

OTDK-DOLGOZAT

2014

**AZ EGÉSZSÉGÜGYI SZOLGÁLTATÁSOK IRÁNTI KERESLET
EGY LEHETSÉGES VIZSGÁLATA**

**A POSSIBLE ANALYSIS OF THE DEMAND OF HEALTH CARE
USE**

Kézirat lezárva: 2014. április 5.

Tartalomjegyzék

1. Bevezetés	6
2. Mikroökonómiai háttér	9
2.1. A Phelps-modell	9
2.1.1. Egészség és biztosítás.....	10
2.1.2. Optimális fogyasztás és szolgáltatás iránti kereslet	11
2.1.3. Optimális biztosítás	13
2.1.4. Tesztelhetőség	14
2.2. A Grossman-Wagstaff modell	15
2.2.1. Egészség, vagyon és jövedelem	15
2.2.2. Feltételes tényezőkeresletek	17
2.2.3. Optimális fogyasztás és egészségügyi szolgáltatás iránti kereslet	19
2.2.4. Tesztelhetőség	21
2.3. Sztochasztikus modellek.....	21
2.3.1. Feltételes egészségtermelési függvény.....	22
2.3.2. Optimális fogyasztás és szolgáltatás iránti kereslet konstans és nem konstans átmenet-valószínűségek esetén	23
2.3.3. Tesztelhetőség	27
3. Keresleti függvény becsülhető alakban.....	28
3.1. Feltételezett termelési-függvény formák	28
3.2. Strukturális keresleti függvények és teljes költség függvények	31
3.3. Redukált kereslet additív szeparábilis hasznosságfüggvény esetén	33
3.4. Összefoglalás	35
4. Empirikus elemzés	36
4.1. Az adatbázis.....	36
4.2. A modell változói	37
4.3. Keresleti függvény becslése	40

4.3.1.	Orvoslátogatások iránti kereslet	40
4.3.2.	Fogorvosi ellátás iránti kereslet.....	45
4.4.	Szelekciós torzítás és endogenitási problémák.....	49
4.4.1.	Szelekciós torzítás	50
4.4.2.	Endogenitási problémák	53
4.5.	Összefoglalás	60
5.	Összefoglalás, alkalmazhatóság és továbblépési lehetőségek	62
Irodalomjegyzék.....		65
Mellékletek.....		Hiba! A könyvjelző nem létezik.
1.1	Függelék A: A Grossman-Wagstaff modell egyensúlyi egyenletei	ii
1.2	Függelék B: Az egészségbe történő befektetés költsége és ára a Grossman-Wagstaff modellben	iii
1.3	Függelék C: Redukált kereslet additív szeparábilis hasznosságfüggvény esetén.....	v

Táblázatjegyzék

1. Táblázat: Az orvoslátogatásokat magyarázó tényezők (Full, OLS).....	41
2. Táblázat: Az orvoslátogatásokat magyarázó tényezők (Semi-Full, FGLS).....	42
3. Táblázat: Az orvoslátogatásokat magyarázó tényezők (Final, FGLS).....	43
4. Táblázat: Fogorvosi látogatások számát magyarázó tényezők (Full, OLS).....	46
5. Táblázat: Fogorvosi látogatások számát magyarázó tényezők (Semi-Full, OLS)	47
6. Táblázat: Fogorvosi látogatások számát magyarázó tényezők (BACKWARD, OLS)	48
7. Táblázat: Orvoslátogatásokat magyarázó tényezők szelekciós torzítás kiküszöbölésével (Heckit)	51
8. Táblázat: Fogorvosi látogatások számát magyarázó tényezők szelekciós torzítás kiküszöbölésével (Heckit)	52
9. Táblázat: Orvoslátogatásokat magyarázó tényezők a bér endogenitására szűrve (Semi- Full, 2SLS)	54
10. Táblázat:Orvoslátogatásokat magyarázó tényezők a bér endogenitására szűrve (Final, 2SLS).....	55
11. Táblázat: Orvoslátogatásokat magyarázó tényezők az ár endogenitására szűrve (Semi- Full, 2SLS)	56
12. Táblázat: Orvoslátogatásokat magyarázó tényezők az ár endogenitására szűrve (Final, 2SLS).....	57
13. Táblázat: Fogorvosi látogatások számát magyarázó tényezők a bér endogenitására szűrve (Semi-Full, 2SLS).....	58
14. Táblázat: Fogorvosi látogatások számát magyarázó tényezők a bér endogenitására szűrve (BACKWARD, 2SLS).....	59

1. BEVEZETÉS

Az egészséggazdaságtani elemzéseknek számos formája létezik a szakirodalomban. A tipizálásra egy lehetséges megoldás a Zweifel, Breyer és Kifmann [2009] által követett módszer¹, mely szerint meg kell különböztetnünk két területet, az egyik az egészség gazdaságtana, a másik pedig az egészségügyi szektor gazdaságtana. Az első kérdéskör normatív szempontú elemzéseikhez tartoznak az egészség értékelésére vonatkozó elméletek – melyek alapvetően a jóléti közgazdaságtanra épülnek –, a pozitív szempontúakhoz pedig az egészségre vonatkozó egyéni döntéseket vizsgáló – jellemzően mikroökonómiai ihletésű – modellek. A második kérdéskör elsősorban olyan kérdésekre keresi a választ, mint, hogy hogyan finanszírozódnak az egészségügyi intézmények, kik és mennyit fizetnek a szolgáltatásokért, és hogy mindezt milyen csatornákon keresztül teszik. Ennek megfelelően ezek a típusú modellek erőteljesen támaszkodnak az első csoporthoz tartozó mikroökonómiai ihletésű modellekre.

Egy másik lehetséges felosztás a Culyer és Newhouse [2000] által követett, amely jelentős részben Williams [1987] tipizálását követi. Eszerint nyolc erősen összefüggő területre osztható fel az egészséggazdaságtan vizsgálgóási területe:

- Mi az egészség, és hogyan definiálható annak értéke?
 - Ide tartoznak az egyes egészséghez kapcsolódó indikátorok vizsgálata és az élet értékeléséhez kapcsolódó egyes módszerek
- Mi befolyásolja az egészséget az egészségügyi ellátáson kívül?
 - Ide tartoznak a fogyasztási minták, genetikai hatások stb... vizsgálata az egészség szintjére
- Az egészségügyi szolgáltatások iránti kereslettel kapcsolatos kérdések
 - Ide elsősorban az egészség iránti keresletből származtatott egészségügyi szolgáltatások iránti kereslet meghatározása tartozik
- Az egészségügyi szolgáltatások kínálatával kapcsolatos vizsgálatok
 - Ide tartoznak a(z) egészségügyi szolgáltatásra vonatkozó) termelési technológiák vizsgálata, a termelés költségeinek meghatározása stb...
- Mikroökonómiai megközelítés

