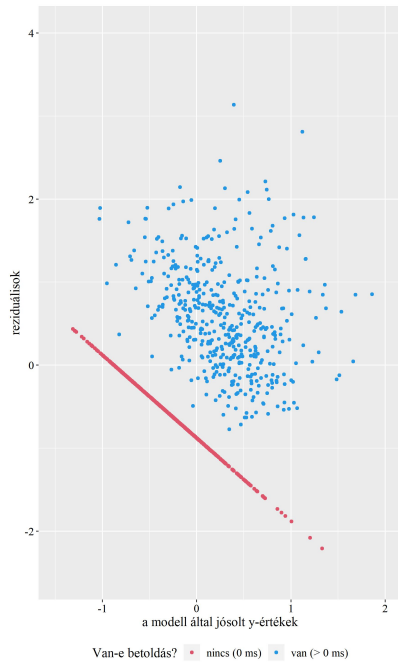
-



(a)



(b)



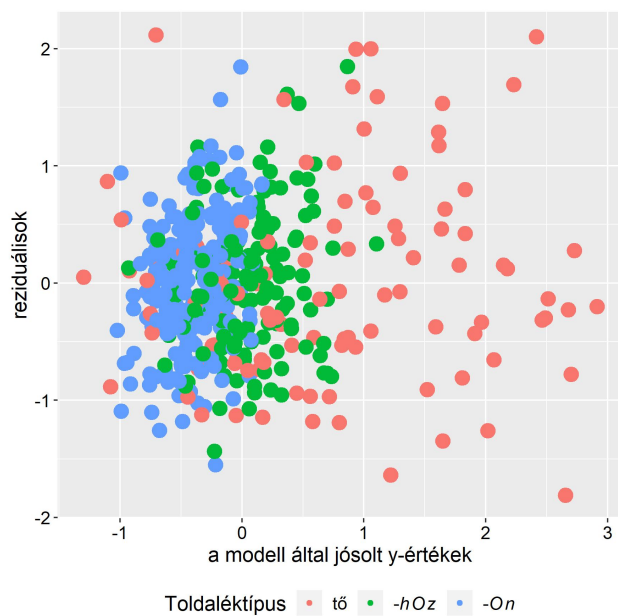
(c)



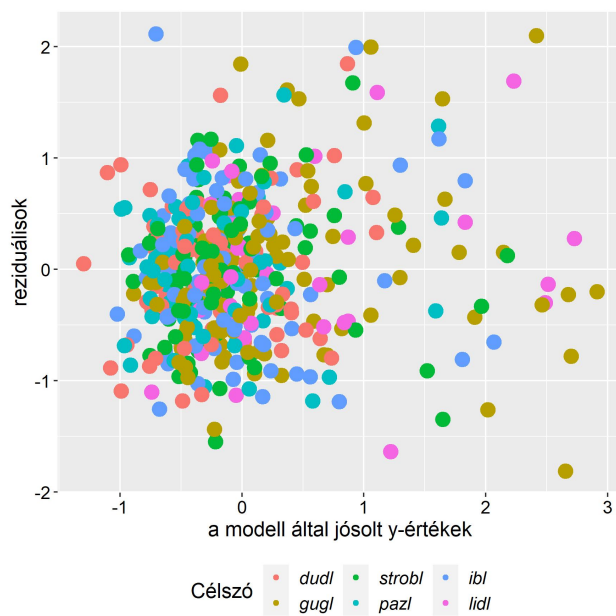
(d)

2.2.1. ábra. A betoldás tartamára specifikált modell illesztett y -értékei és reziduálisai nem robusztus (a, c) és robusztus (b, d) verzióban

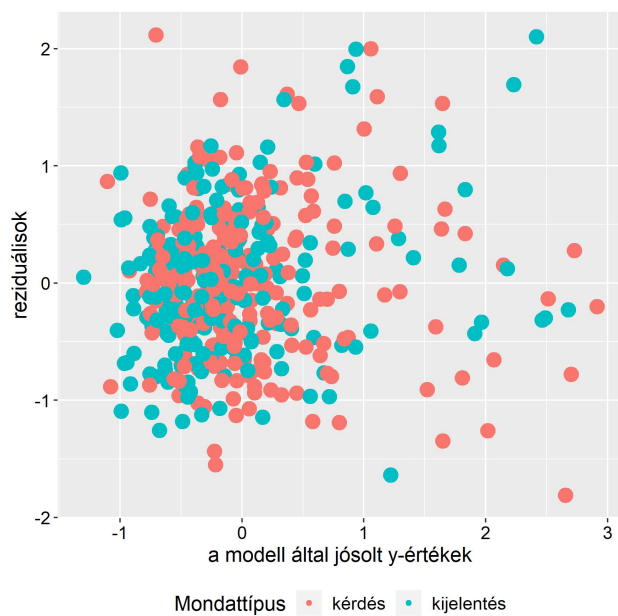
Alul a modellnek az a verziója szerepel, amelyben a függő változó adatai közt a betoldás nélküli alakok is szerepeltek – jól látható ezek lineáris elkülönülése az ábrán.



(a)



(b)



(c)

2.2.2. ábra. A betoldás tartamára specifikált modell illesztett y -értékei és reziduálisai a független változók szerinti bontásokban

4. H4 – A magánhangzó-betoldás és az elülső alternáns megjelenése közötti összefüggés modellje

Az antiharmonikus toldalékmagánhangzót tartalmazó alakokat azért zártuk ki a modellekből, mert különben nem lenne egységes a 0 érték interpretációja a függő változóban: nem lényegtelen ugyanis, hogy a tő első szótagjának megfelelően jelent-e meg az *o/e* vagy sem; tulajdonképpen amellet is érvelhetnénk, hogy az *ö*-höz soroljuk ezeket az értékeket a szerint a szempont szerint, hogy *nem* a tő első szótagjának megfelelő harmonicitású a megjelenő alternáns.

A függő változó (*told.harmónia*) azt jelezte, hogy az adott szóalakban *ö*, vagy pedig a tő első szótagja előlségének megfelelő magánhangzó (*o/e*) jelent-e meg. Random hatásnak az egyes beszélőket, fix hatásnak a célszót, a betoldás meglétét (*vanV*), illetve esetlegesen a mondat típust tekintettük. A célszó első szótagja ugyanis csaknem kizárólagosan befolyásolja, hogy melyik toldalékalternáns jelenik meg, amennyiben nem az *ö* – de az *ö* megjelenésének relatív gyakorisága is más az egyes szavaknál. A betoldás megléte és az *ö* jelenléte összefüggését maga a hipotézis tartalmazta, a *mondat típust* pedig mint a betoldással összefüggésben lévőként tételezett változót vettük föl. (A toldaléktípus jelen specifikációban triviálisan nem jelenhet meg, hiszen mindkét vizsgált toldaléknak ugyanazon alternánsai fordulhattak elő.) A legkomplexebb modellbe mindhármat fölvevük független változónak, az interakcióikkal együtt.

