

HETEROGENITÁS A TŐZSDEPIACI VÁRAKOZÁSOKBAN ÉS HÁZTARTÁSI MEGTAKARÍTÁSI PORTFÓLIÓK AZ AMERIKAI EGYESÜLT ÁLLAMOKBAN

MTA doktori pályázat
Válasz a bírálóakra

Kézdi Gábor

*(Közép-európai Egyetem és MTA Közgazdasági és Regionális Kutatóközpont
Közgazdaságtudományi Intézete)*

Pályázatomra három igen különböző hangvételű bírálatot kaptam, amelyek mindegyike rendkívül értékes. Nem lepett meg a bírálatok sokszínűsége, mert a doktori pályázatom alapját képező kutatást tartom tudományos munkásságom leginkább úttörő irányának, ami sok elvi és módszertani kérdést is felvet. Remélem, a vitát magas színvonalon a szóbeli védésen is folytatni tudjuk.

Az alábbiakban pontokba szedve bemutatam a legfontosabb bírálókat és válaszaimat e bírálókat. Az egyszerűség kedvéért a bírálókat neveik kezdőbetűjével jelzem: Fokasz Nikoszt FN-nel, Mihaletzky Györgyöt MG-vel, Tusnádgy Gábort pedig TG-vel.

A fontos konceptuális bírálatok mellett számos észrevételt kaptam a módszerek és az eredmények részleteivel kapcsolatban, elsősorban MG-től. MG észrevételei az elemzés mély megértéséről tanúskodnak, és sok fontos kérdést feszegetnek. Ezeket az észrevételekért rendkívül hálás vagyok, és megpróbálok valamennyire válaszolni az utolsó pontban. Az ezekre az észrevételekre adott válaszaimat azonban igyekszem rövidre fogni. Amennyiben maradnak megválaszolatlan kérdések, elnézést kérek, és igyekszem adott esetben szóban pótolni ezeket.

Válaszom a bírálatok igen magas színvonala és részletessége miatt sajnos hosszúra sikerült. Egy rövid tartalomjegyzékben foglaltam ezért össze azt, hogy milyen kérdések mentén tagolom a válaszaimat.

Tartalomjegyzék

1. Van-e értelme a tőzsdepiaci várakozások emberek közötti heterogenitását vizsgálni?	2
2. Tartami szempontból érdekesek-e az eredmények?	4
3. Mennyiben határozzák meg a dolgozat fő következtetéseit a strukturális ökonometria modell feltevései, és ezek a feltevések mennyiben helytállók?	5
4. Mennyiben restriktív az emberek közötti nem megfigyelhető heterogenitás modellezése?	7
5. Mennyiben megalapozottak a „zaj” modellezésének egyes részletei?	8
6. A három tanulmányból kettő nem jelent meg lektorált folyóiratban	10
7. Egyéb észrevételek	11
Hivatkozások	18

1. VAN-E ÉRTELME A TÖZSDEPIACI VÁRAKOZÁSOK EMBEREK KÖZÖTTI HETEROGENITÁSÁT VIZSGÁLNI?

Erről a kérdésről két bíráló pozitívan nyilatkozott, negatív véleményt TG fogalkazott meg. TG lényegében értelmetlennek gondolja a kérdés vizsgálatát, ha jól értem, az alábbi három okból:

- (1) TG nem hiszi, hogy a részvények világát, mint “rendszer bármilyen értelemben lehetne egyetlen számmal jellemezni, mégha a napi gyakorlat használ is ilyeneket,”
- (2) TG úgy gondolja, hogy a “Föld lakói vagyონukat nagyon sok módon tárolhatják, avagy fordíthatják termőre, ez lényegében mindenkinek a magánügye, aminthogy az is, hogy közben mit gondol az egészségről.”
- (3) TG kifejti, hogy szerinte “természetesen ez [annak a valószínűsége, hogy a részvények árfolyama növekedni fog] egy átlag amerikai számára megválaszolhatatlan kérdés, részben mert ma még az emberek többsége nem tudja, mi a valószínűség, részben mert ezt a kérdést a legokosabb szakértő sem tudja megválaszolni.”

Válaszaim erre a következők.

(1) Dolgozatom tágabb célja nem a “részvények világának” megértése, hanem az, hogy megértem, hogy az emberek (nem a professzionális befektetők, hanem akik saját megtakarításaik sorsáról döntenek) között vannak-e számottevő különbségek abban, hogy általában milyen hozamokat várnak a részvényektől, e különbségeknek mi lehet a hátterében, és ezek a különbségek összefüggnek-e azzal, hogy megtakarításaik mekkora hányadát tartják részvénytőke eszközökben. Ebből a szempontból nem az a kérdés, hogy lehet-e a “rendszer egyetlen számmal jellemezni,” hanem hogy az emberek közötti különbséget tudjuk-e jellemezni valamilyen módon, akár egyetlen, akár több számmal. A statisztika alapvető feladata az, hogy az adott kérdéssel kapcsolatos információhalmazt – legyen az akármilyen nagy, strukturálatlan, nehezen számszerűsíthető – összefoglalja olyan számokban - és lehetőleg minél kevesebb olyan számban -, amik a kérdés megértését segíthetik. Dolgozatom ebben a statisztikai tradícióban helyezhető el. Véleményem szerint a dolgozatommal szemben támasztható tudományos kritérium nem az, hogy ezek a statisztikák mennyire vannak összhangban a részvénytőke való működésével – bár azt gondolom, hogy igenis lehet azt mondani, hogy a részvényárak egy országban általában emelkedtek vagy csökkentek egy adott időszakban. A megfelelő tudományos kritérium szerintem az, hogy van-e értelme azt feltételezni, hogy az embereknek lehetnek várakozásaik a részvénytőke jövőbeli alakulásával kapcsolatban, ha igen, ezek a várakozások különbözhetnek-e emberek között, és ha erre is igen a válasz, érdekes-e a várakozások közötti különbségek eredetének és következményének a vizsgálata. A dolgozomban igyekeztem megvilágítani, hogy miért gondolom – a közgazdaságtudományi irodalomban nem egyedül -, hogy ezek tudományosan értékes kérdések, és alább röviden megkísérlem megismételni a legfontosabb érveimet.

(2) Úgy vélem, kétféleképpen lehet tudományos jellegű bírálatként értelmezni a második kitélt, amely szerint “ez lényegében mindenkinek a magánügye.” Az első, hogy kutatásom tiszteletben tartja-e az emberek magánügyeit. Ez tudományetikai kérdés, és meg vagyok győződve, hogy teljes mértékben tiszteletben tartom az emberek magánügyeit. Az általam használt adatok természetesen teljes mértékben tisztelik a válaszadók magánszféráját: a válaszadás önkéntes, és a személyes adatokat rendkívül erős adatkorlátok védik.

A bírálat másik lehetősége értelmezése az, hogy a kérdés vizsgálata öncélú vájkálás az emberek fejében, aminek kevés tudomány haszna van. Igyekeztem dolgozatom bevezetőjében bemutatni, hogy miért gondolom a várakozások empirikus vizsgálatát fontos közgazdaságtudományi kérdésnek. Röviden arról van szó, hogy ha meg akarjuk érteni az emberek olyan döntéseit, amiknek a

következményei a jövőben dőlnek el, akkor fontos annak a megértése, hogy az emberek hogyan gondolkodnak a jövőről.

A közgazdaságtudomány fennálló paradigmája alapján azonos körülmények mellett különböző döntéseket eredményezhet, ha a döntéshozók jövővel (illetve kockázatokkal, bizonytalansággal) kapcsolatos preferenciái különböznek, illetve ha eltér a véleményük a jövővel kapcsolatos bizonytalansággal kapcsolatban. A preferenciák és a vélekedések szétválasztása olyan analitikus megközelítés, ami nemcsak a legegyszerűbb “várható hasznosság” paradigmának a sajátja (Savage 1954; Manski, 2004), hanem döntési modellek szélesebb körére is jellemző (Machina, 2008, Gilboa, 2010). Ebben a paradigmában azért lehet érdekes *empirikusan* is felbontani a döntések eltéréseit a preferenciák és a vélekedések különbségeire, mert különböző jellegű tényezők befolyásolhatják őket. Ha például – ahogyan a doktori mű 2. fejezetét adó tanulmányunkban Robert J. Willis-szel érvelünk – a vélekedések közötti különbségek részben arra vezethetők vissza, hogy különböző emberek különböző mértékben fektetnek bele abba, hogy megismerjék a részvények világát, akkor a pénzügyi és közgazdasági műveltség emelését célzó programoknak hatása lehet a várakozásokra, és ezen keresztül a befektetési döntésekre. Azt gondolom, ez tudományos szempontból érdekes kérdés – és ezzel nem vagyok egyedül (lásd például Manski, 2004, vagy Hurd, 2009).

(3) TG itt fogalmazza meg a megközelítésünkkel kapcsolatos legfontosabb érdemi kritikát: könnyen lehet, hogy sokan egyszerűen nem képesek valószínűségekből gondolkodni (TG szerint “az átlag amerikai” sem). Ekkor értéktelenné válhat az egész “várható hasznosság” döntési paradigma. Arról sokat tudunk, hogy ha formalizált matematikai problémaként mutatják be őket, az emberek többségének nehézségei vannak azzal, hogy valószínűségi műveleteket végezzenek. De arról jóval kevesebbet tudunk, hogy ez mennyiben releváns a döntéseikben. A “nem tudják pontosan, de mégis úgy döntenek, mintha nagyjából értenék” megközelítéstől kezdve (Friedman és Savage, 1952 és Savage, 1954) a “hibát hibára halmozva tapogatóznak (Kahneman és Tversky, 1974) megközelítésig széles a skála. A szélesebb kutatási irány, amibe a doktori mű tanulmányai illeszkednek, úgy gondolja, ez valójában empirikus kérdés, amihez hozzájárul annak az elemzése, hogy a valószínűségi kérdésekre az emberek hogyan válaszolnak, és ez hogyan függ össze a viselkedésükkel az számos élet számos területén.