¹ Ld. bővebben: Zweifel, Breyer és Kifmann [2009]: 1.3. alfejezet

- Ide az egészségügyi ellátás egyes formáinak értékelése tartozik különböző módszerek alapján (költség-haszon elemzés, költség-hatékonyság elemzés stb...)
- Piacelemzés
 - Pénzbeli és időbeli árak, várólisták és egyéb egyensúlyt teremtő mechanizmusok vizsgálata tartozik ide.
- Tervező, szabályozó és monitoring mechanizmusok vizsgálata
 - Ehhez a területhez az ösztönzők hatásainak vizsgálata, az egyes rendelkezésre álló eszközök gazdasági értékelése tartozik. Ide tartozik tág értelemben véve az egészségügyi rendszer optimalizálása a költségvetésen, a munkaerő allokáción, szabályozáson stb...-n keresztül.
- Rendszerszintű értékelés
 - Ide tartoznak a finanszírozási módszerek vizsgálata, nemzetközi összehasonlítások készítése, az egyenlőség-egyenlőtlenség és az allokatív hatékonyság vizsgálata.

Jelen dolgozat, témáját tekintve a pozitív jellegű megközelítésekhez sorolható, és szűkebb értelemben vett célja az egészségügyi szolgáltatások iránti kereslet modellezése, valamint a modell paramétereinek becslése. A dolgozat, hasonlóan az általam ismert összes mikroökonómiai megalapozású egészségügyi keresletet becslő modellhez², az egészséget, mint pozitív hasznosságú jószágot tekinti, amely egy korlátos erőforráson keresztül³ szerezhető meg, döntés elé állítva a fogyasztót, hogy ezt a szűkös erőforrást egészségre vagy egy másik (általában vagy fogyasztásként, vagy fogyasztáshoz valamilyen háztartási termelési függvényen keresztül kapcsolódó erőforrásként definiált) jószágra használja fel. A feltételezett döntési kritérium megegyezik a neoklasszikus mikroökonómiában megszokott formalizmussal; adott költségvetési korláton belül maradva egy célfüggvény maximumhelye adja a fogyasztó számára optimális jószágkombinációt. Ezekkel a feltevésekkel ezek a modellek teret nyitnak a mikroökonómia egyéni döntést leíró eszköztára alkalmazhatóságának.

A kérdés ilyen módon való kezelésével kapcsolatban persze felmerülhetnek aggályok. Ahogy például Zweifel, Breyer és Kifmann [2009] is említi⁴, a fenti modellnek leginkább ellene vetett feltételezés az, hogy az emberi egészség – és tágabb értelemben az emberi élet –

² Ld. bővebben: később

³ Ennek a költségvetési korlátnak a szerepét általában az ilyen jellegű modellekben az idő játssza. Ld. bővebben a 2. fejezetben.

⁴ Ld.: Zweifel, Breyer és Kifmann [2009]:1.2.1 alfejezet

értéke végtelen, és ebből következően az egészségügyi szolgáltatások iránti kereslet teljesen ár rugalmatlan. Azonban a szakirodalom ezt nem igazolja: Grossman [2004] például rámutat, hogy számos tanulmány szerint az egészségre káros tényezők kereslete (fiatalok esetén különösen) árfüggő. Kenkel [1991] pedig, hogy a megelőzés iránti kereslet függ az egyén oktatási szintjétől. Ezek a példák azt hivatottak illusztrálni, hogy az életet, pontosabban a baleset vagy megbetegedés kockázatát más szereplők máshogy értékelik, és ebben jelentős szerepe van az egyéb társadalmi-gazdasági tényezők mellett az áraknak is. Általánosságban, ahogy azt McPake és Normand [2008] is megjegyzi⁵, azt mondhatjuk, hogy a szereplők számára trade off van az egészség és valamilyen jószág⁶ között.

⁵ Ld.: McPake és Normand [2008]: 18. o

⁶ Legyen az akár az idő, akár valamilyen fogyasztási cikk.

2. MIKROÖKONÓMIAI HÁTTÉR

Az egészségügyi keresletet becslő modellek közül számos típus található meg a szakirodalomban. Egyes modellek megközelítése erősen a neoklasszikus mikroökonómiára alapoz (ld. pl.: Phelps [1973], Keeler, Newhouse és Phelps [1974], Wagstaff [1986a, 1986b], Gilleskie [1998], Grossman [1972, 2000] stb...⁷), míg mások, inkább direkt ökonometriai-statisztikai eszközökkel próbálkoznak (ld. pl.: Manning et al [1988], Trivedi és Deb [1997], Deb [2001] stb...⁸). Jelen dolgozat, bár elismeri az utóbbi módszerek előnyeit, inkább az előző kategóriába tartozó módszerekkel foglalkozik, ezek közül is a klasszikus eszköztárra szorítókkal.⁹

Ezek az egészségügyi keresletet becslő modellek, az előző fejezetben bemutatott feltevésekben ugyan kivétel nélkül megegyeznek, abban azonban eltérnek, hogy a döntést milyen változók között definiáljuk, és sok esetben abban is, hogy mi a döntés kritériumaként szolgáló maximalizálandó célfüggvény. Jelen fejezetben először néhány alapvető fontosságú keresletet becslő modell kerül bemutatásra, majd a fejezet végén, a bemutatott modellek alapján megkísérlek egy, az egészségügyi szolgáltatások iránti kereslet becslésére alkalmas mikroökonómiai modellt felállítani.

2.1. A PHELPS-MODELL

Bár a mikroökonómiai megalapozottságú egészséggazdaságtani elemzésekben talán az egészség humántőke-befektetés alapú megközelítése a legelterjedtebb, egyes modellek a kérdést nem dinamikus programozási feladatként kezelik. Ilyen például Goldman és Grossman [1978]¹⁰ modellje mellett Phelps [1973] modellje is, amely más oldalról közelít a kérdéshez.

A modell egyrészt él a teljes információs feltevéssel¹¹, valamint az egészségi állapotot nem, mint humántőke-befektetést értelmezi, hanem olyan jószágnak tekinti, amely hasonló

⁷ A felsorolás nem teljes

⁸ A felsorolás nem teljes

⁹ Klasszikus alatt azt értem, hogy ezek a modellek nem veszik figyelembe a morális kocázat, megbízó ügynök probléma és az externáliák kérdését

¹⁰ Bár épp Grossman volt a humántőke-befektetés alapú megközelítés úttörője, itt mégsem ezt a megközelítést követi. Goldman és Grossman [1978] modellje is ugyanúgy egyszeri haszonmaximalizáló fogyasztót tételez fel, mint Phelps [1973], aki nem egy dinamikus programozási feladattal áll szemben. A megközelítés oka valószínűleg a kérdés természetében keresendő: Az általuk vizsgált gyermekorvosokra vonatkozó keresletben a szülő maximalizálja a saját hasznosságát, amit viszont többek között gyermeke egészsége határoz meg.