A modellszelekció során azt találtuk, hogy nem különbözik szignifikánsan ettől az a modell, amelyben ugyan mindhárom változó szerepel, de a kérdés-változó nincs interakcióban a többivel, illetve az, amelyben a kérdés-változó egyáltalán nem is szerepel. Mindkettejük AIC-je kisebb, mint a kiinduló modellé, és bár a kérdés nélküli valamelyest nagyobb a másik kevésbé komplexénél (240,69, ill. 239,36), mivel a különbség kisebb, mint 2, ezért a takarékosabb modellt választjuk:

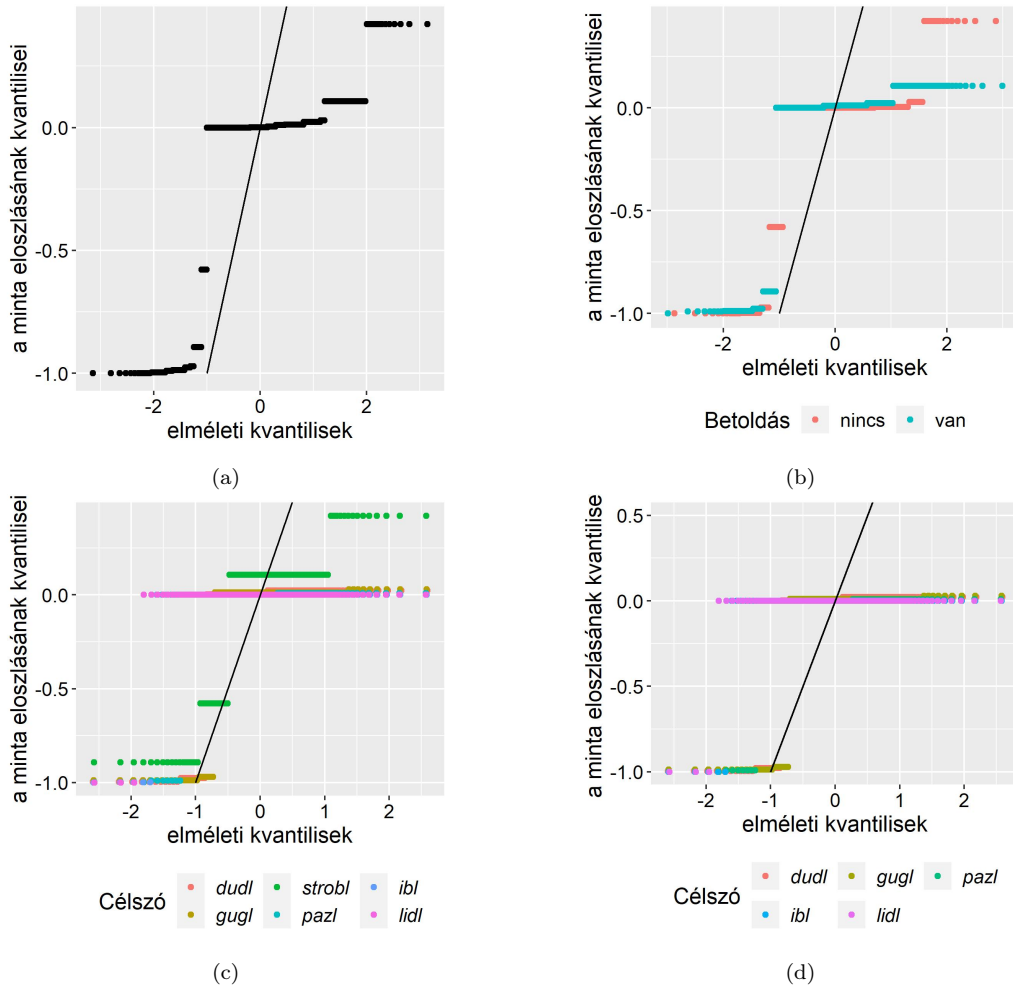
$$\text{told.harmónia} \sim \text{célszó} * \text{vanV} + (1 \mid \text{beszélő}). \quad (5)$$

Annak ellenőrzése után, hogy jobban illeszkedő modellt kapunk-e, ha a fix hatások közül rendre az egyiket randomnak tekintjük a *beszélőn* felül (nem kaptunk jobbat), összehasonlítottuk a random hatás különböző érvényesülési lehetőségeit is (csak az *y*-metszéspontra, vagy pedig emellett a szóra, netán a betoldás meglétére is vonatkozik-e a random hatás beszélőnként). Viszont nem tudjuk elutasítani, hogy a legkomplexebb modelltől, ahol a random hatás a szóra is vonatkozik, egyik sem különbözik szignifikánsan, így mivel a legkisebb AIC-vel az eredeti modell bír, ezt tartjuk meg (ld. (5)).

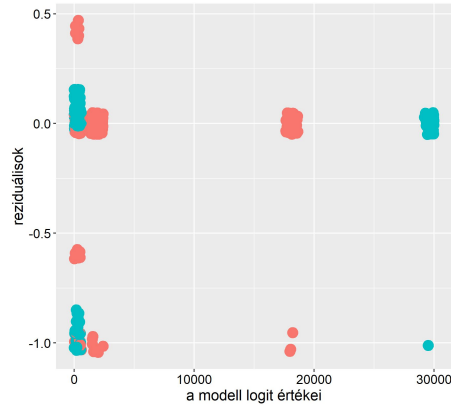
A binomiális GLMM-ek kapcsán fölmerülő előfeltevések közül a reziduálisokra vonatkozó normalitás itt még kevésbé teljesül, ld. a 4.0.1. ábrát. (Ugyanakkor továbbra is kérdéses, ez milyen következményekkel jár az átlagos marginális hatások szignifikanciájára vonatkozóan.) A 4.0.1c. és 4.0.1d. ábrát összehasonlítva jól látszik, hogy a reziduálisok eloszlása még szélsőségesebb képet mutat, ha a *Strobl*-hoz kapcsolódó reziduálisokat figyelmen kívül hagyjuk. A *Strobl* variabilitása ellenben magából a *Strobl*-hoz kapcsolódó toldalék előlségének nagyfokú variabilitásából fakad (vö. a tanulmány 9. ábrájával). A modell logisztikus voltából fakadó logit-értékek és független változók közti linearitás pedig ismét üresen teljesül a független változók kategorikussága miatt. Mindazonáltal a 4.0.2. ábrán közöljük a logit-értékek és reziduálisok, valamint a modell által jósolt *y*-értékek és a reziduálisok kapcsolatát az egyes

független változók értékei szerint. A *Strobl* esetén a toldalék-magánhangzó megválasztásában észlelt nagyfokú variáció itt is megfigyelhető.

A szignifikáns változókat 5%-os szignifikanciaszinten állapítottuk meg. A változók szignifikanciájának ellenőrzése után ugyanerre az adatsorra végeztünk egy χ^2 függetlenségi próbát az $\bar{o}$ megjelenése (bináris) és a betoldás megléte (szintén bináris) között (a próba további feltételei közt szereplő cellánkénti legalább 5 elem teljesül). Az így kapott próbastatisztika megfelel a két változó közti kontingencia-együtthatónak, ennek a korrigált verzióját (amely normalizálva is van a 0–1 intervallumra) is kiszámoltuk. A próbához továbbá kiszámoltuk a Cohen-féle w hatásnagyságot is, amely az előző értékek erősségét hivatott jelezni úgy, hogy közben nem érzékeny a minta nagyságára, míg a χ^2 -próba igen.

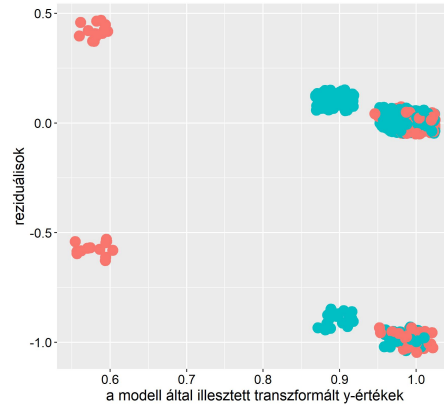


4.0.1. ábra. A toldalék előlségére specifikált modell reziduálisainak eloszlása (a), valamint a reziduálisok eloszlása a független változók egyes értékei esetén (b, c, d) qq-ploton ábrázolva. A (c) panelben a célszó-változó összes értéke szerepel, míg a (d) panelben a *strobl* nem.



