

I. Bevezetés: a témaválasztás

Szakdolgozatomban többváltozós regressziós modellekkel vizsgáltam meg a rendszerváltás utáni magyar társadalmat szerkezet és mobilitás szempontjából. Regressziós eljárásoknak nevezzük azokat a statisztikai modelleket, amely során egy kimeneti változó értékére előrejelzést tudunk adni egy vagy több magyarázó változó segítségével. Egy regressziós eljárás felépítése röviden: kimeneti változó becslött értéke = (modell) + hiba (Field 2009:198). Társadalmi mobilitásnak nevezzük azt a folyamatot, amikor a család vagy egyén társadalmi helyzete megváltozik, példának okáért egy paraszti sorból származó ember értelmiségi lesz (Andorka 2006:152). A témát azért tartom fontosnak, mert szociológia szakosként különösen érdekel az emberek közötti egyenlőtlenségek kialakulásának és újratermelődésének folyamata. Az egyenlőtlenségek egyik lehetséges mérése pedig a társadalmi szerkezet -és mobilitás vizsgálata, ahogyan ezt már sok szociológus közhelyként is szokta tartani: *„A társadalmi szerkezet szociológiája a társadalmak legalapvetőbb természetét, szerkezetét, az egyenlőtlenségeket és azoknak igazságos vagy igazságtalan voltát vizsgálja. Ezért azt mondhatjuk, hogy a társadalmi szerkezet a szociológia tudományának egyik középponti kérdése.”* (Andorka 2006:92). Továbbá érdekelnek a kvantitatív módszerek és adatelemzési technikák és mivel Big Data szakirányon vagyok, ezért döntöttem egy ilyen típusú adatelemzés mellett. A cél az volt, hogy bemutassam hogyan lehet alkalmazni ezen módszereket a téma vizsgálatára.

II. Elméleti háttér

II.1 Jövedelmi egyenlőtlenségek

Andorka Rudolf hivatkozik három mintán végzett kutatásra, amely a jövedelem különbségeket mutatta be a társadalmi rétegek között a rendszerváltozás óta. A három adatfelvétel egyaránt a jövedelmi különbségek növekedését jelezte. Az értelmiségiek és szakmunkások jövedelme növekedett követve az infláció alakulását, az önálló vállalkozók, iparosok és kereskedők tudták a jövedelmüket az inflációnál nagyobb mértékben növelni, míg a szakképzetlen munkások, mezőgazdasági munkások és önálló parasztok jövedelme messze le volt maradva az országos átlagtól (Kolosi – Róbert 1992^[1]; Kolosi – Sík 1992^[2]; Kolosi – Szívós –

^[1] Kolosi Tamás – Róbert Péter (1992) A rendszerváltás társadalmi hatásai. *Valóság*, 35. 2. 1-15.

^[2] Kolosi Tamás – Sík Endre (1992) *Munkaerőpiac és jövedelmek*. In Sík Endre, Tóth István György (szerk.), 8-24.

Bedekovics 1993^[3] idézi Andorka 1996:19). A rendszerváltás nagymértékben megnövelte a szegénységben és hátrányos helyzetben élők számát az ország gazdaságának átalakulása miatt. A létminimum alatt élők aránya emelkedett (1989-ben 15%, 1992-ben 22%, 1993-ban 25%, 1994-ben 32%, 1995-ben 30-35%, 1996-ban 34-40%). A népesség legnagyobb és legkisebb jövedelmi decilisének aránya következőképpen alakult: 1977-ben 4,1; 1982-ben 3,8; 1987-ben 4,6; 1995-ben 7,5; 1997-ben 9,2. Tehát a legkisebb és legnagyobb jövedelmek közötti különbségek növekedtek ezen idők során (Bóhm 2003:171-172). A rendszerváltással tömegessé vált a munkanélküliség, a hatalom és a pénz értéke felértékelődött, a társadalomra nagyfokú individualizáció kezdett el jellemző lenni. Egy szűk réteg felemelkedése és tömeges elszegényedés írta le ezen folyamatot (Bóhm 2003:34).

II.2 A magyarországi roma kisebbség helyzete

Andorka megjegyzi, hogy a cigány népesség körülbelül 500 000 főre tehető (Andorka 1996:22). A cigányság Magyarországon a legnagyobb lélekszámú kisebbség, az 1990-es népszámlálás szerint számuk 142 000. Ennyien mondták magukat cigánynak. Ám ez a szám Bóhm Antal szerint is lényegesen több, 500-600 ezer fő körül becsülendő. A cigányok önbesorolásának problémáját az okozza, hogy félnek a kirekesztéstől, a diszkriminációtól (Bóhm 2003:117). A cigány népesség helyzete hátrányos, mert erősen túlprezentált az alacsony iskolai végzettségűek körében, szakképzetlen, szegényebb rétegekben (Andorka 1996:22). 2003-ban a cigány gyerekek többsége 14 vagy 15 éves koránál később fejezte be az általános iskolát és emiatt a valós tudást kevésbe tudta a bizonyítvány tükrözni. A cigány gyerekek 58%-a nem járt óvodába (Kállai – Törzsök 2006:8-9). Dupcsik Csaba felhívja a figyelmet a rendszerváltással bekövetkező szabad iskolaválasztással meginduló „mennyiségi” versenyre. Az iskolák a tanulók számának megfelelően kaptak anyagi támogatást, így előfordult, hogy voltak olyan iskolák, amelyek nagyobb arányban vettek fel roma gyerekeket, mint nem romákat. Így a középrétegek „kimenekítették” gyerekeiket másik iskolákba és sok esetben kialakultak többségében cigány gyerekek által látogatott iskolák, „cigányiskolák” (Dupcsik 2018:246-247). A cigányok munkaerőpiaci helyzete hátrányos és osztoznak a nem cigány alacsony végzettségűekkel. A különbség az, hogy a cigányok foglalkoztatási aránya rosszabb, mint a nem cigányoké (Kállai – Törzsök 2006:9). Dupcsik Csaba is hasonlóan vélekedik, mint Kállai Ernő és Törzsök Erika. Az

^[3] Kolosi Tamás – Szívós Péter – Bedekovics István (1993) *Munkaerőpiac és jövedelmek*. In Sík Endre, Tóth István György (szerk.), 13-26.

iskolai végzettség hiánya miatt a cigányok kétszer-háromszor nagyobb eséllyel veszítették el a munkájukat, mint a nem cigányok a rendszerváltás után (Dupcsik 2018:239). 1993-ra a rendszerváltás előtt foglalkoztatott romák fele elveszítette az állását tartósan kiszorulva munkaerőpiacról. Az új roma generációk sem voltak képesek ezen a helyzeten változtatni (Kállai – Törzsök 2006: 92).

II.3 Nemek és korcsoportok közötti különbségek

Andorka Rudolf egy másik könyvében egy kereszt táblás elemzéssel vizsgálta a nemek közötti különbséget az intergenerációs mobilitás szempontjából. Intergenerációs mobilitásnak nevezzük az a folyamatot, amikor valakinek a társadalmi pozíciója a szüleihez képest változik meg (Andorka 2006:152). A szociológus az 1960-as évektől az 1983. évig elemezte a kereszt táblát és úgy találta, hogy 1983-ra vonatkozóan a 25 és 29 év közöttiek korcsoportján a kilépési arányszámok azt jelzik, hogy a férfiak esélyegyenlőtlensége növekedik (Andorka 1990:411-413). Kilépési arányszámok azt mutatják meg, hogy egy-egy társadalmi kategóriából származók közül hányan kerülnek más társadalmi kategóriába. (Andorka 2006:155). Az esélyek egyenlőtlensége, itt a társadalmi pozíciókba való bejutás egyenlőtlenségét jelenti (Andorka 2006:59). A szociológus több lehetséges ok között a nemekre vonatkozóan azt tartja, hogy ezen fiatal korosztályban a nők esélye növekszik, mert több fiatal nő lépett be a felsőoktatásba így kiszorítva több fiatal férfit (Andorka 1990:412).

II.3.1 Nemek és korcsoportok hatása logisztikus regresszióval

Róbert Péter három különböző adatfelvételt vont össze egy adatbázisba kvantitatív adatelemzéséhez (1986, N = 5999; 1988, N = 3000; 1989, N = 3000). Mindhárom minta nemre, életkorra (18+), lakóhelyre reprezentatív (Róbert 2001:20).

A kutató logisztikus regressziós modellt épített fel női és férfi almintákon az egyetemi diploma feltételes valószínűségére a középiskolai érettségivel rendelkezőkhöz viszonyítva. A modell mindkét nemnél csökkenő esélyt jelzett generációról generációra, hogy valaki egyetemi diplomát szerezzen. Ez a csökkenés viszont kisebb volt a nők esetében és statisztikailag nem szignifikáns, a férfiaknál a legidősebb és legfiatalabb kohorszok közötti esélykülönbség szignifikáns hatást jelzett (Róbert 2001:29). (1. táblázat)

Róbert Péter egy másik elemzésében egyaránt logisztikus regressziós modellel vizsgált karrier mobilitást négy adatbázis összevonásával (1973, N = 40 426; 1983, N = 32 301; 1992, N

=29 006; 1993, N = 4977). Az így összeállított adatbázisban rendelkezésre állt a válaszadók foglalkozásnak változása az idők során. Az adatbázist felfelé, illetve lefelé mobilitási epizódokra bontották (Róbert 2001:68-69). Intragenerációs vagy karrier-mobilitásnak nevezzük azt a folyamatot, amikor valakinek a társadalmi helyzete a foglalkozási életpályája során változik meg (Andorka 2006:152). Róbert Péter elemzésében arra jutott a karrier mobilitás szempontjából, hogy az életkor növekedésével csökken az esély a lefelé mobilitásra, de a csökkenő trend lassulást mutat (Róbert 2001:74).

1. táblázat: Logisztikus regresszió koefficiensek

Változók	Férfi almintá				Női almintá			
	béta	S.E.	p	Esélyhányados	béta	S.E.	p	Esélyhányados
Apa isk	0,3191	0,0607	<0,001	1,3759	0,3195	0,0772	<0,001	1,3764
Apa fogl	0,0014	0,0070	0,8456	0,0014	0,0274	0,0086	0,0014	1,0278
56-65	0,5624	0,1420	0,0001	1,7549	0,2993	0,2314	0,1958	1,3489
46-55	-0,0586	0,1432	0,6824	0,9431	-0,0148	0,2127	0,9446	0,9853
36-45	-0,0586	0,1142	0,6079	0,9431	-0,0109	0,1579	0,9448	0,9891
Konstans	-2,1567	0,1842	<0,001		-4,2014	0,2767	<0,001	

(Táblázat forrása: Róbert 2001:45)

II.4 Településtípusok közötti különbségek

Településtípusok szerint Andorka és Spéder háztartáspanel segítségével jövedelmi kvintiliseket elemeztek és úgy találták, hogy a falvak vannak a legrosszabb helyzetben, míg a nagyobb városok és a megyeszékhelyek jobb pozícióban vannak és a főváros van a legjobb helyzetben. Budapest lakosságának csak 8,6%-a tekinthető szegénynek, míg a községek lakosságának 25,3%-a (Andorka – Spéder 1994^[4] idézi Andorka 1996:122). A rendszerváltozás után a községek lemaradása a korábbi évtizedekhez hasonlóan ismét nőtt a jövedelmi különbségek szempontjából. A jövedelmi különbségek mindenhol nőttek, tehát a városokban is és a fővárosban is, de a falvakban ez a különbség az átlagjövedelem sokszorosa (Andorka 1996:120-122). Kolosi Tamás szerint is a rendszerváltás óta (1992-1997) a települések közötti jövedelmi eloszlások szélesebb különbségeket mutatnak. A tanyákon és falvakon élők helyzetére a stabil alsó jövedelem jellemző, a városban élők alulról közelítik az átlagot. A megyeszékhelyeken lakók jövedelme az átlagnak megfelelően változott, míg a fővárosiak megtartották a már korábban meglévő előnyös jövedelmi helyzetüket (Kolosi 2000:119-120). A falusi lakosság körében a foglalkoztatottság csökkenése jellemző és az inaktívak aránya is jóval nagyobb, mint

^[4] Andorka Rudolf – Spéder Zsolt (1994) *Szegénység alakulása 1992 és 1994 között*. In Tóth István György (szerk.), 27-40.

más településtípusok esetében. A falun lakó-8 általános iskolai végzettséggel rendelkezők között nagyobb arányban képviseltetik magukat a szegények, szemben a városban és fővárosban élőkkel (Andorka 1996:123).

II.5 Kísérletek társadalmi struktúrák leírására

II.5.1 Vertikális és horizontális elrendeződés

Vertikális mobilitás, akkor értelmezhető, ha van egy hierarchikus elrendezésű szerkezeti modellünk, amelyben a felfelé, lefelé mobilitás értelmezhető. Felfelé mobil az, aki kedvezőbb pozícióba kerül, míg lefelé mobil az, aki kedvezőtlenbe, tehát ez esetben süllyedésről beszélünk. Immobil az, akinek pozíciója nem változik (Andorka 2006:152). Osztálynak nevezi Karl Marx a termelőeszközökhöz való viszony alapján definiált társadalmi kategóriákat. Egy osztályba azok tartoznak, akik a termelőeszközök birtoklása tekintetében ugyanolyan pozícióban vannak (Andorka 2006:93).

II.5.2 Kolosi Tamás és a státusok

Vannak más dimenziók szerint mért társadalmi struktúrák. Az egyik ilyen a Kolosi Tamás által leírt úgynevezett státuscsoportok. A szociológus azzal indokolta, hogy új strukturális modell létrehozására van szükség, hogy a rendszerváltással lényeges, alapvető változások történtek Magyarországon (Kolosi 2000:170). Böhm Antal szintén azt írja, hogy a szocializmus hivatalos 2 osztály + 1 réteg modellje helyébe differenciáltabb struktúrát kell megalkotni. A régi osztályok felbomlottak és helyükbe új osztályok és rétegek kerültek (Böhm 2003:34). Kolosiék hat egyenlőtlenségi dimenziót állapítottak meg, amelyekkel ezeket a státuscsoportokat meghatározták: foglalkozás, iskolai végzettség, jövedelem, hatalmi érdekérvényesítés, anyagi-materiális életstílus és kulturális életstílus. Ebből a hat faktorból Kolosiék kivették később a hatalmi érdekérvényesítést arra hivatkozva, hogy a rendszerváltáskor ez már nem volt releváns, mint egyenlőtlenségi tényező. Tehát végülis öt összetevővel számoltak (Kolosi 2000:172-173). A státus kategóriákat klaszterelemzéssel készítették el úgy, hogy nem rögzítették előre az elkészítendő klaszterek számát. A csoportok végleges deklarálásánál figyelembe vették a csoportok szerinti átlagot és a státuszinkonzisztencia mértékét, amelyeket „státuszpontszámok” szerint határozták meg. A végső csoportosítás szerint 10 státuszcsoportot (2. táblázat) adtak meg a kutatók (Kolosi 2000:174).

2. táblázat: Kolosi Tamás féle státuscsoportok

Státus neve	Státus jellemzői
1. A felső középosztály	felsővezetők, magas státusú értelmiségiek, nagyvállalkozók
2. Magas jövedelmű, rossz lakású csoport	alacsonyabb foglalkozású, kevésbé iskolázott, lakáshelyzet inkonzisztens
3. Magas státusú, alsó közép jövedelmű csoport	magas iskolai végzettségű szakember, alacsony jövedelem, átlagosnál jobb anyagi körülmények
4. Munkáselit – formálódó középosztály	közepes munkaerőpiaci pozíció, magasabb iskolai végzettség, kimagasló anyagi és lakáshelyzet
5. Kulturális középosztály	fiatal, budapesti lakos, szakmunkás, kultúra fogyasztása akarat
6. Alsó középosztály	középfokú végzettség, betanított munkás, szellemi foglalkozású, nő
7. Jó lakású alsó csoport	idős, nyugdíjas, relatív lakáshelyzetük javult
8. Jó jövedelmű alsó csoport	férfi, szakmunkás, átlagot meghaladó jövedelem
9. Lecsúszók és visszakapaszkodók	rendszerváltás termelte ki, alacsony iskolai végzettség, munkaerőpiacon nehezen elhelyezkedő, falusi
10. Depriváltak	idős, alacsony társadalmi státus, mezőgazdász, falusi, gyesen lévő kismama

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés Kolosi 2000:174-195 alapján)

II.5.3 A posztindusztriális társadalom fogalma

Az 1980-as években arról beszéltek, hogy a proletariátus eltűnik és a már hagyományosnak tekintett ipari társadalmi életformák kiüresednek és egymástól szétváltnak (Mooser 1983^[5]; Mooser 1984^[6] idézi Hradil 1992:350). A posztindusztriális társadalmakról szóló első elméleti munka Daniel Bell nevéhez kötődik. Bell szerint a technológiai fejlődés következményeként az energiahordozókkal szemben az információ, míg a tőkejavakkal szemben a tudás kerül előtérbe. Domináns helyzetbe kerül ez által a szolgáltatói szektor, ellenben a mezőgazdasággal és az iparral (Bell 1973^[7] idézi Andorka 2006:341).

II.5.3.1 A magyar társadalom posztindusztriális társadalomnak számít?

Az általam fellelt legrégebbi adat 1995-ös és arra vonatkozik, hogy az egyes TEÁOR szerinti kategóriák hány millió Ft-ot tesznek hozzá a Bruttó hozzáadott értékhez (GVA) (KSH 2021). Bár a szakdolgozatomhoz használt adatbázis 1992-ben készült (lásd: az V. Módszertan c. fejezetet), úgy vélem, hogy 1992 és 1995 között nem történt nagymértékű változás. A Bruttó hozzáadott részesedésnek legnagyobb hányadát a feldolgozóipar adja 21,48%-ot (KSH 2021).

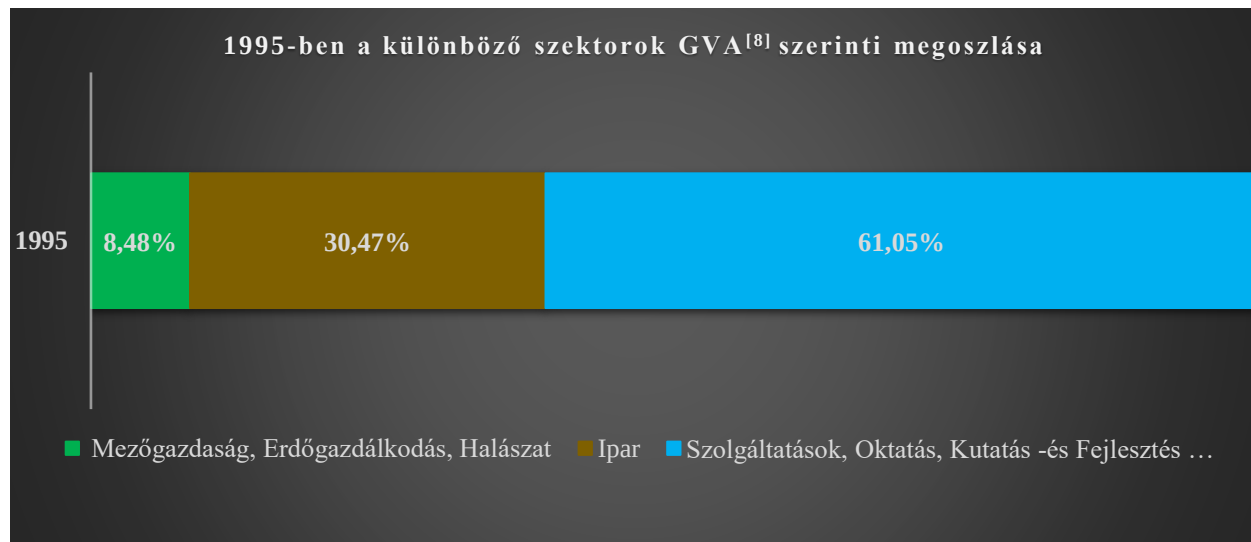
^[5] Mooser Josep (1983) Auflösung der proletarischen Milieus. In: *SOZIALE WELT* 34. S. 270-306.

^[6] Mooser Josep (1984) *Arbeiterleben in Deutschland 1900-1970*. Frankfurt.

^[7] Bell Daniel (1973) *The Coming of Post-Industrial Society*. New York, Basic Books.

Mezőgazdasághoz és hasonló tevékenységhez (pl. állattenyésztés) soroltam a következőket: mezőgazdaság, vadgazdálkodás, erdőgazdálkodás halgazdálkodás. Míg iparhoz kötődő tevékenységekhez ezeket: bányászat, feldolgozóipar, villamosenergia-, gáz, gőz-, vízellátás, építőipar. Ezen területek %-os részesedése a GVA-ból összesen: 30,47%, míg minden más például szolgáltatások, kutatás-és fejlesztés a többi hányadát teszik ki (1. ábra). Ezek szerint Magyarország megfelel a Bell féle leírásnak a posztindusztriális társadalmak jellemzésére, ha az 1995-ös Bruttó hozzáadott értéket nézzük.