¹¹ Nincs információs aszimmetria, de bizonytalanság megengedett

más fogyasztási javakhoz – ezzel kerülve el a dinamikus programozás problémáját. Ellentétben például a később itt bemutatásra kerülő Grossman-Wagstaff-féle modellel, a fogyasztó jövedelmi korlátját egy biztosítási prémium is terheli, amelynek paraméterei szintén a fogyasztó (egy korábbi) döntésétől függenek. Ennek megfelelően a Phelps [1973] által felállított modell egy kétperiódusú döntésként modellezi az egészségügyi keresletet, az első periódusban feltételezve, hogy a fogyasztó az optimális biztosításról dönt, majd egy későbbi periódusban az adott paraméterek mellett a fogyasztandó egészségről és egy másik jószág optimális mennyiségéről.

2.1.1. Egészség és biztosítás

Adott a fogyasztó, amelyik egy $U(x, H)$ hasznossági függvénnyel rendelkezik, ahol x jelöli a fogyasztást, és H pedig az ún. egészségesen eltöltött napok számát. A modell feltételezése szerint ezen napok száma csökkenhet betegség miatt, és növekedhet, ha a fogyasztó egészségügyi szolgáltatást vesz igénybe. Ezzel a fogyasztó egészségi szintjét meghatározó összefüggés:

$$H = H_0 - \xi + g(h) \quad (1)$$

Ahol H_0 a kezdeti egészségi állapotot jelöli, ξ egy valószínűségi változó, amely a megbetegedésből fakadó egészségi állapot romlást méri, $g(h)$ pedig azt az egészségjavulást méri, amely az igénybevett egészségügyi szolgáltatás miatt következik be.¹²

A fogyasztó az Egyesült Államokban szokásos egészségbiztosítási rendszernek megfelelően választhat egészségbiztosítási csomagok közül. Ebben megválaszthatja, hogy a szolgáltatás igénybevétele esetén a díjnak mekkora részét fizeti ő, és mekkorát a biztosító, valamint, hogy ebben az esetben milyen mértékű igénybevételeig fizet a biztosító. Jelölje C azt az arányt, hogy a fogyasztó az igénybevett szolgáltatások költségének mekkora hányadát fizeti, h^* pedig a maximális szolgáltatást, amire a biztosító a költségeket – pontosabban annak $(1-C)$ -ed részét – fizeti. Phelps [1973] szerint ekkor a fogyasztó által fizetendő biztosítási díj a következőképpen határozható meg:

$$R = (1 + \theta) \int_0^{h^*} (1 - C) p_h h(\xi) f(\xi) d\xi \quad (2)$$

¹² A modell egészségre vonatkozó feltételezéseivel kapcsolatban érdemes megjegyezni, hogy a fenti függvénykapcsolattal szemben aggályok merülhetnek fel. Lackó [2010] például rámutat arra, hogy a halálozások szempontjából az egészségügyi szolgáltatásokhoz köthető indikátorok (pl. az orvosok száma) sokkal kevésbé fontos, mint más társadalmi-gazdasági tényezők alakulása. Ez persze nem zárja ki egy olyan formán fennálló kapcsolat lehetőségét, csak valószínűsíti, hogy h hatása H -ra nem jelentős – ilyen formán pedig megkérdőjelezi a modell ésszerűségét.

Ahol R a biztosítási díj, $(1 + \theta)$ egy költségtényező, p_h az egészségügyi szolgáltatás ára, $h(\xi)$ az igénybevett szolgáltatás mennyisége¹³, $f(\xi)$ pedig a betegséget jelölő valószínűségi változó sűrűségfüggvénye. Ezzel a fenti egyenlet tulajdonképpen azt fejezi ki, hogy a biztosítási díj a biztosító által fizetendő díj várható értékének egy $(1 + \theta)$ költségtényezővel való szorzata. A modell szerint a fogyasztó előbb C és h^* értékétől dönt, majd ezeket adottnak véve dönt arról, hogy rendelkezésre álló javait hogyan ossza meg fogyasztás és egészségügyi szolgáltatás között. A dolgozat módszertani megfontolások alapján előbb tárgyalja az optimális fogyasztási döntés kérdését, és csak később az optimális biztosítás szintjét.

2.1.2. Optimális fogyasztás és szolgáltatás iránti kereslet

A fogyasztó a modell szerint tehát adott biztosítási díj mellett¹⁴ egészség és valamilyen fogyasztási jószág között dönt adott jövedelmi korlát mellett. Ez a következő formalizmussal adható meg:

$$c.f.: \max_{x,H} U(x, H) \quad (3)$$

$$k.f.: I - R = p_x x + C p_h h; \quad (ha \ h \leq h^*) \quad (4)$$

Ahol U a fogyasztó hasznosságfüggvénye, I a teljes rendelkezésre álló jövedelem, p_x pedig a fogyasztás ára. Az első korlátozó feltétel csak annyit mond, hogy a fogyasztó az összjövedelmét biztosításra, a kórházi díj önrészére és fogyasztásra költetheti.¹⁵ Előfordulhat, hogy a fogyasztó ún. túlfogyaszt, azaz az általa igénybeveendő szolgáltatás nagyobb, mint amit a biztosítás fedez ($h > h^*$). Ebben az esetben a fogyasztónak h^* szolgáltatásért csak $C p_h$ árat kell fizetnie, a fennmaradóért pedig teljes árat. Tehát a feladat az

$$c.f.: \max_{x,H} U(x, H) \quad (5)$$

$$k.f.: I - R = p_x x - (1 - C) p_h h^* + p_h h; \quad (ha \ h > h^*) \quad (6)$$

alakot ölti. A rendelkezésre álló jövedelmet Phelps is, a később bemutatandó modellekkel együtt, a munkapiacról vezeti le, ennek megfelelően

$$I = L_0 w - t h w \quad (7)$$

$$\frac{dI}{dh} = -t w \quad (8)$$

¹³ ami nyilván függ a betegség bekövetkezésétől

¹⁴ Tehát C -t és h^* -ot (θ és f mellett) exogén adottságnak tekinti a modell ebben a lépésben.

¹⁵ Itt feltettük, hogy U szigorúan monoton növekvő mindkét változójában. Ebben az esetben az optimumban a korlátozó feltétel egyenlőséggel teljesül, míg általános esetben a korlát az $I \geq p_x x + C p_h h + R$ alakot ölti.