Ahogyan TG jól látja, a doktori mű három dolgozatának egyértelmű kiindulópontja az a feltevés, hogy az emberek vélekedése a bizonytalanságról leírható jól definiált valószínűségekkal, és ha megkérdezzük őket ezekről a valószínűségekről, akkor a válaszaik ezen definiált valószínűségekre zajos méréseinek feleltethetők meg. Nem gondolom, hogy egy elfogadott – sőt, a közgazdaságtudományban domináns – paradigma feltételrendszerének elfogadása tudományos szempontból kifogásolható. Esetünkben véleményem szerint az a releváns kérdés, hogy ilyen kiindulóponttal mennyiben tudjuk megmagyarázni a válaszokban látott mintázatokat a többi egyéni jellemzővel és a befektetési döntésekkel *együttesen*. Azt gondolom, az empirikus eredményeink azt mutatják, hogy nem lehet elvetni ezt a kiindulópontot.

Alternatív magyarázat lehetne a válaszokban látott mintázatokra, hogy azoknak semmilyen információtartalmuk nincs, az emberek – legalábbis „az átlag amerikai” – össze-vissza válaszokat adnak, csak hogy túlessenek a kérdőívnek ezen a számukra terhes és érthetetlen részén. Ez a kiindulópont is teljes mértékben értelmes lenne. Azt gondolom azonban, hogy kevésbé lenne sikeres empirikus szempontból, nehéz ugyanis belátni, hogyan lenne ez összhangban a fő eredményeinkkel. Az első tanulmányban kimutatjuk, hogy a részvénytulajdonosok és mindazok, akiknek érdekében állt megismerni a részvények világát inkább adnak olyan válaszokat a részvényhozam valószínűségi kérdésekre, amelyek közel vannak a múltban tapasztalt valószínűségekhez. Azt is kimutatjuk, hogy az ilyen emberek között kisebb a heterogenitás és a válaszok kisebb bizonytalanságra utalnak. A második tanulmányban azt találjuk, hogy a magasabb valószínűség (és alacsonyabb bizonytalanságot sugalló) válaszok átlagosan együtt járnak a magasabb pénzügyi tudással és a magasabb általános

optimizmussal. A harmadik tanulmányban kimutatjuk, hogy a 2008-ban nyilvánvalóvá vált – először csak pénzügyi – válság hatására megnőtt a válaszok közötti heterogenitás, ráadásul elsősorban azok között, akik inkább követték a részvénypiaci fejleményeket. Ezek az eredmények mind összhangban vannak a mi kiindulópontunkkal. A sikerese alternatív magyarázatnak szintén összhangban kellene velük lennie, és vagy egyszerűbbnek, vagy más szempontból kielégítőbbnek kellene lennie.

2. TARTAMI SZEMPONTBÓL ÉRDEKESEK-E AZ EREMDÉNYEK?

Ezzel kapcsolatban is igen ellentmondó véleményeket kaptam.

FN „plauzibilisnak talált[a] a disszertáció érvelését arról, hogy az emberek tanulnak a pénzügyekről, s ezen belül a tőzsdefolyamatok szochasztikus jellegéről.” Meggyőződése szerint „Kézdí Gábor sikeresen verifikálja a (...) tanulás-elméletet.” Úgy találja viszont, hogy „a szerző túlságosan könnyen vette tudomásul [a fontos személyiségjegyekkel való összefüggések hiányát dokumentáló] eredményt.” Ezen kívül mindhárom tanulmány esetében érdekes és fontos kérdéseket tesz fel, amik az eredmények továbbgondolására ösztönöznek.

MG bírálatában lényegretörő módon bemutatja a legfontosabb tartalmi eredményeimet, és ezekhez annyi tesz hozzá, hogy véleménye szerint a disszertáció „érdekes és színvonalas munka.” (Rengeteg igen értékes módszertani észrevétel mellett.) Azt gondolom, az eredmények szempontjából az a legfontosabb felvetése, hogy nem feltétlenül érdekes az a kérdés, hogy „a historikus adatokból következtetett átlagérték és szórás alapján zámoltt „tényleges” valószínűségeket alul- vagy felülbecsüli-e a minta.”

Értelmezésem alapján TG szerint nem mutatok be érdekes eredményeket: “KG a mondott valószínűségekkal kapcsolatban az általa válaszott modellben megvizsgálja körülbelül tíz demográfiai változó hatását, és többnyire arra az eredményre jut, hogy a gazdagok okosabbak. Ehhez prejudikál egy helyesnek mondott válszt, az attól való eltérést a hozzá nem értésnek tekinti.” “KG megvizsgálja a 2008-as válság hatását is, és azt tapasztalja, hogy a válság hatására változott-e az emberek véleménye. Arról nem beszél, hogy maga a kérdezett mennyiség a válság hatására változott-e.”

TG-vel ellentétben azt gondolom, hogy az eredmények újak és érdekesek. Nem egyszerűen arról van szó, hogy “a gazdagok okosabbak.” Az első tanulmány olyan mechanizmusokra világít rá, amelyeket a háztarások pénzügyei esetén még nem vizsgáltak (ahogyan FN helyesen rámutat, “a human tőke fogalom ezen területre való alkalmazásával van dolgunk”). A második tanulmány szerintem meglepő eredményeket is hozott (nincs kimutatható összefüggés a tőzsdepiaci várakozások és a fontos személyiségjegyek között, kivéve a kognitív képességeket előrejelző “nyitottságot” és az általános optimizmust). Az pedig, hogy a 2008-as válság mit hozott az emberek tőzsdepiaci várakozásaiban, nem tudtuk elemzésünk előtt.

MG-nek a felvetésére az a válaszom, hogy véleményem szerint érdekes kérdés az, hogy az emberek várakozásai hogyan viszonyulnak a múltbeli tényekhez. Nem azért, mintha nyilvánvalóan stacionárius világban élnénk, és ezért a historikus statisztikák mutatják a helyes várakozásokat. De más támpontok híján valószínűleg ezek adják a legjobb kiindulópontot a várakozásokhoz, és ehhez adódhatnak egyéni vélemény-különbségek (pl. az optimista attitűdök miatt). Az első tanulmányomban a historikus statisztikákhoz való viszonyításnak az a lényege, hogy az empirikus tanulás csak a múltra támaszkodhat, ezért a tanulás eredményét az ezekhez való közeledésben tudjuk megfogni.

FN-nak természetesen igaza van abban, hogy az eredményeket tovább lehetett volna, tovább kellene gondolni. Ebből a szempontból a tanulmányok szűkebb céllal íródtak. A további “miérték” megértéséhez szerintem is sok muníciót szolgáltatnak az eredmények, és ezek további kutatása

természetesen szerepel a terveim között. FN-nel egyetértek abban is, hogy a személyiségjegyekkel kapcsolatos null eredmények megértése különösen fontos lenne. Remélhetőleg hozzásegíthet ehhez az, hogy az HRS azóta nagyobb mintán is lekérdezte az ezeket mérő kérdéseket. Amint az adatok hozzáférhetővé válnak, újra elvégzem az elemzést, és a több adat mellett talán precízebb és részletesebb eredményeket kapok, például a különböző személyiségjegyek kombinációinak a vizsgálatával.

3. MENNYIBEN HATÁROZZÁK MEG A DOLGOZAT FŐ KÖVETKEZTETÉSEIT A STRUKTURÁLIS ÖKONOMETRIAI MODELL FELTEVÉSEI, ÉS EZEK A FELTEVÉSEK MENNYIBEN HELYTÁLLÓK?

Ezt a kérdést a mindhárom bíráló felveti. Nem véletlenül: a strukturális statisztikai modellezés létjogosultsága általános szempontból is fontos kérdés, és a dolgozat értékelésének is fontos szempontja lehet. Mint azt a dolgozat bevezető fejezetében részletesen leírtam, a három tanulmány gyakorlatilag azonos strukturális ökonometriai modellt használ. Ennek legfontosabb elemei

(1) A részvényhozamok eloszlása lognormális (ami megközelítőleg normális eloszlást implikál a százalékos kifejezett hozamokban).

(2) A kérdőív két valószínűségi kérdésére adott válaszai (nőnek-e a részvényárak egy éven belül, illetve nőnek-e 10%-nál jobban) ezen eloszlás-feltevés mellett elvileg identifikálják minden válaszadó szubjektív várható értékét (μ) és szórását (σ).

(3) A megfigyelt válaszokból ez mégsem tehető meg egyszerűen, mert azok „zajosak.” A zaj struktúrája kétlépcsős: egy kétváltozós additív komponens (a két valószínűségi kérdésre adott válaszhoz), valamint egy kerekítés (ami miatt a válaszok intervalluma értelmezhető csak).

