

Közzététel: 2020. január 14.

A tanulmány címe:

Adóköteles jövedelmek rugalmassága – egy identifikációs kísérlet a családi adókedvezmény 2011-es bevezetése alapján

Szerzők:

VARGA GERGELY, a tanulmány írásakor a Nemzetgazdasági Minisztérium kutatási referense
E-mail: gergelyv78@gmail.com

NOBILIS BENEDEK, a Pénzügyminisztérium
főosztályvezetője
E-mail: benedek.nobilis@pm.gov.hu

SVRAKA ANDRÁS, a Pénzügyminisztérium vezető kutatási referense
E-mail: andras.svraka@pm.gov.hu

DOI: <https://doi.org/10.20311/stat2020.1.hu0005>

Az alábbi feltételek érvényesek minden, a Központi Statisztikai Hivatal (a továbbiakban: KSH) Statisztikai Szemle c. folyóiratában (a továbbiakban: Folyóirat) megjelenő tanulmányra. Felhasználó a tanulmány vagy annak részei felhasználásával egyidejűleg tudomásul veszi a jelen dokumentumban foglalt felhasználási feltételeket, és azokat magára nézve kötelezőnek fogadja el. Tudomásul veszi, hogy a jelen feltételek megszegéséből eredő valamennyi kárért felelősséggel tartozik.

1. A jogszabályi tartalom kivételével a tanulmányok a szerzői jogról szóló 1999. évi LXXVI. törvény (Szt.) szerint szerzői műnek minősülnek. A szerzői jog jogosultja a KSH.
2. A KSH földrajzi és időbeli korlátozás nélküli, nem kizárólagos, nem átadható, térítésmentes felhasználási jogot biztosít a Felhasználó részére a tanulmány vonatkozásában.
3. A felhasználási jog keretében a Felhasználó jogosult a tanulmány:
 - a) oktatási és kutatási célú felhasználására (nyilvánosságra hozatalára és továbbítására a 4. pontban foglalt kivétellel) a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - b) tartalmáról összefoglaló készítésére az írott és az elektronikus médiában a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - c) részletének idézésére – az átvevő mű jellege és célja által indokolt terjedelemben és az eredetihez híven – a forrás, valamint az ott megjelölt szerző(k) megnevezésével.
4. A Felhasználó nem jogosult a tanulmány továbbértékesítésére, haszonszerzési célú felhasználására. Ez a korlátozás nem érinti a tanulmány felhasználásával előállított, de az Szt. szerint önálló szerzői műnek minősülő mű ilyen célú felhasználását.
5. A tanulmány átdolgozása, újra publikálása tilos.
6. A 3. a)–c.) pontban foglaltak alapján a Folyóiratot és a szerző(ke)t az alábbiak szerint kell feltüntetni:

„*Forrás: Statisztikai Szemle c. folyóirat 98. évfolyam 1. számában megjelent, Varga Gergely, Nobilis Benedek, Svraga András által írt, 'Adóköteles jövedelmek rugalmassága – egy identifikációs kísérlet a családi adókedvezmény 2011-es bevezetése alapján'* című tanulmány (link csatolása)”

7. A Folyóiratban megjelenő tanulmányok kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem esnek szükségképpen egybe a KSH vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.

Varga Gergely – Nobilis Benedek – Svraka András

**Adóköteles jövedelmek rugalmassága –
egy identifikációs kísérlet a családi adókedvezmény
2011-es bevezetése alapján***

**Elasticity of taxable income: an experiment for identification based on
the introduction of the Hungarian family allowance in 2011**

VARGA GERGELY, a tanulmány írásakor a Nemzet-
gazdasági Minisztérium kutatási referense
E-mail: gergelyv78@gmail.com

NOBILIS BENEDEK, a Pénzügyminisztérium
főosztályvezetője
E-mail: benedek.nobilis@pm.gov.hu

SVRAKA ANDRÁS, a Pénzügyminisztérium vezető
kutatási referense
E-mail: andras.svraka@pm.gov.hu

Az adóköteles jövedelmek rugalmassága mind elméleti, mind gazdaságpolitikai szempontból kiemelt jelentőségű. A szerzők azt vizsgálják tanulmányukban, hogyan változott a családi adókedvezményt igénybe vevők összevont adóalapja az intézkedés 2011-es bevezetését követően. Eredményeik szerint az összevont adóalap a korábbi magyar tanulmányokhoz képest érzékenyebben reagál a változásokra: kompenzálatlan rugalmassága robusztusan 0,15–0,25 körül alakul. Ugyanakkor meglehetősen bizonytalan ennek felbontása a helyettesítési és jövedelmi hatásra, ami megítélésük szerint a marginális és átlagos adóárak változása közötti erős korrelációnak tulajdonítható.

TÁRGYSZÓ: adóköteles jövedelem rugalmassága, családi kedvezmény

The elasticity of taxable income has primary importance both from a theoretical and from a policy perspective. In this paper, the authors estimate how the declared taxable income of taxpayers eligible for the family allowance changed following the introduction of the allowance in 2011. The results show that the taxable income was more responsive to tax changes compared with previous Hungarian studies: the uncompensated elasticity falls robustly in the 0.15–0.25 range. Decomposing it to substitution and income effects is rather uncertain, which in the authors' view is due to the strong correlation between changes in the marginal and average tax prices.

KEYWORD: elasticity of taxable income, family tax allowance

* A szerzők köszönetüket fejezik ki *Benczúr Péternek, Mosberger Pálmának, Hudecz Viktor*nak és a Magyar Nemzeti Bank stábjának, amiért hasznos észrevételekkel, fontos kiegészítésekkel segítettek munkájukat. A tanulmány a szerzők nézetét tartalmazza, nem feltétlenül tükrözi az őket alkalmazó intézmények hivatalos álláspontját.

Az adók befolyásolják a gazdasági szereplők ösztönzőit és ezáltal a bevallott jövedelmüket. A jövedelmek adókulcs szerinti rugalmasságának pontos becslése mind az elmélet, mind a gazdaságpolitika szempontjából fontos kérdés. Tudományos szempontból segít értékelni az adózás jóléti hatásait, az adózás okozta hatékonyságvesztéseket, a gazdaságpolitikai döntéshozók számára pedig tájékoztatást ad arról, hogy az adók változtatása hogyan befolyásolja a kormányzat bevételeit.

A magyar személyi jövedelemadózában 2011-ben jelentős változások következtek be. Az egykulcsos jövedelemadózási bevezetése, az adójóváírás kivezetése mellett a családi adókedvezmény rendszere lépett életbe, amely jelentős kedvezményt biztosított a gyermeket nevelő szülők adóalapjából.¹ A tanulmányban arra teszünk kísérletet, hogy a családi adókedvezmény bevezetését felhasználva meghatározzuk az szja (személyi jövedelemadó) összevont adóalapjának a marginális és átlagos adóár (1 – határadókulcs, illetve 1 – átlagadókulcs) szerinti rugalmasságát.

A szakirodalomban először *Feldstein* [1995] foglalkozott a bevallott jövedelem rugalmasságának becslésével, a különbségek különbsége módszert alkalmazva, később a becslések módszertana sokat finomodott, és földrajzilag is kiterjedtebbé vált. A széles nemzetközi szakirodalom módszereit, eredményeit *Giertz* [2004], illetve *Saez–Slemrod–Giertz* [2009] ismertette.

Magyarországon először *Bakos–Benczúr–Benedek* [2008] becsülte a 2004 és 2005 közötti adóváltozások segítségével a bevallott jövedelmek rugalmasságát, majd *Kiss–Mosberger* [2011] adott hasonló becslést a 2008-ban bevezetett, magasabb jövedelműeket terhelő különadót használva az identifikációra.² Míg *Bakos–Benczúr–Benedek* [2008] az összes minimálbér fölötti adózó bevallott jövedelmének változását nézte, és az adóváltozások elsősorban a közepes jövedelműeket érintették, ezért rugalmasságbecslésük is elsősorban a közepes jövedelműekre vonatkozik, addig *Kiss–Mosberger* [2011] becslése a magasabb jövedelműekre terjed ki. Egy másik lényeges különbség a két tanulmány között, hogy *Bakos–Benczúr–Benedek* [2008] az adóváltozások évében követi a bevallott jövedelem változását, addig *Kiss–Mosberger* [2011] ennél hosszabb, hároméves időtávon. A bevallott jövedelmek rugalmasságának becslésénél mindkét tanulmány azt használja ki, hogy eltérő jövedelemszinteken különböző mértékben változtak az adókulcsok, így megközelítésük a különbségek különbsége módszerének logikáját követi, annak ellenére, hogy a jöve-

¹ A változásokat megelőzően, 2010-ben is létezett családi kedvezmény a magyar személyi jövedelemadózában, de ezt az egy- és kétyermekesek nem vehették igénybe, és a kedvezmény mértéke is mérsékeltebb volt a 2011 utáni rendszernél.

² *Kiss–Mosberger* [2015] egy kibővített specifikációban becsli újra ugyanannak az adóváltozásnak a hatásait.

delemváltozásokat magyarázó regressziók szigorú értelemben nem ezt a módszertant használják.

Cikkünk több szempontból eltér az előbb említett két tanulmánytól. Egyrészt a két csoportot, amelynek marginális adókulcsát az adóváltozások eltérően érintették, nem jövedelem, hanem gyermekszám alapján különböztetjük meg. Másrészt elsősorban nem éves szja-adatokra, hanem mindkét évben (2010-ben és 2013-ban) a teljes május hónapban dolgozók havi járulékbevallási adataira építünk, ezáltal ki tudjuk küszöbölni azokat a torzításokat, amelyek éves adatok esetén abból származnak, hogy az adózó egyik vagy másik vizsgált évben nem a teljes évben dolgozik. Harmadrészt a határadókulcs változása a legtöbb csoportban sokkal nagyobb mértékű, mint a korábbi magyar tanulmányok által vizsgált esetekben. A korábbi tanulmányoktól eltérő identifikációs stratégia ellenére az említett tanulmányokhoz hasonlóan az endogenitási problémák kiküszöbölése érdekében mi is szintetikus adókulcsokkal instrumentáljuk az adóváltozásokat.

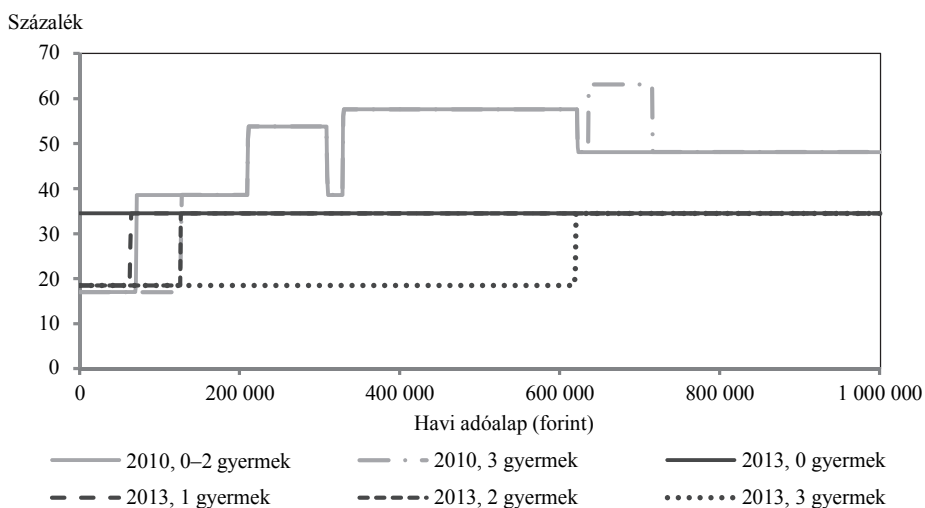
Bakos–Benczúr–Benedek [2008] tanulmányához hasonlít az írásunk azonban abban, hogy becslésünk a közepes jövedelműekre vonatkozik. Másrészt *Kiss–Mosberger* [2011] írásához hasonlóan hosszabb, hároméves időszakot (2010–2013) hagyunk az adózóknak az adóváltozásokhoz való alkalmazkodáshoz, ezért a becslt rugalmasság hosszabb távú értéknek tekinthető.