Ahol L_0 az összes idő munkával eltöltendő része¹⁶, w a munkabér, t egy arányossági tényező, ami azt mutatja meg, hogy egységnyi egészségügyi szolgáltatás mennyi időt vesz igénybe. Ezzel a modell azt állítja, hogy az összes munkaidőt csökkenti az egészségügyi szolgáltatás által igénybeveendő idő, amivel a fogyasztó bevételkiesést szenved.

A fogyasztó döntését leíró egyenleteket az eredeti Phelps-modell a Lagrange-formalizmussal írja fel, ehhez meg kell jegyezni, hogy ebben az esetben a modell hallgatólágoosan több dolgot is feltételez a fogyasztó hasznosságfüggvényére és preferenciáira vonatkozóan:

- U folytonos és szigorúan monoton növekvő
- U (legalább lokálisan) kvázikonkáv
- U olyan alakú, hogy az optimális fogyasztási pontban mindkét jószágból fogyaszt. (pl. Cobb-Douglas vagy CES függvényforma esetén ez automatikusan teljesül, más esetekben az optimális pontról kell feltételezni, hogy nem ún. sarokmegoldás)¹⁷

Ezzel a megszorítással a Lagrange-függvény:

$$Z = U(x, H) + \lambda(p_x x + C p_h h + R - I); \quad h \leq h^* \quad (9)$$

$$Z = U(x, H) + \lambda(p_x x - (1 - C)p_h h^* + p_h h + R - I); \quad h > h^* \quad (10)$$

Valamint a haszonmaximalizáló egyenletek:

$$\frac{\partial Z}{\partial x} = \frac{\partial U}{\partial x} + \lambda p_x = 0 \quad (11)$$

$$\frac{\partial Z}{\partial h} = \frac{\partial U}{\partial H} g'(h) + \lambda(C p_h + t w) = 0 \quad (12)$$

$$\frac{\partial Z}{\partial \lambda} = p_x x + C p_h h + R - I = 0 \quad (13)$$

, ha $h \leq h^*$, és

$$\frac{\partial Z}{\partial x} = \frac{\partial U}{\partial x} + \lambda p_x = 0 \quad (14)$$

$$\frac{\partial Z}{\partial h} = \frac{\partial U}{\partial H} g'(h) + \lambda(C p_h + t w) = 0 \quad (15)$$

$$\frac{\partial Z}{\partial \lambda} = p_x x - (1 - C)p_h h^* + p_h h + R - I = 0 \quad (16)$$

¹⁶ Ez rögzítettnek tekinthető a mindenkori törvényi szabályozás alapján.

¹⁷ (A feltételek gyengébb formában megtalálhatóak Jehle-Reny [2011]: 1. fejezet, 1.4-es tétel, erősebb formában Mas-Colell [1995]: 3.D.2-es állítás) Abban az esetben, amikor a dolgozat Lagrange-formalizmussal él, a fenti három feltételt automatikusan felteszi.

, ha $h > h^*$. Amennyiben $U(x, H)$ ismert, levezethetők az

$$x = x(p_x, p_h, I(w), R(C, h^*, f(\xi), \theta), C, H_0, \xi) \quad (17)$$

$$h = h(p_x, p_h, I(w), R(C, h^*, f(\xi), \theta), C, H_0, \xi) \quad (18)$$

keresleti függvények.¹⁸

2.1.3. Optimális biztosítás

Az optimális biztosítási paraméterek megválasztása, ellentétben a fogyasztás az optimális szintjére vonatkozó döntéssel, a bizonytalanság melletti döntések kategóriájába sorolható. A fogyasztásról szóló döntés esetében a betegséget modellező ξ valószínűségi változó a döntés pillanatában már ismert, azaz a fogyasztó döntését leíró egyenletek kifejezései nem valószínűségi változók, hanem determinisztikusak. Ennek köszönhető, hogy a fogyasztó végül nem várható hasznosságot maximalizál, és a keresleti függvényei sem valószínűségi változók. A biztosítási döntés pillanatában azonban a valószínűségi változók értékei még nem ismertek, csak azok eloszlásai. Ennek köszönhetően a fogyasztó döntése a hagyományos várható hasznosság maximalizálásával adható meg. A Phelps-féle modell a hagyományos Ehrlich és Becker [1972] által kidolgozott biztosítási modell egy speciális, kétállapotú változatát használja, ahol az első világállapotban a fogyasztó nem betegszik meg, a másodikban pedig igen.¹⁹ A fogyasztó döntési feladata tehát a következőképpen adható meg:

c. f.:

$$\begin{aligned} \max_{C, h^*} E(U) = & \max_{C, h^*} \left[s_0 U(x, H_0) + \int_0^{\xi^*} U(x, H_0 - \xi + g(h)) f(\xi) d\xi \right. \\ & \left. + \int_{\xi^*}^{\infty} U(x, H_0 - \xi + g(h)) f(\xi) d\xi \right] \end{aligned} \quad (19)$$

k. f.:

$$I - R = p_x x + C p_h h; \quad h \leq h^* \quad (20)$$

$$I - R = p_x x - (1 - C) p_h h^* + p_h h; \quad h > h^* \quad (21)$$

Ahol s_0 az első világállapot bekövetkezési valószínűsége – azaz annak valószínűsége, hogy a fogyasztó nem betegszik meg – ξ^* pedig a h^* -hoz tartozó²⁰ betegségi szint. Ha mégis megbetegedne, akkor a várható értéket kifejező integrálok adják meg a várható hasznosság azon részét, amelyik a megbetegedéshez tartozó világállapotból származik.

¹⁸ A keresleti összefüggéshez a fenti egyenleteken felül az R -et definiáló egyenletet is fel kell használni, valamint a $H = H_0 - \xi + g(h)$ összefüggést.