FN: „Világos, hogy ezen feltevés [a tőzsdei százalékos hozamok iid normális eloszlása] érvényességén áll, vagy bukik a disszertáció valamennyi eredménye, hiszen csak ebben az esetben feltételezhetjük, hogy az egyének várakozásait teljes mértékben meghatározza a hozamok átlagára és szórására vonatkozó várakozása.”

MG: „Egyetértek azaz, hogy a szerző zajjal terhelt normális eloszlást feltételezve kíván ezekből az adatokból az átlagos „várakozásra”, illetve annak szórására következtetni. Nem azért értek egyet, mintha meg lennék győződve arról, hogy ténylegesen normális eloszlást követ a mennyiség, hanem „jobb híján,” mintegy első lépésként.”

TG: „KG feltételezi, hogy az átlag amerikai azt hiszi, hogy a részvényárfolyam logaritmus normális eloszlású...” „KG azon az alapon, hogy az eredeti eloszlásnak lognormálisnak kell lennie, a tapasztalt eltérést zajnak tekinti, ami teljesen elfogadhatatlan, különösen úgy, hogy ennek a „zaj”-nak az eloszlását egyáltalán nem vizsgálja.” „Mindent, ami nem fér bele az elképzeléseibe, azt továbbra is zajnak tekint...” „Egy ilyen esetben az úgynevezett nem paraméteres módszereket érdemesebb használni, ezekben nincs szükség eloszlásra.”

Teljes mértékben osztom a bírálók aggodalmát azzal kapcsolatban, hogy a strukturális statisztikai modell feltevései erősek, és ilyen erős feltevéseken alapuló statisztikai modelleknél alapvető probléma lehet, hogy a következtetések érvényüket veszítik, ha a modell mögötti feltevések nem állják meg a helyüket.

Éppen ezért mindhárom fejezetben azzal kezdem az empirikus elemzést, hogy bemutatom, a legfontosabb következtetések mindenféle struktúra nélkül is megállják a helyüket. A 2. fejezetben a 32-36. oldalon bemutatom, hogy a valószínűségi kérdésekre adott válaszok mintázata összhangban áll

azzal, hogy a várakozások mögött tanulás áll: a historikus átlaghoz átlagosan jóval közelebb állnak a valószínűségi kérdésekre adott válaszai azoknak, akiknek inkább állt érdekükben tanulni – és ugyanez igaz azokra is, akiknek a megtakarításaiban vannak részvénytőkei eszközök. A 3. fejezetben 64-66. oldalon bemutatom, hogy a valószínűségi kérdésekre adott válaszok mintázata összhangban áll azzal, hogy a várakozások erősen összefüggnek a pénzügyi tudással; a 71-73. oldalon bemutatom, hogy ezek a mintázatok nem nagyon függenek össze a pszichológiai személyiségjegyeket mérő skálákkal; a 76-77. oldalon pedig bemutatom, hogy a mintázatok szoros összefüggésben állnak az általános optimizmus mérhető skálájával. A 95-96. oldalon pedig szerzőtársaimmal bemutatom, hogy a valószínűségi kérdésekre adott válaszok időbeli mintázata összhangban áll azzal, hogy a 2008. szeptemberi tőzsdekrach után nagymértékben megnőtt a várakozások bizonytalansága és emberek közötti heterogenitása is.

Mindezt azért teszem, mert be szeretném mutatni, hogy az egyes tanulmányok konkrét tudományos kérdéseire adott válaszai nem függenek a későbbi strukturális „hókus-pókuszról.” Ezért, úgy gondolom, nincs teljesen igaza FN-nek, amikor azt írja, a feltevések „érvényességén áll, vagy bukik a disszertáció valamennyi eredménye.” Amennyiben arra gondolt, vajon a tartalmi következtetések strukturális becslés nélkül is megállják-e a helyüket, igazat adok TG-nek, aki nem-paraméteres elemzést kér rajtam számon. A jó hír az, hogy ezt az elemzést lényegében elvégeztem minden egyes esetben.

A strukturális becslési modelleknek két hozzáadott értéke van ezekhez. Megvizsgálják, hogy erős – de nem hajuknál fogva előrangot – feltevések esetén is megállják-e a helyüket a dolgozatok fő következtetései. Ezen túl pedig közgazdaságilag megfoghatóbb dimenziót adnak a várakozások emberek közötti heterogenitásának.

Valószínűleg nem fektettem elég hangsúlyt arra, hogy ha strukturális modellt akarunk becsülni, akkor óhatatlanul feltevésekkel kell élnünk. Ha csak két pontot figyelünk meg egy eloszlásfüggvényből (mint esetünkben, a két valószínűséget), akkor csak akkor juthatunk el az átlaghoz és a szóráshoz, ha feltesszük az eloszlás teljes formáját. Dolgozatomban én a százalékos hozamok normális eloszlását tettem fel (de az utolsó fejezetben vizsgáltunk különböző szabadságfokú t eloszlásokat is). Részben – mint MG írja – „jobb híján.” Részben pedig azért, mert a historikus éves százalékos hozamok eloszlását igen jól közelíti iid normális (11. oldal).

Ebben az értelemben nem tudom értelmezni TG kifogását, amikor nem-paraméteres modellt kér rajtam számon: ha következtetni akarunk szubjektív átlagra és szórásra mint az egyén várakozások közgazdasági szempontból könnyen értelmezhető mutatóira, akkor nem úszhatjuk meg az eloszlás-feltevéseket. Ha nem akarunk következtetni ilyen mutatókra, akkor a nem-paraméteres elemzés azt jelenti, hogy magukat a kérdőívre adott válaszokat kell elemezni, átalakítás nélkül – ezt pedig, mint fent kifejtettem, mindhárom tanulmány esetén megtettem.

Valószínűleg azt sem emeltem ki eléggé, hogy a strukturális modell feltevéseinek egy része nem tesztelhető, és az elemzési könnyebbség vezérelte (pl. normális eloszlás a zaj komponensekben), más részét azonban úgy alakítottuk ki, hogy összhangban legyen megfigyelhető mintázatokkal. Erős evidencia van arra, hogy a válaszokban nagy a zaj (teszt-reteszt evidencia, kerek válaszok), és az adatok azzal is összhangban vannak, hogy ez a zaj nagymértékben függetlennek tekinthető (12-13.o., 31-32.o., 52-55.o., 90-91.o., függelék A2.5-A2.11. és B1. táblák és A2.5. ábra). A legfontosabb szerintem az, hogy modellem valószínűleg a lehető legegyszerűbb statisztikai modell, ami le tudja írni mindazokat a mintázatot, amiket az adatokban látunk. Az egyszerűség pedig tudományos érték.

Ha TG-nek igaza lenne abban, hogy „azon az alapon, hogy az eredeti eloszlásnak lognormálisnak kell lennie, a tapasztalt eltérést zajnak” tekintem (kiemelés tőlem), egyetérthetnénk azzal a következtetéssel, hogy ez „teljesen elfogadhatatlan.” A fentiekben azt igyekeztem bemutatni, hogy nem azon az alapon tekintem zajosnak a válaszokat, hanem a megfigyelhető mintázatok miatt.

Tudományos szempontból valószínűleg védhető az az álláspont, ami elvet minden olyan statisztikai modellezést, ami a megfigyelhető adatokkal teljes mértékben igazolható feltevéseken túl is feltesz ezt-azt eloszlásokról, függvényformákról stb. Ez a modern empirikus közgazdaságtudomány nagy részét kidobná az ablakon (közte olyan eredményekkel, mint a fogyasztást vizsgáló „Tobit” modelleket, amiért James Tobin kapott Nobel díjat 1981-ben, a mintaszelekciót modellező „Heckit” megközelítést, amiért James Heckman kapott Nobel díjat 2000-ben, vagy a multinomiális döntési modelleket, amiért Daniel McFadden kapott Nobel díjat ugyancsak 2000-ben – utóbbi kettőről lásd magyarul Kézdi, 2005a és 2005b). Ettől még természetesen lehet létjogosultsága a szkepszisnek – nem egy közgazdász szimpatizál a szkeptikus állásponttal, bár kevesen teszik ezt publikusan (a kivételekről lásd Angrist és Pischke, 2010 és DiNardo és Lee, 2010). Én magam is gyakran fogalmazok meg ilyen kételyeket strukturális becslésekkel kapcsolatban. Pont ezért tartottam fontosnak bemutatni mindhárom tanulmányomban, hogy a legfontosabb tartalmi eredmények egyáltalán nem függenek ezektől a feltevésektől – azok egyszerű, struktúra nélküli, „leíró” statisztikai módszerekkel is kimutathatók.

Azt gondolom azonban, hogy a strukturális eredmények hasznos további információt adnak a leíró eredményeimhez képest, ezért érdemes volt elvégezni őket. Könnyen elfogadom azonban, ha az olvasó túlságosan spekulatívnak tartja őket. Ekkor viszont az olvasónak értelmeznie kell a leíró eredményeket, ahelyett hogy a tanulmányokat teljes egészben elvetné.

4. MENNYIBEN RESTRIKTÍV AZ EMBEREK KÖZÖTTI NEM MEGFIGYELHETŐ HETEROGENITÁS MODELLEZÉSE?

A strukturális statisztikai modell inherens módon nem tesztelhető feltevése az emberek közötti nem megfigyelt heterogenitás modellezése. Modellemben ezt a következőképpen tettem meg:

Az egyének szubjektív várakozását az átlagos százalékos hozamra normálisnak tettem fel – a megfigyelhető ismérveikre kondicionált várható értékkel ($u_{\mu} \sim N(0, V(u_{\mu}))$). Várakozásaikat a százalékos hozam szórására két pontos eloszlásnak tételeztem fel – ismét a megfigyelhető ismérveikre kondicionált várható értékkel ($\sigma = \sigma_{\text{low}}$ vagy σ_{high}). E két pont közül az egyik a historikus szórás, a másikat identifikálja a likelihood függvény, mint ahogyan azt is, hogy mi a valószínűsége az egyik pontnak a megfigyelhető ismérvek függvényében.