1. ábra: GVA érték TEÁOR kategóriák összevonásával



(Ábra forrása: Saját szerkesztés KSH 2021 adatai alapján)

II.5.3.2 Stefan Hradil és a miliók

A posztindusztriális társadalmak leírására egy régi/új fogalmat hoztak vissza köztudatba, a milió fogalmát. A szociológiában miliónek nevezzük azokat a komponenseket, amelyek társadalmi-gazdasági, politikai-adminisztratív és társadalmi-kulturális meghatározással bírnak. Ezek az elemek az emberek egy konkrét csoportjára hatással vannak, formálják a gondolkodást és a cselekedeteket (Hradil 1992:352). Az 1980-as években az akkori NSZK-ban a SINUS intézet jegyezte az egyik ilyen leghíresebb tanulmányt. Típusképzőként az alapbeállítódást, általános életcél, társadalmi helyzetet, gyakorlati életstílust vették alapul és így 8 milió kategóriát hoztak létre. Empirikus módon először is sok-sok mélyinterjút készítettek, utána pedig kérdőívvel

^[8]Az áruknak és szolgáltatásoknak az értéke, amelyeket egy országban egy bizonyos időtartam alatt állítanak elő, levonva a közvetett adókat és a köztes fogyasztást.

operacionalizáltak. A milió kategóriákat klaszterelemzéssel alakították ki (Hradil 1992:364). (3-4. táblázat)

3. táblázat: A milió kategóriák életcéljukkal

Milió neve	Életcél
a) Konzervatív felső	Elismert hely a társadalomban.
b) Kispolgári	Maradandó értéket teremteni.
c) Tradicionális munkás	Biztos munkahely, biztosított öregkor.
d) Tradíciók nélküli munkás	Széles középosztály anyagi standardjaihoz felzárkózni.
e) Felemelkedésorientált	Tekintélyt élvezni, foglalkozási és társadalmi felemelkedés.
f) Technokrata-liberális	Sikeresnek lenni, magas életszínvonal.
g) Hedonista	Szabadság, kötetlenség, spontaneitás.
h) Alternatív	Személyiség kibontakoztatása, önmegvalósítás.

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés Hradil 1992:364-366 alapján)

4. táblázat: A milió kategóriák társadalmi helyzetükkel és életstílusukkal

a) Konzervatív felső	
Társadalmi helyzet	Életstílus
Átlag feletti képzettség, sok a vezető alkalmazott és tisztviselő, önállóak és szabad foglalkozásúak.	Magas minőségű igények, tradícióra irányultság, életstílus-biztonság.
b) Kispolgári	
Társadalmi helyzet	Életstílus
Túlnyomórészt polgári iskolai szakmai végzettség, sok alacsony és közepes beosztásban lévő alkalmazott, tisztviselő. Jövedelmüket tekintve kisjövedelmű önállóak és kisgazdálkodók. A nyugdíjasok és járadékosok magas aránya. Kicsi és közepes jövedelmek.	Alkalmazkodás, biztonság, önkorlátozás, mértékletesség, megbízható termékek előnybe helyezése.
c) Tradicionális munkás	
Társadalmi helyzet	Életstílus
Túlnyomórészt polgári iskolai szakmai végzettség. Szakmunkások, betanított munkások és segédmunkások magas aránya. A nyugdíjasok átlagon felül képviseltetik magukat. Kicsi és közepes jövedelmi viszonyok jellemzi.	Túlhajtott fogyasztás hiánya. Tartós termékek előnyben részesítése.
d) Tradíciók nélküli munkás	
Társadalmi helyzet	Életstílus
Kevés formális képzettség. Sok munkanélküli, betanított munkások és segédmunkások átlagon felüli aránya. Túlreprezentáltak az átlagon aluli jövedelmi viszonyokkal rendelkezők körében.	Az „itt és most” koncentráció, korlátozott anyagi lehetőségek, egyik napról a másikra élés. Spontán fogyasztás.
e) Felemelkedésorientált	
Társadalmi helyzet	Életstílus
Gyakori a középfokú iskolai végzettség vagy a polgári szakmai végzettség. Szakmunkások és közepes beosztású alkalmazottak magas aránya, kisebb részben önállóak és szabadfoglalkozásúak. A közepestől a magas jövedelmekig.	A munkában és az élet más területein a szerepelvárások teljesítése. A fogyasztási stílus presztízs-orientált.

f) Technokrata-liberális	
Társadalmi helyzet	Életstílus
A közép- és felsőfokú iskolai végzettséggel rendelkezők átlagon felüli aránya. Egyetemi hallgatók és diákok magas aránya, magas beosztásban lévő alkalmazottak és tisztviselők. Közepes- és nagy szabadfoglalkozásúak. A legmagasabb jövedelmű csoportok felülreprezentáltak.	Igény az önkifejeződésre. A fogyasztói stílusukra jellemző a trendkövetés.
g) Hedonista	
Társadalmi helyzet	Életstílus
A 15 és 30 éves korcsoport többsége ide tartozik. Kevés formális képzettséggel rendelkeznek. Képzendő és diákok magas aránya. Munkanélküliek, segédmunkások, betanított munkások, közvetítő kereskedők, ügynökök magas aránya.	Luxus és fogyasztás, spontán fogyasztás, élni tervezés nélkül.
h) Alternatív	
Társadalmi helyzet	Életstílus
Értelmiségiek és diplomások túlréprezentáltsága. Sok diák és főiskolai/egyetemi hallgató. Magas beosztású alkalmazottak és tisztviselők. Az alacsony és magas jövedelmek átlagon felül fordulnak elő.	Fogyasztási aszketizmus, materiális igények leértékelése, egyszerűség, „csináld magad” nagyra értékelése.

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés Hradil 1992:364-366 alapján)

II.6 Pierre Bourdieu és a tőkefajták; a kulturális tőke kitüntetett szerepe

Szakdolgozatom egyik pillérjét Pierre Bourdieu francia szociológus tőkeelméletére szeretném alapozni, különös tekintettel a kulturális tőkére. Bourdieu három tőkefajtaát különített el egymástól: gazdasági tőke, kulturális tőke, társadalmi tőke. A gazdasági tőke közvetlenül anyagi haszonná konvertálható, a kulturális tőke, bizonyos körülmények között alakítható át gazdasági tőkévé. A társadalmi tőke, amely szintén bizonyos feltételek mellett gazdasági haszonná alakítható át (Bourdieu 1999:158). A szociológus a kulturális tőke három típusát határozza meg: 1) bensővé tett, inkorporált, 2) tárgyasult, 3) intézményesült. Az inkorporált kulturális tőkéhez az egyén műveltségi szintje tartozik, amelyet hosszabb időtávban képes elérni. Ez az elsajátítási folyamat sok időbe telhet, kudarccal és lemondással társulhat. A jelentősége abban rejlik, hogy aki bizonyos kulturális kompetenciákkal rendelkezik „extraprofit” -ot nyerhet. Tárgyasult kulturális tőke anyagi keretek között adható át, úgynevezett anyagi hordozókon keresztül (például: írárok, festmények, műemlékek, hangszerek). Intézményesült kulturális tőkének nevezi Bourdieu azokat az elemeket, amelyek titulusok formájában képviseltetik magukat, azaz az inkorporált kulturális tőke jogi elismerései lényegében (Bourdieu 1999). Bourdieu szerint a kulturális tőke átadásából következnek a társadalmi egyenlőtlenségek, mert az emberek a kulturális tőkét nem arányosan öröklék meg a családjuktól. A család időráfordításától és anyagi kereteitől függ, hogy az egyén milyen mértékben sajátítja el a kulturális tőkét (Bourdieu 1999:163).

II.6.1 Kultúra és életmód Magyarországon

Magyarország szempontjából Andorka Rudolf a következőkre jutott a kultúra, az életmód és társas kapcsolatok terén, időmérleg vizsgálatokra alapozva: az emberek nagyon hosszú időket töltöttek munkával, mivel sokan kapcsolódtak be a második gazdaságba, 1988-ban a felnőtt férfiak 79%-a, a felnőtt nők 70%-a. Az 1980-as években a kulturális termékek, mint könyvek, folyóiratok, újságok eladott példányszáma nem növekedett, inkább stagnált, míg a mozik, színházak, klasszikus hangversenyek és múzeumok látogatásának gyakorisága csökkent (Andorka 1996:32) Gyengék voltak a társadalmi kapcsolatok. Az időhiány miatt, az emberek inkább csak a családdal, rokonokkal és munkatársakkal ápoltak szorosabb kapcsolatot. Továbbá a szocialista rendszer tiltotta is a különböző szerveződési formákat például az egyesületeket (Nowak 1979^[9] idézi Andorka 1996:32).

II.6.2 A kulturális tőke empirikus tesztelése

Róbert Péter két lépésben faktorelemzéssel készített egy (látens) kulturális tőke változót. Első lépésben feltáró faktorelemzést végzett el és aggregált változókat. Második lépésben pedig ezen összevont változók segítségével megerősítő faktorelemzéssel készítette el a kulturális tőke változót. A kutató olyan változókat használt fel, amelyek a kulturális erőforrások felhasználására a válaszadók gyermekkorára és szüleire, amikor gyerek volt a válaszadó vonatkoztak: Színház- és múzeumlátogatás, könyvolvasás gyakorisága, könyvek száma, zenetanulás, egyéb művészeti tanulmányok, idegen nyelv tanulása, egyéb speciális kurzusok látogatása (Róbert 2001:94). A kutató egy TÁRKI általi 1986-os mintán (N = 5999) végezte el az elemzést Két fázisban történt az adatok elemzése: egy státuszmegőrzési modellt – úgynevezett „LISREL” -modellt – készített el, másodszor pedig életkori kohorszokat elemzett (Róbert 2001:89-92). Az elemzés egy nagyon fontos megállapításra jutott, amely Bourdieu elméletének igazolására szolgált: a kulturális tőke hatásai erősebbek, mint az anyagi tőke hatásai. A különbség leginkább az iskolázottság tekintetében szembetűnő. A státuszmegszerzésben sokkal nagyobb a hatása a kulturális erőforrásoknak, mint az anyagiaknak (Róbert 2001:98).

^[9] Nowak Stefan (1979) System watosci spoleczenstwa polskiego. *Studia Socjologiczne*, 75. 155-173

III. Kutatási kérdések

III.1 Osztály jellegű modellel kapcsolatos kérdések

I. Hogyan változott a vertikális mobilitás az osztály jellegű modell alapján a rendszerváltozás után Magyarországon?

- 1) Milyen irányú intergenerációs mobilitás jellemző inkább az osztály jellegű modellben?
- 2) A demográfiai jellemzők hogyan hatnak az intergenerációs mobilitásra az osztály jellegű modellben?
- 3) A nem demográfiai jellemzők hogyan hatnak az intergenerációs mobilitásra az osztály jellegű modellben?

III.2 Társadalmi milió modellel kapcsolatos kérdések

II. Mennyire alkalmas a Stefan Hradil hivatkozása alapján rekonstruált milió modell, hogy leírja a rendszerváltozás utáni magyar társadalom szerkezetét?

- 4) Ha a szülők társadalmiosztály pozícióját nézzük és figyelembe vesszünk demográfiai jellemzőket, akkor melyik milióbe tartozna az egyén legkisebb vagy legnagyobb eséllyel?
- 5) Ha a szülők társadalmi pozícióját nézzük és figyelembe vesszünk nem demográfiai jellemzőket, akkor melyik milióbe tartozna az egyén legkisebb vagy legnagyobb eséllyel?

III.3 A két modell összehasonlítására vonatkozó kérdés

III. Melyik modell alkalmasabb arra, hogy előrejelzést adjon az egyén társadalmi státuszára? Melyik modell teljesítménye jobb?

IV. Hipotézisek

IV.1 Osztály jellegű modellel kapcsolatos hipotézisek

1) Intergenerációs mobilitás

1/a: A munkásosztályra, szemben a közép- és felsőosztállyal, lefelé mobilitás nagyobb eséllyel lesz jellemző, mint felfelé mobilitás.

1/b: Az alsó középosztályra, szemben a közép- és felsőosztállyal, felfelé mobilitás kisebb eséllyel lesz jellemző, mint lefelé mobilitás.

1/c: A közép- és felsőosztályra, szemben az alsóosztállyal, immobilitás nagyobb eséllyel lesz jellemző, mint lefelé mobilitás.

2) Intergenerációs mobilitás és demográfiai jellemzők

2/a: A nők esetében, a férfiakhoz képest, felfelé mobilitás nagyobb eséllyel várható, mint lefelé mobilitás.

2/b: A tanyák/falvak esetében, a fővároshoz képest, immobilitás nagyobb eséllyel várható, mint felfelé mobilitás.

2/c: A főváros esetében, a tanyák/falvakhoz képest, felfelé mobilitás nagyobb eséllyel várható, mint lefelé mobilitás.

2/d: A cigányok esetében, a nem cigányokhoz képest, süllyedés nagyobb eséllyel várható, mint emelkedés.

2/e: Az életkor növekedésével egyre kisebb eséllyel lesz valaki felfelé mobil, mint a lefelé mobil.

3) Intergenerációs mobilitás és nem demográfiai jellemzők

3/a: A kulturális tőke növekedésével, egyre nagyobb eséllyel lesz valaki felfelé mobil, mint lefelé mobil.

3/b: Az összjövedelem növekedésével, egyre nagyobb eséllyel lesz valaki felfelé mobil, mint immobil.

IV.2 Társadalmi miliő modellel kapcsolatos hipotézisek

4) A szülők társadalmiosztály pozíciója és demográfiai jellemzők alapján

4/a: A férfiak a nőkhöz képest, a munkásosztálybeli szülők esetén, legnagyobb eséllyel a tradicionális munkásmiliőbe tartoznak a kispolgári miliővel szemben.

4/b: A nők a férfiakhoz képest, a közép- és felsőosztálybeli szülők esetén, legkisebb eséllyel tartoznak a hedonista miliőbe, a kispolgári miliővel szemben.

4/c: Az alsó középosztálybeli szülőkkel rendelkező, tanyákon/falvakon élők a közép- és felsőosztálybeli szülőkkel rendelkező, fővárosban élőkhez képest, legnagyobb eséllyel a hedonista miliőbe tartoznak, a kispolgári miliővel szemben.

4/d: Az közép- és felsőosztálybeli szülőkkel rendelkező, fővárosban élők az alsóosztálybeli szülőkkel rendelkező, tanyákon/falvakon élőkhez képest, legkisebb eséllyel a tradíciók nélküli munkás miliőbe tartoznak, a kispolgári miliővel szemben.

4/e: Az alsóosztálybeli szülőkkel rendelkező cigányok a közép- és felsőosztálybeli szülőkkel rendelkező nem cigányokhoz képest, legnagyobb eséllyel a tradíciók nélküli munkás miliőbe tartoznak, a kispolgári miliővel szemben.

4/f: A középosztálybeli és felsőosztálybeli szülők esetén az életkor növekedésével, legkisebb eséllyel tartozik valaki a hedonista miliőbe, mint a kispolgári miliőbe.

5) A szülők társadalmiosztály pozíciója és nem demográfiai jellemzők alapján

5/a: Közép- és felsőosztálybeli szülők esetén a kulturális tőke növekedése a hedonista miliőbe tartozás esélyének növekedését vonja maga után legnagyobb mértékben, a kispolgári miliőhöz képest.

5/b: Alsó középosztálybeli szülők esetén az összjövedelem növekedése legnagyobb mértékben a kispolgári miliőbe tartozás esélyének csökkenését vonja maga után a konzervatív felső miliőhöz képest.

IV.3 A két modell összehasonlítására vonatkozó hipotézis

Arra számítok, hogy a miliő modellhez elkészített regressziós eljárás jobb teljesítményt fog nyújtani, mint az egyének szubjektív osztályhelyzetét vizsgáló regressziós eljárás.

V. Módszertan

V.1 Adathalmaz leírása és mintavétele

Szakdolgozatomat másodelemzéssel készítettem el a TÁRKI Társadalomkutató Zrt., által biztosított adatbázis segítségével: A magyarországi népesség rétegződése és társadalmi mobilitása (1992). A másodelemzést IBM SPSS statisztikai adatelemző szoftverrel végeztem el. A TÁRKI társadalmi mobilitási adatfelvételt végzett el, 1992.01.15-től 1992.09.10-ig kérdőíves adatfelvétellel, kérdezőbiztossal. Az elemzés egysége: személy. A minta nagysága 2998, a változósám 795. A minta reprezentatív a 18 évesnél idősebb magyarországi lakosságra nézve. Az adatbázis állományában található egy súly változó, ami elemzés során bekapcsolva volt így fordulhatott elő, hogy a teljes mintaelemszám több, mint ami alpból volt. A mintavétel rétegzett eljárással történt. A kutatók ezeket a rétegeket használták: Észak-Magyarország: Borsod, Heves, Nógrád megyék; Szabolcs-Szatmár megye; Dél-Alföld: Békés és Csongrád megyék; Közép-Alföld: Bács-Kiskun és Jász-Nagykun-Szolnok megyék; Pest megye; Észak-Dunántúl: Győr-Sopron és Komárom-Esztergom megyék; Közép-Dunántúl: Fejér és Veszprém megyék; Nyugat-Dunántúl: Vas és Zala megyék; Dél-Dunántúl: Baranya és Tolna megyék; Somogy megye. Mindegyik rétegből egy megye került a mintába: Borsod, Szabolcs, Hajdú, Csongrád, Szolnok, Pest, Győr-Sopron, Fejér, Zala, Baranya, Somogy. Ezen megyéket

lakosságszám szerint is rétegezték. A Budapesti kerületeket (akkoriban még csak 22 kerület) 14 rétegbe sorolták.

V.2 Másodelemzés módszertana az első kutatási kérdéshez

Egy többváltozós multinomiális logisztikus regressziót terveztem el felépíteni, ahol a **kimeneti változó** egy ordinális mérési szintű aggregált változó (5. táblázat) a szülők szubjektív osztályhelyzete és a válaszadók szubjektív osztályhelyzete változókból képezve (6. táblázat). Magyarázó változók listáját a 7. táblázat tartalmazza.