¹⁹ Ld.: bővebben pl.: Phelps [1973]: 1. fejezet, vagy Ehrlich-Becker [1972]

²⁰ Abban az értelemben, hogy $g(h^*) = \xi^*$

Az optimális döntést megadó egyenletek pedig:

$$\begin{aligned} \frac{\partial E(U)}{\partial C} &= s_0 \left(\frac{\partial U}{\partial x} \frac{\partial x}{\partial C} + \frac{\partial U}{\partial H} g'(h) \frac{\partial h}{\partial C} \right) + \int_0^{\xi^*} \left(\frac{\partial U}{\partial x} \frac{\partial x}{\partial C} + \frac{\partial U}{\partial H} g'(h) \frac{\partial h}{\partial C} \right) f(\xi) d\xi \\ &+ \int_{\xi^*}^{\infty} \left(\frac{\partial U}{\partial x} \frac{\partial x}{\partial C} + \frac{\partial U}{\partial H} g'(h) \frac{\partial h}{\partial C} \right) f(\xi) d\xi = 0 \end{aligned} \quad (22)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial E(U)}{\partial h^*} &= s_0 \left(\frac{\partial U}{\partial x} \frac{\partial x}{\partial h^*} + \frac{\partial U}{\partial H} g'(h) \frac{\partial h}{\partial h^*} \right) + \int_0^{\xi^*} \left(\frac{\partial U}{\partial x} \frac{\partial x}{\partial h^*} + \frac{\partial U}{\partial H} g'(h) \frac{\partial h}{\partial h^*} \right) f(\xi) d\xi \\ &+ \int_{\xi^*}^{\infty} \left(\frac{\partial U}{\partial x} \frac{\partial x}{\partial h^*} + \frac{\partial U}{\partial H} g'(h) \frac{\partial h}{\partial h^*} \right) f(\xi) d\xi = 0 \end{aligned} \quad (23)$$

Ha a korábban megkapott keresleti függvényekből levezetjük a $\frac{\partial x}{\partial C}$, $\frac{\partial h}{\partial C}$, $\frac{\partial x}{\partial h^*}$, $\frac{\partial h}{\partial h^*}$ kifejezéseket, és behelyettesítjük a fenti egyenletekbe, akkor azok éppen a várható haszonmaximalizáló C és h^* értékeket fogják szolgáltatni.

2.1.4. Tesztelhetőség

A fenti modell, a teljes információs környezetbe tartozó modellek közül talán a legegyszerűbb, mégis a legkevesebb feltevessel élő. Ennek azonban a modell predikciós erejét tekintve ára van. Mivel a hasznosságfüggvény formáját tekintve csak azokkal a (legtöbbször hallgatólagos) feltevésekkel él, amelyre a dolgozat korábban rámutatott, a Phelps-modell ebben a formájában konkrét keresleti-függvény becslésére kevésbé alkalmas. A modellt követve természetesen nyílik lehetőség állítások megfogalmazására, de ezek több szempontból problémásak.

Egyrészt lehet azt az utat követni, amit Phelps [1973] tett, nevezetesen, hogy mivel szinte egyik paraméter sem becsülhető közvetlenül – tehát semmiképp sem az elméleti modellt fogjuk becsülni –, tételezzünk fel egy olyan „keresleti” függvényt, amely a közvetett becslésre használt instrumentális változók és az aktuális magyarázott változó között loglineáris kapcsolatot ír elő.²¹ Ebben a modellben aztán az egyes változók paraméterei rugalmasságokként adódnak, amelyek nagyságrendjüket, előjelüket tekintve összevethetők²² a fenti modell eredményeivel.²³

²¹ Az instrumentális jelző itt félrevezető lehet, mert instrumentális változóval történő becslésre (pl. Two-stage least squares-re) utal. A valódi változók azonban nem megfigyelhetők, így az instrumentális becslésnek megfelelő becselőparaméter nem állítható elő. Itt – legalábbis Phelps [1973] tanulmányának keresztmetszeti részében – egyszerűen egy proxyváltozós becslésről van szó.

²² Az összevetés a standard komparatív statika alapján történhet: A konkrét (hasznosságfüggvényre vonatkozó) függvényforma feltevése nélkül is levezethetők rugalmassági összefüggések. Az eredmények a Lagrange-egyenletek megfelelő változó szerinti differenciálásával és a Cramer-szabály használatával adódnak. (Ld. bővebben: Varian [1992]: pl. 8.4. alfejezet.) Mivel azonban a konkrét eredmények itt nem lényegesek és a

Egy másik út lehet a szabad függvényforma megtartása valamilyen rugalmas formájú keresleti függvény becslésével, azonban, ahogy fent látszik, mivel az eredeti változók nem ismertek, így jelentős előny valószínűleg nem származhat a függvényforma szabad voltának megtartásában.

2.2. A GROSSMAN-WAGSTAFF MODELL

A modellt eredeti formájában Grossman [1972] dolgozta ki, amelyet később egyszerűbben becsülhető formára alakított Wagstaff [1986a, 1986b]. A modell azon modellek családjába tartozik, amelyik még mindig él a teljes információs feltevessel, de az egészség-fogyasztás problémáját, mint egy befektetést modellezi. Az ilyen modellek sora számos, és ezek legtöbbször az eredeti Grossman [1972] által bemutatott modell módosításai. A modell alapjaiként szolgáló tanulmányok mellett például Muurinen [1982], Dustmann és Windmeijer [2000], Laporte és Ferguson²⁴ [2007] vagy Galama és Kapteyn [2011] közelít hasonló módon²⁵, willingness-to-pay becslésre használ hasonló pl. Cropper [1981].

A modell formalizálására több lehetőség is adódik, de akármelyiket is választja az illető, a modell szerkezete lényegesen nem változik meg. Jelen dolgozatban én az eredeti Wagstaff [1986a] által történt felírást igyekszem követni, de különösen a logikai felépítésben erősen támaszkodom Grossman [2000] és Dustman és Windmeijer [2000] munkájára.²⁶ A modell, ellentétben a fent bemutatott Phelps-moddellel nem tartalmaz biztosítást, a fogyasztó költségvetési korlátjának megfelelő korlátozó feltétel a jövedelmet meghatározó tényezőkön kívül csak az egészségügyi szolgáltatást és a fogyasztandó másik (összetett) jószágot tartalmazza.

2.2.1. Egészség, vagyon és jövedelem

Ebben a modellben is adott egy fogyasztó az $U(x, s(H))$ hasznossági függvénynel, ahol x jelentése hasonló, mint a Phelps-modellben, s pedig a betegséggel eltöltött napok számát

számolások is hosszadalmasak, így az eredményeket a dolgozat nem közli, de megtalálhatók Phelps [1973]:142-145. oldalán.

²³ Itt meg kell jegyezni, hogy ugyan Phelps [1973] a hasznosságfüggvény formájára vonatkozóan nagy szabadságot hagyott, de cserébe a megfigyelhető paraméterekhez konstans rugalmasságú keresleti modellt írt elő, ami tulajdonképpen annullálja a szabad függvényforma előnyeit.

²⁴ Laporte és Ferguson [2007] modellje alapjaiban a humántőke alapú megközelítésekhez tartozik, de benne a betegséget, mint sztochasztikus sokkot vizsgálják.

²⁵ A felsorolás nem teljes.