MG: “Nem érzi-e a szerző úgy, hogy ezzel a választással [azzal, hogy az egyik pontot lecövekelem a historikus adatnál] automatikus torzítást visz az ennek alapján számolt becslésbe?” “A 153. oldal A4.7 táblázat lábjegyzete szerint itt a szórásra vonatkozó a priori eloszlás alacsonyabb értéke is becsült. Hogyan történt ez a becslés? [...] feltűnő, hogy a becsült szórások értékei jelentősen különböznek egymástól.”

TG: „A 15. oldalon az a teljesen indokolatlan feltevés bukkan fel, hogy a szórás eloszlása két pontra koncentrált, ami azt jelentené, hogy a vizsgálatba bevont emberek két jól meghatározható csoportra bonthatók.”

A két-pontú becslés jóval kevésbé restriktív, mint aminek tűnik (lásd például a 7. lábjegyzetet a doktori mű 15. oldalán, valamint az ott hivatkozott Heckman és Singer [1984] cikket). Amennyiben egyszerre becsüljük a két pont közül az egyiket és a valószínűséget, a sokasági várható értéket, és – ami esetünkben még fontosabb – kondicionált becslés esetén a kondicionáló változók szerinti feltételes várható értékeket megfelelő módon tudjuk becsülni. Intuitív szempontból a modell fontos eleme az, hogy ezek a becslések nem azt mondják, hogy csak kétféle ember van. Összhangban az ilyen jellegű becslésekkel, mind μ , mind σ strukturális becslési modelljeit, arra használom, hogy minden egyes emberre megbecsüljek egy egyéni szubjektív átlagot ($\tilde{\mu}_i$) és egy egyéni szubjektív

szórás (σ_i) – a jelölésekben a hullám a szubjektív, egyénekre jellemző mennyiséget szimbolizálja. Ez intuitívan azt jelenti, hogy veszem az egyének válaszait a részvényhozamok emelkedési valószínűségére adott két kérdésre, és a strukturális modell segítségével „átforgatom” ezekre a statisztikákra. Ez az „átforgatás” becslést jelent: megmutatja, hogy az adatok – és a strukturális modellfeltevések alapján – mi a legjobb becslésünk az adott egyénnek a hozam átlagával (μ), illetve szórásával (σ) kapcsolatos vélekedésére (az eljárás logikája gyakorlatilag azonos Kimball, Sahm and Shapiro [2008] eljárásának a logikájával). Ennek a végeredménye a szórás tekintetében egyáltalán nem az, hogy az emberek két csoportra oszlanak: minden egyes ember a magas σ és az alacsony σ érték között helyezkedik el, aszerint, hogy megfigyelhetők ismérveik alapján az ő σ_i -je milyen valószínűséggel alacsony. Ez választ ad TG aggályaira.

Önmagában azonban nem ad választ MG kérdéseire. Az általam alkalmazott strukturális modell rengeteg egyszerűsítést alkalmaz, és – mint írtam – valószínűleg a lehető legegyszerűbb statisztikai modell, ami le tudja írni mindazokat a mintázatokat, amiket az adatokban látunk. Így is elég bonyolult azonban ahhoz, hogy analitikus módon át lehessen látni az egyes feltevések következményeit. Ezért szokás robusztusság-vizsgálatokat végezni, amik azt vizsgálják, vajon egyes feltevések fellazításával, illetve megváltoztatásával mennyiben változnak a legfontosabb eredmények. Amint MG észrevételezi, az A4.6-4.8. táblázatok pont azt a kérdést vizsgálják, hogy mi történik, ha σ_{low} rögzítése helyett megbecsüljük azt. Bár a becslés konvergál, azt találjuk, hogy σ becslése nem informatív ily módon, mivel gyakorlatilag nem becsl heterogenitást az emberek között (A4.7. táblázat). Valószínűleg arról van szó, hogy önmagában nem identifikált a két pont és az egyikük valószínűsége, és csak a likelihood függvény egyéb feltevései identifikálják azt – nagyon gyengén. MG-nek igaza van abban, hogy egy ilyen horderejű problémát nem lehet egyszerűen elengedni. σ identifikációját alaposabban körül kell járni.

Sajnos σ identifikációja amúgy is nagyon gyenge az első tanulmányban. Ez azt jelenti, hogy nehéz az emberek között különbséget tenni abban, hogy vajon milyen σ -juk lehet. Ennek egyik oka lehet az, hogy a két valószínűségi kérdés (emelkednek-e az árak egyáltalán, és emelkednek-e jobban, mint 10%) túl közeli pontokat kérdezett, ami a nagy bizonytalanság, zaj és a válaszok kerekítései miatt kevés információt tartalmaznak.

Ez vezetett ahhoz, hogy a - szerzőtárasimmal együtt tett javaslataink hatására – 2012-től a HRS a 10 helyett a 20 százalékos küszöbértékre kérdez rá. Azt várjuk ettől, hogy az σ identifikációja erősebb lesz. A p0 és a p10 kérdésekre azonos választ adott az emberek 45 százaléka, a p0 és p20 kérdésre 30 százaléka. Modellünkben az ilyen egyenlő válaszok egy felfelé nyitott σ itnervallummal konzisztensek, ezért nehezítik az identifikációt. Értelmezési keretünkben az egyenlő válaszok mögött a nagyfokú bizonytalanság mellett a kerekítések is közrejátszanak. A távolabbi pontok esetében a kerekítés miatti egyenlőség esélye kisebb azonos bizonytalansági szint miatt. Emiatt gondoljuk azt, hogy ez a kérdés segíthet σ identifikációjában (ez egyben válasz MG idevonatkozó kérdésére a következő pontban).

5. MENNYIBEN MEGALAPOZOTTAK A „ZAJ” MODELLEZÉSÉNEK EGYES RÉSZLETEI?

Ez az előző két kérdés részének is tekinthető, érdemes azonban külön pontot szánni neki.

A 3. részben röviden mutattam be a modell alapjait. Hogy megértsük a zaj modellezésével kapcsolatos kritikákat és az azokra adott válaszaimat, részlegesebben kell bemutatnom a modellt. Íme:

(1) Az embereknek a részvényárak jövőbeli alakulásával kapcsolatos vélekedéseit leírhatjuk egyetlen valószínűségi változó jól definiált eloszlásával (R^*). Ezekhez kapcsolódóan definiálhatók az alábbi valószínűségek: $p^*x = \Pr(R^* > x)$.

(2) Amikor azonban a HRS felteszi a részvényárakkal kapcsolatos valószínűségi kérdéseket (nullánál nagyobb emelkedés - p_0 -, valamint 10 százaléknál nagyobb emelkedés - p_{10}), nem az ehhez tartozó valószínűségek alapján válaszolnak (tehát nem p^*0 -t és p^*10 -et kapjuk válaszként), hanem ezeknek zajos változatát. A zajt két lépésben modellezem.

(3) Először is, az emberek survey szituációban nem gondolják úgy végig a dolgokat, mint amikor pénzügyeiket intézik. A döntéseik szempontjából releváns R^* helyett ezért egy zajos R -re építik a válaszaikat. A zaj – R^* és R eltérése – minden egyes kérdéskor más valószínűségi változó (v_0 és v_{10}). v_0 és v_{10} együttes eloszlása normális. Az eloszlásfeltevés természetesen nem támasztható alá empirikusan – nem azért, mert ellentétben áll a megfigyelt adatokkal, hanem mert a megfigyelt adatok alapján önmagában nem tesztelhető (csak a válaszok együttes eloszlása mérhető, amit nemcsak a zaj eloszlása, hanem a válaszok háttérében álló vélekedések emberek közötti eloszlása, valamint a kerekítések is meghatároznak). Ez nyilvánvaló hiányossága a modellnek. A modellnek erőssége azonban az, hogy a kovariancia mátrixra kalibrált értékek egyáltalán nem légből kapottak. A varianciát külön becsülöm a 2002-es HRS kicsi almintáján, ahol ugyanazoktól az emberektől kétszer is megkérdezték p_0 -t és p_{10} -t, az eredeti kérdés után kb. 20 perccel. Ez egy klasszikus teszt-reteszt szituáció, és azt figyeljük meg, hogy a válaszok között nagy eltérések vannak (a p_0 válaszok kevesebb, mint 30 százaléka ugyanaz), de gyakorlatilag azonos a keresztmetszeti eloszlásuk. Ezt teljes mértékben konzisztens az egyszerű nulla várható értékű additív zaj feltevésével. (Ráadásul az eltérések nem mutattak erős összefüggést semmilyen egyéni ismérvvvel, így feltettük, hogy a zaj variancia mindenkinél azonos.) v_0 és v_{10} korrelációját pedig az identifikálja, hogy az így kalibrált valószínűségű együttes normális eloszlású valószínűségi változóknak a mintában megfigyelt hányadával egyező arányban figyelhetjük meg, hogy $p_0 < p_{10}$ úgy, hogy $p^*0 > p^*10$ (a zajmentes valószínűségek esetén a tágabb halmaz valószínűsége nagyobb, mint az általa tartalmazott részhalmaz valószínűsége, de a zajos válaszok egy részénél ezt megfordítva látjuk).