5. táblázat: Kimeneti változó az osztály jellegű modellben

	Változó értékei
1	lefelé mobil
2	immobil
3	felfelé mobil

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

6. táblázat: Aggregálás a kimeneti változóhoz az osztály jellegű modellben

lefelé mobil immobil felfelé mobil		Válaszadó szubjektív osztályhelyzete					
		alsó	munkás	alsóközép	közép	felsőközép	felső
Szülők szubjektív osztályhelyzet	alsó	293	264	94	49	1	0
	munkás	73	878	224	312	23	1
	alsóközép	9	71	107	141	12	1
	közép	18	43	54	332	26	1
	felsőközép	0	5	1	18	12	1
	felső	1	1	0	3	1	5

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

7. táblázat: Magyarázó változók az osztály jellegű modellben

A regresszióba beépített változó	Változó(k)	Változó(k) értékei	Változó(k) mérési szintje
szülők szubjektív osztályhelyzete	szülők szubjektív osztályhelyzete	alsó osztály, munkásosztály, alsó középosztály, középosztály, felső középosztály, felsőosztály,	ordinális 
biológiai nem	biológiai nem	férfi, nő	nominális 
Havi nettó összejövedelem (Ft) a változók összeadásával 	főállásból szerzett nettó jövedelem havonta (Ft)	numerikus szabadválasz	arányskála 
	másodállásból szerzett nettó jövedelem havonta (Ft)	numerikus szabadválasz	arányskála 
	túlórából, helyettesítésből szerzett nettó jövedelem havonta (Ft)	numerikus szabadválasz	arányskála 
	alkalmi külön munkából	numerikus szabadválasz	arányskála

	szerzett nettó jövedelem havonta (Ft)		
	egyéb szellemi munkából szerzett nettó jövedelem havonta (Ft)	numerikus szabadválasz	arányskála 
	hálapénzből, borraalóból szerzett havi jövedelem (Ft)	numerikus szabadválasz	arányskála 
 életkor = 1992 – születési év	születési év	numerikus szabadválasz	arányskála 
településtípus	településtípus	tanya/falu/község, város, megyei jogú város, Budapest	ordinális 
cigány vagy nem cigány	cigány vagy nem cigány	cigány, nem cigány	nominális 
kulturális tőke 	gyerekkorban komolyzenei lemezük száma	numerikus szabadválasz	arányskála 
	gyerekkorban szüleinek hány könyve volt	numerikus szabadválasz	arányskála 
	gyerekkorban volt-e: a szüleinek lexikonja; a szüleinek idegen nyelvű könyve; a szüleinek szótárja; a szüleinek művészeti albuma; a szüleinek bibliája	nem volt, volt	nominális 
	gyerekkorban: apa milyen gyakran olvasott napilapot; anya milyen gyakran olvasott napilapot	soha, ritkábban, mint hetente, hetente, hetente többször, mindennap	ordinális 
	gyerekkorban: apa milyen gyakran olvasott hetilapot; anya milyen gyakran olvasott hetilapot	soha, alkalmanként, rendszeresen	ordinális 
	gyerekkorban: apa milyen gyakran olvasott szépirodalmat; anya milyen gyakran olvasott szépirodalmat	soha, alkalmanként, rendszeresen	ordinális 
	gyerekkorban: szülei milyen gyakran mentek színházba; szülei milyen gyakran mentek múzeumba; szülei milyen gyakran mentek koncertre	soha, alkalmanként, rendszeresen	ordinális 
	gyerekkorban: hány saját könyve volt	numerikus szabadválasz	arányskála 
	gyerekkorában: szépirodalmat milyen gyakran olvasott	soha, alkalmanként, rendszeresen	ordinális 
	gyerekkorban milyen gyakran járt: színházba, múzeumba, koncertre	soha, alkalmanként, rendszeresen	ordinális 
	legmagasabb befejezett iskolai végzettség	nem járt, kevesebb, mint 8 általános, 8 általános, szakmunkásképző,	ordinális 

		szakközépiskola, gimnázium, főiskola, egyetem	
	tanult-e: nyelvet, zenét, táncot, egyéb művészetet	nem, igen	nominális 
	milyen szinten tud: angolul, németül, franciául, oroszul, latinul, egyéb más nyelvet	nem tud, kicsit, elég jól, nagyon jól	ordinális 

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

V.2.1 Multinomiális logisztikus regresszió

A mobilitást jelző három értékkel rendelkező kimeneti változó miatt multinomiális logisztikus regresszió alkalmazását választottam (míg a milió modellhez tartozó 8 kategóriás, lásd a másodelemzés módszertana a második kutatási kérdéshez című fejezetet). Független változókként pedig lehet alkalmazni folytonos, illetve kategoriális változókat is. A modell előrejelzi, hogy milyen valószínűséggel kerül egy-egy személy a kimeneti változó egy-egy kategóriájába, ha figyelembe vesszük a magyarázó változókat (Field 2009:265).

V.2.1.1 Előfeltételek

A logisztikus regresszió elemzésnek több előfeltétele is van, amiket egyenként ellenőriztem. A multikollinearitás nem megléte VIF és Tolerancia mutatókkal, linearitás megléte Box-Tidwell próbával, többdimenziós kiugró értékek vizsgálata Cook távolsággal, Leverage értékkel.

V.2.1.1.a Multikollinearitás: VIF és Tolerancia mutatók

Az átfedő magyarázó erővel bíró független változókat, vagyis a multikollinearitás meglétét VIF és tolerancia értékekkel vizsgáltam. Ha a VIF érték – az ökölszabálya szerint – valamely független változónál 10 felett van, akkor nagyon szoros a lineáris összefüggés a többi független változóval (Bowerman – O’ Connel 1990^[10] idézi Field 2009:224). A tolerancia értéke a VIF érték reciproka és ökölszabálya szerint 0,1 – 0,2 alatt jelentős multikollinearitást jelez (Menard 1995^[11] idézi Field 2009:224).

V.2.1.1.b Box-Tidwell próba

Lineáris összefüggésnek kell lennie bármilyen folytonos független változónak a kimeneti változó logit transzformáltjával (a kimeneti változó egy-egy kategóriájába kerülés

^[10] Bowerman, B. L. - O’Connell, R. T. (1990) *Linear statistical models: An applied approach* (2nd ed.). Belmont, CA: Duxbury

^[11] Menard, S. (1995) *Applied logistic regression analysis. Sage university paper series on quantitative applications in the social sciences*, 07-106. Thousand Oaks, CA: Sage.

esélyének logaritmus). Ezen feltételt a magyarázó változó önmaga logaritmus változatának interakciós tagjaként kell tesztelni, hogy szignifikáns-e a hatás. A szignifikáns interakció a feltétel sérülését jelzi. A próba szakszerű végrehajtásához csak a folytonos változókat és az interakciós tagokat kell szerepeltetni a modellben. Field megjegyzi, hogy a 0 vagy negatív értékkel rendelkező változót először egy konstans hozzáadásával alakítsuk át (Field 2009:296). A szignifikáns Box-Tidwell próba még nem ad okot az aggodalomra, ha a mintaelemszám nagy. Wuensch megjegyzi, hogy a feltétel sérülése esetén a folytonos magyarázó változó hatványra emelésével korrigáljuk ezen változókat, ha nem kívánunk a magas elemszámra hivatkozni (Wuensch 2021:9-11). A vizsgált mintán a millió modell elemzésénél a Box-Tidwell próba nem minden esetben adott nem szignifikáns eredményt (lásd később a VI. fejezet Hipotézis vizsgálatok előkészítése Box-Tidwell próba: második modell, illetve a 4. mellékletet). A magas elemszámra hivatkozásul megtűrtem ezen feltétel nem maradéktalan teljesülését.

V.2.1.1.c Többdimenziós kiugró értékek szűrése

A többdimenziós kiugró értékek kiszűrésével a modell illeszkedése javítható. Az egyik mérőszám, mely egy-egy esetnek a modellre gyakorolt általános hatását méri a Cook távolság. 1 feletti Cook távolsággal rendelkező eset már probléma lehet (Cook – Weisberg 1982^[12] idézi Field 2009:217). A másik mérőszám a Leverage érték, mely a kimeneti változó megfigyelt értékének hatását méri az előre jelzett értékekre: minél közelebb van a 0-hoz, annál kisebb a hatás és az 1-es vagy annál nagyobb érték jelentős meghatározást jelent. Javasolt azon esetek eltávolítása, amelyek az átlagos Leverage érték kétszeresét meghaladják (Field 2009:217).

V.2.1.2 A modell illeszkedése

A multinomiális logisztikus regressziós modellbe 7. táblázatban szereplő magyarázó változókat építettem be. A modellben az illeszkedés „jósága” mellett elemeztem a magyarázó változók főhatásait is. A főhatás egy magyarázó változónak az egyedi hatása a függő változóra (Field 2009:789). Az egyes hipotézisek kiértékeléséhez a nem numerikus magyarázó változók referencia kategóriájának, valamint a kimeneti változó referencia kategóriájának változtatgatására volt szükség. Így közvetlenül leolvashatóvá váltak az egyes együtthatókhoz tartozó esélyhányadosok és azok konfidencia intervallumai, melyek alapján megválaszolhatóvá vált az első kutatási kérdés.

^[12] Cook, R. D. - Weisberg, S. (1982) *Residuals and influence in regression*. New York: Chapman & Hall.

V.2.1.2.a -2 LogLikelihood, AIC és BIC

A logisztikus regresszió előrejelzésének összesített hibáját a -2 Log Likelihood érték szolgáltatja, de vannak erre a célra, úgynevezett pszeduo R^2 mutatók, amelyek könnyebben interpretálhatóbbak (Field 2009:269). Akaike féle információs kritérium (AIC) és Schwartz féle Bayesi információs kritérium (BIC) alacsony értékei jó illeszkedést mutatnak. Ez a két mutató, akkor hasznos, ha változó szelektálással végezzük a magyarázó változók beépítését a modellbe és szemügyre szeretnénk venni, hogy bizonyos magyarázó változók kombinációjával, hogyan változnak ezen értékek (Field 2009:304)

V.2.1.2.b Likelihood ratio χ^2 , Pearson χ^2 /Deviance χ^2 , pszeudo R^2 mutatók

Több próba is teszteli a multinomiális logisztikus regressziós modell illeszkedését. Likelihood ratio χ^2 és a Pearson- és Deviance χ^2 próbák. A Likelihood ratio χ^2 megmutatja, hogy a magyarázó változóinkkal az üres modellhez képest (az a kiinduló állapot, amikor még nem kerültek be a modellbe magyarázó változók) szignifikánsan csökkenthető-e a modellel való becslés hibája, tehát hogy a felépített modellünk jobb-e, mint az üres modell (Field 2009:270). A pszeudo R^2 mutatók megmutatják, hogy mennyivel lett jobb a modell az üres modellhez képest. Cox & Snell és Nagelkerke értéke 0 és 1 között mozog (Field 2009:269). A Pearson- és Deviance χ^2 próbák a modell illeszkedése mellett a „túlszórás” jelenségének vizsgálatára szolgálnak. Túlszórás áll fenn, ha a megfigyelt varianciák nagyobbak, mint ami a logisztikus regressziótól várható (Field 2009:276). A nem szignifikáns próbák megfelelő illeszkedést mutatnak az adatokra. A túlszórás vizsgálatához a teszt statisztika és a hozzá tartozó szabadsági fok hányadosát, azaz a diszperziós paramétereket kell kiszámolni. Ha a túlszórás nem áll fenn akkor, ha a deviancián alapuló érték 1-hez közeli, míg a Pearson -on alapuló érték 1-nél nagyobb, de nem közelíti a 2-t (Field 2009:308-309). A két statisztika eltérése mögötti egyik ok a túlszórás jelenlétére utalhat vagy az, hogy vannak olyan kombinációk a regressziós modellben, ahol túl kevés esetszám fordul elő. A túl kevés esetszám Field szerint gyakran előfordul több magyarázó változó esetén. Figyelmen kívül lehet hagyni a hibát, de számolni kell az egyes paraméterek magas standard hibáival (Field 2009:307).

V.2.2 Faktorelemzés

A kulturális tőkét (lásd 7. táblázat) több változó kombinálásával faktoranalízissel készítettem el, a változókat Pierre Bourdieu és Róbert Péter leírása alapján választottam ki. (lásd

az „Elméleti háttér” erre vonatkozó részeit). A faktorelemzés egy adatredukciós módszer, amellyel létrehozható egy vagy több olyan látens változó, amelyeket nem lehet közvetlenül megmérni. Egy vizsgálni kívánt jelenséghez egymáshoz többé-kevésbé kapcsolódó változókat gyűjtünk egybe (Székelyi – Barna 2008:40).

V.2.2.1 Korrelációk és korrelációs mátrix determinánsa

Andy Field megjegyzi, hogy faktorelemzésnél előnyös, ha vizsgálatba bevont változók között van megfelelően szoros lineáris kapcsolat (sok túl laza kapcsolat ne legyen), de óva int attól, hogy ez a szorosság túl erős legyen (túl sok szoros kapcsolat se legyen) (Field 2009:657). A mátrix alapján azon változók kiszűrése javasolt, melyek túl sok magas (0,8 feletti), vagy túl sok alacsony (0,3 alatti) mintabeli korrelációs együtthatóval rendelkeznek (Field 2009:657). A túl magas korrelációk, azaz a multikollinearitás kiszűrése a korrelációs mátrix determinánsának értéke alapján is elvégezhető. E determinánsnak nagyobbnak kell lenni, mint 0,00001 (Field 2009:648). A túl alacsony korrelációk egyenkénti kiszűrése helyett pedig egy Bartlett-próbával vizsgálható, hogy a korrelációs együtthatók összességében nem túl kicsik-e (Székelyi – Barna 2008:68).

V.2.2.2 Kasier-Mayer-Olkin (KMO) mutató és Bartlett próba

A Kaiser-Mayer-Olkin (KMO) mutató segítségével vizsgálható, hogy a faktorelemzésbe bevont változóink alkalmasak-e az eljárásra, olyan értelemben, hogy a korrelációs mintázatok alapján a faktorelemzés különálló és megbízható tényezőket fog-e eredményezni. A KMO érték (mely számítható egy és több változóra is) a változók közötti korreláció és parciális korreláció arányát mutatja (két változó közötti parciális korreláció a két változó közötti kapcsolat szorosságát vizsgálja, úgy, hogy a többi változók hatását kiküszöböli). A vizsgálatba bevont változók, akkor alkalmasak a faktorelemzésre, ha KMO értéke legalább 0,5 (Székelyi – Barna 2008:66-67). Andy Field hivatkozva szintén megjegyzi, hogy a KMO értéknek minimum 0,5-nek kell lennie, de ezen kívül a 0,9 feletti érték a legjobb „nagyszerű” (Hutcheson – Sofroniou 1999^[13] idézi Field 2009:647). A Bartlett próba teszteli, hogy a változó párok korrelálatlanok-e (nullhipotézis), tehát lineárisan függetlenek-e. Ha függetlenek, akkor nem lehet látens struktúrát keresni a változók mögött (Székelyi – Barna 2008:68).

^[13] Hutcheson, G., & Sofroniou, N (1999) *The multivariate social scientist*. London: Sage.

V.2.2.3 A faktorok illeszkedése

A megtartandó faktorok számának meghatározására több kritérium is alkalmazható, melyek közül egyik, az alábbiakban ismertetett scree-teszt. Egy faktor jelentőségét a sajátérték jelzi. A sajátértékek grafikus ábrázolásával (scree-plot: a vízszintes tengelyen az egyes faktorok, a függőleges tengelyen a sajátértékek) megjeleníthető az egyes faktorok relatív fontossága. A scree-teszt szerint (Cattell 1966^[14] idézi Field 2009:639) a scree-plot görbe inflexiós pontját kell megkeresni és a töle balra lévő faktorokat megtartani. Több mint 200 elemű minta esetén a scree-teszt meglehetősen megbízható kritérium (Stevens 2002^[15] idézi Field 2009:640). Khí-négyzet próbával megvizsgálható, hogy a változók korrelációs mátrixa különbözik-e a faktorból becsült változók korrelációs mátrixától. Más szóval mennyire jól képezik le a faktorok a mért változók többdimenziós terét (Székelyi – Barna 2009:57). Elkészíthető a faktorelemzésben szereplő változók „kommunalitás” táblázata. Az „initial” oszlopban láthatók a változók többszörös korrelációs együttthatóinak négyzetei (R^2), míg az „extraction” oszlopba pedig a létrehozott faktor(ok)hoz tartozó változók többszörös korrelációs együttthatóinak négyzetei. Az „extraction” oszlopban a létrejött faktor(ok)ban egy-egy változó mekkora magyarázó erővel bír (Székelyi – Barna 2009:45).

V.3 Másodelemzés módszertana a második kutatási kérdéshez

A második kutatási kérdés megválaszolásához szintén multinomiális logisztikus regressziót alkalmaztam, ugyanazon magyarázó változókkal, mint az előző modellben (lásd 7. táblázat), de ebben az esetben interakciós hatásokat vizsgáltam. A magyarázó változók interakcióját a válaszadó szüleinek szubjektív társadalmi osztálya változóval. Interakcióról beszélünk, amikor két vagy több független változó kombinált hatását figyeljük meg a függő változóra (Field 2009:788). A **kimeneti változó** pedig, amelyet az S. Hradil féle társadalmi miliő modell alapján határoztam meg (lásd az „Elméleti háttér” erre vonatkozó részét), a 8. táblázatban látható nominális mérési szintű változó.

8. táblázat: Kimeneti változó a miliő modellben

Változó értékei	
a	Konzervatív felső miliő
b	Kispolgári miliő
c	Tradicionális munkás miliő

^[14] Cattell, R. B. (1966). *The scientific analysis of personality*. Chicago: Aldine

^[15] Stevens, J. P. (2002). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (4th ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.

d	Tradíciók nélküli munkás miliő
e	Felemelkedésorientált miliő
f	Technokrata-liberális miliő
g	Hedonista miliő
h	Alternatív miliő

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés)

V.3.1 8 kategóriás miliő modell kétlépcsős klaszterelemzéssel

A változót klaszterezési eljárással generáltam le szoftverrel. Az ehhez szükséges változók listája a 9. táblázatban tekinthető meg. A klaszterelemzés egy dimenziócsökkentő eljárás. Csoportokat hozunk létre, amelyek homogének és a lehető legtávolabb vannak egymástól. „Nézzünk meg egy konkrét példán, mire és hogyan használható a klaszterelemzés. Alkossunk egy szerény társadalmi struktúra modellt, ahol az embereket két tengely mentén kívánjuk elhelyezni.” (Székelyi – Barna 2008:109). Székelyi Mária és Barna Ildikó is megerősítik azt egy bemutatott példán keresztül az általam választott módszer megfelelőségét. A klaszterelemzés végrehajtására a kétlépcsős klaszterezési eljárást választottam, mely külön tudja kezelni a kategoriális és folytonos változókat (ez utóbbiakat standardizálja is) és a klaszterek elnevezésben is nagy segítséget képes nyújtani. Az eljárás megválasztását az indokolja, hogy az SPSS-szel futtatható módszerek közül a hierarchikus módszer alkalmazása nagy mintákon kifejezetten nem javasolt (Székelyi – Barna 2008:132-133).

9. táblázat: Szükséges változók a miliő modellhez

Változó(k)	Változó(k) értékei	Változó(k) mérési szintje
Havi nettó összjövedelem (ezer Ft)	numerikus	arányskála 
jelenleg dolgozik-e	teljes munkaidőben, részmunkaidőben, alkalmi, GYES, GYED, öregségi nyugdíjas, özvegyi nyugdíjas, leszázalékolt, háztartásbeli, katona, tanuló, munkanélküli, egyéb inaktív	nominális 
munkahely tulajdona	saját, magáncég, állami, hagy. szövetkezet, kisszövetkezet, állami vállalkozás, magán vállalkozás	nominális 
munkahely ágazata	ipar, építőipar, mezőgazda, szállítás. - hírközlés, kereskedelem, vízgazdálkodás, szolgáltatás, egészségügy, kultúra, tud, pénzügy, közigazgatás, egyéb	nominális 
legmagasabb befejezett iskolai végzettség	nem járt, kevesebb, mint 8 általános, 8 általános, szakmunkásképző, szakközépiskola, gimnázium, főiskola, egyetem	ordinális 
Milyen szinten tud: angolul, németül, franciául, oroszul, latinul, egyéb más nyelvet	nem tud, kicsit, elég jól, nagyon jól	ordinális 

Mennyire tesz bele sok energiát, hogy boldoguljon az életben?	1. legnehezebben (nagyon sok energiát) - 10. legkönnyebben (nem igényel erőfeszítést)	ordinális 
Mennyi összeget tudna mozgósítani befektetés gyanánt? (ezer Ft)	numerikus szabadválasz	arányskála 
Milyen gyakran vásárol ruhát? -áruházban, -KGST piacon, -butikban, kilós boltban, bizományiban, piacon/vásárban, szabónál/szalonban	soha, alkalmilag, rendszeresen	ordinális 
Van-e: átutalási betétszámlájuk, betétkönyvük, értékpapírjuk, devizaszámlájuk, Ft hitelkártyájuk, konvertibilis hitelkártyájuk	van, nincs	nominális 
Életkor	numerikus	arányskála 

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

V.4 Másodelemzés módszertana a harmadik kutatási kérdéshez

A harmadik kutatási kérdést a két modell elemzése után tudtam csak megválaszolni, hiszen össze kellett hasonlítanom azok teljesítményét. Ezt több módszer alkalmazásával végeztem el. Székelyi – Barna (2008) azt javasolják, hogy a regressziós modellek validitásának tesztelésére legyen a minta két azonos elemszámú részre bontva és ezeken az almintákon legyen újra lefuttatva a két regresszió (Székelyi – Barna 2008:296). Mindkét osztályozási modellhez tartozik egy úgynevezett „confusion matrix” magyarul klasszifikációs táblázat, ami gyakorlatilag egy kereszttábla a kimeneti változó előrejelzett, valamint mintabeli értékeinek összevetésére (2. ábra).