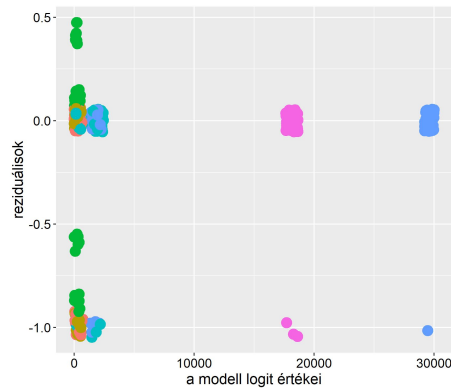
Betoldás • nincs • van

(a)



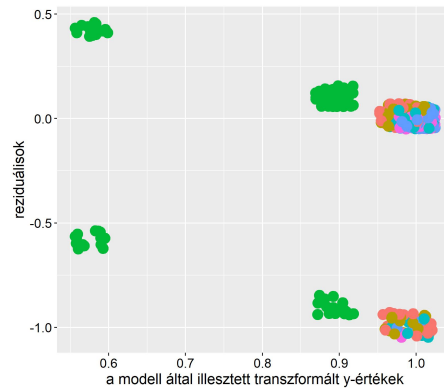
Betoldás • nincs • van

(b)



Célszó • dudl • strobl • ibl
• gugl • pazl • lidl

(c)



Célszó • dudl • strobl • ibl
• gugl • pazl • lidl

(d)

4.0.2. ábra. A toldalék előlégére specifikált modell illesztett transzformált y -értékei és reziduálisai (a, c), valamint logit-értékei és reziduálisai (b, d) a független változók értékei szerint

A független változók szerinti elrendeződés jobb láthatósága érdekében az ábra pontjain jitterelést végeztünk, mivel igen sok volt köztük az átfedő. (a) és (c) esetében a megfigyelések egy igen magas (10^{11} nagyságrendű) logit-értéket felmutató csoportja nem szerepel az ábrán (előbbi esetében a *van*, utóbbi esetében a *lidl* értékhez kapcsolódó megfigyelések ezek).

5. H5 – Variabilitás az l időtartamában

5.1. Az l -tartam modellje

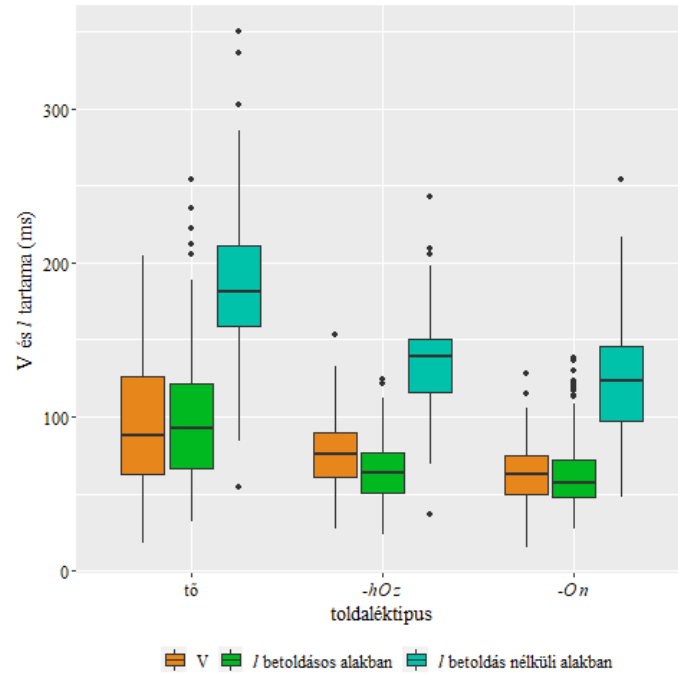
Az l tartamára vonatkozó modellben a random hatásokat az egyes beszélők jelentették a modellben, a függő változó ($sdurl$) az l standardizált tartama volt, független változónak pedig a betoldás meglétét ($vanV$), a toldaléktípust, a célszót és a mondattípust vettük. A betoldás-változó fölvetését az 5.1.1. ábrán látható különbségek is motiválják: valamennyi toldaléktípus esetén jól látszik, hogy csaknem kétszer olyan hosszú az l a nem betoldott alakokban. A toldaléktípusok l -tartamának különbsége is jól látszik az ábrán, ha összevetjük pl. a betoldatlan tőalakokat a betoldatlan $-On$ -alakokkal. A 5.1.2a. ábrán pedig az egyes szavak közti különbség is megfigyelhető. További független változóként fölveltük a kérdés-változót is, amely korábban a V hosszára vonatkozó modellben szintén szerepelt.

A legnagyobb magyarázóerővel bíró modell megtalálásának érdekében meghatároztunk egy olyan modellt, amelybe független változóként mind a négy föl volt véve a betoldás-toldaléktípus és a célszó-toldaléktípus interakciókkal együtt. (Bár a 5.1.2b. ábra alapján a célszó-betoldás interakciók kevésbé lehetnek relevánsak, mint a 5.1.2a.-n szereplő célszó-toldaléktípus interakciók, később elvégeztük a modellszelekciót ezt a modellt is számításba véve, de a végső kiválasztott modell futtatása után az együtthatók értékeiben csupán egyszázados nagyságrendű eltéréseket kaptunk, így az enélküli modellek eredményeit közöljük.) Ezt a különböző egyszerűsített modellekkel (egy-egy, majd több interakció kihagyása, egyes változók teljes elhagyása) összehasonlítva azt találtuk, hogy minden másik szignifikánsan különbözik ettől. Ezt követően arra voltunk kíváncsiak, hogy vajon a random hatások kiterjednek-e egyes változókra is a referenciakategóriák y -metszéspontja mellett. Összevetve ezeket, a legkomplexbbtl, amelyben a célszóra terjednek még ki a random hatások, egyedül az nem különbözik szignifikánsan, amelyben a random hatások a toldaléktípusra terjednek ki, és mivel utóbbi AIC-je kisebb, ezt választjuk. Tehát a végső modellünk:

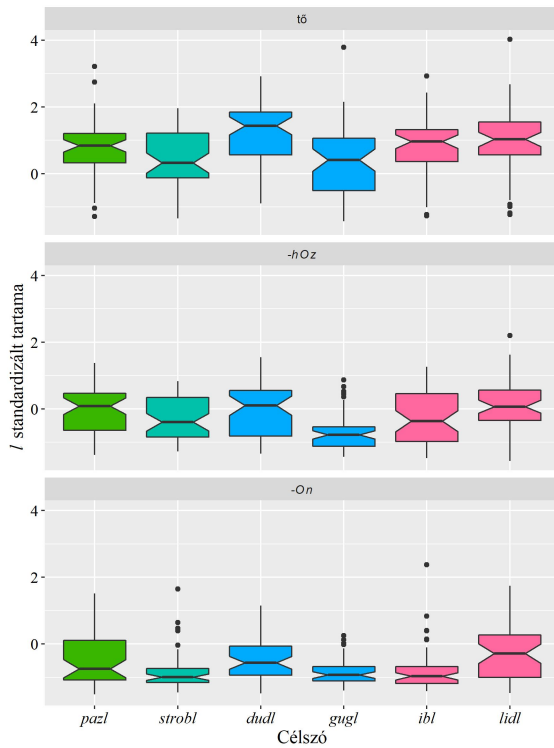
$$sdurl \sim vanV * toldaléktípus + toldaléktípus * célszó + mondattípus + (1 + toldaléktípus \mid beszélő). \quad (6)$$

Természetesen itt sem hagyhatjuk említés nélkül, hogy a reziduálisokra vonatkozó előfeltevéseket praktikusán csupán a modellszelekció után tudjuk elvégezni, mivel az azok sérülése után esetlegesen szükségessé váló robusztus modellek között nem tudunk az R-ben modellszelekciót végrehajtani. A végső modell esetében viszont ezek az előfeltevések sérülnek (megjelenítve ld. a 5.1.4. és a 5.1.3. ábrát), a Breusch–Pagan-próba alapján el lehet utasítani a homoszkedaszticitást, a Durbin–Watson-próba alapján pedig azt, hogy nem áll fenn autokorreláció. Ennélfogva robusztus LMM használata mellett döntünk. (Akárcsak (4) esetén, itt is abba a problémába ütközünk, hogy az említett próbákat pusztán a random hatások nélküli modellekre tudtuk elvégezni. Ellenben azt találjuk, hogy ezek R^2 -e (mind a többszörös, mind a korrigált) nagyságrendileg igen hasonló a nem robusztus kevert modell marginális pszeudo- R^2 -éhez (0,6938 és 0,685 0,6929 ellenében). E hasonlóság miatt és mivel az elvégzett próbák nullhipotézisei mind elutasíthatóak 11%-os szignifikanciaszinten is, bízhatunk benne, hogy a kevert modellek esetében is hasonlóké eredményekkel járna a tárgyalt próbák elvégzése.)