²⁶ Az alább bemutatandó modellben hivatkozások elvétele szerepelnek, ezért döntöttem a hivatkozott munkák előre történő lejegyzéséhez. A konkrét gondolatokhoz tartozó hivatkozások ebben az esetben azért nem tűntek számomra megfelelőnek, mert a munkák egyfajta szintézisét kell a fejezetben végrehajtani. A bemutatandó modell tulajdonképpen Wagstaff [1986a] munkáját követi, azonban az eredeti Wagstaff [1986a] féle munka sok olyan részletre nem tér ki, amelyek a fejezet hangsúly szempontjából kifejezetten fontosak. Ezeknek egy részét egyéb munkák (pl. Grossmann [2000] vagy Dustman és Windmeijer [2000]), más részét pedig az alapvető mikroökonomiai elmélet tárgyalják.

jelenti, ami az egészségi szinttől (H) függ. A fogyasztó egészségi állapotát most egy differenciálegyenlet írja le:

$$\dot{H}(t) = I(t) - \delta(t)H(t) \quad (24)$$

Ahol $I(t)$ az egészségbe történő bruttó befektetés, $\delta(t)$ pedig az időfüggő amortizációs ráta. A differenciálegyenlet hasonló a hagyományos befektetési modellekhez: A befektetés időegységenként $I(t)$ -vel növeli az egészségi szintet, viszont az amortizáció, lassítva a folyamatot, ennek a szintnek mindig egy bizonyos arányát elfogyasztja.

A fogyasztó jövedelmét vagy az egészségre történő befektetésre fordítja vagy fogyaszt. Akármelyiket is választja, mindkét jószágot korlátlan mennyiségben elérheti a piacon, és ezek rögzített árral is rendelkeznek. Jövedelmét, amiből a fenti költségeit fedezi, a fogyasztó bérből illetve megmaradó vagyona után járó kamatokból szerezheti.²⁷ Ezzel a fogyasztó költségvetési korlátja is differenciálegyenlet formájában áll elő, ami a következő alakot ölti:

$$\dot{A}(t) = rA(t) + y(s(t)) - p_I I(t) - p_Z Z(t) \quad (25)$$

Ahol $A(t)$ a fogyasztó vagyona a t . időpillanatban, r a piaci kamatláb, $y(s(t))$ a fogyasztó jövedelme, ami a betegséggel eltöltött napok számán keresztül az egészségi állapotától függ, p_I az egészségbe történő befektetés ára, illetve egységköltsége, p_Z pedig a fogyasztás ára, illetve egységköltsége.²⁸ Az egyenlet azt állítja, hogy a fogyasztó vagyona négy csatornán keresztül változhat meg: Befektetett pénze kamatozik, dolgozik, befektet az egészségébe vagy fogyasztásra költ.

A modell a jövedelemre vonatkozó feltevése szerint a fogyasztó jövedelmét a munkapiacról szerzi, ahol időbeli költségvetési korláttal szembesül: Mivel ideje véges, a munkával töltött ideje csökkenti a fogyasztásra és a megelőzésre (befektetésre) szánt időt:

$$T_{full} = T_w(t) + s(t) + T_x(t) + T_l(t) \quad (26)$$

$$y(s(t)) = w(t)T_w(t) \quad (27)$$

Ahol T_{full} az összes rendelkezésre álló idő, T_w a munkával eltöltött idő, T_x a fogyasztásra szánt idő, T_l a megelőzésre szánt idő, w pedig a béraráta. Ezzel:

$$y(s(t)) = w(t)[T_{full}(t) - s(t) - T_x(t) - T_l(t)] \quad (28)$$

²⁷ A modell feltevése, hogy az el nem költött jövedelmet a fogyasztó automatikusan befekteti.

²⁸ Konstans skáláhozadéku termelési technológiák esetén az $I(t)$, $Z(t)$ -hez tartozó p_I , p_Z egységköltségek megegyeznek a határköltségekkel és az átlagköltségekkel is. (Ld.: Ilyen termelési függvények esetén a hozzájuk tartozó költségfüggvény a termelt mennyiségben elsőrendű homogén.)

A fenti formalizmus alapja a Becker [1993] által kidolgozott háztartási termelési függvényben keresendő. Ennek megfelelően ahhoz, hogy a modellben bevezetett időbeli költségvetési korlát értelmet nyerjen, meg kellene adni egy $I(t)=f(M(t), T_I(t))$ és egy $Z(t)=g(x(t), T_x(t))$ termelési függvényt. Ahol $M(t)$ az egészségügyi szolgáltatásokat jelöli, $x(t)$ azokat a javakat, amiket a fogyasztó közvetlenül a piacról szerez be, és $Z(t)$ azokat a javakat, amiket a háztartás valójában értékel. Ez utóbbi az, amit fogyasztásnak nevezünk, és ezt úgy kell érteni, hogy a fogyasztó hasznossági függvényében nem x , hanem Z jelenik meg.²⁹

2.2.2. Feltételes tényezőkeresletek

A fogyasztó a fenti modellben több fronton is dönteni kényszerül. Egyrészt először ki kell jelölnie az $M(t)$, $T_I(t)$, $x(t)$, $T_x(t)$ -re vonatkozó költségminimalizáló feltételes tényezőkeresleteket a $I(M(t), T_I(t))$ és $Z(x(t), T_x(t))$ termelési függvények alapján, majd ezek alapján meghatározni a Z -re és I -re vonatkozó költségfüggvényeket, amikből a p_I és p_Z egységköltségek levezethetők. Másrészt ilyen költségek mellett meg kell határoznia az optimális vagyont és egészséget leíró pályát annak megfelelően, hogy hasznosságának jelenértéke milyen kombinációban lesz maximális.

A feltételes tényezőkeresletek meghatározásához a megoldandó szélsőérték-feladatok a következő alakban állnak elő:

$$c. f.: \min_{M, T_I} p_M M + p_{T_I} T_I \quad (29)$$

$$k. f.: I = I(M, T_I) \quad (30)$$

illetve:

$$c. f.: \min_{x, T_x} p_x x + p_{T_x} T_x \quad (31)$$

$$k. f.: Z = Z(x, T_x) \quad (32)$$

Ha szokásos módon a fogyasztásra ill. megelőzésre fordított idő értékét az elmaradt jövedelem alternatívaköltségének tekintjük, akkor

$$p_{T_x} = p_{T_z} = -\frac{\partial y}{\partial T_x} = -\frac{\partial y}{\partial T_z} = w \quad (33)$$