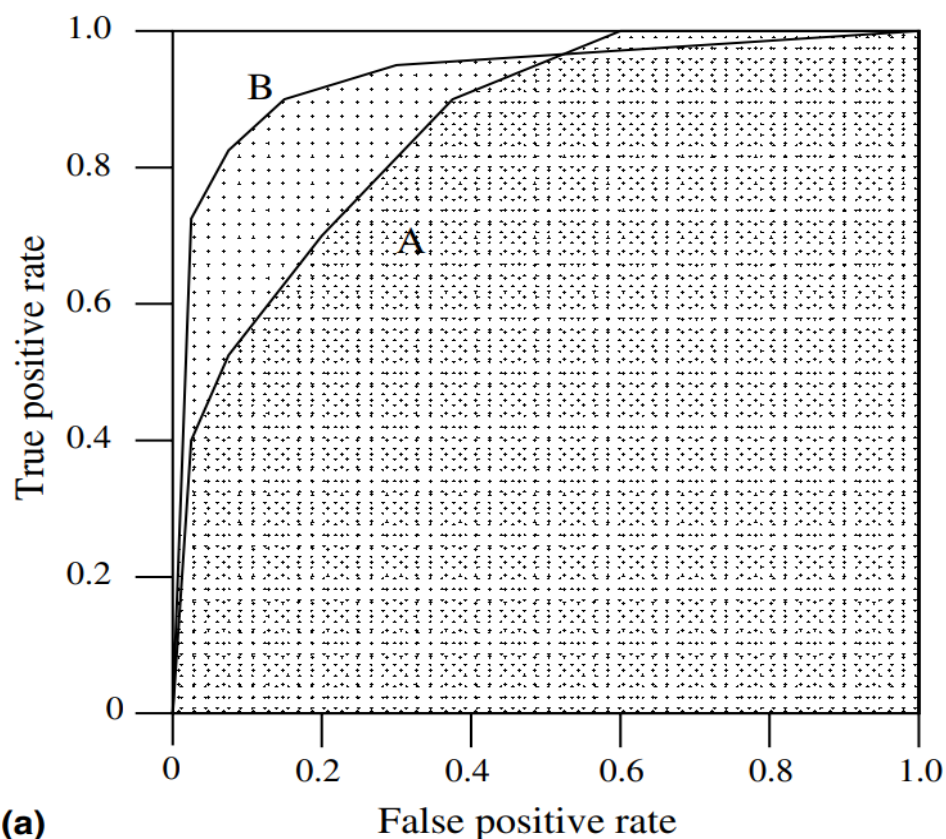
2. ábra: Klasszifikációs mátrix

		<u>True class</u>	
		p	n
<u>Hypothesized class</u>	Y	True Positives	False Positives
	N	False Negatives	True Negatives
Column totals:		P	N

(Ábra forrása: Fawcett 2005:862)

További módszer a ROC görbe angolul „Receiver operating characteristics” és AUC angolul „Area under the curve”, ami egy bináris osztályozási modell teljesítményét mutatja meg és vizuális ábrázolásra is lehetőséget ad (3. ábra). Lényegében azt vizsgálja, hogy az osztályozási modellünk mennyire jól képes előrejelezni. Minél nagyobb a ROC görbe alatt lévő terület, azaz az „AUC”, annál jobban képes a modell előrejelezni. A próba azt a nullhipotézist teszteli, hogy az „AUC” érték 0,5 alatt van (Fawcett 2005). Mivel bináris esetekre van kidolgozva az eljárás, ezért azt a kimeneti változó egyes értékeire külön-külön alkalmaztam. Az AUC értékek mellett a hozzájuk tartozó „p” értékeket és a konfidencia intervallumokat hasonlítottam össze.

3. ábra: ROC görbe



(a)

(Ábra forrása: Fawcett 2005:868)

VI. Hipotézis vizsgálatok előkészítése

Ebben a főfejezetben került sor előzetes adattisztításokra és különböző változó transzformációkra. Továbbá a kulturális tőke faktorelemzéssel való elkészítése és a miliő kategóriák klaszterezéssel. Vizsgáltam továbbá a két multinomiális logisztikus regressziós modell előfeltételeit és a modellek illeszkedését.

VI.1 Változó transzformációk és leíró statisztikák

VI.1.1 Életkor

A válaszadók születési évéből került kiszámításra az életkor változó. Az erre vonatkozó leíró statisztikák a 10. táblázatban láthatók, melyeket nemenkénti bontásban készítettem el.

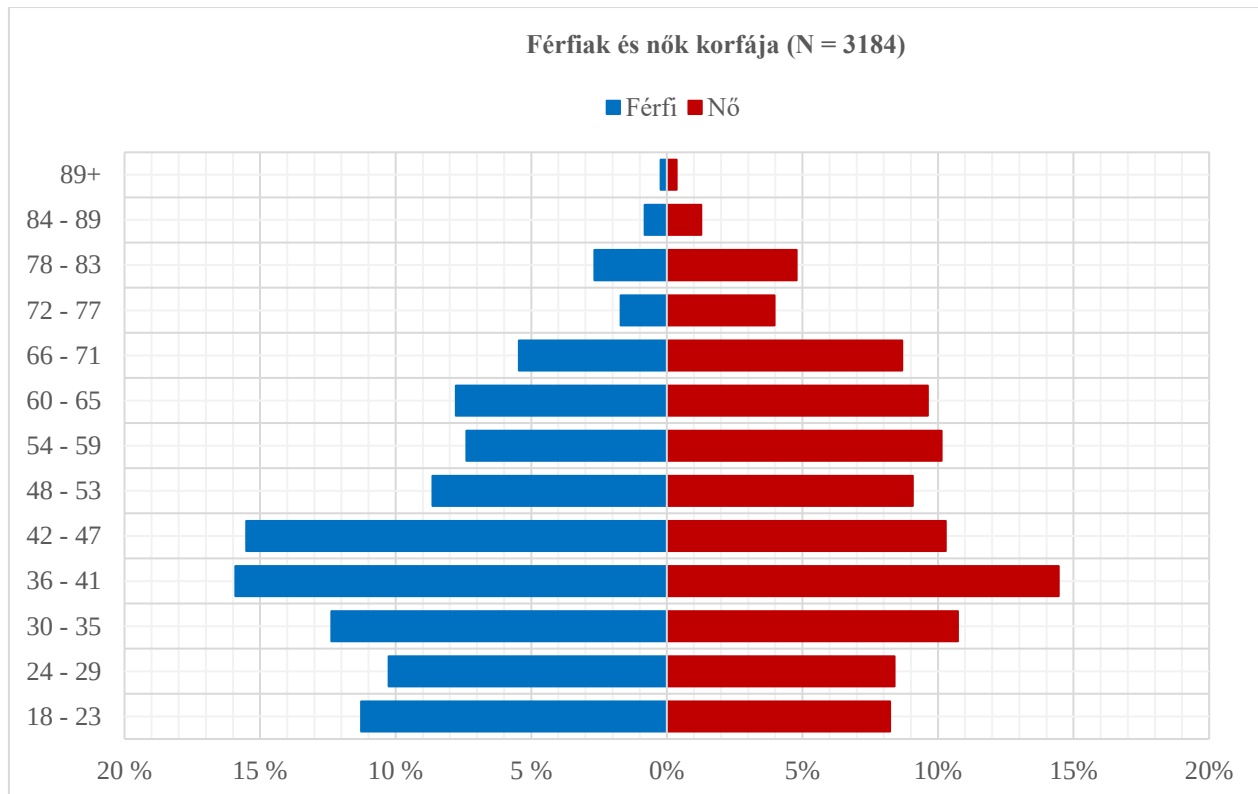
10. táblázat: Nemek szerinti leíró statisztika

	N	Átlag	Szórás	Medián	Terjedelem	Minimum	Maximum
Férfiak	1351	43,457901	16,236619	42	77	18	95
Nők	1833	47,974469	17,642536	46	75	18	93

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

A 4. ábrán látható, nemenként elkészített korfán, grafikus ábrázolási módszerrel szemlélítve, a válaszadók életkorbeli eloszlását. 5-ös beosztású kohorszokat választottam, mert ez a demográfiában is használatos sztenderd.

4. ábra: Korfa



(Ábra forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

Az ábráról leolvasható, hogy ahogy egyre haladunk az idős korcsoportok felé a nők többen kezdenek lenni, mint a férfiak. Összességében a nők többségben vannak a mintában, amit a 10. táblázatból is ki lehet olvasni.

VI.1.2 Összjövedelem

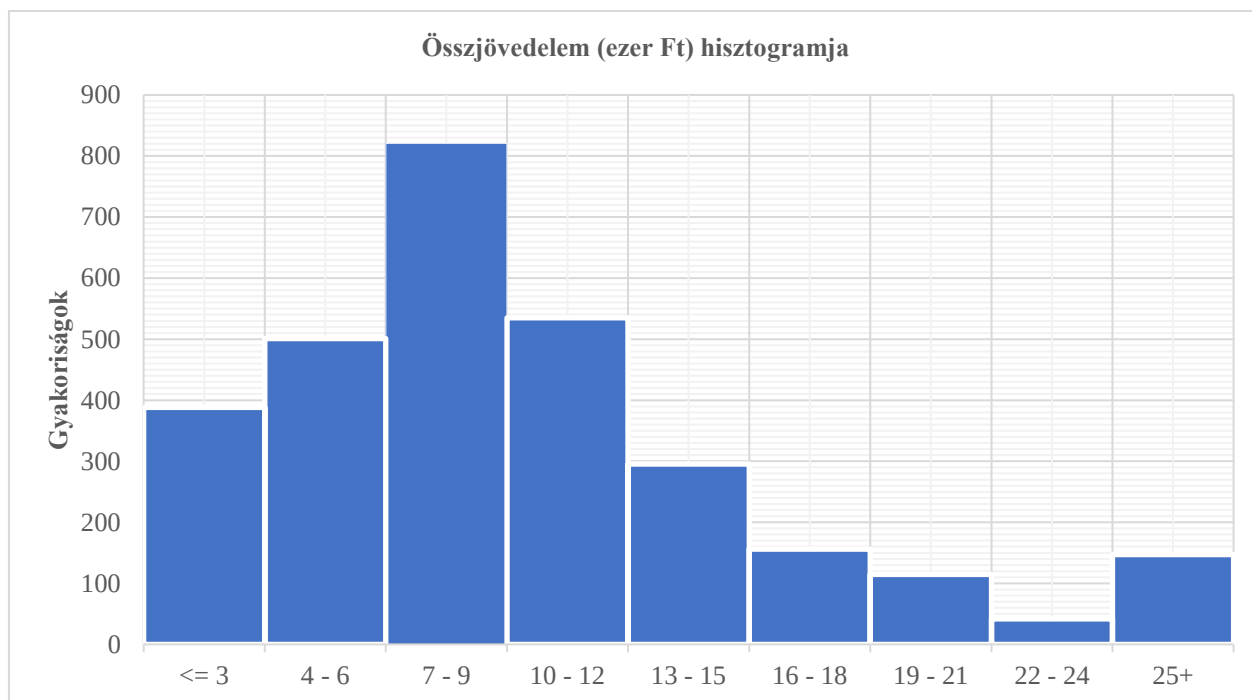
A válaszadók teljes egyhavi nettó jövedelmét egyszerű összeadással számoltam ki. Az ehhez szükséges változók listája megtekinthető a 7. táblázatban. Mivel a változók ugyanazon mértékegységben vannak mérve, ezért nem volt szükség átváltásra. A változók összesített leíró statisztikáját meg lehet tekinteni a 11. táblázatban. 365 válaszadónak nem volt egyáltalán jövedelme. Az 5. ábrán lehet megtekinteni ezen havi nettó összjövedelem eloszlását hisztogramon.

11. táblázat: Összjövedelem (ezer Ft) leíró statisztika

Összjövedelem	N	Átlag	Szórás	Medián	Terjedelem	Minimum	Maximum
	3000	10,3042	10,00712	8	170	0	170

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

5. ábra: Összjövedelem (ezer Ft) eloszlása hisztogram ábrázolással



(Ábra forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

VI.1.3 Szülők szubjektív osztályhelyzete változó módosítása

Össze kellett vonnom a szülők szubjektív osztályhelyzete változó kategóriái közül a felsőközéposztályt és a felsőosztályt, valamint a középosztályt. A módosítást a 12. táblázat tartalmazza. Az összevonásra azért volt szükség, mert úgy találtam, hogy nem volt elegendő esetszám, hogy a mind az első, mind a második modellhez tartozó regressziós eljárásokban szerepeltessem eredeti formájában a változót.

12. táblázat: Eredeti és módosított változó

Szülők szubjektív osztályhelyzete eredeti változó			Szülők szubjektív osztályhelyzete módosított változó		
kategóriák	N	%	kategóriák	N	%
alsóosztály	709	22,6	alsóosztály	709	22,6
munkásosztály	1527	48,8	munkásosztály	1527	48,8
alsó középosztály	364	11,6	alsó középosztály	364	11,6
középosztály	481	15,4	középosztály és felsőosztály	531	17
felső középosztály	38	1,2			
felsőosztály	12	0,4			

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

VI.2 A kulturális tőke változó létrehozása faktorelemzéssel

VI.2.1 Változók csoportosítása és összevonása

A könnyebb elemzés érdekében az eredeti 32 változó felállításában a következő módosítást hajtottam végre: csoportokat hoztam létre és a csoportokban az azonos jelentéssel bíró és azonos értékkészlettel rendelkező változókat összevontam vagy összeadással, vagy átlagolással. Átlagoltam, ha valamilyen cselekvés gyakoriságáról, összeadtam, ha darabszámról volt szó vagy kétválaszos (igen/nem, tud/nem tud) értékkel rendelkezett a változó. Így az eredeti 31 változót 10 változóra redukáltam. Az eredeti „tud-e idegennyelvet” változót kivettem teljes egészében az elemzésből, annak okán, hogy egy változóblokk megkülönböztet idegennyelveket, így ez a változó felesleges lenne. Továbbá a legmagasabb befejezett iskolai végzettség változót az eredeti formájában hagytam. Az új változók a 13. táblázatban olvashatók.

13. táblázat: Új változók a faktorelemzéshez

Összeadással készültek	Átlagolással készültek
Hány félé nyomtatott könyvvel rendelkezett a szülei gyermekkorában? (lexikon, szótár, idegennyelvű könyv, album, biblia)	„Átlagosan milyen szinten tud nyelveken? (angolul, németül, franciául, oroszul latinul, egyéb nyelvet)
Hány félé művészetet tanult? (zene, tánc, egyéb művészet)	Gyerekkorban szülei átlagosan milyen gyakran látogattak kulturális intézményeket? (színház, múzeum, koncert)
Gyerekkorában hány könyve volt és szüleinek, valamint hány komolyzenei lemezük volt?	Gyerekkorban átlagosan milyen gyakran látogatott kulturális intézményeket? (színház, múzeum, koncert)
	Átlagosan milyen gyakran olvastak a szülők napilapot gyerekkorában?
	Átlagosan milyen gyakran olvastak a szülők hetilapot gyerekkorában?
	Átlagosan milyen gyakran olvastak a szülők szépirodalmat gyerekkorában?

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

VI.2.2 Korrelációs táblázat és multikollinearitás

Mindezek vizsgálatára a mintából kiszámított Pearson féle korrelációs mátrix (1. melléklet) elemzésével kerülhet sor. A vizsgálati mintámban ezen determináns értéke 0,009, ami nagyobb az ajánlottnál, tehát elvettem azt a feltételezést, hogy jelentős multikollinearitás állna fenn.

VI.2.3 Kaiser-Mayer-Olkin (KMO) mutató és Bartlett próba

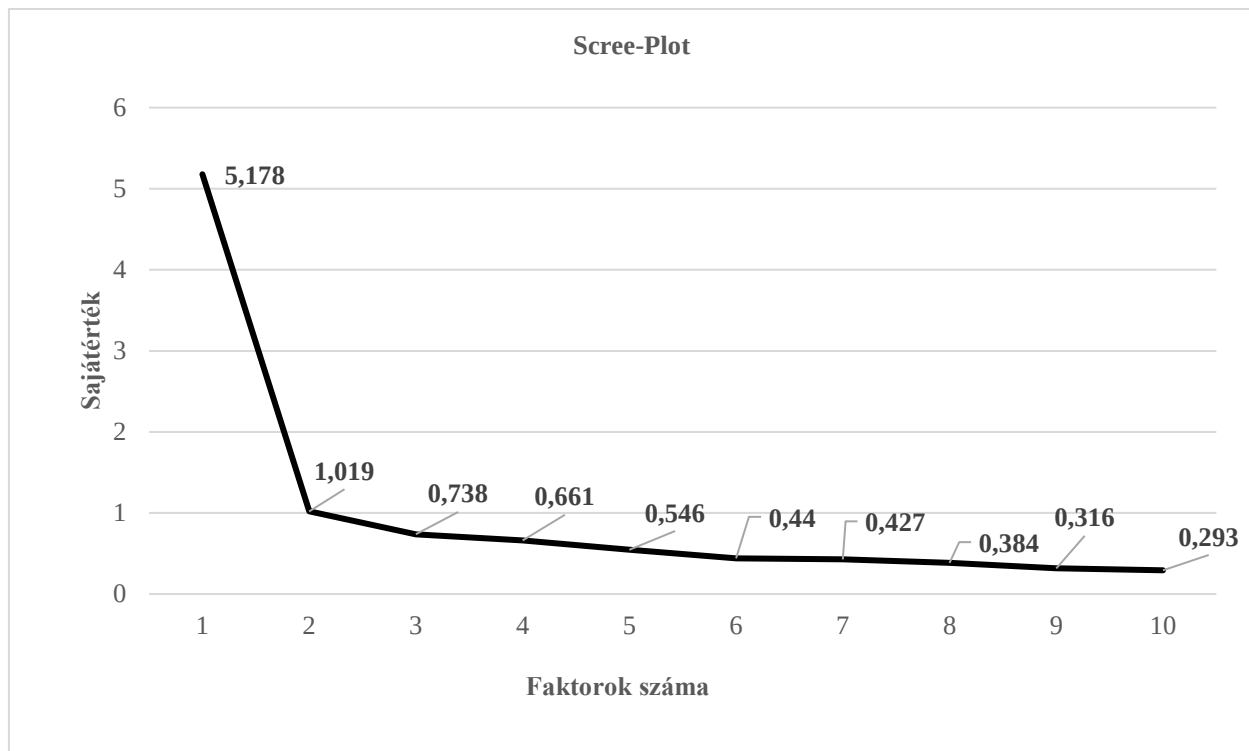
Az én vizsgáltomban a KMO mutató értéke 0,921, ami azt mutatja, hogy vizsgálatba bevont változók kiválóan alkalmasak a faktorelemzésre. A vizsgálati mintámon a Bartlett teszt szignifikáns (Bartlett χ^2 (45) = 12150,072391, $p < 0,001$), azaz a változók közötti korrelációk

össességében szignifikánsan különböznek a nullától, tehát ez a feltétel is adott a további elemzéshez.

VI.2.4 A faktor előállítása

A minta alapján elkészített scree-teszt (6. ábra) egy faktor megtartását indokolta. E faktor sajátértéke 5,178, az általa megmagyarázott variancia pedig 51,779% (14. táblázat). A faktoranalízist Maximum Likelihood módszerrel végeztem el.

6. ábra: Scree-Plot



(Ábra forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

VI.2.5 Az elkészült faktor „jóságának” vizsgálata

A vizsgált mintán ($\chi^2 (35) = 1052,992773$, $p < 0,001$) esetében a próba szignifikáns, tehát az illeszkedésen még dolgozni kellene. Viszont úgy találtam, hogy nincs több a kulturális tőkére vonatkozó mért változóm, amit a faktorelemzésbe bevonhattam volna, ezért ezen feltétel nem teljesülését elfogadtam. Továbbá szakdolgozatom hangsúlya nem ezen a ponton van, nem célom minden szempontból tökéletes faktort létrehozni.

14. táblázat: A teljes megmagyarázott variancia

Factor	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of	Cumulative	Total	% of	Cumulative

		Variance	%		Variance	%
1	5,178	51,779	51,779	4,683	46,835	46,835
2	1,019	10,186	61,966			
3	,738	7,376	69,341			
4	,661	6,607	75,948			
5	,546	5,457	81,405			
6	,440	4,399	85,804			
7	,427	4,266	90,070			
8	,384	3,841	93,911			
9	,316	3,159	97,070			
10	,293	2,930	100,000			

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

A 15. táblázatban a faktorelemzésbe bevont változók „kommunalitása” látható. Ez alapján a „hány féle művészetet tanult” változó „kommunalitása” a leggyengébb. Viszont az eltávolítását nem végeztem el, mert bár statisztikai értelemben ez a legkevésbé fontos változó, de úgy gondoltam, hogy mint inkorporált kulturális tőke fajta, nélkülözhetetlen az elemzésben.