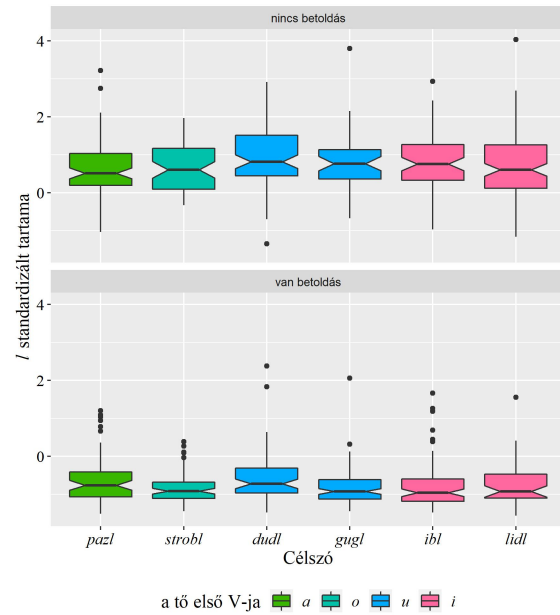
A modell együtthatóit, akárcsak eddig, jelen esetben is 5%-os szignifikanciaszinten állapítottuk meg.



5.1.1. ábra. V- és *l*-tartam toldaléktípusonként

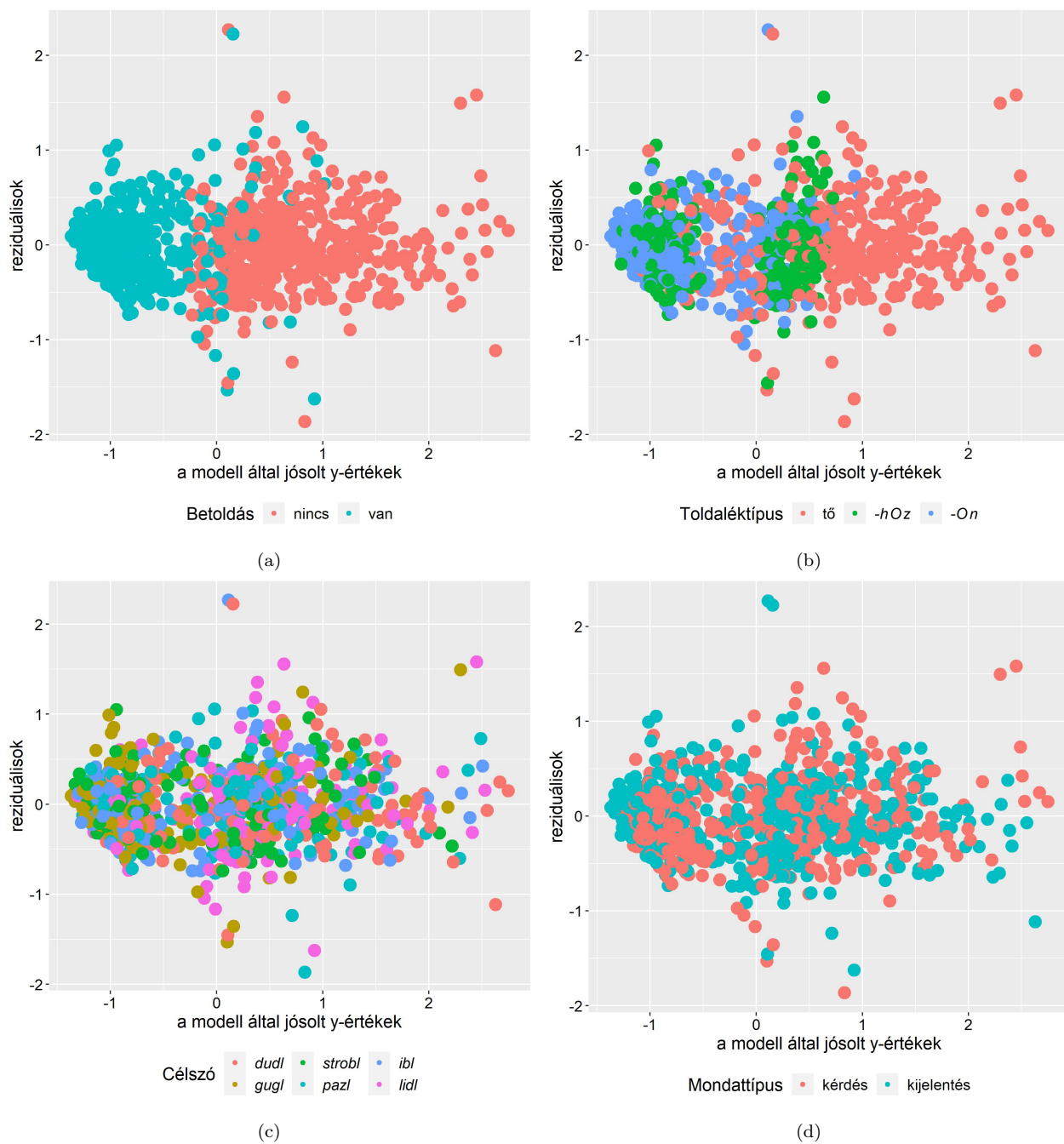


(a)

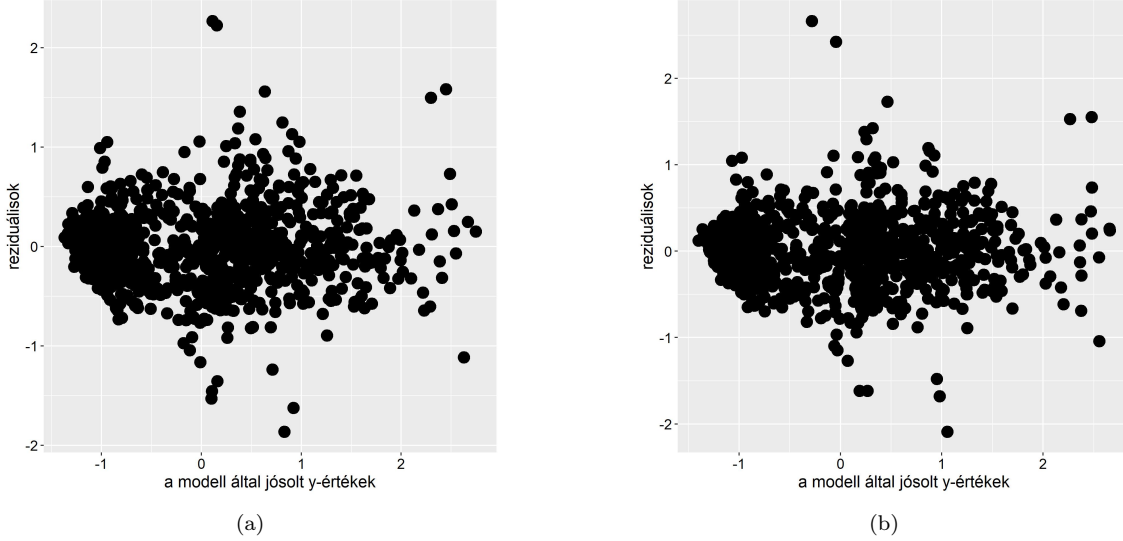


(b)

5.1.2. ábra. Standardizált *l*-tartam célszavanként és toldaléktípusonként (a), ill. a betoldás jelenléte szerint (b)



5.1.3. ábra. Az l tartamára specifikált modell illesztett y -értékei és reziduálisai a független változók szerinti bontásokban



5.1.4. ábra. Az l tartamára specifikált modell illesztett y -értékei és reziduálisai nem robusztus (a) és robusztus (b) változatban