A továbbiakban a cikk 1. fejezetében leírjuk a magyar személyi jövedelemadórendszerének lényeges tulajdonságait, a 2. fejezetben bemutatjuk a vizsgálat módszertanát. A 3. fejezet a felhasznált adatokat, a 4. a felhasznált változókat ismerteti. Az 5. fejezetben bemutatjuk a regressziós becslés eredményeit, a 6. fejezetben robusztussági vizsgálatokat végzünk, végül a 7. fejezetben összefoglaljuk a tanulságokat. A Függelékben egy szimulációs gyakorlaton illusztráljuk az eredményeinket.

1. A magyar adórendszer változásai 2010 és 2013 között

A magyar személyi jövedelemadórendszer jelentős változáson ment keresztül a vizsgált időszakban. A marginális szja-kulcsok alakulását az 1. ábrán mutatjuk be. 2010-ben 5 millió forintig 17 százalékos adókulcs terhelt az összevont adóalapot, az előlötti jövedelmek pedig 32 százalékos kulccsal adóztak. Az összevont adóalap a jövedelem adóalap-kiegészítéssel (27 százalékkal) megnövelt összege volt (szuperbruttósítás). 2011-től az adókulcs egységesen 16 százalékra csökkent, de az adóalap-kiegészítés összegét az összevont adóalapba tartozó jövedelem 2 424 000 forintot meg nem haladó része után nem kellett megállapítani, előlött pedig az adóalapot változatlanul 27 százalékkal kellett kiegészíteni (félsuperbruttósítás). A félsuperbruttósítás 2012-től megszűnt.

1. ábra. A munkavállalói terhek marginális kulcsa 2010-ben és 2013-ban gyermekszám szerint
(Marginal rate of taxes and contributions on employees by the number of children, 2010 and 2013)



Az összevont adóalap 2010-ben nem önálló tevékenységből és önálló tevékenységből származó jövedelmekből, valamint egyéb jövedelmekből állt. Utóbbiba tartoztak az ún. adóterhet nem viselő járandóságok, melyek nem adóztak, de az adóalapot emelték. Az adóterhet nem viselő járandóságok kategóriája 2011-től megszűnt, az eddig adóterhet nem viselő járandóságnak minősülő tételek adómentessé váltak.

A 2010-es adórendszer további progresszivitást biztosító eleme volt az adójóváírás intézménye. Az adójóváírás 2010-ben az adóalap-kiegészítéssel növelt bér 17 százaléka volt, de jogosultsági hónaponként legfeljebb 15 100 forint, ami teljes egészében akkor volt érvényesíthető, ha a magánszemély összes jövedelme az adóévben nem haladta meg a 3 188 000 forint jogosultsági határt. Amennyiben meghaladta, a meghaladó rész 12 százalékaival kellett csökkenteni a legfeljebb 181 200 forintot, így évi 4 698 000 forint összes jövedelem esetén már csökkentett összegben sem volt érvényesíthető. Az adójóváírás 2011-ben a megállapított adóalap-kiegészítés összegének 16 százaléka, jogosultsági hónaponként legfeljebb 12 100 forintra, a jogosultsági határ 2 750 000 forintra csökkent. A jogosultsági határ fölött változatlanul 12 százalékaival kellett csökkenteni a legfeljebb 145 200 forintot, így ebben az évben már évi 3 960 000 forint összes jövedelem esetén nem lehetett igénybe venni. Az adójóváírás lehetősége 2012-ben megszűnt.

A becslések során figyelembe kell venni, hogy a három- vagy többgyermekesek számára 2010-ben is létezett egy szűkebb családi kedvezmény, ennek mértéke ugyanakkor lényegesen alacsonyabb volt a 2011 utáni rendszerénél. Kedvezményezett eltartottanként és jogosultsági hónaponként 4 000 forint járt, amelynek az össze-

ge az adójóváíráshoz hasonlóan egy bizonyos jövedelemhatár felett (három gyermek esetén 7 620 000 forint) csökkenni kezdett. 2011 óta a családi kedvezmény az összevont adóalapot csökkenti jövedelemlafon nélkül. A családi kedvezmény kedvezményezett eltartotanként és jogosultsági hónaponként egy és kettő eltartott esetén 62 500 forint, három vagy annál több eltartott esetén 206 250 forint. Ezek a havi összegek a havi adóelőlegből igénybe vehető részt mutatják, de ha valakinek nem volt egy hónapban jövedelme, akkor az éves adóalapját ugyanúgy csökkenthette minden olyan hónapra, amelyben gyermeket nevelt. A kedvezmény házasársak között megosztható, így a kedvezménynek egy személy jövedelmét meghaladó része is kihasználható. A megosztáshoz szintén a házasársak teljes éves jövedelmét kell figyelembe venni. Az adóelőleghben ki nem használt kedvezményt az éves adóbevallásban lehet visszaigényelni.

2. Módszertan

A fiskális politikai lépések hatásainak értékelésekor az effektív határadókulcs és az effektív átlagadókulcs, egész pontosan az „adóárak” ($1 - \text{adókulcs}$) bevallott jövedelemre gyakorolt hatásának van kiemelt jelentősége, ezért ezeknek a családi adókedvezmény miatti változását próbáltuk meghatározni. Hasonlóképpen *Kiss–Mosberger* [2011] és *Bakos–Benczúr–Benedek* [2008] írásához, a becslést egyenletünkkel olyan egyszerű elméleti modellből származtatjuk, ahol a reprezentatív optimalizáló szereplő szabadidő (munka) és fogyasztás között választ, és munkajövedelmét adók terhelik. Az optimalizálási feladatból az adóköteles jövedelmekre a következő összefüggést kapjuk³:

$$\text{dln} y_i = \alpha \text{dln}(1 - \text{mtr}_i) + \beta \text{dln}(1 - \text{atr}_i), \quad /1/$$

ahol y az adóköteles jövedelem, mtr az effektív marginális adókulcs, atr pedig az átlagos effektív adókulcs.

Amennyiben az egyenletet szeretnénk megbecsülni, a becslés torzítatlansága több okból sérülhet. A torzítottság egy fontos oka lehet, ha a bevallott jövedelem nem az az adóárak változása miatt, hanem egyéb okból változik meg. A problémát a szakirodalomhoz hasonlóan többféleképpen kezeljük. 1. A becslést egyenletben szerepeltetünk más, az adatbázisunkban fellelhető, az egyénekre jellemző magyarázó változókat. 2. Az egyéb jövedelemváltozások függhetnek a kiinduló jövedelem szintjétől a

³ Az egyenlet levezetését lásd *Kiss–Mosberger* [2011] függelékében.

jövedelemeloszlás exogén változása, illetve a jövedelmeket érő átmeneti sokkok „lecsengése” (mean reversion) miatt. A probléma megoldására *Auten–Carroll* [1999] írását követve induló jövedelemtől függő kontrollváltozókat használunk. 3. Az exogén okokból változó jövedelem mind a jövedelem változását, mind az adóár mutatóját befolyásolhatja, ami az adóváltozások instrumentálásával orvosolható: az induló jövedelmeket az átlagos növekedési ütemmel felskálázzuk, és ebből számolunk adóváltozásokat (szintetikus adóárakat) a tárgyévben érvényes adószabályok alapján (*Gruber–Saez* [2002]). 4. Az endogenitási probléma kezeléséhez a szakirodalomhoz hasonlóan a DinD- (difference in differences – különbségek különbsége) módszerének logikáját követjük, noha a módszertanunk nem feleltethető meg annak teljes mértékben. A DinD-módszernél ideális esetben egy mintából véletlenszerűen kiválasztanak egy csoportot, melyet kezelésnek vetnek alá, és eredményváltozójának időbeli változását a minta nem kezelt, kontrollcsoportjához viszonyítják. Amennyiben a kiválasztás valóban véletlenszerű, az eredményváltozó időbeli változásának a különbsége a két csoport között a kezelésnek tulajdonítható.

Az adóköteles jövedelmek rugalmasságának becslésénél azonban a kezelt és a kontrollcsoport kiválasztása nem véletlenszerű. Rendszerint a két csoportot jövedelem alapján különböztetik meg, hiszen a gazdaságpolitikai döntéshozók az adókulcsokat csak bizonyos jövedelemsávon változtatják meg, illetve két jövedelemsávban eltérően változtatják meg. A becslés torzítatlanságához szükséges feltevés, mely szerint az eltérő jövedelemsávba tartozó kezelt és kontrollcsoport bevallott jövedelme kezelés, azaz adóváltoztatás híján ugyanúgy változik, csaknem bizonyosan sérül. Amennyiben a kezelt és a kontrollcsoportot nem jövedelem, hanem gyermekszám alapján képezzük, és a mintát azokra korlátozzuk, akik gyermekük után családi adókedvezményre jogosultak, akkor ezek a kifogások megkerülhetők. Ekkor azt tesszük fel, hogy például a két- és a háromgyermekes családok tagjainak a jövedelme hasonlóan reagál a későbbi regresszióban figyelembe nem vett tényezőkre, az átlagos szinthez való visszahúzásuk pedig hasonló mértékű.⁴

A 2011-ben Magyarországon bevezetett családi adókedvezmény más, szintén jelentős változások mellett egy széles jövedelmi tartományban az egy- és a kétgyermekes családok marginális adókulcsát jóval kisebb mértékben csökkentette, mint a három vagy annál több gyermekkel rendelkező családok tagjaiét. A cikkben az eltérő gyermekszám alapján bekövetkezett eltérő mértékű marginális adókulcsváltozást szeretnénk felhasználni az adóköteles jövedelmek rugalmasságának identifikációjához, ezért a főbb magyarázó változók, a határadóár és az átlagos adóár változásából a becslés során kizárólag a családi adókedvezmény hatására beállt változásokat vettük figyelembe. Az egyéb adóváltozások határadóárra és átlagos adóárra gyakorolt hatását a 2010-es jövedelemtől függő polinommal, illetve a 2010-es adórendszer sávhatá-

⁴ Hasonló megoldást jelent *Kiss–Mosberger* [2011] becslésénél, hogy a kezelt és a kontrollcsoport az induló jövedelem tekintetében nem tér el jelentősen egymástól.

rainak megfelelő dummy változókkal ragadtuk meg. Fő magyarázó változóink pontos meghatározását a 4. fejezetben ismertetjük.