15. táblázat: Kommunalitási táblázat

	Initial	Extraction
Átlagosan milyen szinten tud nyelveken? (angolul, németül, franciául, oroszul latinul, egyéb nyelvet)	,366	,308
Gyerekkorban szülei átlagosan milyen gyakran látogattak kulturális intézményeket? (színház, múzeum, koncert)	,586	,610
Gyerekkorban átlagosan milyen gyakran látogatott kulturális intézményeket? (színház, múzeum, koncert)	,568	,602
Gyerekkorában hány könyve volt és szüleinek, valamint hány komolyzenei lemezük volt	,386	,387
Hány féle nyomtatott könyvvel rendelkeztek a szülei gyermekkorában? (lexikon, szótár, idegennyelvű könyv, album, biblia)	,618	,677
Átlagosan milyen gyakran olvastak a szülők napilapot gyermekkorában?	,475	,427
Átlagosan milyen gyakran olvastak a szülők hetilapot gyermekkorában?	,412	,378
Átlagosan milyen gyakran olvastak a szülők szépirodalmat gyermekkorában?	,550	,593
Legmagasabb iskolai végzettsége	,497	,484

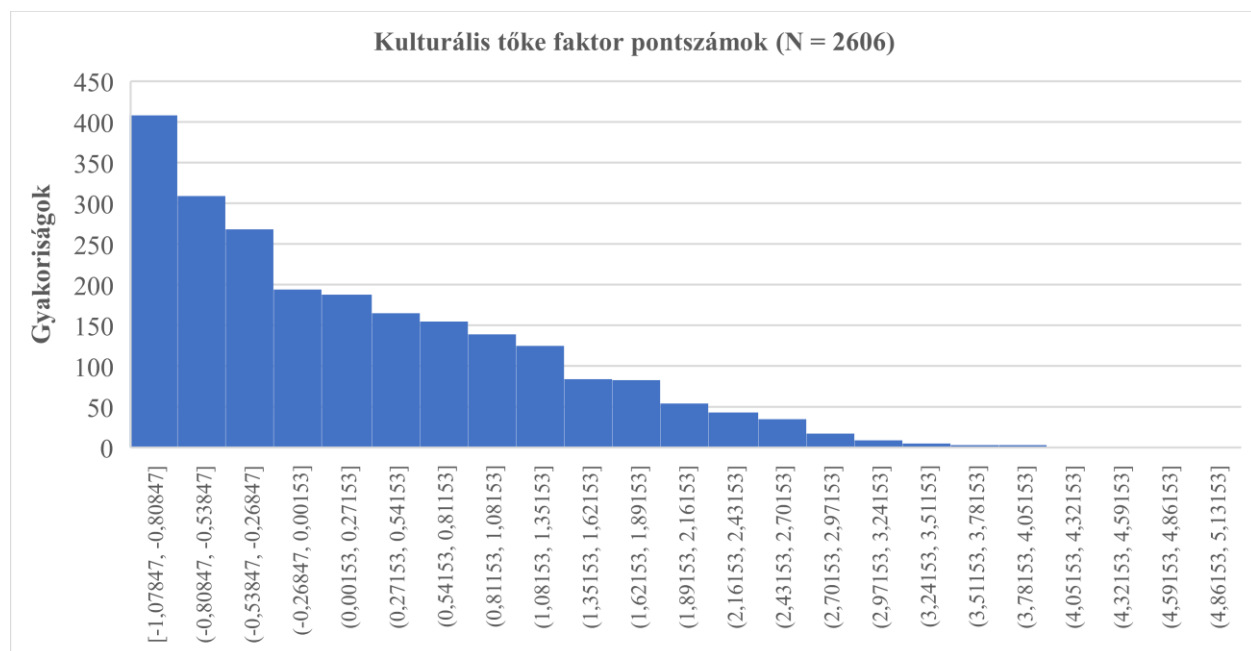
Hány féle művészetet tanult? (zene, tánc, egyéb művészet)	,233	,217
--	------	------

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

VI.2.6 Az elkészített kulturális tőke változó

A faktor pontszámok kiszámítása (azaz a kulturális tőke változó meghatározása) több módszerrel lehetséges. Vizsgálatomban az Anderson-Rubin eljárást alkalmaztam, mellyel standardizált faktorpontszámok állnak elő, így a létrejött kulturális tőke változónak az átlaga 0 és szórása pedig 1, eloszlását a 7. ábra mutatja. Minél nagyobb a pontszám, annál nagyobb mértékben részesül az egyén a kulturális tőkéből.

7. ábra: A kulturális tőke változó eloszlása hisztogrammon



(Ábra forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

VI.3 A miliő modell felépítése klaszterelemzéssel

VI.3.1 Változók csoportosítása és összevonása

A klaszterek meghatározásának és elnevezésének megkönnyítése érdekében az alábbi műveleteket végeztem el: komplex változót készítettem a fogyasztást mérő ruházati cikkek vásárlásának gyakorisága blokkból és a vagyoni helyzetet mérő „van-e: hitelkártyájuk, betétkártyájuk...” blokkból (9. táblázat). A többi változót eredeti formájában hagytam. Az összevont változókat ugyanúgy készítettem el, mint a faktorelemzés esetében (lásd a

faktorelemzés változók csoportosítása és összevonása című fejezetet). A 16. táblázat tartalmazza az új változókat és a létrehozásukhoz szükséges műveleteket.

16. táblázat: Új változók a klaszterelemzéshez

Összeadás	Átlagolás
Hány pénz „forrással” rendelkezik?	Átlagosan milyen gyakran vásárol ruhát?

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

A „munkahely ágazata”, „munkahely tulajdona”, „miért nem dolgozott sose” és a „jelenleg dolgozik-e” változók egyes kategóriát összevontam (17. táblázat). Ezzel ki szerettem volna emelni az önálló/szabad foglalkozásúakat, a munkanélkülieket és egyéb inaktívokat, a nyugdíjasokat vagy leszázalékoltakat. A fogyasztási szokásokat a változók korlátozott rendelkezésre állása miatt, kizárólag a ruhavásárlás gyakoriságával határoztam meg.

17. táblázat: Változók átkódolva a klaszterelemzéshez

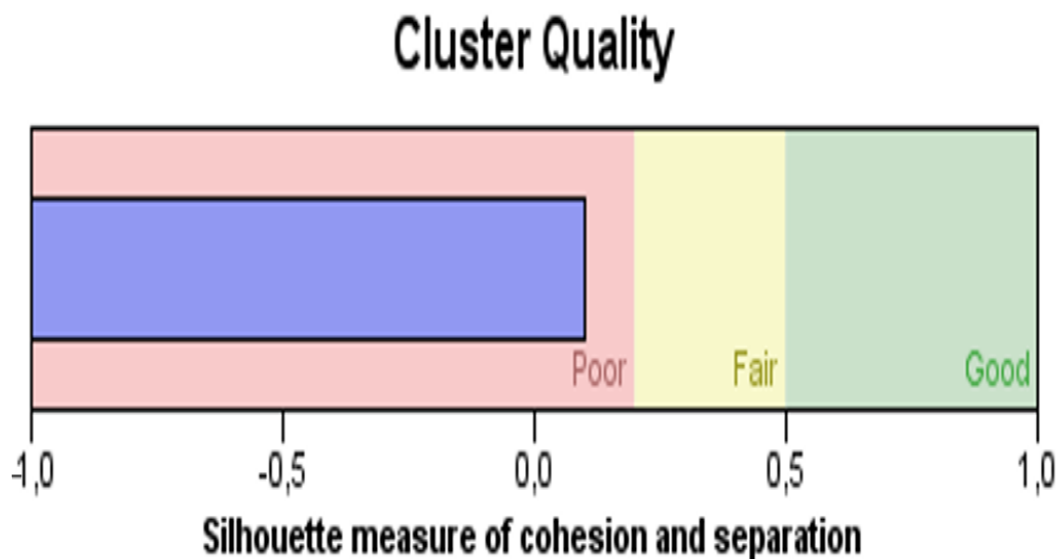
Eredeti változó	Eredeti változó értékei	Módosított változó	Módosított változó értékei
munkahely tulajdona	saját	munkahely tulajdona átkódolva	önálló/szabadfoglalkozású, magán vállalkozás/cég, szövetkezet, állami cég/vállalkozás
	magáncég		
	állami		
	hagy. szövetkezet		
	kisszövetkezet		
	állami vállalkozás		
munkahely ágazata	magán vállalkozás	munkahely ágazata átkódolva	ipar/építőipar/mezőgazdaság, szolgáltatások, közigazgatás
	ipar		
	építőipar		
	mezőgazdaság		
	szállítás, -hírközlés		
	kereskedelem		
	vízgazdálkodás		
	szolgáltatás		
	egészségügy		
	kultúra, tudomány		
jelenleg dolgozik-e	pénzügy	jelenleg dolgozik-e átkódolva	dolgozik valamilyen formában, GYES, GYED, Nyugdíjas vagy leszázalékolt, Háztartásbeli, Munkanélküli/egyéb inaktív, Tanuló
	közigazgatás		
	teljes munkaidőben		
	részmunkaidőben		
	alkalmi		
	GYES, GYED		
	öregségi nyugdíjas		
	özvegyi nyugdíjas		
	leszázalékolt		
	háztartásbeli		
	katona		
	tanuló		
	munkanélküli		
	egyéb inaktív		

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

VI.3.2 Klaszterezés: 8 kategóriás milió modell

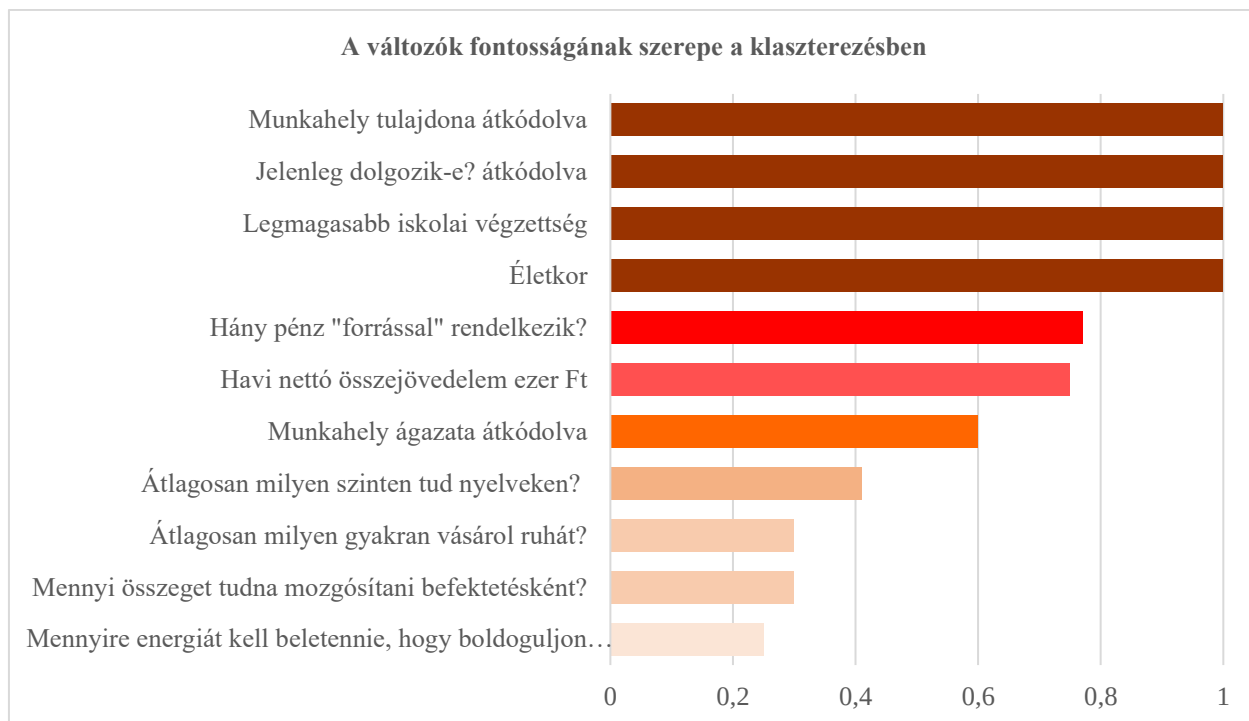
A kétlépcsős klaszterelemzés eredményeképpen 8 embercsoport (milió) jött létre. A szoftver szerint a kategorizálási eljárás gyengén sikerült ez látható a 8. ábrán. A klasztereket létrehozó négy legfontosabb változó sorrendje fontosság szerint az életkor, a munkahely tulajdona, az iskolai végzettség és a foglalkoztatási státusz, míg a legkevésbé fontos a „mennyi energiát kell beletenni, hogy boldoguljon az életben”. ez látható a 9. ábrán. A létrejött klaszterek eloszlása a 10. ábrán látható. A klaszterek elnevezése mellett egy címszavakból álló jellemzést készítettem minden milióhoz, amit a 18. táblázat tartalmaz. A 2. és 3. mellékletekben a klaszterek elnevezésében segítségemre voltak: mintaátlagok, mintaszórások és gyakorisági táblázatok.

8. ábra: A klaszterezés értékelése



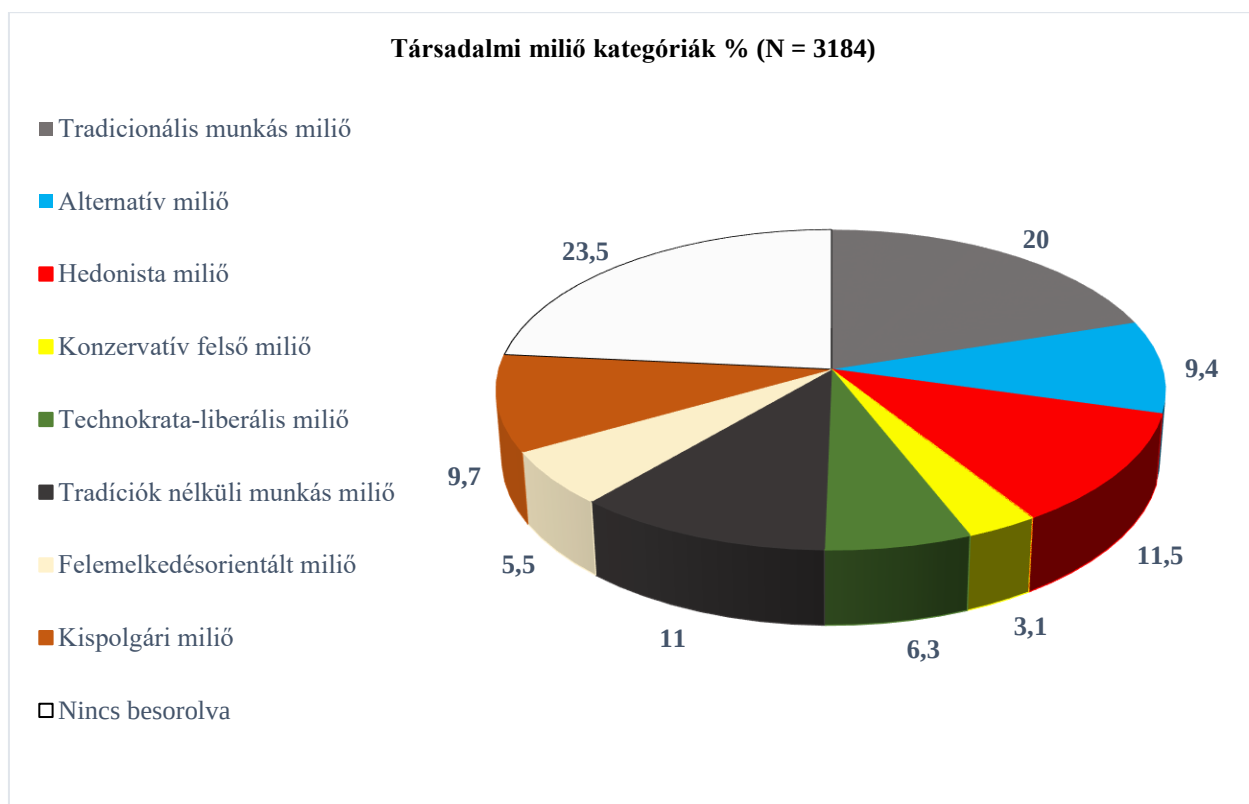
(Ábra forrása: SPSS adatbázis)

9. ábra: A változók fontosságának szerepe a klaszterezésben



(Ábra forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

10. ábra Társadalmi miliő kategóriák eloszlása



(Ábra forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

18. táblázat: A miliók jellemzői

Milió neve	Milió jellemzői
Tradicionális munkás milió	Képzetlenek, legszegényebbek, ruhavásárlás legritkább, szövetkezetekben az építőiparban, iparban és a mezőgazdaságban dolgoznak, nagy arányban képviseltetik magukat a nyugdíjasok.
Alternatív milió	Közepes és magas jövedelműek, szolgáltatásokban dolgoznak legnagyobb arányban, legmagasabb arányban nyugdíjasok képviseltetik magukat, átlagosan 62 év körüliek korosztálya.
Hedonista milió	Leggyakrabban vásárolnak új ruhákat maguknak, középkorúak magas aránya, szolgáltatások területén dolgoznak.
Konzervatív felső milió	Legkisebb lélekszámú csoport, legvagyonosabbak: legtöbb jövedelemmel rendelkeznek, sok tartalékjuk van, amit akár befektetésként is mozgósítanának, legképzettebbek: egyetemi és főiskolai diplomával rendelkezők.
Technokrata-liberális milió	Átlagosan 40 éves korosztályúak, kis részben önállóak és szabadfoglalkozásúak, főiskolai és egyetemi végzettségűek magas aránya.
Tradíciók nélküli munkás milió	Kis jövedelműek, legtöbb munkanélküli, képzetlenek, iparban, építőiparban és mezőgazdaságban dolgoznak, valamint nagyobb részben szolgáltatások területén.
Felemelkedésorientált milió	Közepes jövedelmi helyzet, közepes képzettség: szakközépiskola, gimnázium, szövetkezetekben az építőiparban, iparban és a mezőgazdaságban dolgoznak.
Kispolgári milió	Közepes jövedelmi helyzet, általános iskola és szakmunkásképzőben végzetek, iparban, építőiparban és mezőgazdaságban dolgoznak, kicsi és közepes jövedelmekkel rendelkeznek.

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés)

VI.4 A logisztikus regresszió előfeltételének ellenőrzése

VI.4.1 Multikollinearitás: első modell

A 19. táblázat tartalmazza az első modell magyarázó változóinak VIF és tolerancia értékei. Ezen táblázat alapján a multikollinearitás elhanyagolhatóan kicsi, nem jelentős.

19. táblázat: Az első modell VIF és tolerancia értékei

Változók	Tolerancia	VIF
szülők = alsóosztály	0,345	2,901
szülők = munkásosztály	0,372	2,687
szülők = alsó középosztály	0,626	1,597
neme = férfi	0,910	1,099
etnikum = cigány	0,834	1,200
település = tanya, falu	0,331	3,020
település = város	0,380	2,631
település = megyeszékhely	0,546	1,832
életkor	0,688	1,453
havi nettó összjövedelem ezer Ft	0,838	1,193

kulturális tőke	0,454	2,205
-----------------	-------	-------

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

VI.4.2 Multikollinearitás: második modell

A második modell magyarázó változóinak VIF és tolerancia értékeit a 20. táblázat tartalmazza. A VIF érték mindenhol 10 alatt van és a tolerancia sehol sincs 0,1 alatt. Van egy eset, amikor a VIF megközelíti a 10-es értéket, de nem lépi át. A multikollinearitás nem jelentős, bár az első modellhez képest sokkal magasabb VIF értékeket produkált jó pár esetben.

20. táblázat: A második modell VIF és tolerancia értékei

Változók	Tolerancia	VIF
alsóosztály x jövedelem	0,185	5,408
munkásosztály x jövedelem	0,384	2,606
alsó középosztály x jövedelem	0,287	3,483
középosztály és felsőosztály x jövedelem	0,427	2,344
alsóosztály x kulturális tőke	0,448	2,232
munkásosztály x kulturális tőke	0,446	2,244
alsó középosztály x kulturális tőke	0,307	3,257
középosztály és felsőosztály x kulturális tőke	0,269	3,712
alsóosztály x életkor	0,110	9,067
munkásosztály x életkor	0,200	5,010
alsó középosztály x életkor	0,168	5,944
középosztály és felsőosztály x életkor	0,239	4,183
alsóosztály x neme = férfi	0,473	2,115
munkásosztály x neme = férfi	0,644	1,552
alsó középosztály x neme = férfi	0,486	2,056
középosztály és felsőosztály x neme = férfi	0,688	1,453
alsóosztály x tanya, falu	0,122	8,220
alsóosztály x város	0,224	4,462
alsóosztály x megyeszékhely	0,560	1,785
munkásosztály x tanya, falu	0,301	3,322
munkásosztály x város	0,338	2,959
munkásosztály x megyeszékhely	0,533	1,876
alsó középosztály x tanya, falu	0,358	2,791
alsó középosztály x város	0,388	2,575
alsó középosztály x megyeszékhely	0,642	1,557
középosztály és felsőosztály x tanya, falu	0,607	1,646
középosztály és felsőosztály x város	0,494	2,024
középosztály és felsőosztály x megyeszékhely	0,573	1,744
alsóosztály x etnikum = cigány	0,685	1,459
munkásosztály x etnikum = cigány	0,855	1,170
alsó középosztály x etnikum = cigány	0,969	1,031
középosztály és felsőosztály x etnikum = cigány	0,986	1,014

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

VI.4.3 Box-Tidwell próba: első modell

A Box-Tidwell próbák elvégzése előtt a kulturális tőke változót és az összjövedelem változót átalakítottam: a kulturális tőke változóhoz a minimum értéknél egy ezreddel nagyobb értéket adtam hozzá, míg az összjövedelem változóhoz egy ezer Ft-ot. Erre azért volt szükség, mert az összjövedelem változó tartalmazott 0-t, míg a kulturális tőke változó mínusz értéket is és a log transzformációt nem lehetett volna elvégezni szakszerűen. Az első modell Box-Tidwell próbájának eredményét a 21. táblázat tartalmazza. A vizsgálat szerint feltételezhető lineáris kapcsolat a folytonos változók és a kimeneti változó logit transzformáltjai között, mivel az interakciós tagok hatása nem szignifikáns.