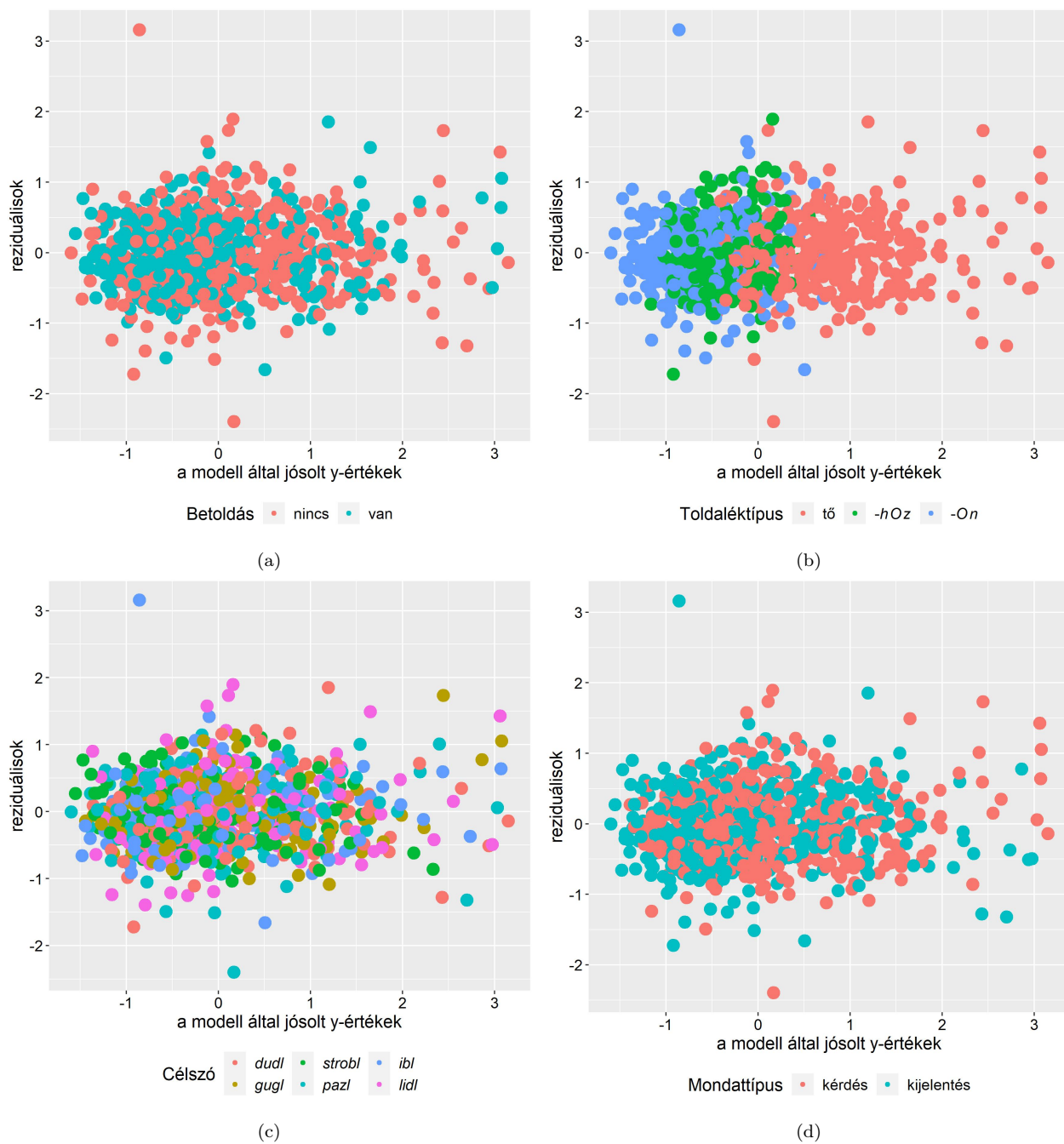
5.2. A Vl -tartam modellje

Ennek eredményeit követően állítottuk föl a V és az l együttes tartamának magyarázatára vonatkozó modellt. Az LMM-ben a függő változó a Vl szakasz standardizált tartama volt ($sdurVl$), független változónak pedig mindazokat a változókat fölveltük, amelyek az előbbi, l -tartamot magyarázó vagy a korábbi, V -tartamot magyarázó modellben szerepeltek: a betoldás-, a toldaléktípus-, a célszó- és a kérdés-változót, az előző modellben használt interakciós kifejezésekkel együtt. Ezt egyszerűbb modellekkel összehasonlítva némelyik kevesebb interakciós hatást tartalmazó sem különbözött szignifikánsan. Ezek közül a legkisebb AIC-vel az rendelkezett, amelyben az interakciós hatások közül egyedül a betoldás-toldaléktípus szerepelt. Végző modellnek azt választottuk, amelyben a random hatások az egyes beszélőknek feleltek meg, és emellett random meredekséget számoltunk a toldaléktípusra is:

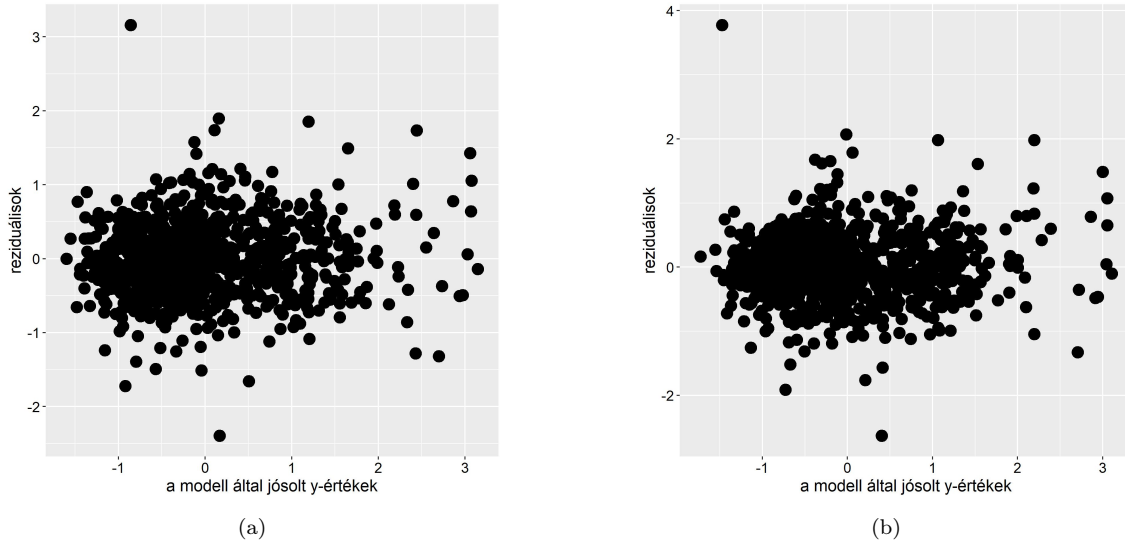
$$sdurVl \sim vanV * toldaléktípus + célszó + mondattípus + (1 + toldaléktípus | beszélő). \quad (7)$$

A reziduálisokra vonatkozó előfeltevések közül a homoszkedaszticitás és az autokorreláció hiánya a végső modell random hatások nélküli verziójára nem teljesült (a próbák p -értékei mind 0,01 alattiak). Ehhez a 5.2.2. és a 5.2.1. ábra nyújt vizuális betekintést. (Ennek a modellnek a többszörös R^2 -e 0,4262, a korrigált 0,4193, míg a kevert modell marginális pszeudo- R^2 -e 0,4276, tehát vélhetően az elvégzett, reziduálisokra vonatkozó próbák megállnának a végső kevert modellre is.) A végső modellnek így a robusztus verzióját mutatjuk be elsősorban, de a függelékben megtalálhatóak a nem robusztus eredményei is, ahogyan eddig is.