Ezzel a feladatok a következő alakot öltik:

$$c. f. 1: \min_{M, T_I} p_M M + w T_I \quad (34)$$

$$k. f. 1: I = I(M, T_I) \quad (35)$$

²⁹ Ld.: Bővebben: Becker [1993]: 2. fejezet

$$c.f. 2: \min_{x, T_x} p_x x + w T_x \quad (36)$$

$$k.f. 2: Z = Z(x, T_x) \quad (37)$$

A korlátozó feltételek mellett a megoldást megadó további egyenletek³⁰:

$$L_1 = p_M M + w T_I + \lambda [I - I(M, T_I)] \quad (38)$$

$$L_2 = p_x x + w T_x + \mu [Z - Z(x, T_x)] \quad (39)$$

$$\frac{\partial L_1}{\partial M} = p_M - \lambda \frac{\partial I}{\partial M} = 0 \quad (40)$$

$$\frac{\partial L_1}{\partial T_I} = w - \lambda \frac{\partial I}{\partial T_I} = 0 \quad (41)$$

$$\frac{\partial L_2}{\partial x} = p_x - \mu \frac{\partial Z}{\partial x} = 0 \quad (42)$$

$$\frac{\partial L_2}{\partial T_x} = w - \mu \frac{\partial Z}{\partial T_x} = 0 \quad (43)$$

Innen az optimális tényezőkeresletek az $M^*(I), T_I^*(I), x^*(Z), T_x^*(Z)$ formában, a költségfüggvények pedig a $TC(I) = p_M M^*(I) + w T_I^*(I)$, $TC(Z) = p_x x^*(Z) + w T_x^*(Z)$ formában adódnak. Ahonnan adódnak a szükséges határköltségek, amelyek megegyeznek a megfelelő p_I , p_Z egységköltségekkel, ha $I(M, T_I)$ és $Z(x, T_x)$ konstans skáláhozadéku technológiák:

$$p_I = \frac{\partial TC(I)}{\partial I} = p_M \frac{\partial}{\partial I} M^*(I) + w \frac{\partial}{\partial I} T_I^*(I) \quad (44)$$

$$p_Z = \frac{\partial TC(Z)}{\partial Z} = p_x \frac{\partial}{\partial Z} x^*(Z) + w \frac{\partial}{\partial Z} T_x^*(Z) \quad (45)$$

Fontos megjegyezni, hogy ha a konstans skáláhozadék nem áll fenn, akkor az egységköltségek ilyen módon való becslése nem működik³¹. Ebben az esetben a fogyasztó vagyonváltozását leíró differenciálegyenletben az egyes $p_I I(t)$, $p_Z Z(t)$ tagok helyett az eredeti $TC(I(t))$, $TC(Z(t))$ teljes költség függvényeket kell használni.

³⁰ A szokásos Lagrange-féle feltételek, ahogy már a Phelps-modellnél is említésre került, csak bizonyos esetben adják meg az optimális megoldást. Mivel a haszonmaximalizáló feladat költségvetési korláttal és a költségminimalizáló feladat adott kibocsátási szinttel formailag duális feladatok, ezért a következőkben megadott tényezőkeresletek és költségfüggvények akkor lehetnek a valóságnak megfelelőek, ha a 2.1.2-es alfejezetben (a hasznosságfüggvényhez) leírt feltevésekkel élünk a termelési függvényre vonatkozóan. (Tehát $I(M, T_I)$ és $Z(x, T_x)$ legyen folytonos, monoton, kvázikonkáv, és tegyük fel, hogy az optimumban mindkét tényezőt felhasználjuk). A későbbiekben feltételezett termelési függvény kielégíti ezeket a tulajdonságokat.

³¹ Hiszen ebben az esetben nem állnak fenn a $p_I I = \frac{\partial TC(I)}{\partial I} I = TC(I)$, $p_Z Z = \frac{\partial TC(Z)}{\partial Z} Z = TC(Z)$ összefüggések.

2.2.3. Optimális fogyasztás és egészségügyi szolgáltatás iránti kereslet

Miután a p_I , p_Z költségek ismertek, a fogyasztónak ki kell választania, hogy milyen egészségi fogyasztási pályát és milyen vagyonra vonatkozó pályát alakít ki. Az erre vonatkozó feladat a következő alakot ölti:

$$c.f.: \max_{Z,I} \int_0^T U(x^*(Z), s(H)) e^{-\rho t} dt \quad (46)$$

$$k.f.1.: \dot{H}(t) = I(t) - \delta(t)H(t) \quad (47)$$

$$k.f.2.: \dot{A}(t) = rA(t) + y(s(t)) - p_I I(t) - p_Z Z(t) \quad (48)$$

A feladathoz tartozó Hamilton-függvényt ennek megfelelően a következő formában lehet felírni:

$$K = U(x^*(Z), s(H)) e^{-\rho t} + \lambda [rA(t) + y(s(t)) - p_I I(t) - p_Z Z(t)] + \mu [I(t) - \delta(t)H(t)] \quad (49)$$

A megoldáshoz az egyértelműen szükséges paraméterek – ρ , és r mellett – kiindulásként ismerni kell a $I(M, T_I)$, $Z(x, T_x)$ termelési függvényeket, a betegség és az egészségi állapot közt kapcsolatot létesítő $s(H)$ függvényt és az amortizációs ráta alakulását megadó $\delta(t)$ függvényt. A feladat döntési változói a $Z(t)$ és $I(t)$ függvények, így ha a fenti függvények ismertek, akkor a feladat megoldása közvetetten már szolgáltatja a fogyasztó számára optimális fogyasztási és egészségügyi keresletet leíró pályákat – azaz $x^*(Z^*(t))$ -t, és $M^*(I^*(t))$ -t. Ezzel a megoldást megadó egyenletek a következő formában íratók fel:

A döntési változókra vonatkozó egyenletek:

$$\frac{\partial K}{\partial Z} = \frac{\partial U(t)}{\partial x^*(t)} \frac{\partial x^*(Z(t))}{\partial Z(t)} e^{-\rho t} - \lambda(t)p_Z(t) = 0 \quad (50)$$

$$\frac{\partial K}{\partial I} = -\lambda(t)p_I(t) + \mu(t) = 0 \quad (51)$$

Az állapotváltozókra (state variable) (H, A) vonatkozó egyenletek:

$$\frac{\partial K}{\partial H} = \frac{\partial U(t)}{\partial s} s'(H(t)) e^{-\rho t} - \lambda(t)ws'(H(t)) - \mu(t)\delta(t) = -\dot{\mu} \quad (52)$$

$$\frac{\partial K}{\partial A} = \lambda(t)r = -\dot{\lambda} \quad (53)$$

A kísérő változóra (costate variable) vonatkozó egyenletek pedig a triviális feltételeket adják vissza:

$$\frac{\partial K}{\partial \lambda} = I(t) - \delta(t)H(t) = \dot{H}(t) \quad (54)$$

$$\frac{\partial K}{\partial \mu} = rA(t) + y(s(t)) - p_I I(t) - p_Z Z(t) = \dot{A}(t) \quad (55)$$

A fenti modell két gyakorlati szempontból is fontos dolgot tételez fel. Egyrészt feltételezi, hogy a Lagrange-módszer optimális megoldást szolgáltat, tehát feltételezi, hogy a korábban a Lagrange-módszernél leírt tulajdonságok teljesülnek. Az egyik legfontosabb feltevés itt, hogy nem engedjük meg, hogy bármelyik döntési változó is nullára csökkenjen az optimális pályán. Ez egyrészt feltételezi, hogy a fogyasztás mindig szigorúan pozitív, másrészt feltételezi, hogy az optimális I befektetési pálya is mindig szigorúan pozitív. A szakirodalomban általánosan elterjedt mindkét feltételezés³², utóbbi például az egészségük iránt akár kis mértékben is elkötelezett fogyasztók mellett is igaz, hiszen az ilyen fogyasztók valamennyi időt mindig fordítanak megelőzésre.