Becsült egyenletünkben tehát az adóköteles jövedelem változásait a két adóár mutatója, az adott egyén karakterisztikái, illetve induló jövedelmének szintje befolyásolhatja:

$$\text{dln}y_i = \alpha \text{dln}(1 - \text{mtr}_i) + \beta \text{dln}(1 - \text{atr}_i) + \mathbf{x}_i \boldsymbol{\gamma} + \delta y_{0i} + u_i, \quad /2/$$

ahol \mathbf{x}_i az egyéni jellemzőket tartalmazó vektor, y_{0i} az egyén jövedelme a bázis időszakban, u_i pedig a nulla várható értékű hibatag. Az egyenletet Gruber–Saez [2002] által használt instrumentális változókkal becsüljük meg.

3. Felhasznált adatok

Az összevont adóalap rugalmasságának becsléséhez két adatbázist használunk. Alapvetően a 2010-es és 2013-as május havi járulékbevallási adatokon végzünk becslést, és ahol szükséges, ezeket az információkat kiegészítjük a 2010-es és 2013-as éves személyijövedelemadó-bevallás adataival. A havi adatok alkalmazásának előnye, hogy kiszűrhetők belőle azok, akik az adott időszaknak nem a teljes egészét dolgozták végig. Éves adatok használata esetén torzíthatja a becslést, hogy egyes adófizetők nem az év egészében, illetve nem mindkét év egészében vallanak be jövedelmet. A mind 2010-ben, mind 2013-ban egész hónapban dolgozó munkavállalók megtartásával ezek a bonyodalmak elkerülhetők. Az éves szjaadatok alkalmazásának előnye ugyanakkor, hogy részletesebb éves információt tartalmaznak az összevont adóalapot meghatározó tételekről, többek között a családi adókedvezményt meghatározó gyermekszámáról is, amelyekkel kiegészítjük a járulékbevallások jövedelmi adatait.

A mintában azokat a megfigyeléseket tartottuk meg, akik mind 2010 májusában, mind 2013 májusában a teljes hónapban dolgoztak. Az 1. táblázat mutatja, hogy az egyes tisztítási lépések során hány megfigyelést hagytunk el az eredeti adatbázisból. Az adatbázis személyek jogviszonyát tartalmazza, így első lépésben minden személyről csak egy jogviszonyt tartottunk meg. Azoknál, akik több bejelentett munkaviszonnyal is rendelkeztek, a jövedelmeket összegeztük. Ezután elhagytunk mindenkít, aki nem a teljes hónapban dolgozott. Harmadik lépésben pedig elhagytuk azokat, akiknek nem volt összevont adóalapjuk. A maradék megfigyelésekből mintegy 36 ezer főnek az összevont adóalapját meghaladta a nyilatkozat alapján a családi adókedvezmény összege, amely az adatlap téves kitöltésére utal. Náluk feltételeztük, hogy a családi adókedvezmény az adott jövedelem mellett lehetséges maximális

értéket, az összevont adóalap értékét veszi fel. A 2013-as számadatokból az egyes megfigyelésekhez hozzákapcsoltuk a gyermekszámot, azonosítottuk a házastársakat (amennyiben megosztva vették igénybe a családi kedvezményt), a járulékbevallás alapján meghatároztuk a házastárs jövedelmét és a házastárs által érvényesített családi adókedvezmény értékét. Azokat tartottuk meg, akiknek volt családi kedvezményük. 2010-ben elhagytuk azokat, akiknek a jövedelme a minimálbér alatt volt, így kaptuk meg a végső megfigyelések számát a két évre.

1. táblázat

A bevallások tisztítása során eltávolított megfigyelések száma
(Number of observations omitted due to data cleansing)

Lépés	2010	2013
Eredeti megfigyelések száma	5 615 062	5 167 698
Több jogviszony	-1 263 600	-1 027 339
Nem egész hónapban dolgozott	-1 079 064	-916 720
Nincs összevont adóalapja	-250 697	-182 602
Minimálbér alatt	-402 238	
Végső megfigyelések száma	2 619 463	3 041 037

Forrás: Saját számítás szja- és járulékbevallási adatok alapján.

2. táblázat

Az adatok tisztítása (lásd az 1. táblázatot) után a regressziós elemzésekből eltávolított megfigyelések száma
(Number of observations omitted from the regression analysis for reasons other than data cleansing)

Lépés	Megfigyelések száma	
Eredeti megfigyelések száma	5 660 500	(személy-év)
Közszférában dolgozott	-1 164 963	(személy-év)
Vélhetően hibás adóbevallás	-29 247	(személy-év)
Nem dolgozott mindkét évben	-1 403 230	(személy-év)
Nincs kiskorú gyermeke	-2 178 486	(személy-év)
Végső megfigyelések száma	442 287	(személy)

Forrás: Saját számítás szja- és járulékbevallási adatok alapján.

Ezek után a két év adatait összekötve határoztuk meg az elemzéshez használt végleges mintát. (Lásd a 2. táblázatot.) Az alkalmazás minőségére vonatkozó jogviszonykódok és a munkáltató adózási típusa alapján csak azokat tartottuk meg, akik vélhetően a magánszektorban dolgoztak mindkét évben, mert a közszférában a bérek befagyasztása kevésbé tette lehetővé azt, hogy az adóváltozásokra reagáljanak az adózók. Eltávolítottuk azokat, akiknek a gyermeke 1990. előtt született, ők ugyanis a

fennálló szabályok mellett nem jogosultak a családi kedvezmény igénybevételére. Bár a mintának a 2013-as jövedelem alapján történő csonkolása erősen torzítja a jövedelmek dinamikáját, a 2013-as bevallásokban a korábban részletezett tisztítások után is maradtak olyan megfigyelések, amelyeknél a bevallott jövedelem nagyon alacsony, mindössze párezer forintos volt, ami hibás bevallásra utalhat. Így a 2013-ban 20 ezer forint alatti adóalappal rendelkező megfigyeléseket is elhagytuk. Végül csak azokat tartottuk meg, akik a tisztítások után mindkét évben benne maradtak a mintában. A megmaradt mintában az összevont adóalap átlagos növekedési üteme mintegy 19 százalék volt.

A mintában szereplő adózók 50,9 százaléka egy-, 35,1 százaléka két-, 12,6 százaléka háromgyermekes, és mindössze 1,4 százaléknak volt ennél több, családi adókedvezmény igénybevételére jogosító gyermeke.

A Függelék F1. és F2. ábrái mutatják a jövedelmek eloszlását gyermekes és gyermektelen adózókra. A gyermekes adózók jövedelemeloszlásának főbb momentumai mind magasabbak a gyermekteleneknél. A regressziós becsléseinkben csak a gyermekes adózókat használjuk, így ez a különbség az eredményeink külső validitását korlátozhatja. Ugyanakkor a becslésünkben nem a jövedelmek szórásából identifikálunk, viszont széles jövedelmi intervallumba eső adózókra becslünk, ezért ezt nem tartjuk jelentős torzításnak az eredmények értelmezésekor és a szimulációs gyakorlatunkban.

4. A változók és a becslési eljárás

A regresszió függő változója az összevont adóalap logaritmusának változása, azonban a két vizsgált évben ennek tartalma nem egyezett meg: a 2010-es összevont adóalap változó tartalmazta az adóterhet nem viselő járandóságokat is, míg 2013-ra ezek a tételek adómentessé váltak. Az összehasonlíthatóság miatt ezért a 2010-es összevont adóalaphoz levontuk az adóterhet nem viselő járandóságokat. Ezen felül az adóalaphoz levontuk a mindkét évben adóköteles gyermekgondozási díj összegét, hogy a becslést ne torzítsák a bevallott jövedelemmel rendelkező, de valójában inaktív személyek. (Őket így elhagytuk a mintából.)

A fő magyarázó változók közül a határadóár százalékos változását $(\ln(1 - mtr_{t+1}) - \ln(1 - mtr_t))$ a következőképpen bonthatjuk szét:

$$\begin{aligned} d\ln(1 - mtr_{t+1}) &= \ln(1 - mtr_{t+1}) - \ln(1 - mtr_t) = \\ &= \ln(1 - mtr_{t+1}) - \ln(1 - mtr_{t+1,0fa}) + & /3/ \\ &+ \ln(1 - mtr_{t+1,0fa}) - \ln(1 - mtr_t), \end{aligned}$$

ahol $mtr_{t+1,0,fa}$ az adott egyén határadókulcsa $t + 1$ időszakban a családi adókedvezmény figyelembevétele nélkül. A határadóár változását tehát két tag összegére bontottuk: az első azt mutatja, hogy a $t + 1$ időszakban hány százalékkal csökkentette a családi adókedvezmény bevezetése a határadóarat, a második azt, hogy hány százalékkal változott volna a határadóár a t és $t + 1$ időszak között, ha a családi adókedvezményt nem vezetik be. A regressziókban a két hatás közül közvetlenül csak az első tagot szerepeltettük, melynek értékét a családi kedvezményt maradéktalanul igénybe venni nem tudók, a „kezelték” számára

$$\begin{aligned} \text{dln}(1 - mtr_{t+1,0,fa}) &= \ln(1 - mtr_{t+1}) - \ln(1 - mtr_{t+1,0,fa}) = \\ &= \ln(1 - 0,185) - \ln(1 - 0,185 - 0,16) = 0,2186 \end{aligned}$$

értékre, a családi adókedvezményt maradéktalanul igénybe vevő családok tagjai, a „kontrollcsoport” számára

$$\begin{aligned} \text{dln}(1 - mtr_{t+1,0,fa}) &= \ln(1 - mtr_{t+1}) - \ln(1 - mtr_{t+1,0,fa}) = \\ &= \ln(1 - 0,185 - 0,16) - \ln(1 - 0,185 - 0,16) = 0 \end{aligned}$$

értékre állítottuk. Az a feltételezésünk, hogy a /3/ egyenlet első tagja minden kezelt-nél azonos, csupán annyiban pontatlan, hogy a járulékfizetési kötelezettség bizonyos jövedelmeket nem terhel.

A családi adókedvezményen kívül bevezetett többi adóváltozás hatására kétféleképpen kontrolláltunk. Mivel azok csupán a kezdő jövedelem szintjétől függenek, ezért az egyszerűbb megközelítés során a kiinduló jövedelemből képeztünk egy polinomot, ami jó közelítéssel „felveszi” a kimaradt változások hatását. A másik módja annak, hogy a mindenki számára általánosan érvényes határadókulcs-változások hatásaitól elkülönítsük a családi adókedvezmény hatásait, az, hogy a 2010-es adótáblának (az adókulcsoknak, az adójóváírásnak, az adójóváírás lecsengésének és járuléklafonnak) megfelelő⁵ jövedelemhatároknál dummy változókat használunk. Így az általános változások hatásai ezen változók becslt együtthatóiban tükröződnek, és kiemelt adóváltozók együtthatói valóban csak a családi kedvezmény hatását mutatják.

A határadókulcs családi kedvezmény miatti változását a következőképpen fogtuk meg. Ha a család jövedelme nem haladta meg a maximálisan igénybe vehető családi kedvezmény összegét adott gyermekszám mellett, akkor a családi kedvezmény következtében az illető határadókulcsa csökkent, így kezeltnek tekintettük ($\text{dln}(1 - mtr_{t+1,0,fa}) = 0,2186$), egyéb esetben pedig nem ($\text{dln}(1 - mtr_{t+1,0,fa}) = 0$).