Mind az l -, mind a Vl -tartamot vizsgáló modell esetében az adott referenciakategóriától szignifikánsan eltérő változókat 5%-os szignifikanciaszinten állapítottuk meg; a post-hoc tesztek esetén (EMM-ek) szintén ezen a szinten állapítottuk meg, hogy az összes kategóriát tekintve melyek közt tapasztalható szignifikáns eltérés. A modellek illeszkedési jóságát ez alkalommal is a kevert modellekre alkalmazott pszeudo- R^2 egy fajtájával számoltuk ki.



5.2.1. ábra. A *Vl*-szekvencia tartamára specifikált modell illesztett y -értékei és reziduálisai a független változók szerinti bontásokban



5.2.2. ábra. A Vl -szekvenca tartamára specifikált modell illesztett y -értékei és reziduálisai nem robusztus (a) és robusztus (b) változatban

5.3. Az l -tartam varianciája és ferdesége

Az l -tartam átlaga mellett annak varianciájára is kíváncsiak voltunk a különböző toldalék-típusok és a V -betoldás megléte szerint bontva. Az l -tartam eloszlását itt toldaléktípusonként külön-külön standardizáltuk, hogy kiszűrjük a toldaléktípusonként különböző átlagos l -tartam hatását. (A tőalakok l -tartamának magasabb átlaga viszonylagosan nagyobb varianciát okozott volna a kétféle toldalékolt alakéihoz képest, mint amekkorának bizonyult az átlag szűrése után, utóbbiért ld. a 5.1. táblázatot.) A toldaléktípuson felül a betoldás megléte szerinti külön-külön standardizálásra azért nem volt érdemes elvégezni, mivel úgy egyfelől az összehasonlított eloszlásokban nem mutatkozott volna különbség, hiszen mindegyik varianciája 1 lett volna. Másfelől a betoldás megléte szerint nem állítottunk kontrasztba eloszlásokat, csupán az egyes toldaléktípusok közti összehasonlításakor volt szerepe: az éppen összehasonlított toldaléktípusoknál mindig vagy csak a betoldásos, vagy csak a betoldás nélküli alakok eloszlását hasonlítottuk össze.

Az egyes összehasonlítandó eloszlások mindegyikére normalitási próbákat végeztünk, hogy ellenőrizzük, alkalmazhatjuk-e az F -próbát. Mivel a Shapiro–Wilk-próba egy kivételével⁴ mindegyik eloszlás esetén elutasította azt, hogy azok normális eloszlások lennének, így a normalitást nem előfeltételező Levene-próbát (valamint ennek robusztusabb verzióját, a Brown–Forsythe-próbát) alkalmaztuk a varianciák összehasonlítására, azt ellenőrzendő, hogy az összehasonlított eloszlások varianciája szignifikánsan különbözik-e (5%-os szignifikanciaszinten). A próbát toldaléktípus-értékpáronként végeztük ($-hOz - On$; $-hOz - tő$; $-On - tő$), mivel tudomásunk szerint nincs fellelhető (valamely package-be beépített) post-hoc teszt sem a Levene-, sem a Brown-Forsythe-próbához. (Az eredményekért ld. a 5.2. táblázatot.)

⁴Egyedül a betoldással szereplő, $-hOz$ -zal ellátott alakok l -tartamának eloszlása esetén nem tudta elutasítani a Shapiro–Wilk-próba (és öt másik normalitási próba sem) azt, hogy az eloszlás megfelel egy normális eloszlásnak.

Ezt kiegészítendő a vizsgált csoportok ferdeségét (*skewness*) is kiszámoltuk (5.1. táblázat), amely leképezi, hogy az adott eloszlás melyik fele mutat nagyobb variabilitást, amelynek az eredményét a többi eredménnyel konzisztensen is tudjuk interpretálni a vonatkozó szakaszban.

toldaléktípus	vanV	szórás	ferdeség	átlag
-hOz	nincs	0,6612	0,1992	0,7664
-On	nincs	0,9787	0,5900	1,1295
tő	nincs	0,7038	0,5535	0,4775
-hOz	van	0,4342	0,4343	-0,8835
-On	van	0,6214	1,2309	-0,4098
tő	van	0,7980	1,1967	-0,9593

5.1. táblázat. Az *l*-tartam átlaga, szórása és ferdesége – todaléktípusonkénti standardizálást követően, betoldás nélküli és betoldásos alakokban

	betoldás nélküli alakban		betoldásos alakban	
	L	BF	L	BF
-hOz – -On	<0,001	<0,001	0,0016	0,016
-hOz – tő	0,3695	0,3719	<0,001	<0,001
-On – tő	<0,001	<0,001	0,0041	0,008

5.2. táblázat. A todaléktípusonként standardizált *l*-tartam todaléktípusközi varianciaeltérésének szignifikanciája a Levene-próba (L) és a Brown–Forsythe-próba (BF) alapján.

Rövidítések, jelölések

	5%-os konfidenciaszinten szignifikáns érték
dF/dx	átlagos marginális hatás
β	független változó becsült együtthatója
est.	a post-hoc teszt által becsült differencia
SE	standard hiba
p	<i>p</i> -érték
r	érték a robusztus modellben
nr	érték a nem-robusztus modellben

6. A modellek outputjai

6.1. Modell 2.1 – ld. (2)

2.1		dF/dx	SE	P> z
toldaléktípus	-On	0,2853	0,0906	0,0016
	tő	-0,2071	0,0999	0,0383
célszó	gugl	0,3837	0,0726	<0,001
	ibl	0,0449	0,0970	0,6432
	lidl	-0,2161	0,0970	0,0259
	pazl	-0,1248	0,1005	0,2140
	strobl	0,1415	0,0933	0,1294
mondattípus	kijelentés	-0,0848	0,0366	0,0205
toldaléktípus:célszó	-On:gugl	-0,1602	0,1616	0,3213
	tő:gugl	-0,1479	0,1437	0,3035
	-On:ibl	0,1921	0,1379	0,1634
	tő:ibl	0,0606	0,1424	0,6703
	-On:lidl	-0,0803	0,1497	0,5917
	tő:lidl	0,1813	0,1368	0,1849
	-On:pazl	0,0599	0,1469	0,6833
	tő:pazl	0,2489	0,1147	0,0299
	-On:strobl	0,1326	0,1542	0,3898
	tő:strobl	-0,0173	0,1475	0,9065

6.1. táblázat. A V meglétére specifikált binomiális GLMM eredménye: az egyes változók átlagos marginális hatása, szórása és a hozzájuk tartozó p-érték

2.1 post-hoc		est.	SE	p
toldaléktípus	hoz - on	-0,3048	0,0479	<0,001
	hoz - to	0,1872	0,0631	0,0085
	on - to	0,4920	0,0613	<0,001
célszó	dudl - gogl	-0,3173	0,0512	<0,001
	dudl - ibl	-0,0988	0,0505	0,3673
	dudl - lidl	0,1983	0,0516	0,0017
	dudl - pazl	0,0224	0,0550	0,9986
	dudl - strobl	-0,1407	0,0518	0,0724
	gogl - ibl	0,2185	0,0493	<0,001
	gogl - lidl	0,5156	0,0522	<0,001
	gogl - pazl	0,3397	0,0551	<0,001
	gogl - strobl	0,1766	0,0505	0,0062
	ibl - lidl	0,2971	0,0515	<0,001
	ibl - pazl	0,1212	0,0547	0,2311
	ibl - strobl	-0,0419	0,0503	0,9616
	lidl - pazl	-0,1759	0,0555	0,0191
	lidl - strobl	-0,3390	0,0528	<0,001
	pazl - strobl	-0,1631	0,0559	0,0415

6.2. táblázat. A V meglétére specifikált binomiális GLMM átlagos marginális hatásainak különbségére végzett post-hoc tesztek eredményei