21. táblázat: Box-Tidwell próba eredménye az első modellnél

referencia: lefelé mobil		béta	S.E.	Wald	df	p
immobil	konstans	5,081	1,093	21,608	1	<0,001
	életkor	-,168	,115	2,134	1	0,144
	jövedelem	-,068	,078	,779	1	0,378
	kulturális tőke	-,840	,269	9,765	1	0,002
	életkor x log_életkor	,030	,024	1,589	1	0,207
	jövedelem x log_jövedelem	,022	,022	,996	1	0,318
	kulturális tőke x log_kulturális tőke	,230	,184	1,568	1	0,210
felfelé mobil	konstans	,835	1,158	,519	1	0,471
	életkor	,068	,122	,311	1	0,577
	jövedelem	,050	,080	,389	1	0,533
	kulturális tőke	-,074	,280	,070	1	0,791
	életkor x log_életkor	-,016	,025	,436	1	0,509
	jövedelem x log_jövedelem	,002	,022	,009	1	0,924
	kulturális tőke x log_kulturális tőke	-,283	,192	2,168	1	0,141

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

VI.4.4 Box-Tidwell próba: második modell

A Box-Tidwell próba összesítését a második modellre a 4. melléklet foglalja magában. A táblázatból azt lehet látni, hogy nem minden esetben teljesül a linearitás feltétele, de a legtöbb alkalommal igen.

VI.4.5 Többdimenziós kiugró értékek szűrése: első modell

Bináris logisztikus regressziók futtatásával mentettem ki külön változókba a Cook távolságokat, illetve a Leverage értékeket. Ezek összesítését a 22. táblázat tartalmazza. A Cook távolságok minden esetben 1 alatt voltak. A Leverage értékek alapján pedig készítettem egy szelektáló változót, amely kiszűrte a Leverage átlagánál kétszer nagyobb eseteket. A modell illeszkedését kiszűrés előtt és kiszűrés után a 23. és a 24. táblázat foglalják magukba.

22. táblázat: Távolság mutatók az első modellnél

lefelé mobil				
	Minimum	Maximum	Átlag	Szórás
Cook távolság	,00000	,93959	,0048776	,02207956
Leverage value	,00044	,07587	,0052268	,00552653
immobil				
	Minimum	Maximum	Átlag	Szórás
Cook távolság	,00000	,65595	,0058462	,01770135
Leverage value	,00141	,02605	,0051877	,00243390
felfelé mobil				
	Minimum	Maximum	Átlag	Szórás
Cook távolság	,00000	,82244	,0062046	,02599439
Leverage value	,00017	,06413	,0051622	,00358808

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

23. táblázat: Az első modell illeszkedése a kiugró értékek kiszűrése előtt és után

Kiszűrés előtt (N = 2320)						
Modell	AIC	BIC	-2 Log Likelihood	Likelihood ratio χ^2	df	p
üres modell	4293,850	4305,349	4289,850			
teljes modell	3447,320	3585,314	3399,320	890,530	22	<0,001
Goodness of fit						
	Pearson			Deviance		
χ^2	4865,292			3397,594		
df	4046			4046		
p	<0,001			1		
Kiszűrés után (N = 2296)						
Modell	AIC	BIC	-2 Log Likelihood	Likelihood ratio χ^2	df	p
üres modell	4250,685	4262,163	4246,685			
teljes modell	3396,093	3533,832	3348,093	898,593	22	<0,001
Goodness of fit						
	Pearson			Deviance		
χ^2	5642,803			3346,366		
df	3996			3996		
p	<0,001			1		

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

A magyarázó változók nélküli üres modellhez képest a felépített modell, amely tartalmazza a magyarázó változók általi információt, a Likelihood Ratio χ^2 próba szerint szignifikánsan jobb. Ez a többdimenziós kiugró értékek kiszűrése előtt és után is igaz. Viszont az összesített hiba, amelyet a -2 Log Likelihood hivatott megmutatni, csökkent a kiszűrés után. A „Pearson” és „Deviance” χ^2 próbák egymásnak ellentétes eredményt mutatnak. A Pearson azt mutatja, hogy szignifikáns eltérés mutatkozik a modell által előrejelzett értékek és a megfigyelt értékek között (kiszűrés után: $\chi^2=5642,803$, $df=3996$, $p<0,001$), míg a deviancia statisztika jó

illeszkedést mutat az adatokra (kiszűrés után: $\chi^2=3346,366$, $df=3996$, $p=1$) (23. táblázat). A túlszórás vizsgálatához a teszt statisztika és a hozzá tartozó szabadsági fok hányadosát kellett kiszámolni $\phi_{\text{Pearson}} = 5642,803/3996 = 1,41$; $\phi_{\text{Deviance}} = 3346,366/3996 = 0,83$. A deviancián alapuló érték 1-hez közeli, míg a Pearson -on alapuló érték 1-nél nagyobb, de nem közelíti a 2-t, azaz túlszóródás nem áll fent. Tehát az adataim esetében a túl kevés esetszám különböző kombinációkban okozhatja a két statisztika közötti eltérést.

24. táblázat: Pszeudo R^2 mutatók az első modellnél

Kiszűrés előtt	
Cox & Snell	,319
Nagelkerke	,378
Kiszűrés után	
Cox & Snell	,324
Nagelkerke	,384

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

A 24. táblázatban az látható, hogy a két pszeudo R^2 mutató értékei hasonlóak, azaz megfelelő méretű hatást képviselnek. Sőt, az is leolvasható, hogy a hatásméret a többdimenziós kiugró értékek kiszűrése után, bár csekély mértékben, de nőtt.

VI.4.6 Többdimenziós kiugró értékek szűrése: második modell

A 25. táblázat szerint a minta telített kiugró értékekkel, mind a Cook távolságok, mind a Leverage értékek szerint, melyek eltávolítására volt szükség (az első modellhez hasonlóan). A 26. és 27. táblázatokban a második modell illeszkedését, valamint hatásméretét lehet megfigyelni.

25. táblázat: Távolság mutatók a második modellnél

Tradicionális munkás miliő				
	Minimum	Maximum	Átlag	Szórás
Cook távolság	,00000	3,28287	,0137674	,06741140
Leverage value	,00000	,70472	,0131360	,03076940
Alternatív miliő				
	Minimum	Maximum	Átlag	Szórás
Cook távolság	,00000	1,01536	,0116102	,03887449
Leverage value	,00000	,70472	,0143408	,02667974
Hedonista miliő				
	Minimum	Maximum	Átlag	Szórás
Cook távolság	,00000	3,76947	,0150111	,11933090
Leverage value	,00000	,95970	,0127808	,03587824
Konzervatív felső miliő				
	Minimum	Maximum	Átlag	Szórás
Cook távolság	,00000	35,41832	,0264380	,76723589
Leverage value	,00000	2,65459	,0135495	,06916884

Technokrata-liberális miliő				
	Minimum	Maximum	Átlag	Szórás
Cook távolság	,00000	21,72623	,0116053	,12435498
Leverage value	,00002	,70472	,0134708	,03022936
Tradíciók nélküli munkás miliő				
	Minimum	Maximum	Átlag	Szórás
Cook távolság	,00000	1,84216	,0146988	,06488712
Leverage value	,00000	,70472	,0145111	,03149837
Felemelkedésorientált miliő				
	Minimum	Maximum	Átlag	Szórás
Cook távolság	,00000	21,32367	,0125266	,13058920
Leverage value	,00015	1,00274	,0132531	,03580755
Kispolgári miliő				
	Minimum	Maximum	Átlag	Szórás
Cook távolság	,00000	1,58658	,0133522	,07086488
Leverage value	,00000	,70472	,0126607	,03046424

(Táblázat forrása: saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

26. táblázat: A második modell illeszkedése a kiugró értékek kiszűrése előtt és után

Kiszűrés előtt (N = 1940)						
Modell	AIC	BIC	-2 Log Likelihood	Likelihood ratio χ^2	df	p
üres modell	7601,039	7640,035	7587,039			
teljes modell	4937,023	6340,877	4433,023	3154,016	245	<0,001
Goodness of fit						
	Pearson			Deviance		
χ^2	26906,937			4431,819		
df	11550			11550		
p	<0,001			1		
Kiszűrés után (N = 1921)						
Modell	AIC	BIC	-2 Log Likelihood	Likelihood ratio χ^2	df	p
üres modell	7507,788	7546,713	7493,788			
teljes modell	4795,013	6196,323	4291,013	3202,775	245	<0,001
Goodness of fit						
	Pearson			Deviance		
χ^2	13860,347			4289,809		
df	11361			11361		
p	<0,001			1		

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

A Likelihood ratio χ^2 teszt szerint a félépített modell szignifikánsan csökkenti a becslés hibáját az üres modellhez képest, mind kiszűrés előtt ($\chi^2=3154,016$, $df=245$, $p<0,001$), mind kiszűrés után ($\chi^2=3202,775$, $df=245$, $p<0,001$) (26. táblázat). A -2 Log Likelihood értéke javult a többdimenziós kiugró értékek eltávolítása után. A modell illeszkedik az adatokhoz a deviancia χ^2 próba szerint (kiszűrés után: $\chi^2=4289,809$, $df=11361$, $p=1$), míg a Pearson χ^2 szerint ez nincs így

(kiszűrés után: $\chi^2=13860,347$, $df=11361$, $p<0,001$) (26. táblázat). A diszperziós paraméterek szerint: $\phi_{\text{Pearson}} = 13860,347/11361 = 1,22$; $\phi_{\text{Deviancia}} = 4431,819/11550 = 0,38$ diszperziós paraméterekből látható, hogy ezek egyike sem magas, azaz túlszórás nem áll fenn.

27. táblázat: Pszeudo R^2 mutatók a második modellnél

Kiszűrés előtt	
Cox & Snell	,803
Nagelkerke	,820
Kiszűrés után	
Cox & Snell	,811
Nagelkerke	,828

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

A pszeudo R négyzet mutatók nagyobb értékeket produkáltak a második modell esetében, mint az első modellnél, azaz a második modell hatásmérete nagyobb. Meg kell ugyanakkor jegyezni, hogy összességében az első modell adatai sokkal kevésbé „zajosak”, mint a második modell adatai.

VII. Hipotézis vizsgálatok

Ez a főfejezet tartalmazza az eredményeket: hipotézisek tesztelését, válaszokat a kutatási kérdésekre. A táblázatokban az S.E. jelenti a regressziós béta standard hibáját, „p” a szignifikancia értéket, míg a „CI 95%” az esélyhányadosra vonatkozó 95%-os konfidencia intervallumot.

VII.1 Az első kutatási kérdéshez tartozó elemzések

VII.1.1 1) Intergenerációs mobilitás

A 28. táblázatban láthatóak a következő két hipotézis megválaszolásához szükséges regressziós paraméterek.

1/a: A munkásosztályra, szemben a közép- és felsőosztállyal, lefelé mobilitás nagyobb eséllyel lesz jellemző, mint felfelé mobilitás.

1/b: Az alsó középosztályra, szemben a közép- és felsőosztállyal, felfelé mobilitás kisebb eséllyel lesz jellemző, mint lefelé mobilitás.

A regressziós együtthatókhoz tartozó p értékek 0,05 alatt vannak ($p<0,001$), tehát minden hatás valós az alapsokaságra nézve. A paraméterek bétáinak negatív előjelei, illetve az 1-nél kisebb esélyhányadosok jelzik, hogy minden osztály tagjaira igaz az, hogy kevésbé lefelé

mobilitás, mint felfelé, a közép- és felsőosztályhoz osztályhoz képest. **Ezek alapján az 1/a és az 1/b hipotéziseket elutasítottam.**

Ezen túlmenően az is megállapítható, hogy ahogy egyre alacsonyabb osztályt tekintünk a közép- és felsőosztályhoz képest, úgy egyre nagyobb mértékben csökkennek az esélyek a lefelé mobilitásra (a felfelé mobilitással szemben).

28. táblázat: Logisztikus regresszió (részlet) az 1/a, 1/b hipotézisekhez

referencia: felfelé mobil		béta	S.E.	Wald	df	p	esélyhányados	CI 95%	
lefelé mobil	konstans	3,140	,620	25,660	1	<,001			
	alsóosztály	-29,646	0,00	.	1	.	1,333E-13	1,333E-13	1,333E-13
	munkásosztály	-5,674	,375	229,492	1	<,001	,003	,002	,007
	alsó középosztály	-3,903	,367	113,307	1	<,001	,020	,010	,041
	redundáns = középosztály és felsőosztály								

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

1/c: A közép- és felsőosztályra, szemben az alsóosztállyal, immobilitás nagyobb eséllyel lesz jellemző, mint lefelé mobilitás.

Az 1/c hipotézis vizsgálatára futtatott regresszió paramétereit 29. táblázat foglalja magában. A közép- és felsőosztálynál szignifikáns hatás tapasztalható ($p < 0,001$) és a negatív béta jelzi, hogy ezen osztály tagjai kevésbé immobilak, mint lefelé mobilak az alsóosztályhoz képest, ami miatt az **1/c hipotézist is elutasítottam.**

29. táblázat: Logisztikus regresszió (részlet) az 1/c hipotézishez

referencia: lefelé mobil		béta	S.E.	Wald	df	p	esélyhányados	CI 95%	
immobil	konstans	22,905	,581	1555,323	1	<0,001			
	munkásosztály	-19,348	,408	2254,059	1	,000	3,956E-9	1,780E-9	8,793E-9
	alsó középosztály	-21,606	,414	2729,422	1	,000	4,135E-10	1,838E-10	9,300E-10
	középosztály és felsőosztály	-21,424	,352	3695,007	1	,000	4,965E-10	2,488E-10	9,906E-10
	redundáns = alsóosztály								

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

VII.1.2 2) Intergenerációs mobilitás és demográfiai jellemzők

2/a: A nők esetében, a férfiakhoz képest, felfelé mobilitás nagyobb eséllyel várható, mint lefelé mobilitás.

A 30. táblázatban látható, hogy a férfiakhoz képest a nők szignifikánsan nagyobb (2,559-szeres) eséllyel válnak felfelé mobilakká, mint lefelé mobilakká, hiszen a regresszió bétája pozitív és a hatás szignifikáns ($p < 0,001$). **A 2/a hipotézist így elfogadtam.**

30. táblázat: Logisztikus regresszió (részlet) a 2/a hipotézishez

referencia: lefelé mobil	béta	S.E.	Wald	df	p	esélyhányados	CI 95%	
felfelé mobilitás	konstans	22,567	,627	1295,971	1	<,001		
	nő	,939	,187	25,169	1	<,001	2,559	1,773 3,693
	redundáns = férfi							

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

2/b: A tanyák/falvak esetében, a fővároshoz képest, immobilitás nagyobb eséllyel várható, mint felfelé mobilitás.

A 31. táblázatban látható, hogy falvakban és tanyákon élők szignifikánsan ($p = 0,003$) nagyobb (1,727-szeres) eséllyel immobilitásba (a felfelé mobilitáshoz képest), mint a Budapesten élők. Ugyanez a városokban élőkre ($p = 0,035$) is elmondható, de a hatás enyhébb (1,468 szoros esély növekedés mutatkozik). A megyeszékhelyeknél a béta paraméter már nem szignifikáns ($p = 0,436$). Tehát a Budapestiek és megyeszékhelyen élők között az immobilitás hatása már nem kimutatható. **A 2/b hipotézist elfogadtam.**

31. táblázat: Logisztikus regresszió (részlet) a 2/b hipotézishez

referencia: felfelé mobil	béta	S.E.	Wald	df	p	esélyhányados	CI 95%	
immobil	konstans	-,108	,333	,105	1	,746		
	falu, tanya	,546	,181	9,065	1	,003	1,727	1,210 2,464
	város	,384	,183	4,424	1	,035	1,468	1,027 2,100
	megyeszékhely	-,164	,210	,607	1	,436	,849	,563 1,282
	redundáns = Budapest							

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

2/c: A főváros esetében, a tanyák/falvakhoz képest, felfelé mobilitás nagyobb eséllyel várható, mint lefelé mobilitás.

Az eredményt a 32. táblázat foglalja magában. A fővárosiaknak szignifikáns nagyobb ($p = 0,042$) eséllyel felfelé mobilak, mint lefelé mobilak a falvakon és tanyákon élőkhez képest. A városokban ($p = 0,068$) és megyeszékhelyeken ($0,103$) a falvakhoz, tanyákhoz képest nem tér el szignifikánsan a felfelé mobilitás esélye (a lefelé mobilitáshoz képest). **A 2/c hipotézist elfogadtam.**

32. táblázat: Logisztikus regresszió (részlet) a 2/c hipotézishez

referencia: lefelé mobil		béta	S.E.	Wald	df	p	esélyhányados	CI 95%	
felfelé mobil	konstans	21,961	,551	1590,411	1	<,001			
	város	,394	,215	3,336	1	,068	1,482	,972	2,261
	megyeszékhely	,447	,274	2,658	1	,103	1,563	,914	2,675
	Budapest	,606	,298	4,143	1	,042	1,833	1,023	3,285
	redundáns = falu, tanya								

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

2/d: A cigányok esetében, a nem cigányokhoz képest, süllyedés nagyobb eséllyel várható, mint emelkedés.

A 33. táblázatban látható, hogy a cigányok a nem cigányokhoz képest szignifikánsan ($p < 0,001$) nagyobb (4,16-szoros) eséllyel bírnak a lefelé mobilitásra (mint felfelé mobilitásra). A **2/d hipotézist elfogadtam.**

33. táblázat: Logisztikus regresszió (részlet) a 2/d hipotézishez

referencia: felfelé mobil		béta	S.E.	Wald	df	p	esélyhányados	CI 95%	
lefelé mobil	konstans	-20,961	,551	1448,872	1	<,001			
	cigány	1,426	,403	12,490	1	<,001	4,160	1,887	9,173
	redundáns = nem cigány								

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

2/e: Az életkor növekedésével egyre kisebb eséllyel lesz valaki felfelé mobil, mint a lefelé mobil.

A 34. táblázatban látható, hogy az életkor hatása szignifikáns ($p < 0,001$), bétája negatív, ami azt mutatja, hogy az életkor növekedése csökkenő esélyt jelez a felfelé mobilitásra a lefelé mobilitáshoz képest. A **2/e hipotézist elfogadtam.**

34. táblázat: Logisztikus regresszió (részlet) a 2/e hipotézishez

referencia: lefelé mobil		béta	S.E.	Wald	df	p	esélyhányados	CI 95%	
felfelé mobil	konstans	21,961	,551	1590,411	1	<,001			
	életkor	-,022	,006	14,221	1	<,001	,978	,966	,989

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

VII.1.3 3) Intergenerációs mobilitás és nem demográfiai jellemzők

3/a: A kulturális tőke növekedésével, egyre nagyobb eséllyel lesz valaki felfelé mobil, mint lefelé mobil.

A 35. táblázatban látható, hogy a kulturális tőke hatása szignifikáns ($p < 0,001$) és a pozitív bétának köszönhetően a kulturális tőke növekedésével a felfelé mobilitás esélye is növekszik a lefelé mobilitáshoz képest. A **3/a hipotézist elfogadtam**.

35. táblázat: Logisztikus regresszió (részlet) a 3/a hipotézishez

referencia: lefelé mobil		béta	S.E.	Wald	df	p	esélyhányados	CI 95%	
felfelé mobil	konstans	21,961	,551	1590,411	1	<,001			
	kulturális tőke	,721	,128	31,800	1	<,001	2,057	1,601	2,642

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

3/b: Az összjövedelem növekedésével, egyre nagyobb eséllyel lesz valaki felfelé mobil, mint immobil.