⁵ Az adójóváírás évi 840 000 forintos felső határa a minta minimálbér fölöttiekre korlátozása miatt nem jelenik meg. 3 190 000 forinttól 4 700 000 forintig tartott az adójóváírás lecsengési intervalluma, 5 000 000 forinttól lépett érvénybe a magasabb határadókulcs, 7 460 000 Ft-tól pedig megszűnt a járulékfizetési kötelezettség.

Azokról, akik a mintában rendelkeztek gyermekkel, de 2013-ban – az éves adatok szerint – mégsem érvényesítettek családi adókedvezményt, feltettük, hogy a házastársaik maradéktalanul kihasználták a kedvezmény lehetőségét, ezért őket nem tekintettük kezeltnek ($\ln(1 - mtr_{t+1,fa}) = 0$). Azokat a megfigyeléseket sem tekintettük kezeltnek, amelyek esetén már a 2010-ben fennálló családi kedvezményt is igénybe tudták venni, de nem maradéktalanul. Így lényegében egy bináris változót kaptunk a határadókulcs változásának leírására, amelynek a becült együttthatója további átalakítás nélkül rugalmasságként értelmezhető.

A családi adókedvezmény bevezetése az egyének átlagos adókulcsát is befolyásolta. Az átlagadóár százalékos változását ($\ln(1 - atr_{t+1}) - \ln(1 - atr_t)$) a következőképpen dekomponálhatjuk:

$$\begin{aligned} d\ln(1 - atr_{t+1}) &= \ln(1 - atr_{t+1}) - \ln(1 - atr_t) = \\ &= \left(\ln(1 - atr_{t+1}) - \ln(1 - atr_{t+1,0fa}) \right) + \\ &\quad + \left(\ln(1 - atr_{t+1,0fa}) - \ln(1 - atr_t) \right), \end{aligned} \quad /4/$$

ahol $atr_{t+1,0fa}$ az adott egyén átlagadókulcsa $t + 1$ időszakban a családi adókedvezmény figyelembe vétele nélkül. Az átlagadóár változását tehát szintén két tag összegére bontottuk: az első azt mutatja, hogy a $t + 1$ időszakban hány százalékkal csökkentette a családi adókedvezmény bevezetése az átlagadóarat, a második azt, hogy hány százalékkal változott volna az átlagadóár a t és $t + 1$ időszak között, ha a családi adókedvezményt nem vezetik be.

A regressziókban két hatás közül ebben az esetben is csak a /4/ egyenlet első tagját szerepeltetjük, mert a kiinduló jövedelemből képzett polinom jó közelítéssel „felveszi” a második tagot. A /4/ egyenlet első tagja átalakítások után a következő formát ölti:

$$\begin{aligned} d\ln(1 - atr_{t+1,0fa}) &= \ln(1 - atr_{t+1}) - \ln(1 - atr_{t+1,0fa}) = \\ &= \ln\left(\frac{1 - atr_{t+1}}{1 - atr_{t+1,0fa}}\right) = \ln\left(\frac{1 - \frac{tax_{t+1}}{y_{t+1}}}{1 - \frac{tax_{t+1,0fa}}{y_{t+1}}}\right) = \\ &= \ln\left(\frac{1 - \tau \frac{y_{t+1} - fa_{t+1}}{y_{t+1}}}{1 - \tau}\right), \end{aligned} \quad /5/$$

ahol tax_{t+1} a $t + 1$ időszakban befizetett szja-t, $tax_{t+1,0,fa}$ az adófizetési kötelezettséget a családi adókedvezmény érvényesítése nélkül, y_{t+1} a bevallott jövedelmet, fa_{t+1} a családi adókedvezmény értékét, τ pedig az adókulcs értékét mutatja. A házastársak között a kedvezményt úgy osztottuk meg, hogy elsősorban a 2010-ben magasabb jövedelemmel rendelkező házastárs vette igénybe a családi kedvezményt, és ha nem merítette ki teljesen, akkor a maradék részt az alacsonyabb jövedelmű házastárs kapta. Azoknál a gyermekeseknél, akik ténylegesen nem érvényesítettek családi adókedvezményt 2013-ban, a változó értékét nullának vettük.

A marginális adóár és az átlagos adóár változók létrehozásánál endogenitási problémák merülnek fel, mivel, ha exogén okokból 2013-ban megváltozik az adózó jövedelme, akkor az mind a jövedelem változását, mind az adóár mutatóját befolyásolhatja. A becslés során ezért az adóváltozások instrumentálásának Gruber–Saez [2002] által használt módszerét alkalmaztuk: az átlagos növekedési ütemmel skáláztuk fel az induló jövedelmeket, és ebből számoltunk adóváltozásokat a 2013-ban érvényes adószabályok alapján. Az így létrehozott szintetikus adóváltozások mutatójával és egyéb kontrollváltozókkal egy kétlépcsős eljárás első lépésében magyaráztuk a tényleges 2013-as jövedelem alapján számított adóárváltozásokat, majd a második lépésben az első lépcső illesztett értékeivel és egyéb kontrollváltozókkal magyaráztuk a jövedelemváltozást.

A családi adókedvezmény okozta határadókulcs-változás alapján kettébontva a mintát, 377 519 megfigyelés határadókulcsát nem változtatta meg a családi adókedvezmény („kezelt”), 62 057 megfigyelését igen („kontroll”). Utóbbi csoport átlagos jövedelemnövekedési üteme 25,4, az előbbie 18,1 százalékos a három év alatt. A kiinduló jövedelem alapján decilisekre⁶ bontva a mintát (lásd a 2. ábrát) látható, hogy mindkét csoportban megfigyelhető a hosszú távú átlaghoz való visszahúzás (mean reversion) jelensége, vagyis az alacsonyabb decilisekben inkább csoportban az átlagosnál jobban, a felsőkben az átlagosnál kevésbé nőttek a jövedelmek. A kezelt csoportnak – a negyedik decilist kivéve – átlagosan jobban nőtt a jövedelme, mint azoknak, akiknek nem változott a határadókulcsa a családi adókedvezmény bevezetésének köszönhetően. A legnagyobb különbség az összevont adóalap növekedési ütemében a két csoport között az alsó három és a 10. decilisben mutatkozott.⁷

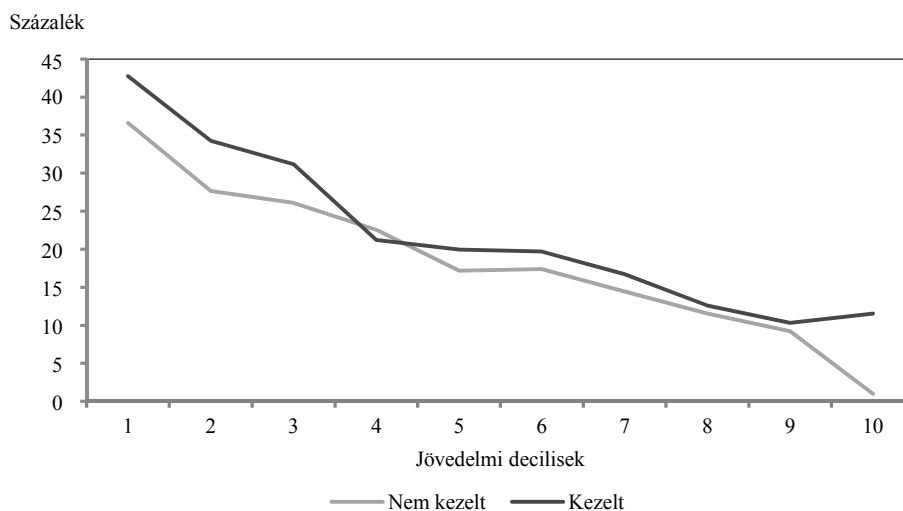
A regressziós elemzés során a két fő magyarázó változó és az összevont adóalap logaritmus mellett olyan demográfiai és földrajzi kontrollváltozókat is felhasználtunk magyarázó változóként, mint az adózó életkora, neme, az általa lakott megye, illetve a FEOR (Foglalkozások Egységes Osztályozási Rendszere) alapján képzett egyjegyű foglalkoztatási kódja. További bináris kontrollváltozók előállításához fel-

⁶ A minta 2010-es és a 2013-as jövedelemdeciliseinek értékhatárait az F4. táblázat tartalmazza.

⁷ A 10. decilisben a növekedési ütemek különbsége nagy, a kezelték aránya azonban mindössze 4,4, míg a teljes mintában 14,1 százalék.

használtuk az éves szja-bevallás azon információit, melyek alapján azonosítani lehetett, hogy 2010-ben vagy 2013-ban az adózó rendelkezett-e tőkejövedelemmel, egyéni vállalkozónak tekinthető-e, illetve adóbevallását a munkáltatója töltötte-e ki. A tőkejövedelemmel rendelkező és egyéni vállalkozó adózókról előzetesen feltehető, hogy könnyebben kerülhetik el adófizetési kötelezettségüket, illetve jövedelmeiket könnyebben csoportosítják át a különböző adónemek között, míg a munkáltatói adóbevallást választók kevésbé rendelkeznek ilyen lehetőségekkel. A regressziós elemzésben felhasznált változók leíró statisztikáit az F3. táblázat tartalmazza.

2. ábra. Az összevont adóalap növekedési üteme 2010 és 2013 között
a 2010-es jövedelmek alapján képzett decilisekben
(Growth rate of consolidated tax base between 2010 and 2013,
by income deciles based on 2010 incomes)



Forrás: Saját számítás szja- és járulékbevallási adatok alapján.

5. Regressziós elemzés

Az összevont adóalap változását egyszerű regressziós megközelítéssel a generált adóváltozók, a kiinduló jövedelem és a demográfiai és földrajzi kontrollváltozók – a korábban ismertetett kétlépcsős eljárás – segítségével magyarázzuk. Terjedelmi okokból a táblázatban az egyes megyék változóinak és a FEOR-kódoknak a becslött együttthatóit nem közöljük. (Lásd a 3. táblázatot.)

3. táblázat

Az összevont adóalap rugalmasságának becslése a teljes minta esetén
(Estimations on the elasticity of consolidated tax base, full sample)

Magyarázó változó	/1/	/2/	/3/	/4/	/5/
	specifikáció				
$\ln(1 - MTR)$	0,287*** (0,013)	0,182*** (0,012)	0,179*** (0,012)	0,188*** (0,012)	0,244*** (0,022)
$\ln(1 - ATR)$					-0,086*** (0,024)
Induló jövedelem	-0,152*** (0,002)	-0,222*** (0,003)	-0,827*** (0,082)	-0,298*** (0,002)	-0,302*** (0,003)
Induló jövedelem négyzete			0,024*** (0,003)		
Kor		0,013*** (0,001)	0,013*** (0,001)	0,012*** (0,001)	0,013*** (0,001)
Kor négyzete		-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Nem		-0,071*** (0,002)	-0,072*** (0,002)	-0,072*** (0,002)	-0,072*** (0,002)
Tőkejövedelem		0,055*** (0,003)	0,056*** (0,003)	0,058*** (0,003)	0,058*** (0,003)
Munkáltatói adóbevallás		0,075*** (0,002)	0,078*** (0,002)	0,077*** (0,002)	0,076*** (0,002)
Egyéni vállalkozó		-0,006* (0,003)	-0,005 (0,003)	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,003)
Konstans	2,011*** (0,028)	2,674*** (0,037)	6,414*** (0,504)	3,560*** (0,034)	3,602*** (0,036)
FEOR és megye dummyk	nem	igen	igen	igen	igen
Sáv dummyk	nem	nem	nem	igen	igen
Alulidentifikációs teszt p -érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Gyenge instrumentum F -statisztika	89 634	85 593	85 619	85 476	18 155

Megjegyzés. * $p < 5$, ** $p < 1$ és *** $p < 0,1$ százalék, ahol p az irányítószám alapján klaszterezésre és heteroszkedaszticitásra robusztus p -értéket jelöli. Zárójelben a standard hibák szerepelnek. Az instrumentum alulidentifikáltságának tesztstatisztikája az ivreg2 Stata-modulban klaszterezésre robusztus standard hibák esetén alkalmazott Kleibergen–Paap rangteszt p -értéke, a gyenge instrumentum tesztje pedig hasonlóan a Kleibergen–Paap Wald-féle rangteszt F -statisztikája.