(4) Mint az előző pont végén írtam, 2010-től kezdve az HRS a 10 százalékos emelkedés helyett 20 százalékos emelkedés valószínűségére kérdez rá (p_{10} helyett p_{20}). Erre azonban sajnos nem áll rendelkezésre a 2002-es kicsi almintához hasonló teszt-reteszt evidencia. A második tanulmányomban a 2010-es adatokat használom. Mind a varianciára, mint a korrelációra ugyanazt a feltevést tettem, mint a 2002-es p_0 és p_{10} adatok esetén.

(5) 2010-től kezdve ráadásul egy újabb kérdést is feltesz a HRS, annak a valószínűségét, hogy a részvényárak 20 százalékkal vagy nagyobb mértékben csökkennek. Erre sem áll rendelkezésre megfelelő teszt-reteszt evidencia. A 2012-es adatokat használó második tanulmányban az erre a kérdésre adott válaszokat nem használtam.

(6) A harmadik tanulmányban a 2008-as HRS kérdéseit használtuk, ahol a p_0 -t követő második valószínűségi kérdés különbözött random módon: 10, 20, 30 és 40 százalékos vagy annál magasabb emelkedésre, illetve 10, 20, 30 és 40 százalékos vagy annál nagyobb csökkenésre kérdezett rá. Ebben a tanulmányban is a 2002-es adatokból kalibrált zaj momentumokat használtuk.

(7) A zaj modell második lépse az a feltevés, hogy a zajos valószínűségi változóhoz kapcsolódó megfelelő valószínűség helyett annak kerekített értékét válaszolják az emberek a HRS kérdésére. A kerekítésre igen erős az evidencia: a válaszok csaknem 90 százaléka 10 százalékra kerekített érték. A kerekítést a lehető legegyszerűbb módon, mindenféle viselkedési modell nélkül kezelem: ha látok egy választ, ami a 10-re kerekített érték vagy e kerekített érték körül van, akkor azt feltételezem, hogy kerekítés nélkül az a kerekített érték ± 5 százalékpontos környezetében lenne. A kerekítés valószínűsége vagy a kerekítés mértéke elvileg heterogén lehet a válaszadók között (Manski és Molinari, 2009 tanulmánya ilyen feltevést tesz), de az én adataimban erre nincs erős evidencia, és ezért nem láttam célszerűnek ebbe az irányba tovább bonyolítani a modellt.

Az ehhez kapcsolódó vélemények a következők.

TG: A válaszok között „a 0 és 1 megmarad, ami eleve nem egyeztethető össze azzal a feltevessel, hogy hozam változása [sic] lognormális. De KG azon az alapon, hogy az eredeti eloszlásnak lognormálisnak kell lennie, a tapasztalt eltérést zajnak tekinti [...]”

Természetesen a kerekítés lehetősége miatt a megfigyelt 0% és 100% válaszok is összeegyeztethetők a százalékos hozamok folytonos (pl. normális) eloszlásával. Úgy vélem, TG elhamarkodottan ítél, amikor mindent – tehát a kerekítést is – az én légből kapott konstrukciónak tartja, noha a kerekítés tényére igen erős bizonyítékok vannak.

MG ezzel szemben pontosan arra a problémára kérdez rá, amit a (4)-(6) pontokban fent leírtam.

MG: „A 2010. évi HRS megváltoztatta a tőzsdeindex változásával kapcsolatos várakozásra megfogalmazott kérdést. Lehet-e tudni, hogy mi az okat annak, hogy a 10%-os növekedés helyett a 20%-os növekedésre kérdezett rá? Továbbá azt, hogy kiegészítette még a 20%-os csökkenésre vonatkozó kérdéssel?”

(Erre a kérdésre válaszoltam az előző pont végén.)

MG: A szerző megjegyzi, hogy „a 2010-es adatok is összhangban vannak azzal a feltételezéssel, hogy a megfigyelések zajosak, és hogy az abból adódó hibák véletlenszerűek. Számomra nem meggyőző, hogy a globális számokra hogyan lehet erre következtetni.”

Ugyancsak MG, a 2010-es elemzésről: „számomra nem meggyőző a szerző azon állítása, miszerint a növekedésre való valószínűségek esetén a korábbi felmérésből adódó kovarianciát használja, és a csökkenési adatokon nem veszi figyelembe.”

Ezek az aggályok teljesen jogosak. Azért, hogy a 20%-os emelkedés, illetve a 20%-os csökkenés valószínűségére adott válaszok zaj-tartalmát is vizsgálni tudjuk, sikerült a 2014. évi HRS felmérésbe a 2002. évihez hasonló módon teszt-reteszt modult tennünk. Az adatok 2015. elején várhatók. Az elemzéseket újra el szeretném végezni azután, hogy megfelelő alapossággal megvizsgáltam, az adatok milyen zaj-eloszlásbeli feltevésekkel konzisztensek. Ha erre szükség van, akkor az új adatok alapján módosított modellt fogok kialakítani. Reményeim szerint – megfelelő modell-keretben – a kiegészítő, 20%-os vagy nagyobb mértékű csökkenés valószínűségére adott válaszokkal együtt pontosabban és nagyobb érvényességgel tudom majd jellemezni a várakozások egyének közötti heterogenitását.

6. A HÁROM TANULMÁNYBÓL KETTŐ NEM JELENT MEG LEKTORÁLT FOLYÓIRATBAN

Ezt a kérdést TG feszegeti csak, ő is explicit konklúzió nélkül. Az az érzésem, azonban, hogy ezt bizonyítéknak tartja arra, hogy a doktori mű tudományos értéke alacsony. A publikálatlanság tényét megállapító mondatát követi ugyanis az a javaslata, hogy ne legyen nyilvános vita, mivel „az értekezés nem éri el az MTA doktori fokozatához szükséges szintet”.

Az első két tanulmányt is többször előadtam konferenciákon, és számos visszajelzést kaptam. A tartalmi kérdést a legtöbben rendkívül érdekesnek találták (az *Econometrica* folyóirat egyik volt szerkesztője például így írt: „A legfontosabb, és ha belegondolunk egyáltalán nem triviális kérdés az, hogy hogyan lehetséges, hogy különböző emberek ugyanazt a potenciális információhalmazt látva mégis különböző várakozásokat alakítanak ki a részvényhozamokról. Ennek a heterogenitásnak a dokumntálása és megértése közgazdasági szempontból fontos.”) Michael Hurd (2009) irodalomösszefoglaló cikkében szó szerint is idéz Robert J. Willis-szel közösen írt tanulmányunk egy korábbi változatából, aláhúzva, hogy az eredményeink segítenek annak megértésében, hogy különböző emberek miért tartják nagyon különböző pénzügyi eszközökben a megtakarításukat.

A strukturális becsléssel kapcsolatban azonban nagyon hasonló kritikákat kaptam, mint amiket a 4. és 5. pontban tárgyaltam (σ identifikációja gyenge, és a zaj modellezése mögötti feltevéseket újra validálni kell). Mint ott tárgyaltam, szerencsére új adatok várhatók a HRS 2014-es hullámából, ami segíthet ezekben. Javaslatomra úgy döntöttünk társszerzőmmel, hogy ahelyett, hogy ebben a formában próbálnánk publikálni a tanulmányokat, megvárjuk az új adatokat, amik alapján megkíséreljük megnyugtatóbban kezelni a problémákat. Az adatok 2015 elején lesznek legkorábban elérhetők. Amint hozzáférünk az adatokhoz, teljes erővel folytatjuk a munkát, és reméljük, még az év során el tudjuk küldeni publikálásra a dolgozatokat.

Nem vagyok biztos benne, hogy az MTA Doktori művel kapcsolatban ebből a szempontból mik az implicit elvárások. Formai elvárásokról nem tudok. Azért döntöttem úgy, hogy ezeket a tanulmányokat fűzöm az MTA doktori pályázatomba, mert tudományos munkásságomból ezeket gondolom a leginkább úttörő munkáknak. Tudtam, hogy kockázatos dolog műhelytanulmányokkal pályázni, reménykedtem azonban abban, hogy tanulmányaimmal értékes tudományos vitát tudok generálni. Az opponensi vélemények sokszínűsége és általában igen magas színvonala alapján azt hiszem, ez sikerült, ami nagy örömömre szolgál. Remélem, a vitát magas színvonalon a szóbeli védésen is folytatni tudjuk.

7. EGYÉB ÉSZREVÉTELEK

1. fejezet

MG: „hiányoltam egy olyan ábrát, amely pl. tartalmazza azt, hogy milyen p_0 és p_{10} párok vezetnek ugyanazokra a μ , illetve σ értékekre.”

A százalékos változások normális eloszlásának feltevése mellett két valószínűség, valamint μ és σ között kölcsönösen egyértelmű kapcsolat van, mivel $p_x = Pr(R > x) = \Phi\left(\frac{\mu-x}{\sigma}\right)$, ahol Φ a standard normál c.d.f., ami szigorúan monoton.

2. fejezet

MG: A maximum likelihood elnevezés „nem teljesen pontos, hiszen a σ_v és ρ_v mennyiségek becslése már nem MLE módszerrel történik.”