A 36. táblázatban látható, hogy összjövedelem változó hatása érvényes az alapsokaságra ($p < 0,001$). A logisztikus regresszió összjövedelemre vonatkozó bétája pozitív, ami növekvő esélyt jelez a felfelé mobilitásra az immobilitással szemben, amennyiben az összjövedelem növekszik. A **3/b hipotézist elfogadtam**.

36. táblázat: Logisztikus regresszió (részlet) a 3/b hipotézishez

referencia: immobil		béta	S.E.	Wald	df	p	esélyhányados	CI 95%	
felfelé mobil	konstans	-,438	,257	2,900	1	,089			
	összjövedelem	,063	,009	50,469	1	<,000	1,065	1,046	1,083

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

VII.1.4 Összegzés: Válasz az első kutatási kérdésre

Valószínűségi összefüggéseket vizsgáltam multinomiális logisztikus regresszió segítségével, szubjektív intergenerációs mobilitás vizsgálathoz. Az adatok szerint 1992-ben Magyarországon az emberek úgy érezték, hogy középosztálybeli szüleiknél kedvezőtlenebb osztályhelyzetben vannak, míg az alsóbb társadalmi osztályhelyzetbeli szülők tekintetében emelkedést figyeltem meg. A szakirodalommal összhangban a cigányok, a férfiak esélyegyenlőtlenségét figyeltem meg a magasabb státusz megszerzése szempontjából. Településtípusoknál a főváros és a legkisebb település típusok között szignifikáns eltérés mutatkozott meg. A fővárosiak nagyobb eséllyel szereztek magasabb státuszt a szüleiknél. Igazolni tudtam Pierre Bourdieu kulturális tőke elméletét, amelyhez tartozó változót előzetes faktorelemzéssel készítettem el és e változó a magasabb státusz megszerzésében szignifikáns hatással bírt. Nem meglepő módon a magasabb jövedelem nagyobb eséllyel járult hozzá a

magasabb státusz megszerzéséhez. Az életkor növekedése pedig nagyobb eséllyel jelentett süllyedést a szülők osztályához képest.

VII.2 A második kutatási kérdéshez tartozó elemzések

VII.2.1 4) A szülők társadalmiosztály pozíciója és demográfiai jellemzők alapján

4/a: A férfiak a nőkhez képest, a munkásosztálybeli szülők esetén, legnagyobb eséllyel a tradicionális munkásmiliőbe tartoznak a kispolgári miliővel szemben.

A 37. táblázatban látható, hogy a tradicionális munkás miliő esetén a megfelelő béta együttható szignifikáns ($p=0,016$), sőt ez elmondható a hedonista miliő ($p=0,005$) és a felemelkedésorientált miliő ($p=0,001$) esetén is. Mindez - a béták előjeleit is figyelembe véve - azt mutatja, hogy a munkásosztálybeli szülőkkel rendelkező férfiak a nőkhez képest szignifikánsan nagyobb (2,102-szeres) eséllyel tagjai a tradicionális munkás miliőnek, mint a kispolgári miliőnek, illetve szignifikánsan nagyobb (2,855-szeres) eséllyel tagjai a felemelkedésorientált miliőnek, mint a kispolgári miliőnek és szignifikánsan kisebb (0,440-szeres) eséllyel tagjai a hedonista miliőnek, mint a kispolgári miliőnek. Mivel a férfiak esélyhányadosa a felemelkedésorientált miliő esetén a legnagyobb ezért a **4/a hipotézist elutasítottam**.

37. táblázat: Logisztikus regresszió (részlet) a 4/a hipotézishez

referencia = Kispolgári miliő		béta	S.E.	Wald	df	p	esélyhányados	CI 95%	
Tradicionális munkás miliő	munkásosztály x férfi	,743	,307	5,853	1	,016	2,102	1,151	3,836
Alternatív miliő	munkásosztály x férfi	,108	,367	,087	1	,768	1,114	,543	2,288
Hedonista miliő	munkásosztály x férfi	-,822	,294	7,818	1	,005	,440	,247	,782
Konzervatív felső miliő	munkásosztály x férfi	-,404	,572	,499	1	,480	,667	,218	2,048
Technokrata-liberális miliő	munkásosztály x férfi	,445	,298	2,235	1	,135	1,560	,871	2,796
Tradíciók nélküli munkás miliő	munkásosztály x férfi	-,397	,264	2,273	1	,132	,672	,401	1,127
Felemelkedésorientált miliő	munkásosztály x férfi	1,049	,307	11,700	1	,001	2,855	1,565	5,209
	redundáns = munkásosztály x nő								

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

4/b: A nők a férfiakhoz képest, a közép- és felsőosztálybeli szülők esetén, legkisebb eséllyel tartoznak a hedonista miliőbe, a kispolgári miliővel szemben.

A 38. táblázatból látható, hogy a megfelelő béta együtthatók sem a hedonista miliő, sem a többi vizsgált miliő esetén a nem szignifikánsak. Így nem sikerült kimutatni hatást egyik esetben sem, ami miatt a **4/b hipotézist elutasítottam**.

38. táblázat: Logisztikus regresszió (részlet) a 4/b hipotézishez

referencia = Kispolgári miliő		béta	S.E.	Wald	df	p	esélyhányados	CI 95%	
Tradicionális munkás miliő	középosztály és felsőosztály x nő	,126	,962	,017	1	,895	1,135	,172	7,479
Alternatív miliő	középosztály és felsőosztály x nő	-,078	,820	,009	1	,924	,925	,185	4,618
Hedonista miliő	középosztály és felsőosztály x nő	,486	,609	,635	1	,425	1,625	,492	5,363
Konzervatív felső miliő	középosztály és felsőosztály x nő	-1,219	,827	2,175	1	,140	,295	,058	1,494
Technokrata-liberális miliő	középosztály és felsőosztály x nő	-,482	,734	,431	1	,511	,617	,146	2,604
Tradíciók nélküli munkás miliő	középosztály és felsőosztály x nő	,585	,642	,831	1	,362	1,795	,510	6,312
Felemelkedésorientált miliő	középosztály és felsőosztály x nő	,558	,781	,509	1	,476	1,746	,378	8,078
	redundáns = középosztály és felsőosztály x férfi								

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

4/c: Az alsó középosztálybeli szülőkkel rendelkező, tanyákon/falvakon élők a közép- és felsőosztálybeli szülőkkel rendelkező, fővárosban élőkhez képest, legnagyobb eséllyel a hedonista miliőbe tartoznak, a kispolgári miliővel szemben.

A 39. táblázatban szereplő megfelelő regressziós paramétereket megvizsgálva látható, hogy ezek egyike sem szignifikáns. Hatást itt nem sikerült kimutatni, ezért a **4/c hipotézist elutasítottam**.

39. táblázat: Logisztikus regresszió (részlet) a 4/c hipotézishez

referencia = Kispolgári miliő		béta	S.E.	Wald	df	p	esélyhányados	CI 95%	
Tradicionális munkás miliő	alsó középosztály x tanya, falu	5,13	6,69	,588	1	,443	169,393	,000	84514 742,6
Alternatív miliő	alsó középosztály x tanya, falu	-,028	6,75	,000	1	,997	,972	1,726 E-6	54765 6,401
Hedonista miliő	alsó középosztály x tanya, falu	-,630	6,13	,011	1	,918	,533	3,184 E-6	89096, 767
Konzervatív felső miliő	alsó középosztály x tanya, falu	2,43	6,79	,128	1	,721	11,356	1,874 E-5	68829 69,55
Technokrata-liberális miliő	alsó középosztály x tanya, falu	4,64	6,25	,551	1	,458	104,061	,000	22082 338,98
Tradíciók nélküli munkás miliő	alsó középosztály x tanya, falu	3,93	6,39	,378	1	,538	51,069	,000	14163 980,29
Felemelkedésorientált miliő	alsó középosztály x tanya, falu	1,34	6,59	,042	1	,838	3,851	9,326 E-6	15903 40,772
	redundáns = középosztály és felsőosztály x Budapest								

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

4/d: Az közép- és felsőosztálybeli szülőkkel rendelkező, fővárosban élők az alsóosztálybeli szülőkkel rendelkező, tanyákon/falvakon élőkhez képest, legkisebb eséllyel a tradíciók nélküli munkás miliőbe tartoznak, a kispolgári miliővel szemben.

A 40. táblázatban látható, hogy a megfelelő béta együttható csak a technokrata-liberális miliő esetében szignifikáns ($p=0,004$), a többi miliő esetében nem szignifikáns (így a tradíciók nélküli munkás miliő esetében sem).

A technokrata-liberális miliő esetében adódott negatív béta azt mutatja, hogy a közép- és felsőosztálybeli szülőkkel rendelkező Budapesten élők, az alsóosztálybeli szülőkkel rendelkező tanyákon/falvakon élőkhez képest, szignifikánsan kisebb ($0,049$ -szeres) eséllyel tagjai a technokrata-liberális miliőnek, mint a kispolgári miliőnek. A **4/d hipotézist így elutasítottam**.

40. táblázat: Logisztikus regresszió (részlet) a 4/d hipotézishez

referencia = Kispolgári miliő		béta	S.E.	Wald	df	p	esélyhányados	CI 95%	
Tradicionális munkás miliő	középosztály és felsőosztály x Budapest	10,2	72,59	,020	1	,888	27005,446	4,39 2E-58	1,661 E+66
Alternatív miliő	középosztály és felsőosztály x Budapest	,688	1,438	,228	1	,633	1,989	,119	33,33 9
Hedonista miliő	középosztály és felsőosztály x Budapest	-1,07	,940	1,31	1	,252	,341	,054	2,153
Konzervatív felső miliő	középosztály és felsőosztály x Budapest	-1,32	1,124	1,39	1	,238	,266	,029	2,405
Technokrata-liberális miliő	középosztály és felsőosztály x Budapest	-3,02	1,467	4,23	1	,040	,049	,003	,865
Tradíciók nélküli munkás miliő	középosztály és felsőosztály x Budapest	-,895	1,066	,705	1	,401	,409	,051	3,300
Felemelkedésorientált miliő	középosztály és felsőosztály x Budapest	-,560	1,832	,093	1	,760	,571	,016	20,71 0
	redundáns = alsóosztály x tanya,falu								

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

4/e: Az alsóosztálybeli szülőkkel rendelkező cigányok a közép- és felsőosztálybeli szülőkkel rendelkező nem cigányokhoz képest, legnagyobb eséllyel a tradíciók nélküli munkás miliőbe tartoznak, a kispolgári miliővel szemben.

A 41. táblázatból látható, hogy bár a megfelelő béta paraméter pozitív előjele a tradíciók nélküli munkás miliő esetén arra utal, hogy az alsóosztálybeli szülőkkel rendelkező cigányok a közép- és felsőosztálybeli szülőkkel rendelkező nem cigányokhoz képest nagyobb eséllyel tartoznak a tradíciók nélküli munkás miliőbe mint, a kispolgári miliőbe, de a hatás nem szignifikáns ($p=0,663$). A **4/e hipotézist elutasítottam.**

41. táblázat: Logisztikus regresszió (részlet) a 4/e hipotézishez

referencia = Kispolgári miliő		béta	S.E.	Wald	df	p	esélyhányados	CI 95%	
Tradicionális munkás miliő	alsóosztály x cigány	,958	,663	2,086	1	,149	2,607	,710	9,566
Alternatív miliő	alsóosztály x cigány	-9,46	75,9	,016	1	,901	7,789E-5	1,930E-69	3,144E+60
Hedonista miliő	alsóosztály x cigány	-9,29	62,55	,022	1	,882	9,208E-5	5,265E-58	1,610E+49
Konzervatív felső miliő	alsóosztály x cigány	,095	207,389	,000	1	1,000	1,100	3,244E-177	3,730E+176
Technokrata-liberális miliő	alsóosztály x cigány	-10,6	92,976	,013	1	,909	2,440E-5	1,762E-84	3,381E+74
Tradíciók nélküli munkás miliő	alsóosztály x cigány	,303	,696	,190	1	,663	1,354	,346	5,302
Felemelkedés orientált miliő	alsóosztály x cigány	-13,3	76,469	,031	1	,861	1,518E-6	1,233E-71	1,868E+59
	redundáns = közép és felsőosztály x nem cigány								

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

4/f: A középosztálybeli és felsőosztálybeli szülők esetén az életkor növekedésével, legkisebb eséllyel tartozik valaki a hedonista miliőbe, mint a kispolgári miliőbe.

A paraméterhez tartozó 1-nél kisebb esélyhányados mutatja az összefüggés irányát, azaz, hogy kisebb: 0,991-szeres eséllyel válna valaki a hedonista miliő tagjává (a kispolgári miliőhöz képest), ha az életkora egy egységgel növekedne. Mivel azonban a megfelelő magyarázó változó hatása nem szignifikáns ($p=0,743$) ezért a **4/f hipotézist elutasítottam** (42. táblázat).

42. táblázat: Logisztikus regresszió (részlet) a 4/f hipotézishez

referencia = Kispolgári miliő		béta	S.E.	Wald	df	p	esélyhányados	CI 95%	
Tradicionális munkás miliő	középosztály és felsőosztály x életkor	,181	,043	18,058	1	<,001	1,198	1,102	1,302
Alternatív miliő	középosztály és felsőosztály x életkor	,187	,035	28,098	1	<,001	1,205	1,125	1,291
Hedonista miliő	középosztály és felsőosztály x életkor	-,009	,027	,107	1	,743	,991	,941	1,045

Konzervatív felső miliő	középosztály és felsőosztály x életkor	,068	,036	3,628	1	,057	1,070	,998	1,147
Technokrata-liberális miliő	középosztály és felsőosztály x életkor	,058	,030	3,779	1	,052	1,060	1,000	1,124
Tradíciók nélküli munkás miliő	középosztály és felsőosztály x életkor	-,048	,029	2,710	1	,100	,953	,901	1,009
Felemelkedésorientált miliő	középosztály és felsőosztály x életkor	-,031	,034	,847	1			,908	1,036

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

VII.2.2 5) A szülők társadalmiosztály pozíciója és nem demográfiai jellemzők alapján

5/a: Közép- és felsőosztálybeli szülők esetén a kulturális tőke növekedése a hedonista miliőbe tartozás esélyének növekedését vonja maga után legnagyobb mértékben, a kispolgári miliőhöz képest.

A 43. táblázat megmutatja, hogy hipotézishez tartozó változó hatása érvényes az alapsokaságra a hedonista miliő esetén ($p < 0,001$), viszont az esélyhányadosokból az is kiderül, hogy a konzervatív felső miliő esetén a hatás erősebb. Az **5/a hipotézis így elutasítottam.**

43. táblázat: Logisztikus regresszió (részlet) az 5/a hipotézishez

referencia = Kispolgári miliő		béta	S.E.	Wald	df	p	esélyhányados	CI 95%	
Tradicionális munkás miliő	középosztály és felsőosztály x kulturális tőke	,574	,562	1,045	1	,307	1,775	,591	5,336
Alternatív miliő	középosztály és felsőosztály x kulturális tőke	1,298	,442	8,611	1	,003	3,663	1,539	8,719
Hedonista miliő	középosztály és felsőosztály x kulturális tőke	1,525	,398	14,722	1	<,001	4,597	2,109	10,020

Konzervatív felső miliő	középosztály és felsőosztály x kulturális tőke	2,502	,514	23,732	1	<,001	12,213	4,462	33,425
Technokrata-liberális miliő	középosztály és felsőosztály x kulturális tőke	,371	,448	,685	1	,408	1,449	,602	3,488
Tradíciók nélküli munkás miliő	középosztály és felsőosztály x kulturális tőke	,428	,409	1,097	1	,295	1,535	,688	3,422
Felemelkedésorientált miliő	középosztály és felsőosztály x kulturális tőke	-,325	,519	,391	1	,532	,723	,261	2,000

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

5/b: Alsó középosztálybeli szülők esetén az összjövedelem növekedése legnagyobb mértékben a kispolgári miliőbe tartozás esélyének csökkenését vonja maga után a konzervatív felső miliőhöz képest.

A 44. táblázatban látható, hogy bár a kispolgári miliő esetén legnagyobb az esélyhányados, a hipotézis elfogadáshoz a megfelelő változó szignifikáns hatását nem lehetett igazolni ($p=0,105$). Így az 5/b hipotézist elutasítottam.

44. táblázat: Logisztikus regresszió (részlet) az 5/b hipotézishez

referencia = Konzervatív felső miliő		béta	S.E.	Wald	df	p	esélyhányados	CI 95%	
Tradicionális munkás miliő	alsó középosztály x összjövedelem	-1,097	,269	16,628	1	<,001	,334	,197	,566
Alternatív miliő	alsó középosztály x összjövedelem	-,422	,110	14,764	1	<,001	,656	,529	,813
Hedonista miliő	alsó középosztály x összjövedelem	-,171	,055	9,692	1	,002	,843	,757	,939
Technokrata-liberális miliő	alsó középosztály x összjövedelem	-,334	,087	14,741	1	<,001	,716	,604	,849
Tradíciók nélküli munkás miliő	alsó középosztály x összjövedelem	-,660	,136	23,673	1	<,001	,517	,396	,674
Felemelkedésorientált miliő	alsó középosztály x összjövedelem	-,210	,114	3,398	1	,065	,810	,648	1,013

Kispolgári milió	alsó középosztály x összjövedelem	-,275	,169	2,629	1	,105	,760	,545	1,059
------------------	---	-------	------	-------	---	------	------	------	-------

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

VII.2.3 Összegzés: Válasz a második kutatási kérdésre

Valószínűségi összefüggéseket vizsgáltam multinomiális logisztikus regresszió segítségével egy milió modell alapján létrehozott kimeneti változóra, amelyet előzetes klaszterezéssel készítettem el. Előzetes hipotéziseim voltak a modellel kapcsolatban, amelyek közül nem sikerült igazolni egyet sem. Ezek a hipotézisek nem önmagukban, elméleti szempontból érdekesek, inkább módszertani megközelítésből, mivel kizárólag interakciós tagokat vizsgáltam. Tehát ezeket a hipotézisek jellegüket tekintve „felderítőek”. E második modell viszont a pseudo R^2 mutatók szerint sokkal jobb teljesítményt nyújt a teljes mintán, mint az első modell, de a felállított hipotéziseim mégsem bizonyultak igaznak. Elméleti és módszertani megközelítések szerint néhány lehetséges okot sorolok ezen jelenség magyarázatára.

A legfontosabb elméleti ok az, hogy alapvetően ezen féle milió struktúra az 1980-as évekbeli német társadalomra lett kitalálva. Én pedig egy 1992-es éppen csak a szocializmusból kikerülő magyar társadalom mintáján végeztem el az elemzést. Úgy gondolom, hogy jelentősen más társadalmi mechanizmusok alakították annak idején az akkori NSZK-t és az 1992-es Magyarországot.

Ennél földhöz ragadtabb magyarázat az általam készített klaszterezés módszertanában keresendő. A módszertani tankönyvek illusztrációképpen egymástól teljesen "különálló", homogén halmazokat ábrázolnak a klaszterelemzés résznél. A gyakorlat viszont teljesen más, mivel a legtöbb esetben nincsenek ilyen egyértelmű teljes homogén csoportok - így az én esetemben sem -, melyek mellett egy ember csak egy helyre kerülhetne (lásd erről a 3. ábrát). Ezen felül nem lehet egy klaszterelemzésnél előre meghatározni, hogy milyen csoportok jöjjenek létre. Két dolgot tehettem: a magyarázó változók gondos megválasztását, a klaszterek elnevezését (lásd a dolgozat erről szóló részeit).

A fő ok viszont az egyes kombinációkhoz tartozó alacsony esetszám. Már a klaszterek elkészülténél nem tudta a szoftver a teljes minta 23,5%-át egyik klaszterbe sem besorolni (10. ábra). Az regresszióban pedig az alacsony esetszámok az egyes paraméterek magas értékű standard hibáiért felelősek, valamint a szignifikancia értékekre is hatással vannak.

VII.3 A harmadik kutatási kérdéshez tartozó elemzések

VII.3.1 A két modell összehasonlítására vonatkozó hipotézis

Arra számítottok, hogy a miliő modellhez elkészített regressziós eljárás jobb teljesítményt fog nyújtani, mint az egyének szubjektív osztályhelyzetét vizsgáló regressziós eljárás.