Forrás: Saját számítás szja- és járulékbemlálási adatok alapján.

Az /1/ specifikációban a konstans mellett csak a marginális adóár családi adókedvezmény miatti változása és az induló jövedelem szerepel magyarázó változóként, a

/2/ specifikáció az összes kontrollváltozót tartalmazza az átlagos adóáron kívül, míg a /3/ specifikáció kiegészül az induló jövedelem logaritmusának négyzetével. A /4/ egyenlet az induló jövedelemből képzett polinom helyett a 2010-es sávok határánál dummy változókat és ezeknek az induló jövedelemmel képzett interakcióit tartalmazza. Az /5/ annyiban tér el /4/-től, hogy ebben az egyenletben az átlagos adóár is szerepel.

A bevallott jövedelmek marginális adóár szerinti rugalmassága az /1/ becült egyenletben 0,287, de amint egyéb kontrollváltozókat is használunk, a becült együttható a 0,18–0,19 körüli tartományba kerül (az együtthatók statisztikailag szignifikánsak 1 százalékon) a jövedelmi hatást nem tartalmazó /1/–/4/ egyenletekben. A legbővebb specifikációban a marginális adóár becült együtthatója azt mutatja, hogy ha a marginális adóár 1 százalékkal nő, akkor a bevallott jövedelem ceteris paribus 0,188 százalékkal emelkedik. Amennyiben az átlagos adóárat is bevonjuk az egyéb kontrollváltozók mellé (/5/ egyenlet), az együttható 0,245-re emelkedik miközben az átlagos adóár együtthatója –0,085, vagyis a kompenzálatlan rugalmasság 0,16.

A becsléseink első lépcsőjében a szintetikus adóváltozásokat leíró, az átlagos növekedési ütemmel felskálázott induló jövedelem minden esetben erősen korrelál a valós adóárváltozással, így releváns és erős instrumentumként használhatjuk az endogenitás kezelésére.

Ugyanakkor a jövedelemhatás becslését bizonytalannak tartjuk. A marginális- és átlagadóárak változása erősen korrelál, ugyanis azon a jövedelemsávon, ahol a családi kedvezmény bevezetése 0-ra csökkentette a határadókulcsot (vagyis akik nem tudják teljesen kihasználni a kedvezményt), ott a családi kedvezmény hatására a bevallott jövedelem adómentessé vált, így az átlagos adókulcs is 0-ra csökkent.

Tovább nehezíti a hatások szétválasztását, hogy a jövedelemváltozások egyéni szórása jelentős. Így a kezdőjövedelem alapján meghatározott, a határadókulcs változását leíró kétértékű változó nem fogja meg kellően a családi kedvezmény okozta adókulcsváltozás bizonytalanságát az értékhatár körül: a 2010-es jövedelmük alapján az értékhatár fölé esők egy részének valójában az átlagnál lassabban nőtt volna a jövedelme, így 2013-ban az értékhatár alá eshettek, míg az értékhatár alá esők egy részének nagyobb mértékben nőtt a jövedelme, így már nem érintette őket a határadókulcs-változás. Ezzel szemben az átlagos adókulcs a határérték felett fokozatosan csökkent, így részben ez a változó is felveheti a határadókulcs korábbiakban leírt változásának hatását. Így ezt a becslést rendkívül bizonytalannak tarjuk.⁸

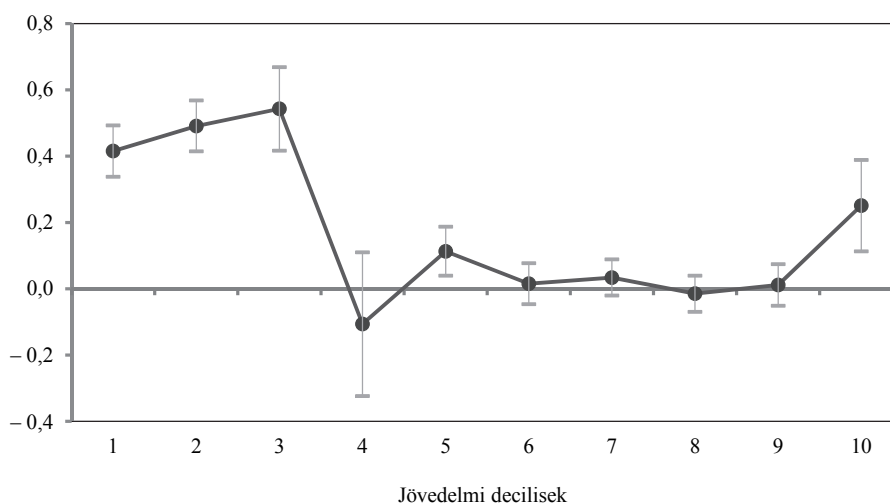
Bakos–Benczúr–Benedek [2008] esetében 0,05–0,08 a becült együttható a minimálbér fölöttiekre, de a jövedelem alapján rendezett felső 20 százaléknak 0,3.

⁸ Megjegyzendő, hogy *Kiss–Mosberger* [2011] számottevő, negatív jövedelmi hatásokat talált, míg *Bakos–Benczúr–Benedek* [2008] nem találtak jövedelemhatást.

Kiss–Mosberger [2011] 0,22-re becsli a rugalmasságot a felső körülbelül 5 százalékra, *Kiss–Mosberger* [2015] pedig 0,24-re. Becsült rugalmasságunk tehát a korábban a (csaknem) teljes jövedelmi skálára becsült magyar értéknél magasabb, a nemzetközi tanulmányokban mért rugalmasságnál azonban átlagosan valamivel kisebb (például *Gruber–Saez* [2002] standardnak elfogadott becslésénél a kompenzálatlan rugalmasság értéke 0,4).

Az induló jövedelem negatív együttthatója – ahogy a 2. ábra alapján vártuk – alátámasztja a hosszú távú átlaghoz való visszahúzás jelenségét. A jövedelmek növekedési üteme az életkorral emelkedik, de csökkenő ütemben. Az adózó nemének együttthatója negatív, vagyis a nők jövedelme alacsonyabb ütemben emelkedő. A tőkejövedelem és az egyéni vállalkozó változó együttthatója pozitív, de utóbbi érték nem túl nagy és a legtöbb esetben statisztikailag sem inszignifikáns. Az együttthatók előjele megfelel a várakozásainknak, hiszen akik képesek átcsoportosítani adóköteles jövedelmüket több adónem között, az adókulcs csökkentésére az adott adónemben bevallott jövedelmük növelésével reagálhatnak. A munkáltatói bevallást választók jövedelme szintén jobban növekszik.

3. ábra. Az összevont adóalap rugalmasságának becslése 2010-es decilisenként
(Estimations on the elasticity of consolidated tax base, by income deciles based on 2010 incomes)



Megjegyzés. A határadóár becsült együttthatója 95 százalékos konfidenciaintervallumokkal.
Forrás: Saját számítás szja- és járulékbemlálási adatok alapján.

Részletesebb képet kaphatunk a családi adókedvezmény hatásairól, ha a mintát az induló jövedelem szerint decilisekre bontjuk⁹ és a 3. táblázat /2/ egyenletét külön-

⁹ Ismét szeretnénk kiemelni, hogy a deciliseket a 2010-ben minimálbér fölött keresők jövedelmére képeztük.

külön becsüljük meg (lásd a 3. ábrát, a részletes eredmények az F5. táblázatban találhatóak). Mivel a határadóár és az átlagos adóár szerinti rugalmasság különálló becslése a két változó közötti erős korreláció miatt nehézségekbe ütközik, a jövedelmi hatástól itt is eltekintettünk. A 10. decilisre két egyenletet is becsültünk, az induló jövedelem négyzetével (10b) és anélkül (10a). A 3. ábra alapján láthatjuk, hogy a családi adókedvezmény ösztönző hatása elsősorban a jövedelmi eloszlás alsó és felső szélén erős, a marginális adóár szerinti rugalmasság ugyanakkor a 4. és 6–9. decilisekben nem szignifikáns, és a 10. decilisben pedig csak a kezdőjövedelem négyzetére is kontrollálva válik szignifikánssá. A 4. és a 10. decilis esetében ezt magyarázhatja, hogy a kezelt megfigyelések aránya alacsony. Érdekes megfigyelni, hogy a nők jövedelme minden decilisben kevésbé növekszik, de az induló jövedelem emelkedésével az elmaradás emelkedik. Ahogyan az várható, az induló jövedelem négyzetének jelentős hatása van a 10. decilisben, míg – az F5. táblázatban nem szereplő modellek esetén – az alacsonyabb jövedelmi kategóriákban a hatása elhanyagolható.

6. Robusztussági vizsgálatok

A kontrollváltozók nélküli specifikáció kivételével erősebb reakciókat kapunk, ha a mintát a legalább kétgyermekesekre korlátozzuk. (Lásd a 4. táblázatot.) A minta szűkítése azért lehet érdekes, mert a két- és háromgyermekesek jellemzői kevésbé térnek el egymástól, mint az egy- és háromgyermekesekéi. (Lásd az F6. táblázatot.)

4. táblázat

Az összevont adóalap rugalmasságának becslése a legalább kétgyermekesek esetén
(Estimations on the elasticity of consolidated tax base, taxpayers with at least 2 children)

Magyarázó változó	/1/	/2/	/3/	/4/	/5/
	specifikáció				
$\ln(1 - MTR)$	0,232*** (0,015)	0,237*** (0,015)	0,229*** (0,015)	0,243*** (0,015)	0,331*** (0,023)
$\ln(1 - ATR)$					-0,195*** (0,037)
Induló jövedelem	-0,149*** (0,003)	-0,215*** (0,003)	-0,790*** (0,101)	-0,300*** (0,003)	-0,307*** (0,003)
Induló jövedelem négyzete			0,023*** (0,004)		

(A táblázat folytatása a következő oldalon)

(Folytatás)

Magyarázó változó	/1/	/2/	/3/	/4/	/5/
	specifikáció				
Kor		0,014*** (0,002)	0,014*** (0,002)	0,014*** (0,002)	0,014*** (0,002)
Kor négyzete		-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Nem		-0,065*** (0,002)	-0,067*** (0,002)	-0,066*** (0,002)	-0,068*** (0,002)
Tőkejövedelem		0,059*** (0,004)	0,059*** (0,004)	0,063*** (0,004)	0,062*** (0,004)
Munkáltatói adóbevallás		0,079*** (0,003)	0,081*** (0,003)	0,080*** (0,003)	0,080*** (0,003)
Egyéni vállalkozó		-0,003 (0,004)	-0,000 (0,004)	0,003 (0,004)	0,003 (0,004)
Konstans	1,979*** (0,034)	2,584*** (0,051)	6,158*** (0,628)	3,579*** (0,051)	3,679*** (0,054)
FEOR és megye dummyk	nem	igen	igen	igen	igen
Sáv dummyk	nem	nem	nem	igen	igen
Alulidentifikációs teszt p -érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Gyenge instrumentum F -statisztika	65 306	63 951	64 346	64 145	11 984

Megjegyzés. * $p < 5$, ** $p < 1$ és *** $p < 0,1$ százalék, ahol p az irányítószám alapján klaszterezésre és heteroszkedaszticitásra robusztus p -értéket jelöli. Zárójelben a standard hibák szerepelnek. Az instrumentum alulidentifikáltságának tesztstatisztikája az ivreg2 Stata-modulban klaszterezésre robusztus standard hibák esetén alkalmazott Kleibergen–Paap rangteszt p -értéke, a gyenge instrumentum tesztje pedig hasonlóan a Kleibergen–Paap Wald-féle rangteszt F -statisztikája.