Köszönöm az észrevételt, ami teljesen jogos. Pongyola az MLE elnevezés. Szerencsésebb a kondicionált MLE elnevezés, amennyiben az kondicionálva van a kívülről kalibrált paraméterek értékére (és egyébként a megfigyelt magyarázó változókra is).

MG: A $V(u_\mu)$ „becslésére alkalmazott módszert nem találtam...” A maximum likelihood procedúra becsüli a változó szórását. Lemarad azonban az A4.1 táblázat alja a 149. oldalon. Elnézést. Íme:

	E[μ]	P[sig=low] probit coeff	E[μ]	P[sig=low] probit coeff	E[μ]	P[sig=low] probit coeff
Log lifetime earnings			0.005 [0.009]	-0.055 [0.048]	0.003 [0.010]	-0.053 [0.058]
Education (years)			-0.046 [0.021]*	-0.309 [0.262]	-0.042 [0.021]*	-0.294 [0.291]
Cognitive score			0.003 [0.018]	-0.019 [0.179]	0.005 [0.018]	-0.009 [0.197]
DB pension plan			0.01 [0.004]*	-0.01 [0.032]	0.005 [0.004]	-0.009 [0.035]
DC pension plan			0.02 [0.014]	-0.121 [0.101]	0.017 [0.014]	-0.112 [0.118]
Financial respondent			0.036 [0.020]	0.073 [0.193]	0.035 [0.020]	0.057 [0.207]
Log risk tolerance			0.088 [0.027]**	0.137 [0.239]	0.087 [0.026]**	0.11 [0.276]
Single female			-0.158 [0.033]**	-0.763 [0.234]**	-0.145 [0.034]**	-0.833 [0.257]**
Single male			-0.076 [0.030]*	-0.28 [0.238]	-0.061 [0.029]*	-0.361 [0.268]
Female in couple			-0.108 [0.028]**	-0.715 [0.235]**	-0.112 [0.031]**	-0.798 [0.305]**
Age			0.003 [0.004]	0.079 [0.039]*	0.002 [0.004]	0.072 [0.045]
Black			-0.072 [0.034]*	-0.184 [0.269]	-0.041 [0.032]	-0.174 [0.267]
Hispanic			0 [0.039]	0.029 [0.297]	0.021 [0.039]	0.036 [0.331]
Father professional			0.028 [0.021]	0.202 [0.189]	0.018 [0.020]	0.166 [0.217]
Missing lifetime earnings			0.015 [0.020]	0.519 [0.170]**	0.005 [0.021]	0.558 [0.189]**
Missing risk tolerance			0.023 [0.022]	0.32 [0.212]	0.018 [0.021]	0.314 [0.235]
Missing father occupation			0.005 [0.025]	0.291 [0.205]	0.006 [0.024]	0.312 [0.222]
Non-positive wealth					-0.008 [0.120]	-0.623 [1.107]
Medium wealth					0.015 [0.025]	-0.396 [0.209]
Hugh wealth					0.068 [0.030]*	-0.061 [0.296]
Zero financial wealth					0.02 [0.040]	0.272 [0.353]
Medium financial wealth					0.024 [0.027]	-0.215 [0.237]
High financial wealth					0.049 [0.031]	-0.138 [0.278]
Sunshine optimism			0.04 [0.016]*		0.038 [0.015]*	
Pessimism in economic outlook			-0.206 [0.041]**		-0.182 [0.038]**	
Depressive symptoms			-0.018 [0.010]		-0.011 [0.009]	
Missing sunshine			-0.034 [0.031]		-0.033 [0.030]	
Missing economic pessimism			-0.038 [0.038]		-0.036 [0.038]	
Fraction fifty answers				-3.724 [1.025]**		
Constant	-0.009 [0.016]	-0.716 [0.061]**	-0.148 [0.281]	-3.871 [2.450]	-0.052 [0.263]	-0.76 [0.189]**
Diff in μ if sig=high	-0.074 [0.031]*		0.015 [0.047]		0.018 [0.057]	
Exp(sig_high - sig_low)	-0.591 [0.168]**		-0.704 [0.169]**		-0.76 [0.189]**	
Sd(u_μ)	-1.625 [0.093]**		-1.687 [0.148]**		-1.716 [0.157]**	
Observations	3324		3323		3323	
Log likelihood	-14667.5		-14579.6		-14556.9	

MG: „A 144. oldal utal az apriori eloszlás szimulációjára. Milyen paraméterekkel történt ez a szimuláció? A globálisan a teljes populációra becsült paraméterekkel vagy részpopulációkra külön becsült paraméterekkel?”

Az egyénekre becsült („prediktált”) ($\tilde{\mu}_i$) és ($\tilde{\sigma}_i$) értékek szimulációs procedúrát igényelnek, amiben a teljes mintára becsült paramétereket használom (amelyek jelentős része kondicionálva van a részpopulációkat jellemző ismérvekre).

MG: A kétértékű σ valószínűségének becslésére adott egyenletről: „Miért lehet feltenni, hogy az $u_{\sigma i}$ változó szórása 1?”

Ez egy probit modell, aminek az a kérdése, hogy a kétértékű esemény közül az egyiknek (itt: alacsony σ) mi a valószínűsége. Ezt a (9) képlet a 15. oldalon egyszerűen fogalmazza meg. A probit modellek másik felírása az úgynevezett „látens változós” modell, amiben az esemény bekövetkezését az határozza meg, hogy az a bizonyos „látens változó” egy küszöbérték (konvenció szerint 0) felett van-e. Mivel ennek a „látens változó” nem figyelhető meg, azt sosem tudjuk, hogy milyen messze van a küszöbértéktől (ezzel lenne összefüggésben szórása), csak azt tudjuk, hogy 0 alatt vagy felett volt-e (megfigyeltük-e az adott eseményt). A 141. oldalon található (73)-(74) képlet ezt a felírást tartalmazza. Ez sajnos nagyon nem szerencsés a mi esetünkben, ahol σ maga sem figyelhető meg, így az az esemény sem, hogy az alacsony-e, tehát maga az esemény is „látens változó.” Így tehát egy „még látensebb” változónak kéne a nulla küszöbérték felett lennie, ami még látensebb változót (73)-ban $\beta x_{\sigma i} + \gamma z_{\sigma i} + u_{\sigma i}$ jelképez. A modellt sokkal szerencsésebben foglalja össze a 15. oldal (9) képlete. A kapcsolódó függelék is ennek megfelelő módon kellett volna megírnom.

MG: „Bár a 146. oldalon szereplő levezetésben a dolgozat kerüli az $E(1/\sigma_i^2)$ becslését, de a közölt levezetés alapján ez is becsülhető. Az így adódó érték mennyire van összhangban a feltételezett két pontra koncentrált eloszlással?”

Ez egy rendkívüli éleslátásra utaló és nagyon értékes felvetés. A 146. oldalon a kerekítés előtti, hipotetikus valószínűségek függvényében identifikálható be $E(1/\sigma_i^2)$. A megfigyelt, nagyrészt kerekített valószínűségi válaszok alapján becsült paraméterek alapján (ha nem kondicionálunk a magyarázó változókra) e momentum értéke 12 körül van. A $E(1/\sigma_i^2)$ becslésére különböző feltevések esetén 15 és 25 közötti értékeket kapunk. Ez nyilván nem tökéletes egyezés, de igen közeli találat. Mint írtam azonban, az igazi kérdés az lesz, hogy p_{20} (és negatív párja) segítségével identifikált szórásból becsült momentumok hogyan viszonyulnak majd az új teszt-reteszt adatok alapján becsült zaj momentumokhoz.

MG: „A kovariáns változók figyelembe vétele alig változtatja meg a becsült σ_v paraméterek értékét, míg a ρ_v jelentősen emgváltozik. Mi lehet ennek a magyarázata?”

Ez egy fontos észrevétel, aminek következményei lehetnek egy bonyolultabb, és valószínűleg realiztikusabb zaj-modellben. A korreláció valóban kb. 30 százalékkal alacsonyabb, amennyiben kontrollálunk a kontroll változókra. A jelenség mögött az áll, hogy a korrelációt identifikáló esemény – a megfigyelések egy részében $p_0 < p_{10}$ – nem teljesen független az egyéni jellemzőktől. Érdekes módon az iskolázottság, életkereset, vagyon vagy a kognitív képességek nem állnak összefüggésben azzal, hogy valaki $p_0 < p_{10}$ választ ad, de a nők és idősebbek kisebb, a latinok nagyobb valószínűséggel válaszolnak így. (Ez abban a regressziós táblázatban látszik, aminek a 139. oldalon kellene lennie, tévedésből azonban helyére más került – lásd a következő pontban.) A zaj korrelációját így érdemes lehet külön kalibrálni különböző nemű, korú és etnikumú válaszadókra. Az első tanulmányban kísérleteztünk ilyennel, de gyakorlatilag azonos eredményeket kaptunk a legfontosabb paraméterekre (ami nem teljesen meglepő, mivel nem a legfontosabb magyarázó változókkal tapasztaljuk az együttmozgást). Az új, p_{20} -at vizsgáló modellben ezt a lehetőséget újra megvizsgáljuk.

MG: „Nem világos számomra a 133. oldalon megadott A2.9 táblázat jelentése.”