6.2. Modell 2.2 – ld. (4)

2.2		β (r)	β (nr)	SE (r)	SE (nr)	p (r)	p (nr)
	(Intercept)	0,4363	0,5083	0,1654	0,1624	0,0091	0,002
toldaléktípus	-On	-0,9157	-0,9323	0,1925	0,1961	<0,001	<0,001
	tő	-0,8586	-0,7824	0,2875	0,3003	0,0035	0,0105
célszó	gugl	-0,194	-0,1927	0,186	0,1792	0,2976	0,2829
	ibl	-0,3292	-0,3268	0,2086	0,2015	0,1154	0,1055
	lidl	-0,2903	-0,2688	0,2562	0,2476	0,2579	0,2782
	pazl	-0,3155	-0,3441	0,2381	0,2301	0,1859	0,1356
	strobl	-0,6709	-0,6585	0,2020	0,1953	0,001	<0,001
mondattípus	kijelentés	-0,2275	-0,2378	0,0674	0,0644	<0,001	<0,001
toldaléktípus:célszó	-On:gugl	0,4163	0,4326	0,2461	0,2368	0,0915	0,0685
	tő:gugl	1,5835	1,5813	0,3214	0,3136	<0,001	<0,001
	-On:ibl	0,4364	0,4324	0,2633	0,2540	0,0982	0,0894
	tő:ibl	0,927	0,8688	0,3511	0,3403	0,0086	0,011
	-On:lidl	0,6888	0,6568	0,3274	0,3165	0,0360	0,0386
	tő:lidl	1,6008	1,4705	0,4043	0,3939	<0,001	<0,001
	-On:pazl	0,3032	0,3729	0,2963	0,2854	0,3067	0,1920
	tő:pazl	0,6657	0,6695	0,3588	0,3468	0,0643	0,0542
	-On:strobl	0,9389	0,8953	0,2588	0,2495	<0,001	<0,001
	tő:strobl	1,6368	1,5493	0,3459	0,3363	<0,001	<0,001

6.3. táblázat. A V-tartam standardizált hosszára specifikált LMM eredménye: az egyes változók β -együtthatója, szórása és a hozzájuk tartozó p-érték

2.2 post-hoc		est. (r)	est. (nr)	SE (r)	SE (nr)	p (r)	p (nr)
toldaléktípus	hoz - on	0,4518	0,4673	0,085	0,1073	<0,001	<0,001
	hoz - to	-0,2104	-0,2408	0,1587	0,2012	0,3808	0,4662
	on - to	-0,6622	-0,7081	0,1694	0,2182	<0,001	0,0089
célszó	dudl - gugl	-0,4727	-0,4786	0,1213	0,121	0,0014	0,0012
	dudl - ibl	-0,1253	-0,1069	0,1281	0,1283	0,9249	0,9611
	dudl - lidl	-0,4729	-0,4403	0,1524	0,152	0,0235	0,0455
	dudl - pazl	-0,0075	-0,0033	0,1328	0,1322	0,9999	0,9999
	dudl - strobl	-0,1876	-0,1564	0,128	0,1274	0,6863	0,8235
	gugl - ibl	0,3473	0,3717	0,1085	0,1066	0,0172	0,0071
	gugl - lidl	<0,001	0,0383	0,1329	0,1314	0,9999	0,9997
	gugl - pazl	0,4651	0,4753	0,1175	0,116	0,0011	<0,001
	gugl - strobl	0,285	0,3222	0,109	0,1069	0,0937	0,0323
	ibl - lidl	-0,3476	-0,3333	0,1407	0,1389	0,1329	0,1585
	ibl - pazl	0,1178	0,1036	0,1247	0,1228	0,9349	0,9591
	ibl - strobl	-0,0623	-0,0494	0,1166	0,1142	0,9948	0,9981
	lidl - pazl	0,4654	0,437	0,1485	0,1466	0,0214	0,0357
	lidl - strobl	0,2852	0,2839	0,1409	0,1394	0,3283	0,3232
	pazl - strobl	-0,1801	-0,153	0,1246	0,1227	0,6988	0,8133

6.4. táblázat. A V-tartam standardizált hosszára specifikált LMM β -együtthatóinak különbségére végzett post-hoc tesztek eredményei

6.3. Modell 4.1 - ld. (5)

4.1		dF/dx	SE	P> z
célszó	gugl	-0,0701	2.1210	0,9736
	ibl	0,0373	1,2283	0,9758
	lidl	0,0665	2.2069	0,9760
	pazl	0,0519	1,7222	0,9759
	strobl	-0,0966	2.8422	0,9729
vanV	van	0,0223	0,7155	0,9751
célszó:vanV	gugl:van	0,0338	1,1165	0,9758
	ibl:van	0,0594	1,9874	0,9762
	lidl:van	0,1165	0,0183	<0,001
	pazl:van	-0,1005	2.9039	0,9724
	strobl:van	0,0340	1,1248	0,9759

6.5. táblázat. A toldalék előlségére specifikált binomiális GLMM eredménye: az egyes változók átlagos marginális hatása, szórása és a hozzájuk tartozó p-érték

4.1 post hoc		est.	SE	p
vanV	nincs - van	-0,0484	0,0428	0,2580
célszó	dudl - gugl	0,0073	0,0201	0,9992
	dudl - ibl	-0,0125	0,0191	0,9864
	dudl - lidl	-0,0128	0,0195	0,9863
	dudl - pazl	-0,0078	0,0139	0,9934
	dudl - strobl	0,2390	0,2214	0,8898
	gugl - ibl	-0,0198	0,0319	0,9896
	gugl - lidl	-0,0201	0,0323	0,9895
	gugl - pazl	-0,0151	0,0266	0,9932
	gugl - strobl	0,2318	0,2125	0,8854
	ibl - lidl	<-0,001	<0,001	0,9964
	ibl - pazl	0,0047	0,0081	0,9922
	ibl - strobl	0,2516	0,2370	0,8967
	lidl - pazl	0,005	0,0085	0,9917
	lidl - strobl	0,2519	0,2374	0,8969
	pazl - strobl	0,2468	0,2310	0,8940

6.6. táblázat. A toldalék előlségére specifikált binomiális GLMM átlagos marginális hatásainak különbségére végzett post-hoc tesztek eredményei

6.4. Modell 5.1 - ld. (6)

5.1		β (r)	β (nr)	SE (r)	SE (nr)	p (r)	p (nr)
	(Intercept)	0,4637	0,5213	0,0615	0,0702	<0,001	<0,001
vanV	van	-1,2091	-1,1995	0,0475	0,055	<0,001	<0,001
toldaléktípus	-On	-0,2246	-0,1877	0,1083	0,1139	0,0395	0,1011
	tő	0,9046	1,0319	0,1018	0,1188	<0,001	<0,001
célszó	gugl	-0,1539	-0,1621	0,0766	0,0852	0,045	0,0575
	ibl	-0,1621	-0,1789	0,0743	0,0824	0,0293	0,0302
	lidl	-0,1402	-0,0843	0,074	0,082	0,0586	0,3046
	pazl	-0,1079	-0,1199	0,0748	0,0829	0,1496	0,1484
	strobl	-0,0794	-0,0888	0,0749	0,0832	0,2893	0,2861
mondattípus	kijelentés	-0,1043	-0,119	0,0253	0,028	<0,001	<0,001
vanV:toldaléktípus	van:-On	0,1621	0,1651	0,077	0,0871	0,0357	0,0585
	van:tő	-0,1863	-0,2065	0,0727	0,0827	0,0105	0,0128
toldaléktípus:célszó	-On:gugl	-0,0598	-0,0414	0,1092	0,1212	0,5843	0,7326
	tő:gugl	-0,2401	-0,287	0,1071	0,1189	0,0252	0,016
	-On:ibl	-0,0025	0,0445	0,107	0,1186	0,9815	0,7077
	tő:ibl	-0,0272	-0,0628	0,1039	0,1151	0,7931	0,5853
	-On:lidl	0,0015	-0,056	0,1092	0,121	0,989	0,6439
	tő:lidl	-0,0371	-0,136	0,1041	0,1153	0,7217	0,2387
	-On:pazl	-0,011	-0,0062	0,1078	0,1194	0,919	0,9586
	tő:pazl	-0,0696	-0,1401	0,1044	0,1156	0,5052	0,2259
	-On:strobl	-0,0954	-0,0764	0,1078	0,1195	0,3765	0,5229
	tő:strobl	-0,4046	-0,4403	0,1061	0,1177	<0,001	<0,001