Forrás: Saját számítás szja- és járulékbemlások adatai alapján.

Az identifikációnk alapja, hogy a gyermekek száma exogén, ami sérülhet, ha a kedvezmény bevezetése hatással volt a gyermekvállalási hajlandóságra. A jövedelmváltozást a családi kedvezmény bevezetését követő harmadik évre becsüljük, így a legalább hároméves gyermeket nevelők kihagyásával ezt meg tudjuk vizsgálni. (Lásd az 5. táblázatot.) Ebben az esetben a fő eredményeinknél kicsit magasabb, míg ha csak a legalább ötéves gyermeket nevelőkre szűkítjük a mintát, a fő eredményeinkhez hasonló rugalmasságot találunk.

Az adóváltozásokon túl egy további tényező, amely az adóköteles jövedelmek növekedéséhez hozzájárulhatott az, hogy a családi kedvezményben részesülők által nevelt gyermek 2010 és 2013 között három évet öregedett. Amennyiben a gyermekek korosodása hozzájárul a jövedelem változásához, a korábban becsült rugalmasságunk nem tükrözi teljesen az adóköteles jövedelmek rugalmasságát. Ezt ellenőrizendő, azt vizsgáltuk, hogy változik-e a gyermekek ellátásához szükséges jövedelem a legfiatalabb

gyermek kora szerint. Ahhoz, hogy felmérjük ennek a tényezőnek a lehetséges hatását a jövedelemnövekedésre, keresztmetszeti regressziót futtatunk a 2010-es évre azokra az adózókra, akiknek a legkisebb gyermeke 2010-ben vagy azelőtt született. Magyarázó változóként a legfiatalabb gyermek kora, kétértékű változóként a gyermekek száma, valamint ezek interakciói szerepeltek. (Lásd az F6. táblázatot.)

5. táblázat

*Az összevont adóalap rugalmasságának becslése
a három és öt év alatti gyermeket nevelők nélkül*
(Estimations on the elasticity of consolidated tax base, excluding
taxpayers with children below 3 and 5 years of age)

Magyarázó változó	Legalább hároméves gyermek	Legalább ötéves gyermek
$\ln(1 - MTR)$	0,201*** (0,013)	0,172*** (0,013)
Induló jövedelem	-0,288*** (0,002)	-0,285*** (0,003)
Kor	0,003* (0,001)	0,005*** (0,001)
Kor négyzete	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Nem	-0,033*** (0,002)	-0,031*** (0,002)
Tőkejövedelem	0,061*** (0,003)	0,062*** (0,003)
Munkáltatói adóbevallás	0,071*** (0,002)	0,067*** (0,002)
Egyéni vállalkozó	-0,003 (0,003)	-0,000 (0,003)
Konstans	3,643*** (0,038)	3,545*** (0,041)
FEOR és megye dummyk	igen	igen
Sáv dummyk	igen	igen
Alulidentifikációs teszt p -érték	0,000	0,000
Gyenge instrumentum F -statisztika	70 733	63 325

Megjegyzés. * $p < 5$, ** $p < 1$ és *** $p < 0,1$ százalék, ahol p az irányítószám alapján klaszterezésre és heteroszkedaszticitásra robusztus p -értéket jelöli. Zárójelben a standard hibák szerepelnek. Az instrumentum alulidentifikáltságának tesztstatisztikája az ivreg2 Stata-modulban klaszterezésre robusztus standard hibák esetén alkalmazott Kleibergen–Paap rangteszt p -értéke, a gyenge instrumentum tesztje pedig hasonlóan a Kleibergen–Paap Wald-féle rangteszt F -statisztikája.

Forrás: Saját számítás szja- és járulékbemlások adatai alapján.

Láthatjuk, hogy önmagában a gyermekek korosodása keresztmetszetben nem növelte jelentősen a bevallott jövedelmeket. Megállapítható, hogy a legfiatalabb gyermek hároméves öregedése átlagosan $3 \times 0,007$ -tel, azaz körülbelül 2,1 százalékkal csökkentette a bevallott jövedelmet keresztmetszetben. A gyermekek számára vonatkozó tagok becslült együtthatói szignifikánsan pozitívak, vagyis ceteris paribus egy további gyermek 6–12 százalékos jövedelemkülönbséget jelentett. Ugyanakkor ezt az eltérést vélhetően egyéb, nem megfigyelhető tulajdonságok okozták. Az adóalap változására vonatkozó becsléseinket ugyanis elvégeztük egy szűkített mintán is, amelyből kizártuk azokat, akiknek a legfiatalabb gyermeke 2010. után született, és nem tapasztaltunk jelentős különbségeket a becslült együtthatókban. Az egygyermekesekhez viszonyítva a két gyermeket nevelők jövedelme az interakciós tagot figyelembe véve 1 százalékkal csökkent, a háromgyermekeseké 0,7 százalékkal, az ennél több gyermeket nevelőké pedig 2,1 százalékkal emelkedett. Mekkora lehet a legnagyobb torzítás, amit ez a tényező okozhatott a marginális adóár szerinti rugalmasság becslésében? Ha abból indulunk ki, hogy a kezelték nagyobb valószínűséggel kerültek ki a többgyermekes családokból, és a marginális adóár szerinti rugalmasság részben ezt tükrözte, akkor a torzítás maximális értéke negatív irányban a kétgyermekeseknél $0,01 / 0,2186 = 0,047$, míg pozitív irányban a háromnál több gyermekesek esetén $0,021 / 0,2186 = 0,095$ volt. A 3. táblázat kvadratikusan jövedelmet is tartalmazó /3/ egyenletének 0,188-as becslült együtthatója helyett a tényleges rugalmasság tehát a 0,141–0,283 intervallumban lehet.

Mivel a 2010 és 2013 közötti időszakban a családi kedvezmény bevezetésén felül számos más adóváltozás is történt, felmerülhet, hogy a becsléseink valójában más hatásokat is megfognak. Az F7. táblázatban azt ellenőriztük, hogy a becslült adóár-rugalmasságok mennyiben tekinthetők a vizsgált adóváltozások hatásának. Az eddigiekben az adóalap háromévesnyi változása volt a becslült regresszió függő változója. Az F7. táblázatban az *évenkénti* adóalap-változásokat magyaráztuk 2009 és 2013 között a 3. táblázat /4/ modelljében használt független változókkal. A 2009 és 2010 közötti jövedelemváltozást magyarázó regresszió az ún. placebo regresszió: mivel ekkor még nem vezették be a családi adókedvezményt, várakozásunk szerint a marginális adóárak – családi adókedvezmények hatására bekövetkező – változása nem hathat szignifikánsan a jövedelemváltozásra. A mintában csak azokat az adózókat tartottuk meg, akik mind a négy év májusában dolgoztak.

A 2010 és 2011 közötti változást nézve – amikor életbe lépett a családi kedvezmény – a marginális adóár-rugalmasság statisztikailag szignifikáns a szokásos szignifikanciaszinteken, hasonlóan a 2011 és 2012 közötti változásokhoz, bár ekkor a becslült adóár-rugalmasság alacsonyabb. A 2012 és 2013 közötti adóalap-változásoknál a becslült pozitív hatás nem tekinthető szignifikánsnak. Továbbá a tanulmányban vizsgált időszakon kívüli, a 2009-es állapothoz viszonyított jövedelemváltozások esetén sem találunk szignifikáns hatásokat. A családi adókedvezmény

bevezetését követő években bekövetkező jövedelemnövekedés – az adózók több időszakon keresztül reagáltak az adókulcsok változására –, és a bevezetést megelőző évre becsült inszignifikáns együttható egyaránt arra utal, hogy a használt módszertan a családi kedvezmény okozta adókulcsváltozások hatását írja le.

7. Következtetések

Tanulmányunkban a családi adókedvezmény 2011-es magyarországi bevezetését használtuk fel arra, hogy megbecsüljük az adózók által bevallott jövedelem rugalmasságát. Az összevont adóalap kompenzálatlan rugalmassága robusztusan 0,15–0,25 körül alakult, míg a jövedelmi és helyettesítési hatás elkülönítése bizonytalan. Bár az említett rugalmasság közvetlenül nem hasonlítható össze más tanulmányok eredményeivel, *Bakos–Benczúr–Benedek* [2008] széles jövedelmi skálára becsült együtthatóinak értékénél magasabb, inkább a nemzetközi irodalom (például *Gruber–Saez* [2002]) által becsült átlagos értékekhez esik közel. A korábbi magyar értékekhez képest az eltérést elsősorban az okozhatta, hogy az adóváltozások következtében a határadókulcs változása ezúttal nagyobb mértékű volt. Az alternatív specifikációk arról tanúskodnak, hogy a rugalmasságbecslés robusztus, nagyságrendje nem változott jelentősen a minta, illetve a becsült egyenlet módosítására. A hatás elsősorban a jövedelemeloszlás alsó- és felső szélén mutatkozott meg. Bizonytalanabb következtetést tudunk csak levonni az átlagos adóár tekintetében. A marginális és átlagos hatást egyaránt tartalmazó specifikációink alapján szignifikáns negatív jövedelmi hatást találtunk, azonban ennek becslése a marginális- és átlagadóárak változásának erős korrelációja miatt rendkívül bizonytalan.

Függelék

1. Szimulációs gyakorlat

Adóreformok hatásainak számszerűsítésekor komoly jelentősége van, hogy milyen viselkedési reakciókat feltételezünk az adóváltozásokat követően. A következőkben *Benczúr–Kátay–Kiss* [2012] viselkedési mikroszimulációs modelljét felhasználva mutatjuk be, hogy az adóárugalmasságra vonatkozó különböző becslések milyen makrogazdasági és költségvetési hatásokat implikálnak. A modell az egyének szintjén meghatározza az adó- és transzferváltozások hatását az

elérhető jövedelemre, majd ezekkel a jövedelmekkel szembesülve az egyének megváltoztatják a munkakínálatukat, mind a munkába lépést, mind a munkaintenzitást tekintve. Ezt a mikro-szimulációval meghatározott munkakínálati sokkot egy neoklasszikus makromodellbe csatornázva végül meghatározza a modell az egyensúlyi állapotot, amelyet az adó- és transzferváltozások nélküli alappályához hasonlítunk.