Sajnos az rossz táblázat került oda. A helyes táblázat ez:

LHS variable: $p_0 < p_{10}$ (dummy). HRS 2002						
Stockholder dummy	-0.005					
	[0.014]					
Log lifetime earnings	0.009					
	[0.006]					
Education	-0.002					
	[0.003]					
Cognition	-0.007					
	[0.008]					
Single female	-0.019					
	[0.019]					
Single male	-0.032					
	[0.022]					
Female in couple	-0.029					
	[0.017]					
Age	-0.006					
	[0.003]*					
Black	0.035					
	[0.022]					
Hispanic	0.069					
	[0.035]*					
Father manager/professional	-0.003					
	[0.018]					
Log risk tolerance	-0.024					
	[0.021]					
Wealth non-positive	-0.032					
	[0.031]					
Wealth in middle	-0.014					
	[0.021]					
Wealth high	0.002					
	[0.023]					
Fin. wealth zero	-0.005					
	[0.028]					
Fin. wealth in middle	-0.018					
	[0.022]					
Fin. wealth high	-0.016					
	[0.024]					
Dummies for p_0 categories	NO	NO	NO	NO	NO	NO
Observations	3,520	3,520	3,520	3,520	3,519	3,520
R-squared	0.06	0.06	0.06	0.06	0.07	0.06
F-test statistic for shown coeffs					1.56	0.62
p-value					0.141	0.713

Robust standard errors in brackets. * significant at 5%; ** significant at 1%

Mean fill for missing cognition, father's occ, risk tolerance variables; dummies for missing values included

MG az első tanulmány döntésméleti keretét leíró függelékével kapcsolatban észrevételezi, hogy „a tanulási költség 0,012 érték feletti további emelése már nem befolyásolja azt, hogy hogy hányan fektetnek be a tőzsdén. Mi lehet ennek a magyarázata?”

Ez amiatt van, mert a modellben a kiinduló heterogén vélekedések és életkeresetek alapján az emberek egy része – akiknek optimistábbak a kezdeti vélekedései és elég magas életkeresetre számítanak, így úgy vélik, érdemes megtakarítaniuk és annak egy részét részvénybe fektetni fix költségek mellett is – tanulás nélkül is részt vesz a részvényt piacon. Emiatt ha nagyon magasak is a tanulási költségek – és

ezért nagyon kevesen döntenek úgy, hogy aktív módon tanulnak –, ilyen heterogén kezdeti vélekedések mindig lesznek tőzsdei résztvevők, akiknek az arányát extrém magas tanulási költségek esetén csak a kezdeti heterogenitás határozza meg.

3. fejezet

MG: „A teljes mintában sok olyan adat is szerepel, ahol az életkor jelentősen 70 év feletti. Ténylegesen hány százalék ez a rész?”

A teljes mintának közel fele 70 év feletti, ami az HRS fókuszából adódik (50 évesnél idősebb amerikaiak és házastársaik). Az elemzést részben azért korlátoztam le a 70 év alattiakra, hogy a halálozásból fakadó szelekciót és a kognitív képességek romlását ne kelljen figyelembe vennem az elemzésnél, részben pedig azért, mert a pénzügyi tudás és a pénzügyek menedzselésének kérdése 70 évesnél idősebb korban sokaknál valószínűleg másként vetődik fel (kit bízzak meg ügyeim intézésével?)

MG: „a nem változó súlya az openess személyiségjegyen -0.153 , az extroversion személyiségjegyen pedig $+0.087$. Ugyanakkor a két személyiségjegy közötti korreláció erősen pozitív: 0.65 . Mi lehet az oka, hogy ennek ellenére jelentősen különböző, más előjelű súlyt kap a rájuk vonatkozó regresszióban a nem változó?”

A vonatkozó regressziók a többi személyiségjegy mérőszámára (valamint a kognitív mérőszámra, a vagyonra és demográfiai változókra) kontrolláltak, a nem változó paramétere tehát az ezekben azonos férfiak és nők átlagos különbségét mutatja az adott személyiségjegyen. A jelenség tehát nem ellentmondás, hiszen az openess esetében a nemi különbségek azonos extroversion eredményű emberekre értendők, és fordítva, az extroversion esetében kimutatott nemi különbségek azonos openess eredményű emberekre értendők. Az természetesen érdekes, hogy az ilyen módon kondicionált személyiségjegy-különbség egyedül az openess jegy esetében negatív a nők szemszögéből, minden egyéb esetben pozitív. A személyiségpszichológiában nagyobb jártasságra lenne szükségem ahhoz, hogy ezt újszerű eredménynek, általánosan ismert ténynek, esetleg anomáliának tudjam tekinteni.

MG: „Ugyanebben a táblázatban a conscientiousness változóra vonatkozó regresszióban a nempozitív vagyon súlya 0.238 , míg a logaritmusos vagyon súlya 0.022 . A szerző megállapítása szerint a conscientiousness lényeges szerepet játszik a vagyon szempontjából. Kérném ennek részletes kifejtését, hiszen éppen az eladósodottak súlya lényegesen nagyobb.”

A conscientiousness és a vagyon közötti erős pozitív kapcsolat Duckworth és Weir (2010) eredményei alapján várhatjuk. Az én eredményeim ezt alátámasztják annyiban, hogy a log vagyon koefficiense ebben a regresszióban kicsit, de pozitív szignifikáns. A becsült mennyiség azt jelenti, hogy egyéb személyiségjegyekben, kognitív mérőszámukban, iskolázottságukban és demográfiai jellemzőikben azonos egyének közül annak, akinek 10 százalékkal magasabb a vagyona, 0.002 szórás egységgel magasabb az openess mérőszáma. Ez nyilvánvalóan gyenge, de pozitív összefüggés, és valószínűleg jóval erősebb lenne, ha nem kondicionálnánk a demográfiai jellemzőkre (és ha nem lenne zajos a vagyon mérése). Ebből a szempontból valóban meglepőnek tűnhet, hogy az eladósodottak esetében magasabb az átlagos openess mérőszám is a minden egyéb szempontból azonos emberekénél. Az a jelenség, hogy az eladósodottaknak nincsen alacsonyabb pénzügyi tudásszintje vagy a pénzügyi befektetésekhez kevésbé passzoló attitűdje, egyébként az elemzésem több pontján felbukkan (nem szignifikáns pozitív együttható a p_0 egyenletében az A2.13 táblázatban a 138. oldalon, μ egyenletében az A4.1 táblázatban a 149. oldalon). Ez összefüggésben lehet azzal, hogy közöttük magasabb a részvénytulajdon (A2.14 táblázat a 140. oldalon). Ennek értelmezésekor fontos észben

tartani, hogy a minta átlagosan 60 éves, és ebben az életkorban a 2000-es években eladósodottak közül sokan a házukra vettek fel nagyobb jelzáloghitelt, és ezt a hitelt általában családi kiadásokra és/vagy pénzügyi befektetésekre fordították. Könnyen lehet tehát, hogy enek a rétegnek az eladósodottsága tudatos és – legalábbis a 2000-es évek elején – sok szakértő által is jónak gondolt pénzügyi döntés eredménye volt. Ennek a kérdésnek a feltárása nyilvánvalóan érdekes lenne.

MG: A 3. fejezetben használt adatok alapján az átlagos várakozás a tőzsdeindexszel kapcsolatban alacsonyabb, mint a 2. fejezetben használt adatok alapján. Mi ennek az oka?

A 3. fejezet adatai 2010-ből származnak, a 2. fejezet adatai 2002-ből. Bár a 4. fejezetben bemutattuk, hogy a 2008 szeptemberi tőzsdei árzuhanás után rövidtávon megemelkedtek a várakozások (miután 2008 tavasza és ősze között folyamatosan csökkentek), a válság későbbi szakaszában a várakozások csökkentek. 2009 után az emberek tőzsdepiaci várakozásai együttmozogtak a tőzsdeárakkal, ahogyan Hurd és Rohwedder (2012) kimutatja.

MG: „A 75. oldal 3.2. táblázata adatainak értékelésében megjegyzi a szerző, hogy az openess súlya mintegy felére csökken, ha más független változók is megjelennek a regresszió jobboldalán. A Függelék B1.3 táblázatával való összevetés alapján ennek a magyarázatát a nem és a képzettség változók szerepltetésében látja. Ugyanakkor a 3.12 táblázat azt mutatja, hogy a number series score súlya is szignifikánsan jelenik meg ebben a regresszióban. Miért véli a szerző a másik két változót fontosabbnak?”

Azért, mert a B1.3 táblázatban látható módon a number series score nincs szignifikáns összefüggésben az openess score-ral (ha kondicionálunk, többek között, a képzettségre és nemre).

MG: „A 79. oldal 3.16 táblázata alapján a részvénnel nem rendelkező hatások esetén az optimizmus változó súlya a tőzsdeindex változásával kapcsolatos várakozásban lényegesen nagyobb, mint a részvénnel nem rendelkező esetben. (...) Azonban a 3.14 táblázat alapján a részvénytulajdonosok lényegesen magasabb valószínűséget adnak annak, hogy a tőzsdeindex értéke egy év távlatában nőni fog. (...) Mi lehet ennek az eltérésnek a magyarázata?”

Köszönöm az észrevételt, ezt az eredményt valószínűleg ki kellett volna emelnem. Ez a kettősség konzisztens a 2. fejezetben kifejtett elmélettel. Azok között, akik magas életkeresetet várnak, jellemzően tanulnak tanultak a részvények világáról és részvénytulajdonossá válnak, akkor is, ha nem olyan optimisták. Ezért az életpálya derekán a részvénytulajdonosoknak a historikushoz közelebbi várakozásaik vannak, ami esetünkben magasabb részvényhozam-várakozást jelent, és kisebb közöttük a heterogenitás a részvénypiaci várakozásokban (többek között az alptermészetük szerint optimista és nem optimista emberek között is). Ezzel szemben a részvénytulajdonosok között jóval kevesebben vannak olyanok, akik tanultak a részvények világáról, így közöttük nagyobb a heterogenitás a részvénypiaci várakozásokban, így az optimista alaptermészettel való összefüggések erősebbek.