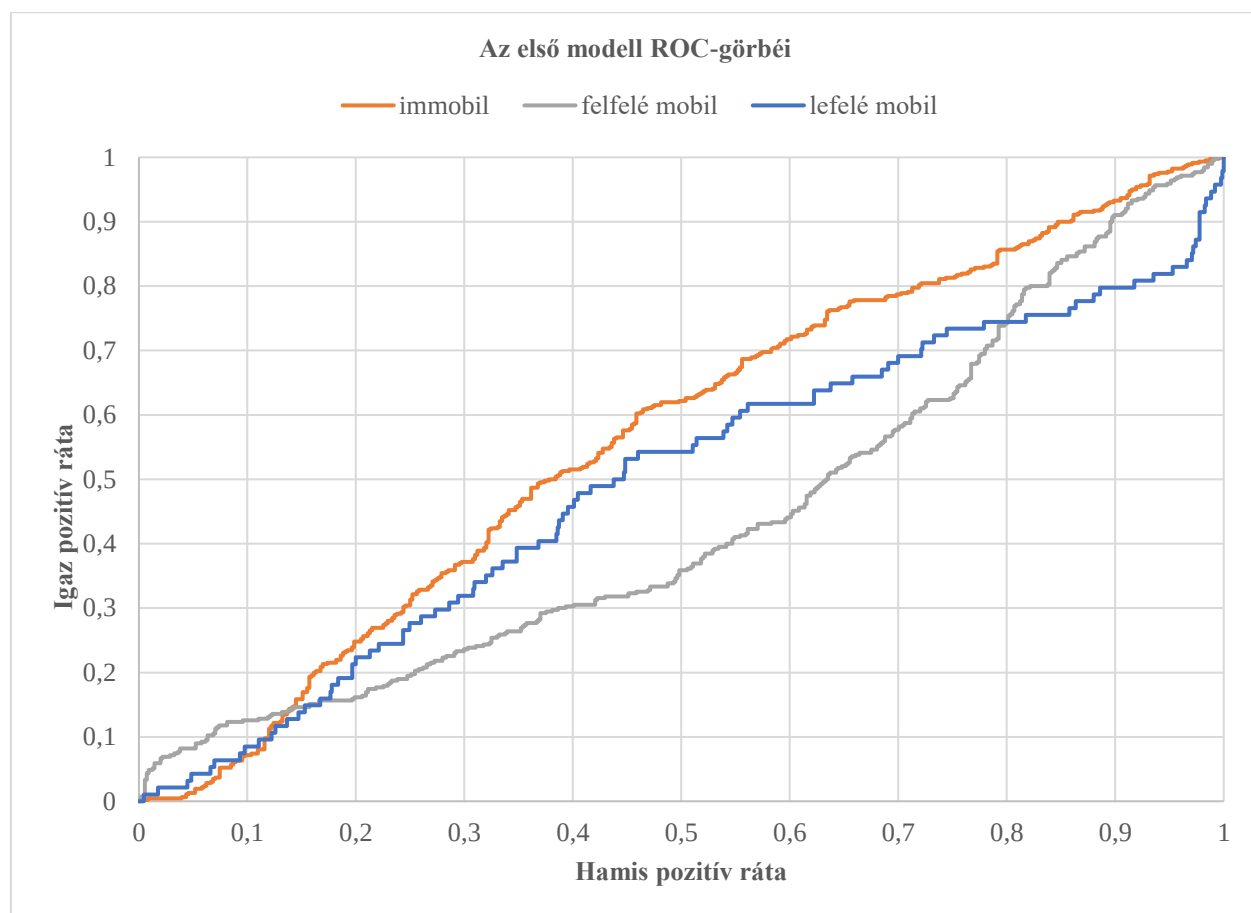
A minta eseteinek véletlenszerűen kiválasztott 50%-án újrafuttattam a két regressziót. A másik 50%-on pedig teszteltem az így kapott két modellt. Az első modellhez tartozó klasszifikációs mátrix a 45. táblázatban található. Ezen almintához tartozó ROC-görbe a 11. ábrán látható a hozzá tartozó AUC értékek pedig a 46. táblázatban. A lefelé mobilitáshoz tartozó AUC érték és hozzá tartozó szignifikancia azt jelzi, hogy ebben az esetben az előrejelzés „minősége” nem elfogadható. Az első regressziós modell az immobilakat becsülte a legjobban 81,6%-os valószínűséggel, míg a felfelé mobilakat 58,2%-os valószínűséggel találta el. A legrosszabbul a lefelé mobilakat becsülte a modell, mivel a lefelé mobilakat csak 16,5%-os valószínűséggel jelezte előre. A modell összesítve 66,32%-os valószínűséggel jelzi sikeresen előre az egyén intergenerációs társadalmi mobilitásának státuszát.

45. táblázat: Az első modell pontossága

helyes találat helytelen találat		Regressziós becslés			Összesen
		lefelé mobil	immobil	felfelé mobil	
Megfigyelt	lefelé mobil	18	80	11	109
	találat %	16,5%	73,4%	10,1%	
	immobil	9	483	100	592
	találat %	1,5%	81,6%	16,9%	
	felfelé mobil	7	179	259	445
	találat %	1,6%	40,2%	58,2%	
Összesen		34	742	370	1146
A logisztikus regresszió összesített pontossága: 66,32%					

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

11. ábra: ROC-görbék az első modellhez



(Ábra forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

46. táblázat: AUC értékek az első modellhez

	AUC	S.E.	p	CI 95%	
lefelé mobil	0,491	0,034	0,797	0,425	0,558
immobil	0,564	0,019	<0,001	0,527	0,600
felfelé mobil	0,438	0,019	<0,001	0,400	0,475

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

Az előző eljárásokat megismételtem a második modellel kapcsolatban. A klasszikációs táblázatot lásd 47. táblázatban, a ROC-görbéket 12. és 13. ábrákon, az AUC értékeket pedig a 48. és 49. táblázatokban. A klasszifikációs táblázat szerint a modell legjobb előrejelzést a tradicionális munkásmilió tagjaira képes tenni, míg legrosszabb becslést a technokrata liberális milió tagjaira. Az AUC értékekhez tartozó szignifikanciák szerint az alternatív milió esetében az AUC érték 0,5 alatt van. A második modell összesített pontossága 57,26%, ami kevesebb, mint az első modell esetében, ezért a harmadik kutatási kérdéshez tartozó **6. hipotézisemet elutasítottam**. Az osztály jellegű modellre alkalmazott multinomiális logisztikus regresszió

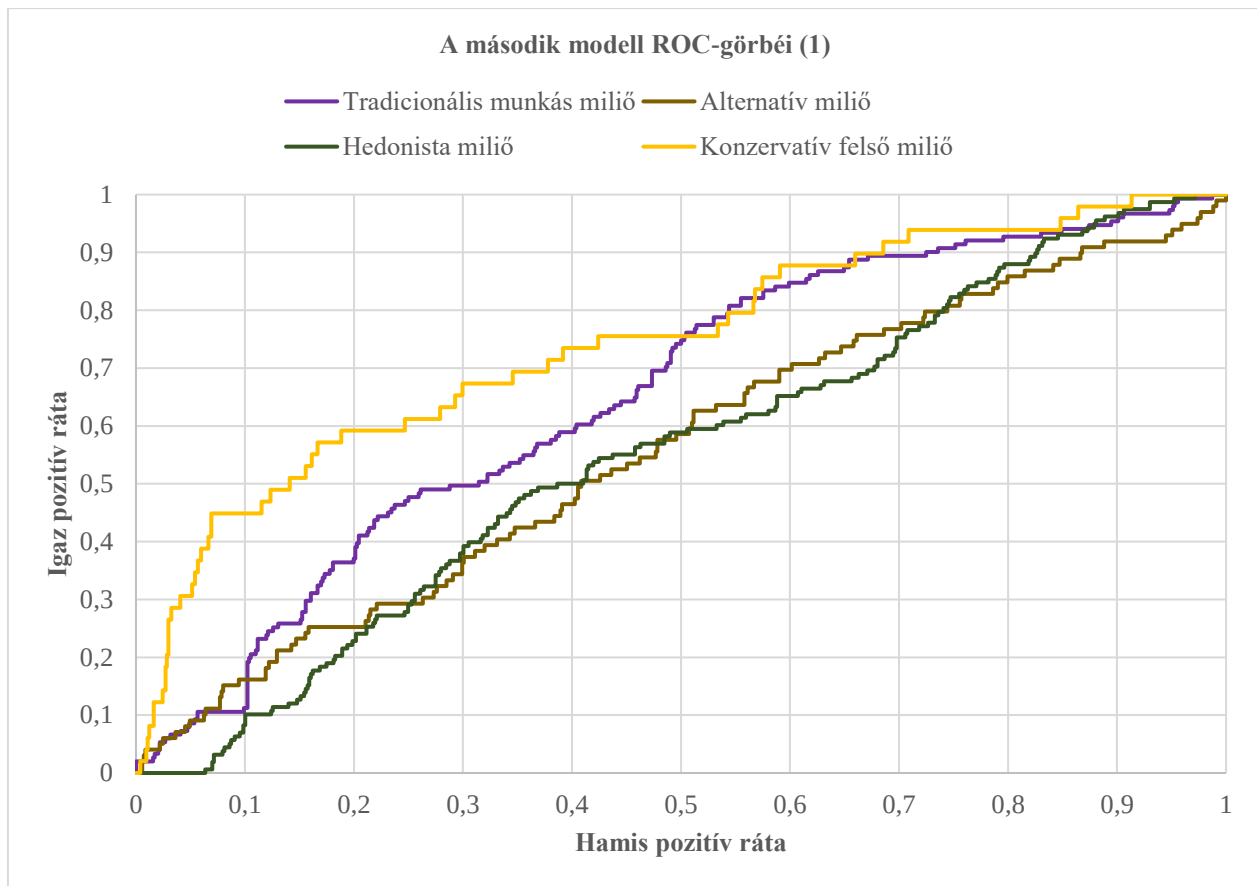
pontosabb előrejelzést tudott adni az egyén társadalmi státuszára, mint a miliő modellre használt regresszió.

47. táblázat: A második modell pontossága

helyes találat helytelen találat		Regressziós becslés								
		Tradici onális munká	Alterna tív	Hedoni sta	Konzer vatív felső	Techno krata- liberális	Tradíci ók nélküli munká	Felemel kedésor ientált	Kispolg ári	Össze n
Megfigyelt	Tradicionális munkás	242	12	2	1	3	5	0	5	242
	találat %	89,6%	4,4%	0,7%	0,4%	1,1%	1,9%	0,0%	1,9%	
	Alternatív	55	46	6	1	2	6	1	5	122
	találat %	45,1%	37,7%	4,9%	0,8%	1,6%	4,9%	0,8%	4,1%	
	Hedonista	1	5	100	2	0	20	2	12	142
	találat %	0,7%	3,5%	70,4%	1,4%	0,0%	14,1%	1,4%	8,5%	
	Konzervatív felső	0	0	9	29	0	0	1	2	41
	találat %	0,0%	0,0%	22,0%	70,7%	0,0%	0,0%	2,4%	4,9%	
	Technokrata-liberális	20	5	8	2	14	8	1	27	85
	találat %	23,5%	5,9%	9,4%	2,4%	16,5%	9,4%	1,2%	31,8%	
	Tradíciók nélküli munkás	11	0	16	1	6	85	3	22	144
	találat %	7,6%	0,0%	11,1%	0,7%	4,2%	59,0%	2,1%	15,3%	
	Felemelkedésorientált	14	0	7	1	7	13	11	8	61
	találat %	23,0%	0,0%	11,5%	1,6%	11,5%	21,3%	18,0%	13,1%	
	Kispolgári	10	0	19	1	16	25	6	29	106
	találat %	9,4%	0,0%	17,9%	0,9%	15,1%	23,6%	5,7%	27,4%	
	Összesen	353	68	167	38	48	162	25	110	971
A logisztikus regresszió pontossága: 57,26%										

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

12. ábra: ROC-görbék a második modellhez (1)



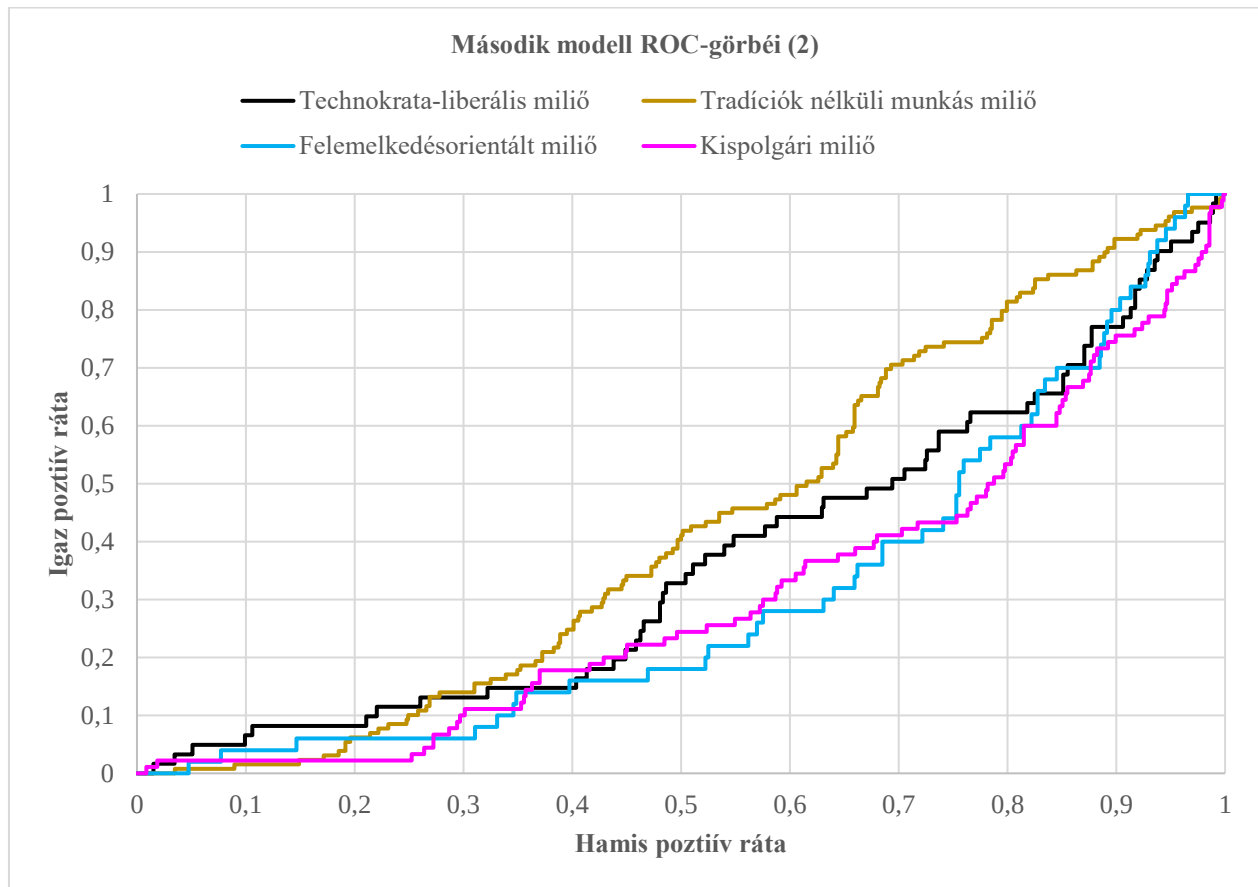
(Ábra forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

48. táblázat: AUC értékek a második modellhez (1)

	AUC	S.E.	p	CI 95%	
Tradicionális munkás miliő	0,652	0,024	<0,001	0,606	0,699
Alternatív miliő	0,557	0,031	0,067	0,496	0,619
Hedonista miliő	0,549	0,025	0,045	0,501	0,597
Konzervatív felső miliő	0,744	0,039	<0,001	0,668	0,821

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

13. ábra: ROC-görbék a második modellhez (2)



(Ábra forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

49. táblázat: AUC értékek a második modellhez (2)

	AUC	S.E.	p	CI 95%	
Technokrata-liberális miliő	0,363	0,037	<0,001	0,292	0,435
Tradíciók nélküli munkás miliő	0,423	0,024	0,001518	0,376	0,471
Felemelkedésorientált miliő	0,304	0,035	<0,001	0,236	0,373
Kispolgári miliő	0,301	0,028	<0,001	0,246	0,357

(Táblázat forrása: Saját szerkesztés SPSS adatbázis alapján)

VII.3.2 Összegzés: Válasz a harmadik kutatási kérdésre

A harmadik kutatási kérdésem megválaszolásához tanuló és tesztelő halmazokra bontottam az eredeti mintát véletlenszerű 50 %-os kiválasztással. A tesztelő halmazon

lefuttatott két regressziós modell közül az osztály jellegű modell volt a pontosabb. A kimeneti változók egy-egy értékére pedig ROC-görbe és AUC értékeket számoltam kizárólag leíró jelleggel, mert csak bináris osztályozási problémákra találták ki ezen eljárásokat. Bináris esetben lenne egy AUC érték és így két osztályozási modell összehasonlítható. Multinomális esetben klasszifikációs mátrix segítségével döntöttem, hogy melyik modell nyújt pontosabb előrejelzést.

VIII. Összefoglalás

Szakedolgozatomban két többváltozós multinomiális regressziós modellel vizsgáltam meg a rendszerváltás utáni magyar társadalmat szerkezet és mobilitás szempontjából. Az egyik modellel - egy osztály jellegű társadalmi struktúra magyarázatára - szubjektív intergenerációs mobilitást vizsgáltam, 10 kutatási hipotézis mentén, míg a második modellel - 8 felállított kutatási hipotézisem ellenőrzésére - interakciós tagokat elemeztem. A két modellbe bevont magyarázó változók megválasztásának fő szempontja az volt, hogy azok egy populációt leginkább jellemző változók legyenek: életkor, jövedelem, nem, településtípus, etnikum (cigányság), szülők szubjektív osztálypozíciója és kulturális erőforrások (kulturális tőke). A magyarázó változók között szerepeltettem egy kulturális tőke változót is, melyet a Pierre Bourdieu francia szociológus nevéhez köthető, kulturális tőke elméletre alapoztam. E változót faktorelemzéssel készítettem el.

A regressziós modellek kiértékelése előtt, az előfeltételek ellenőrzése mellett statisztikai értelemben teszteltem a két modell illeszkedését. A teljes mintán felépített második modell jobbnak bizonyult, de „zajosabb”, mint az első modell.

Az első modell elemzése szerint 1992-ben Magyarországon a középosztálybeli és felsőosztálybeli szülők gyermekei kedvezőtlenebb pozícióba kerültek (szubjektív megítélés alapján). Az életkor növekedése növekvő eséllyel hozott magával lefelé mobilitást, míg a jövedelem növekedése a magasabb státuszszerzéshez járult hozzá. A nemek közül a férfiak nagyobb eséllyel váltak lefelé mobilakká a nőkhöz képest. A cigányok a nem cigányokhoz képest növekvő eséllyel süllyedtek le szüleik pozíciójához képest. A településtípusok közül Budapest és a legkisebb települések között mutatkozott számottevő eltérés. A Budapestieknek nagyobb esélyük volt a szüleikhez képest nagyobb státusz megszerzésére, mint a tanyákon és falvakon élőknek.

A második modell esetében a kimeneti változóm egy 8 kategóriás, klaszterezéssel létrehozott milió modell volt. Itt ugyanazon magyarázó változókat használtam fel, de kizárólag interakciós tagokat vizsgáltam. A hipotéziseimet nem sikerült igazolni, aminek magyarázatára több okot is felsorakoztattam: (1) az egyes regressziós paraméterekhez kapcsolódó standard hibák magasak voltak, (2) az egyes kombinációkhoz tartozó esetszámok alacsonyak voltak, továbbá (3) ezen milió struktúra alapvetően egy 1980-as évekbeli német koncepció, én pedig egy 1992-es magyar mintán kíséreltem meg ezt rekonstruálni, klaszterelemzés segítségével. A klaszterelemzés - a „jóságával” kapcsolatban - nagyobb módszertani szigorúságot kívánt volna meg.

A harmadik kutatási kérdésemet, amely a két modell összehasonlítására vonatkozott mintaszeleteléssel teszteltem, az adathalmaz 50-50%-os almintáin való tanítással és teszteléssel. A két modellt két klasszifikációs mátrix segítségével hasonlítottam össze. Eredményeim szerint az (első) osztály jellegű modell jobb teljesítményt nyújtott, mint a (második) milió modell.

A dolgozat utolsó pár mondatában néhány elemzési megfontolást teszek. Érdekes lenne nem folytonos változóként kezelni az életkor változót: például kohorszokat vagy generációkat vizsgálva véleményem szerint differenciáltabb eredményekre lehetne jutni. A kulturális tőke hatását érdemes lenne interakciókkal is megvizsgálni, ez megadhatná, például, hogy férfiak és nők között van-e különbség, abban, hogy státuszokat milyen esélyekkel szereznek meg. Végül érdemes lenne a második modellt a klaszterezési eljárás szigoróbb végrehajtása mellett (esetleg más klasszifikációs módszer alkalmazásával) megismételni.