Két modellspecifikáció eredményeit mutatjuk be. Az eredeti specifikációban a szerzők által beállított paramétereket használtuk, amelyben az intenzív oldali munkakínálati alkalmazkodást *Kiss–Mosberger* [2011] alapján határoztuk meg. Ekkor a munkajövedelem szerinti felső két decilisbe tartozó munkavállalóknál a marginális adóár-rugalmasság 0,2. Az alternatív specifikációban ettől annyiban térünk el, hogy az intenzív oldali alkalmazkodáshoz saját becsléseinket használtuk, és a 3. táblázat modelljeiből kiindulva a teljes jövedelemeloszláson 0,2 marginális adóár-rugalmasságot állítottunk be.

Mindkét beállítással két intézkedéscsomagot vizsgáltunk. A 2010 és 2013 között végrehajtott összes, munkát terhelő adókat érintő változást (egykulcsos szja, szuperbruttó eltörlése, családi kedvezmény bevezetése, adójóváírás eltörlése, a Munkahelyvédelmi Akció bevezetése,¹⁰ nyugdíjjárulék-plafon eltörlése és járulékkulcsok módosításai),¹¹ majd ezekből kiemelve egy, a Munkahelyvédelmi Akcióhoz hasonló, munkavállalói oldali célzott kedvezményt hasonlítottuk össze egy általános adójóváírással. A célzott kedvezményeket munkavállalói járulékcsoökkentésként modelleztük, mert így közvetlenül összehasonlíthatók a kedvezmények, ugyanis két, statikusan azonos nagyságú adókedvezmény eltérő módon változtatná meg az adóéket a munkáltatói, illetve munkavállalói oldalon.¹² Bár rövid távon a különböző torzítások, fikciók miatt egy, az adóéket azonos mértékben megváltoztató munkavállalói, illetve munkáltatói adókedvezmény hatása eltérhet, ebben a modellben tökéletesen rugalmas munkaerőpiac mellett hasonlítottunk össze egyensúlyi állapotokat, így egy munkavállalói célzott kedvezmény modellezésével nem követhetünk el hibát. Az adójóváírás paramétereit úgy állítottuk be, hogy a statikus (rövid távú) költségvetési hatások megegyezzenek.

Az összes intézkedés hatását az F1. táblázat mutatja. Láthatjuk, hogy az eredeti specifikáció szerint hosszútávon bevételsemleges az intézkedéscsomag, míg az alternatív specifikáció szerint javítja az államháztartás egyenlegét. A foglalkoztatást ösztönző adókedvezmények összevetését az F2. táblázat mutatja.

¹⁰ A modell korlátaiból adódóan csak a 25 év alattiak, 55 év felettiak és a FEOR 9-es munkakörben foglalkoztatottak kedvezményeit modelleztük.

¹¹ Ebben a tanulmányban vizsgált intézkedéseknek egy szűkebb köréről közölt szimulációs eredményeket *Benedek–Kátay–Kiss* [2012], illetve a fogyasztási és tőkét terhelő adók változásaival együtt *Benczúr–Kátay–Kiss* [2012].

¹² Jelöljük w -vel a bért, t -vel a munkavállalói adókat, T -vel a munkáltatói adókat, τ -val pedig az adókedvezmény forintban kifejezett értékét. A munkavállalói oldalon adott kedvezmény mellett az adóéket $\frac{t + T - \tau}{w + T}$, míg munkáltatói kedvezményénél $\frac{t + T - \tau}{w + T - \tau}$, vagyis két azonos összegű kedvezmény közül a munkáltatói kedvezmény mellett az adóé magasabb lesz. Mivel a szimulációs modellben a viselkedési reakciókat nem az adókedvezmény mértéke, hanem az adókulcsok változása befolyásolja, az eredmények összehasonlíthatósága érdekében szükséges volt ez a megközelítés.

F1. táblázat

A 2010 és 2013 között végrehajtott összes adóintézkedés hatásai
(The effects of all tax measures, 2010–2013)

Vizsgált változó	Statikus költségvetési hatás	Eredeti specifikáció	Alternatív specifikáció
Makrogazdasági hatások (%)			
Effektív munka		3,9	5,3
Létszám		0,4	0,8
Tőke		3,2	4,4
GDP		3,7	5,0
Bruttó átlagbér		1,4	1,2
Fogyasztás		6,2	7,0
Költségvetési hatások (milliárd Ft, 2010-es árszinten)			
Szja (összevont adóalap)	–414	–344	–327
Munkavállalói járulékok	177	264	285
Munkaadói járulékok	–197	–76	–47
Áfa	47	111	127
Társasági adó	0	24	32
Iparüzési adó	0	17	22
Transzfer	0	5	7
<i>Összesen</i>	–387	0	100

Forrás: Saját számítás *Benczúr–Kátay–Kiss* [2012] viselkedési mikroszimulációs modelljével.

Az eredményekből láthatjuk, hogy a modell mindkét specifikáció szerint kedvezőbb makrogazdasági hatásokat számol a célzott kedvezményre. A különbség az effektív munkában nagyobb, mint a létszám, ami azt mutatja, hogy a célzott kedvezmények magasabb termelékenységű munkavállalókat érnek el, vagy magasabb óraszámú történő munkavállalásra ösztönöznek. Emellett az adójóváírás kivezetése miatt megemelkedő marginális adókulcsok is a munkakinálatuk visszafogására ösztönözik a munkavállalókat. Az alkalmazott rugalmassági paraméter nem befolyásolja jelentősen a célzott kedvezmények költségét, azonban az adójóváírás költsége hosszú távon közel kétszeresére emelkedik az alternatív specifikációban. Az eredmények azt mutatják, hogy az intenzív oldali alkalmazkodás mértékének nagy jelentősége lehet olyan adóváltozásoknál is, amelyek elsősorban a munkába állást ösztönözik.

F2. táblázat

A célzott adókedvezmények és az adójóváírás összehasonlítása
(Targeted tax allowances vs. in-work tax credit)

Vizsgált változó	Eredeti specifikáció		Alternatív specifikáció	
	Célzott kedvezmények	Adójóváírás	Célzott kedvezmények	Adójóváírás
Makrogazdasági hatások (%)				
Effektív munka	0,8	0,3	0,9	–0,8
Létszám	1,4	0,9	1,4	0,9
Tőke	0,7	0,2	0,7	–0,6
GDP	0,8	0,3	0,8	–0,7
Bruttó átlagbér	–0,1	–0,0	–0,1	0,1
Fogyasztás	2,0	1,7	2,1	1,1

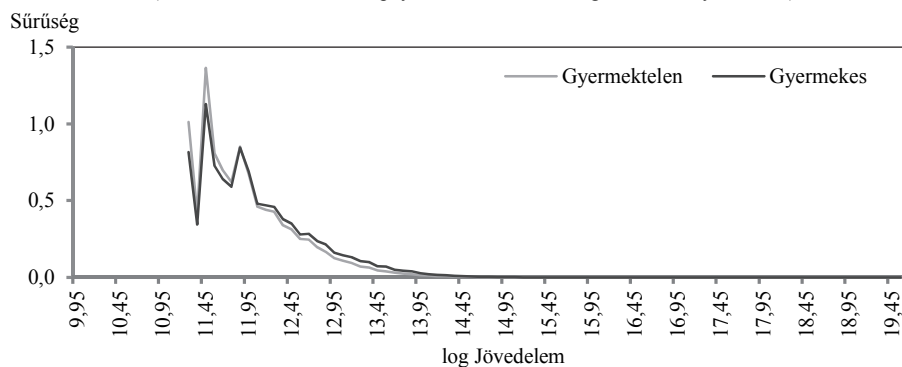
(A táblázat folytatása a következő oldalon)

(Folytatás)

Vizsgált változó	Eredeti specifikáció		Alternatív specifikáció	
	Célzott kedvezmények	Adójóváírás	Célzott kedvezmények	Adójóváírás
Költségvetési hatások (milliárd Ft, 2010-es árszinten)				
Szja (összevont adóalap)	10	-147	11	-172
Munkavállalói járulékok	-140	4	-139	-11
Munkaadói járulékok	18	6	19	-16
Áfa	41	34	42	23
Társasági adó	4	1	4	-4
Iparüzési adó	6	2	6	-5
Transzfer	10	7	10	8
Összesen	-51	-93	-48	-177

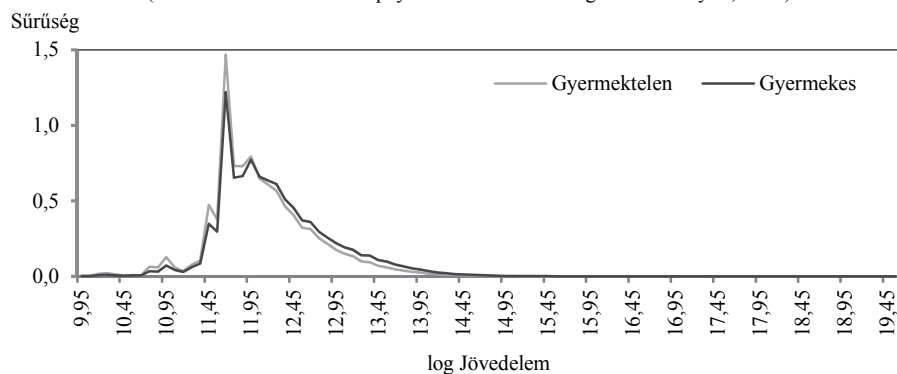
Forrás: Saját számítás Benczúr–Kátay–Kiss [2012] viselkedési mikroszimulációs modelljével.

F1. ábra. A regressziós elemzésben vizsgált adózók 2010-es jövedelmének eloszlása
(Income distribution of taxpayers included in the regression analysis, 2010)



Forrás: Saját számítás szja- és járulékbemelési adatok alapján.

F2. ábra. A regressziós elemzésben vizsgált adózók 2013-as jövedelmének eloszlása
(Income distribution of taxpayers included in the regression analysis, 2013)



Forrás: Saját számítás szja- és járulékbemelési adatok alapján.

2. Leíró statisztikák

F3. táblázat

A regressziós elemzésben felhasznált változók leíró statisztikái
(Descriptive statistics of variables included in the analysis)

Változó	Átlag	Szórás	Minimum	Maximum
Kor	40,8	6,5	13,0	76,0
Nem	0,3748	0,4841	0,0000	1,0000
Tőkejövedelem	0,0775	0,2673	0,0000	1,0000
Egyéni vállalkozó	0,0679	0,2516	0,0000	1,0000
Munkáltatói adóbevallás	0,2345	0,4237	0,0000	1,0000
Összevont adóalap, 2010	223 638	467 055	73 500	191 380 336
Összevont adóalap, 2013	276 661	703 481	20 000	303 838 795
$dlny_t$	0,1894	0,4041	-5,8710	4,6777
$dln(1 - mtr_{t+1,fa})$	0,0318	0,0771	0,0000	0,2186
$dln(1 - atr_{t+1,fa})$	0,1208	0,0678	0,0000	0,2186

Forrás: Saját számítás szja- és járulékbemelési adatok alapján.