4. fejezet

MG: „A 96. oldal 4.3 táblázatában szerencsétlennek tartom px definiícióját. Ennek értéke $px+$ pozitív x esetén, de $1-px-$ negatív x esetén. Ez utóbbiak értéke mindig nagyobb, mint 0.d, míg előbbieké ezen érték alatt marad. Mi a magyarázata annak, hogy a regresszió konstans tagjának meghatározásában az utóbbi értékek dominálnak?” „Ugyanebben a táblázatban a Px oszlopában szereplő konstans értéke 64.81, a $p0$ oszlopában 45.63, azonban a $px-p0$ oszlopában -24.53. Ellenkező előjelű értéket várnék. Mi a magyarázata az eltérésnek?”

A 2008. évi HRS-ben a második kérdés p_{10} helyett egy, a különböző válaszadókhoz random módon hozzárendelt eltérő küszöbértékű kérdés volt: annak a valószínűsége, hogy a részvényárak legalább x százalékkal nőnek vagy legalább x százalékkal csökkennek, $x=10, 20, 30$ vagy 40 . Ebben a táblázatban minden struktúra nélkül vizsgáljuk meg, hogy hogyan alakulnak a válaszok a 2008. szeptemberi tőzsdekrach előtt és után. A negatív x -eket átforgattuk $100\%-x$ -re, aminek az volt az értelme, hogy minden választ ugyanúgy lehessen értelmezni (egy adott küszöbértéknél magasabb áremelkedés valószínűsége). Azért vontuk egybe a pozitív és negatív x értékekre az elemzést, hogy minél tömörebben mutassuk be a legfontosabb eredményeket (mennyiben mások a várakozások 2008 szeptembere után). A p_x -et tartalmazó baloldali változós regressziókban kontrollálunk x értékére bináris indikátor változókkal, ahol a kihagyott változó a -40 százalék. Emiatt a konstans annak az értékét mutatja be, hogy átlagosan milyen választ adtak az emberek a válság előtt arra a kérdésre, hogy a részvényárak nem fognak 40 százalékkal vagy annál nagyobb mértékben zuhanni. A konstans értéke 65% , ami 35% -os p_{-40} válaszra utal átlagosan. Ez nagyon magas szám, ami részben a sok 50% -os válasznak köszönhető, részben pedig valószínűleg az, hogy a válaszadók információs horgonyként használhatták a kérdést (ha a kérdőív ilyen nagy értékek valószínűségére kérdez rá, biztosan van rá oka, úgyhogy biztos nem elhanyagolható valószínűségű eseményről van szó). Pont ezetknek a tényezőknek a kiküszöbölésére kontrollálunk minden regresszióban a küszöbértékre. Lásd a szöveget 93. oldal alján. Szerencsétlen módon sajnos a szövegben referencia kategóriaként a $+10$ százalékos küszöbérték szerepel, a publikálásra került regressziókban azonban a -40 százalékos küszöbérték volt a referencia.

Az utolsó oszlopban a függő változó definíciója $p_0 + p_x - 100\%$ negatív x esetén, és itt is szerepelnek az x értékére kontrolláló indikátor változók a regresszió jobb oldalán. Így a konstans a $p_0 + p_{-40} + 100\%$ értékét becsüli 2008 szeptembere előtt, aminek az (1) és (2) oszlop konstansa alapján $45\% + 35\% - 100\% = -20\%$ -nak kellene lennie. A tényleges érték -25% . Az eltérés amiatt van, hogy ez a regresszió nem teljesen telített (nincs benne minden lehetséges interakció jobb oldalon), és a válaszok összetétele változott a különböző periódusokban (amit a másik indikátor-változó sorozat mér).

E legutolsó regresszióval azonban van egy konceptuális probléma is: amint MG több megjegyzésében is helyesen rámutatott, ezekben kontrollálni kellene p_0 szintjére, különben a differencia nemcsak a bizonytalanságtól (a szubjektív eloszlás szóródásától), hanem a várakozások szintjétől is függ. Szerencsére ebben a korrekt modellben is igaz az, hogy 2008 október-novemberében nagyobb bizonytalanságot figyelünk meg, mint előtte.

MG: „A 109. oldalon a szerző megállapítja, hogy a becsült hatások robusztusan viselkednek a részvénytőzsi hozamainak szubjektív eloszlására vonatkozó feltevésekkel szemben (lognormális, illetve t eloszlást figyelembe véve.) Ugyanakkor a 18. oldalon így fogalmaz: a log-normális eloszlás esetén az átlagos érték a válság után 16.5 százalékról 72.2 százalékra emelkedett, a globális átlag 21.2 százalék. Ez nyilvánvalóan valószínűtlen. A két megállapítás számomra ellentmondásban van egymással.”

Valóban, ha a százalékos változóssról lognormális eloszlást tételezünk fel, a várakozások várható értékére furcsa eredményt kapunk. (Az alapmodellben a százalékos hozamok eloszlása normálisnak van feltéve, ami közelítőleg megfelel a bruttó hozamok lognormalitásának, ami a legegyszerűbb pénzügy elméletekben használatos feltevés.) Ennek természetesen maga az eloszlás az oka: kis valószínűségű nagy pozitív százalékos hozamokat implikál, ami a mediánnál magasabb (nagy szórás esetén, amit a válaszadók többségére becsülünk, jóval magasabb) várható értéket implikál. Amikor az

eredmények robusztusságáról írtunk a cikkben, a cikk szempontjából legfontosabb implikációk robusztusságát értettük alatta: a szórás és az egyének közötti heterogenitás is megnőtt a válság után. MG-nek természetesen igaza van, pontosabban kellett volna fogalmaznunk: az eredmények sok részletben nem robusztusak az eloszlásfeltevésre.

MG: „A 109. oldalon, a befejező részben a szerző nagyon helyesen veti fel azt a kérdést, hogy vajon a részvényhozamok alakulásával kapcsolatos elvárások hogyan befolyásolják a befektetéseket. A disszertáció megírása óta eltelt időben született-e új eredmény ezen kérdés vizsgálatában?”

Ezek a megjegyzések a 2011-ben publikált tanulmányunk végén szerepeltek. 2012-ben jött ki Michael Hurd és Susann Rohwedder műhelytanulmánya (Hurd és Rohwedder, 2012) ami 2008 és 2011 között átlagosan havi rendszerességgel kérdezett rá egy reprezentatív amerikai minta válaszadóinak részvénytársi várakozásaira és befektetéseinek a szerkezetére. Azt találják, hogy a várakozások irányukban követik a részvénytársi mozgásokat, és az emberek részvény-eladási és vételi viselkedése összefüggésben van a várakozásaik változásaival. Ezek az eredmények választ adnak az általunk feltett kérdésekre. Ettől függetlenül megvizsgáltam a háztartások részvénytársi szokásait a válság első éveiben, és eredményeimet elő is adtam egy konferencián 2012-ben. A Hurd-Rohwedder tanulmányhoz hasonló eredményeket kaptam, még gondolkozom azon, hogy ezeket érdemes-e, és ha igen, milyen formában érdemes publikálni.

HIVATKOZÁSOK

Angrist, Joshua D. és Jörn-Steffen Pischke (2010): "The Credibility Revolution in Empirical Economics: How Better Research Design Is Taking the Con out of Econometrics." *Journal of Economic Perspectives*, 24(2): 3-30.

DiNardo, John és David S. Lee (2010): „Program Evaluation and Research Design.” In: Orley Ashenfelter és David Card, szerk, *Handbook of Labor Economics*, Vol 4a, 464-530

Friedman, Milton és L. J. Savage, “The Expected-Utility Hypothesis and the Measurability of Utility,” *Journal of Political Economy*, LX (December, 1952), 463-74, esp. pp. 465-67

Hurd, M. (2009): „Subjective Probabilities in Household Surveys.” □ *Annual Review of Economics* 2009(1), 543-62.

Hurd, Michael D. és Susann Rohwedder (2012): „Stock Price Expectations and Stock Trading.” NBER Working Paper w17973.

Kahneman, Daniel és Amos Tversky (1974): „Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases.” *Science*, New Series, Vol. 185, No. 4157., pp. 1124-1131

Kézdi Gábor (2005a): „James J. Heckman.” In: Bekker Zsuzsa, szerk, *Közgazdasági Nobel-díjasok 1969-2004 (Nobel Laureats in Economics, 1969 to 2004)*, Budapest, KJK-Kerszöv.

Kézdi Gábor (2005b): „Daniel L. McFadden.” In: Bekker Zsuzsa, szerk, *Közgazdasági Nobel-díjasok 1969-2004 (Nobel Laureats in Economics, 1969 to 2004)*. Budapest, KJK-Kerszöv.

Manski, Charles F. (2004): "Measuring Expectations." *Econometrica*, 72, 1329-1376.

Manski, Charles F. és Francesca Molinari (2009). „Rounding Probabilistic Expectations in Surveys.” *Journal of Business and Economic Statistics*, 28(2), 219-231.

Savage, Leonard J. (1954): *The Foundations of Statistics*. New York, Wiley.