6.7. táblázat. Az l -tartam standardizált hosszára specifikált LMM eredménye: az egyes változók β -együtthatója, szórása és a hozzájuk tartozó p-érték

5.1 post-hoc		est. (r)	est. (nr)	SE (r)	SE (nr)	p (r)	p (nr)
toldaléktípus	hoz - on	0,1714	0,1277	0,0716	0,0711	0,0439	0,1869
	hoz - to	-0,6816	-0,751	0,0742	0,0919	<0,001	<0,001
	on - to	-0,8531	-0,8787	0,1221	0,1163	<0,001	<0,001
célszó	dudl - gugl	0,2539	0,2715	0,0442	0,0495	<0,001	<0,001
	dudl - ibl	0,172	0,1851	0,0431	0,0483	<0,001	0,0019
	dudl - lidl	0,152	0,1482	0,0438	0,0491	0,0069	0,0312
	dudl - pazl	0,1347	0,1687	0,0433	0,0486	0,0231	0,0071
	dudl - strobl	0,2461	0,261	0,0438	0,0491	<0,001	<0,001
	gugl - ibl	-0,0818	-0,0865	0,044	0,0493	0,4269	0,4964
	gugl - lidl	-0,1018	-0,1233	0,0462	0,0518	0,2352	0,1646
	gugl - pazl	-0,1192	-0,1028	0,0449	0,0504	0,0846	0,3198
	gugl - strobl	-0,0078	-0,0105	0,0444	0,0498	0,9999	0,9999
	ibl - lidl	-0,02	-0,0368	0,0447	0,0501	0,9977	0,9775
	ibl - pazl	-0,0373	-0,0163	0,0437	0,049	0,9573	0,9995
	ibl - strobl	0,0741	0,076	0,0438	0,049	0,5374	0,6325
	lidl - pazl	-0,0173	0,0205	0,044	0,0493	0,9988	0,9984
	lidl - strobl	0,0941	0,1128	0,0455	0,051	0,3045	0,2338
	pazl - strobl	0,1114	0,0923	0,0445	0,0499	0,1233	0,4342
vanV	nincs - van	1,2172	1,2057	0,0324	0,0363	<0,001	<0,001

6.8. táblázat. Az l -tartam standardizált hosszára specifikált LMM β -együtthatóinak különbségére végzett post-hoc tesztek eredményei

6.5. Modell 5.2 - ld. (7)

5.2		β (r)	β (nr)	SE (r)	SE (nr)	p (r)	p (nr)
	(Intercept)	-0,1741	-0,1145	0,0931	0,084	0,066	0,1777
vanV	van	0,1662	0,1749	0,0597	0,0649	0,0055	0,0072
toldaléktípus	-On	-0,3454	-0,3002	0,1063	0,1227	0,0021	0,0182
	tő	1,1986	1,2075	0,0879	0,1296	<0,001	<0,001
célszó	gugl	-0,1935	-0,1984	0,0577	0,0601	<0,001	0,001
	ibl	-0,1934	-0,204	0,0564	0,0586	<0,001	<0,001
	lidl	-0,1078	-0,0886	0,0571	0,0594	0,0596	0,1361
	pazl	-0,205	-0,2414	0,0566	0,0589	<0,001	<0,001
	strobl	-0,2916	-0,3099	0,0574	0,0597	<0,001	<0,001
mondattípus	kijelentés	-0,1953	-0,21	0,033	0,0343	<0,001	<0,001
vanV:toldaléktípus	van:-On	-0,0935	-0,059	0,0927	0,0996	0,3134	0,554
	van:tő	-0,0263	-0,0511	0,0898	0,0974	0,7694	0,6001

6.9. táblázat. A Vl -tartam standardizált hosszára specifikált LMM eredménye: az egyes változók β -együtthatója, szórása és a hozzájuk tartozó p-érték

5.2 post-hoc		est. (r)	est. (nr)	SE (r)	SE (nr)	p (r)	p (nr)
toldaléktípus	hoz - on	0,3922	0,3297	0,0899	0,1092	<0,001	0,0137
	hoz - to	-1,1854	-1,182	0,0814	0,1269	<0,001	<0,001
	on - to	-1,5776	-1,5116	0,1453	0,1724	<0,001	<0,001
vanV	nincs - van	-0,1263	-0,1383	0,0417	0,0444	0,0024	0,0019
célszó	dudl - gugl	0,1935	0,1984	0,0577	0,0604	0,0104	0,0137
	dudl - ibl	0,1934	0,204	0,0564	0,059	0,0079	0,0075
	dudl - lidl	0,1078	0,0886	0,0571	0,0597	0,4104	0,6748
	dudl - pazl	0,205	0,2414	0,0566	0,0592	0,004	<0,001
	dudl - strobl	0,2916	0,3099	0,0574	0,06	<0,001	<0,001
	gugl - ibl	-1,00E-04	0,0057	0,0575	0,0602	0,9999	0,9999
	gugl - lidl	-0,0858	-0,1098	0,0601	0,063	0,7106	0,5033
	gugl - pazl	0,0114	0,043	0,0586	0,0613	0,9999	0,9817
	gugl - strobl	0,098	0,1115	0,0582	0,0608	0,5419	0,4444
	ibl - lidl	-0,0856	-0,1154	0,0581	0,0608	0,6808	0,4026
	ibl - pazl	0,0115	0,0374	0,0571	0,0597	0,9999	0,9891
	ibl - strobl	0,0981	0,1058	0,0573	0,0599	0,5232	0,4868
	lidl - pazl	0,0972	0,1528	0,0574	0,06	0,5366	0,1118
	lidl - strobl	0,1838	0,2213	0,0593	0,062	0,0237	0,005
	pazl - strobl	0,0866	0,0685	0,0582	0,0608	0,6715	0,8706

6.10. táblázat. A *VI*-tartam standardizált hosszára specifikált LMM β -együtthatóinak különbségére végzett post-hoc tesztek eredményei

5.2 post-hoc vanV:toldaléktípus	est. (r)	est. (nr)	SE (r)	SE (nr)	p (r)	p (nr)
0 hoz - 1 hoz	-0,1662	-0,1749	0,0597	0,0658	0,0599	0,0847
0 hoz - 0 on	0,3454	0,3002	0,1063	0,1249	0,0147	0,1741
0 hoz - 1 on	0,2727	0,1842	0,0956	0,1148	0,0497	0,6007
0 hoz - 0 to	-1,1986	-1,2075	0,0879	0,132	<0,001	<0,001
0 hoz - 1 to	-1,3385	-1,3313	0,0982	0,1398	<0,001	<0,001
1 hoz - 0 on	0,5116	0,4751	0,1095	0,1277	<0,001	0,0058
1 hoz - 1 on	0,439	0,3591	0,0957	0,1155	<0,001	0,0387
1 hoz - 0 to	-1,0323	-1,0326	0,0903	0,1338	<0,001	<0,001
1 hoz - 1 to	-1,1722	-1,1564	0,0978	0,1402	<0,001	<0,001
0 on - 1 on	-0,0727	-0,116	0,0755	0,0799	0,9298	0,695
0 on - 0 to	-1,544	-1,5077	0,1553	0,1817	<0,001	<0,001
0 on - 1 to	-1,6839	-1,6315	0,161	0,1876	<0,001	<0,001
1 on - 0 to	-1,4713	-1,3917	0,1475	0,1746	<0,001	<0,001
1 on - 1 to	-1,6112	-1,5155	0,1529	0,1797	<0,001	<0,001
0 to - 1 to	-0,1399	-0,1238	0,0707	0,076	0,3542	0,5787

6.11. táblázat. A VI-tartam standardizált hosszára specifikált LMM interakciós együtthatóinak különbségére végzett post-hoc tesztek eredményei