F4. táblázat

Az összevont adóalap deciliseinek felső határai
2010-ben és 2013-ban (havi jövedelem, Ft)
(Upper limit of deciles based on consolidated tax base,
2010 and 2013 [monthly income, HUF])

Decilis	2010	2013
1.	85 927	107 319
2.	94 000	115 996
3.	108 759	135 000
4.	128 400	155 500
5.	147 000	179 118
6.	170 000	209 243
7.	208 849	253 793
8.	275 026	331 464
9.	415 565	505 000

Forrás: Saját számítás szja- és járulékbemelési adatok alapján.

3. További regressziós becslések

F5. táblázat

Az összevont adóalap rugalmasságának becslése decilisenként
(Estimations on the elasticity of consolidated income, by income deciles)

Magyarázó változó	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10a)	(10b)
	decilis										
$\ln(1 - MTR)$	0,415*** (0,039)	0,491*** (0,039)	0,542*** (0,064)	-0,107 (0,110)	0,113** (0,038)	0,016 (0,031)	0,034 (0,028)	-0,015 (0,028)	0,011 (0,032)	0,051 (0,070)	0,251*** (0,070)
Induló jövedelem	-0,305*** (0,043)	-0,171 (0,089)	-0,187*** (0,042)	-0,408*** (0,033)	-0,677*** (0,042)	-0,110** (0,041)	-0,232*** (0,028)	-0,157*** (0,023)	-0,170*** (0,018)	-0,308*** (0,013)	3,046*** (0,436)
Induló jövedelem négyzete											-0,121*** (0,016)
Kor	0,010*** (0,003)	0,010*** (0,002)	0,009*** (0,003)	0,016*** (0,002)	0,008** (0,003)	0,016*** (0,003)	0,018*** (0,003)	0,012*** (0,003)	0,007* (0,003)	0,028*** (0,005)	0,022*** (0,005)
Kor négyzete	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Nem	-0,070*** (0,004)	-0,067*** (0,004)	-0,047*** (0,004)	-0,070*** (0,003)	-0,066*** (0,004)	-0,082*** (0,005)	-0,085*** (0,005)	-0,092*** (0,005)	-0,088*** (0,005)	-0,117*** (0,008)	-0,111*** (0,008)
Tőkejövedelem	0,112*** (0,014)	0,100*** (0,012)	0,071*** (0,011)	0,075*** (0,010)	0,091*** (0,009)	0,069*** (0,008)	0,062*** (0,008)	0,055*** (0,007)	0,040*** (0,007)	0,021** (0,008)	0,024** (0,008)
Munkáltatói adóbevallás	0,112*** (0,006)	0,107*** (0,006)	0,071*** (0,004)	0,057*** (0,004)	0,071*** (0,004)	0,056*** (0,004)	0,052*** (0,004)	0,059*** (0,004)	0,080*** (0,004)	0,097*** (0,006)	0,097*** (0,006)
Egyéni vállalkozó	0,036*** (0,010)	0,024** (0,009)	0,001 (0,008)	0,021* (0,008)	0,020** (0,008)	-0,001 (0,008)	-0,016* (0,006)	-0,009 (0,007)	-0,020* (0,008)	-0,056*** (0,010)	-0,054*** (0,010)
Konstans	3,657*** (0,484)	2,059* (1,021)	2,278*** (0,488)	4,686*** (0,387)	8,013*** (0,509)	1,208* (0,500)	2,662*** (0,344)	1,866*** (0,287)	2,193*** (0,229)	3,696*** (0,179)	-19,417*** (2,983)
FEOR és megye dummyk	igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen
Alulidentifikációs teszt p -érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Gyenge instrumentum F -statisztika	11260	9112	2914	780	7863	21700	38636	33786	23671	4764	4734

Megjegyzés: * $p < 5$, ** $p < 1$ és *** $p < 0,1$ százalékos alapon az irányítószer alapján klaszterezésre és heteroszkedaszticitásra robusztus p -értéket jelöl. Zárójelben a standard hibák szerepelnek. Az instrumentum alulidentifikáltságának tesztstatisztikája az ivreg2 Stata-modulban klaszterezésre robusztus standard hibák esetén alkalmazott Kleibergen–Paap rangteszt p -értéke, a gyenge instrumentum tesztje pedig hasonlóan a Kleibergen–Paap Wald-féle rangteszt F -statisztikája.

Forrás: Saját számítás szja- és járulékbemlások alapján.

F6. táblázat

*Az összevont adóalap alakulása 2010-ben
a legfiatalabb gyermek kora szerint*
(Consolidated tax base by the age of the youngest child, 2010)

Magyarázó változó	$\ln y_t$
Legfiatalabb gyermek kora	-0,007*** (0,000)
2 gyermek	0,121*** (0,004)
3 gyermek	0,103*** (0,006)
Legalább 4 gyermek	0,164*** (0,014)
2 gyermek × Legfiatalabb gyermek kora	-0,003*** (0,000)
3 gyermek × Legfiatalabb gyermek kora	0,002** (0,001)
Legalább 4 gyermek × Legfiatalabb gyermek kora	0,007** (0,002)
Konstans	12,009*** (0,003)

Megjegyzés. * $p < 5$, ** $p < 1$ és *** $p < 0,1$ százalék, ahol p az irányítószám alapján klaszterezésre és heteroszkedaszticitásra robusztus p -értéket jelöli. Zárójelben a standard hibák szerepelnek.

Forrás: Saját számítás szja- és járulékbemelési adatok alapján.

F7. táblázat

Az összevont adóalap rugalmasságának becslése évente
(Year-by-year estimations on the elasticity of consolidated tax base)

Magyarázó változó	2010–2013	2010–2011	2011–2012	2012–2013	2009–2010
$\ln(1 - MTR)$	0,207*** (0,012)	0,099*** (0,018)	0,063** (0,021)	0,045* (0,021)	0,003 (0,011)
Induló jövedelem	-0,272*** (0,002)	-0,085*** (0,003)	-0,124*** (0,003)	-0,063*** (0,003)	0,135*** (0,002)
Induló jövedelem négyzete					
Kor	0,004*** (0,001)	0,009*** (0,002)	0,014*** (0,002)	-0,019*** (0,002)	-0,015*** (0,001)

(A táblázat folytatása a következő oldalon)

(Folytatás)

Magyarázó változó	2010–2013	2010–2011	2011–2012	2012–2013	2009–2010
Kor négyzete	–0,000*** (0,000)	–0,000*** (0,000)	–0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)
Nem	–0,069*** (0,002)	–0,077*** (0,003)	–0,053*** (0,004)	0,060*** (0,004)	0,049*** (0,002)
Tőkejövedelem	0,057*** (0,003)	0,052*** (0,004)	0,002 (0,004)	0,003 (0,004)	–0,021*** (0,002)
Munkáltatói adóbevallás	0,066*** (0,002)	0,045*** (0,002)	0,029*** (0,002)	–0,008*** (0,002)	–0,020*** (0,002)
Egyéni vállalkozó	–0,003 (0,003)	0,005 (0,004)	–0,012** (0,004)	0,004 (0,004)	0,007** (0,002)
Konstans	8,303*** (0,310)	9,956*** (0,565)	8,032*** (0,645)	–9,685*** (0,662)	–1,556*** (0,267)
Legfiatalabb gyermek születési éve	–0,002*** (0,000)	–0,004*** (0,000)	–0,003*** (0,000)	0,005*** (0,000)	0,000 (0,000)
FEOR és megye dummyk	igen	igen	igen	igen	igen
Sáv dummyk	igen	igen	igen	igen	igen
<i>N</i>	378 360	378 360	378 360	378 360	340 168
Alulidentifikációs teszt <i>p</i> -érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Gyenge instrumentum <i>F</i> -statisztika	81 711	81 711	81 711	81 711	77 847

Megjegyzés. * $p < 5$, ** $p < 1$ és *** $p < 0,1$ százalék, ahol p az irányítószám alapján klaszterezésre és heteroszkedaszticitásra robusztus p -értéket jelöli. Zárójelben a standard hibák szerepelnek. Az instrumentum alulidentifikáltságának tesztstatisztikája az *ivreg2* Stata-modulban klaszterezésre robusztus standard hibák esetén alkalmazott Kleibergen–Paap rangteszt p -értéke, a gyenge instrumentum tesztje pedig hasonlóan a Kleibergen–Paap Wald-féle rangteszt F -statisztikája.

Forrás: Saját számítás szja- és járulékbemelési adatok alapján.

Irodalom

- AUTEN, G. – CARROLL, R. [1999]: The effect of income taxes on household income. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 81. No. 4. pp. 681–93. <https://doi.org/10.1162/003465399558409>
- BAKOS P. – BENCZÜR P. – BENEDEK D. [2008]: Az adóköteles jövedelem rugalmassága. Becslés és egy egykulcsos adórendszerre vonatkozó számítás a 2005. évi magyar adóváltozások alapján. *Közgazdasági Szemle*. LV. évf. 9. sz. 733–762. old. <http://www.kszemle.hu/tartalom/cikk.php?id=1043>
- BENCZÜR, P. – KÁTAY, G. – KISS, Á. [2012]: *Assessing Changes of the Hungarian Tax and Transfer System: A General-equilibrium Microsimulation Approach*. MNB Working Paper. No. 7. Ma-

- gyar Nemzeti Bank. Budapest. <https://www.mnb.hu/en/publications/studies-publications-statistics/working-papers-1-1/wp-2012-07-peter-benczur-gabor-katay-aron-kiss-assessing-changes-of-the-hungarian-tax-and-transfer-system-a-general-equilibrium-microsimulation-approach>
- BENEDEK D. – KÁTAY G. – KISS Á. [2012]: Az adóváltozások hatásainak elemzése mikroszimulációs modellek segítségével. In: *Fazekas K. – Benczúr P. – Telegdy Á.* (szerk.): *Munkaerőpiaci Tükör 2012*. MTA Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont Közgazdaság-tudományi Intézet. http://econ.core.hu/file/download/mt_2012_hun/egyben.pdf
- FELDSTEIN, M. [1995]: The effect of marginal tax rates on taxable income: a panel study of the 1986 tax reform act. *Journal of Political Economy*. Vol. 103. No. 3. pp. 551–572. <http://dx.doi.org/10.1086/261994>
- GIERTZ, S. H. [2004]: *Recent Literature on Taxable-Income Elasticities: Technical Paper 2004-16*. Working Paper. No. 16189. Congressional Budget Office. <https://ideas.repec.org/p/cbo/wpaper/16189.html>
- GRUBER, J. – SAEZ, E. [2002]: The elasticity of taxable income: evidence and implications. *Journal of Public Economics*. Vol. 84. No. 1. pp. 1–32. [https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(01\)00085-8](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(01)00085-8)
- KISS, Á. – MOSBERGER, P. [2011]: *The Elasticity of Taxable Income of High Earners: Evidence from Hungary*. MNB Working Paper. No. 11. Magyar Nemzeti Bank. Budapest. <https://www.mnb.hu/letoltes/wp-2011-11.pdf>
- KISS, Á. – MOSBERGER, P. [2015]: The elasticity of taxable income of high earners: evidence from Hungary. *Empirical Economics*. Vol. 48. No. 2. pp. 883–908. <https://doi.org/10.1007/s00181-014-0809-7>
- SAEZ, E. – SLEMROD, J. B. – GIERTZ, S. H. [2009]: *The Elasticity of Taxable Income with Respect to Marginal Tax Rates: A Critical Review*. Working Paper. No. 15012. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w15012>