A másik fontos feltételezés, hogy T exogén módon adott, azaz a halál időpontja előre rögzített. Ez a feltevés azon kívül, hogy kezelhetővé teszi az elemzést, bizonyos körülmények között jogos is lehet. Például az általam tanulmányozott egészségtermelési függvényekre vonatkozó empirikus becslések szerint az egészségügyi szolgáltatásokat modellező paraméterek³³ a mortalitási rátákat nem magyarázzák szignifikánsan, azaz ez alapján akár gyanakodhatunk arra is, hogy a fogyasztó azon döntése, hogy szolgáltatást igénybe vesz-e vagy sem, a hétköznapi esetben nem befolyásolja az életbenmaradási esélyeit, csak például hamarabb gyógyul fel a betegségekből.³⁴ Amíg a fogyasztó életben van, addig teljesülnie kell a $H(t) \geq H' \quad \forall t$ -re összefüggésnek – ami azt mondja ki, hogy az élethez szükséges egy bizonyos szintű egészség, amit ha nem ér el, meghal – másrészt az élete alatt nem is mehet csődbe, azaz amíg él, teljesülnie kell az $A(t) \geq 0, \quad \forall t$ -re összefüggésnek. Ezekkel a feltevésekkel a következő transzverzálitási feltételek adódnak:

$$\mu(T)[H(T) - H'] = 0 \quad (56)$$

$$\lambda(T)A(T) = 0 \quad (57)$$

A fenti egyenletekből tetszőleges termelés- és hasznosságfüggvények esetén levezethetők az optimális egyensúlyi felhasználást megadó összefüggések, amelyek a következő alakot öltik³⁵ (Ld.: Függelék A):

³² A hasznosságfüggvény belső megoldását valamennyi általam a témában olvasott tanulmány feltételezi. A befektetési pálya pozitivitását Muirinen [1982], Wagstaff [1986], Dustman és Windmeijer [2000] stb... teszi fel, Galama és Kapteyn [2011] megkísérel formálisan $I=0$ sarokmegoldást is figyelembe venni.

³³ Például az orvosok száma Lackó [2010] tanulmányában.

³⁴ Ez természetesen csak egy feltevés, az adatokból egyáltalán nem következtethetünk a szó szigorú értelmében erre.

³⁵ Az egyenlet konstans skáláhozadéku termelési technológia esetén érvényes.

$$s'(H(t)) \left(\frac{\partial U(t)}{\partial s} \frac{1}{\lambda(0)} e^{(r-\rho)t} - w \right) = p_I(t) \left(\delta(t) + r - \frac{\dot{p}_I(t)}{p_I(t)} \right) \quad (58)$$

$$\frac{\partial U(t)}{\partial x^*(t)} \frac{\partial x^*(Z(t))}{\partial Z(t)} \frac{1}{\lambda(0)} e^{(r-\rho)t} = p_Z(t) \quad (59)$$

$$A(0) + \int_0^T e^{-rt} [y(s(t)) - p_I I(t) - p_Z Z(t)] dt = 0 \quad (60)$$

Az egyenletek konkrét megoldásai és az optimális pályák ezután a megfelelő függvényformák kiválasztásával adódnak.

2.2.4. Tesztelhetőség

A Grossman-Wagstaff modell a Phelps-modellnél mindenképp jobb tesztelhetőséget biztosít. A fenti feltevésekkel lehetőség nyílik keresleti függvények levezetésére, amelyek paraméterei azután ökonometriai módszerekkel becsülhetők, amikkel kvantitatív információkat kaphatunk meg a fogyasztók preferenciáira vonatkozóan. A modell hátránya, hogy számos feltevéssel kell élni a keresleti függvények levezetéséhez, amelyek könnyen lehet, hogy a valóságban nem állnak fenn. Ezeket bizonyos körülmények között lehet tesztelni statisztikai módszerekkel, de legtöbbször ez nem könnyű feladat. A valamit valamiért elv tehát itt is érvényesül: A szigorúbb modell segítségével konkrétabb adatokhoz juthatunk, de ennek az ára, hogy lehet, hogy már a modellspecifikációnál hibát vét a vizsgálatot végző.

2.3. SZTOCHASZTIKUS MODELLEK

Egy alternatív megközelítés a fenti modellekkel szemben az olyan egészséggazdaságtani modellek felállítása, ahol a modell valamilyen változója egy sztochasztikus folyamattal írható le. Ezek a modellek lehetnek a fenti modellektől teljesen függetlenek, de lehetnek azoknak egyfajta kiegészítései is. A legtöbb modell (ld.: Gilleskie-t [1998] vagy Zweifel, Breyer és Kifmann [2009] 3.4-es alfejezetét) a beteg, ill. egészséges állapotok valószínűségeit kísérli meg megbecsülni. Ahogy pl. Zweifel, Breyer és Kifmann [2009] említi³⁶, ezen modellek azt tételezik fel, hogy nem az egészségtermelési függvény adott, hanem az egyes állapotok közti átmenet-valószínűségek – amelyek eredményeként egy feltételes egészségtermelési függvény adódik. A kérdés a modellezés szempontjából különösen fontos, ugyanis ebben az esetben a termelési függvény nem exogén adottság, hanem a korábbi állapottól függ – azaz attól, hogy az illető a megelőző periódusban egészséges volt-e vagy beteg.

³⁶ Ld.: Zweifel, Breyer és Kifmann [2009]: 3.4-es alfejezet

Jelen fejezetben sztochasztikus modellek címszó alatt a Zweifel, Breyer és Kifmann [2009] által bemutatott modellhez hasonlót fogok bemutatni egy kiterjesztett formában. A bemutatás során pedig főleg Gilleskie [1998], Keeler, Newhouse és Phelps [1974], illetve Zweifel, Breyer és Kifmann [2009] munkájára fogok támaszkodni.

2.3.1. Feltételes egészségtermelési függvény

A modell szerint a fogyasztó számára adott időpillanatban két állapot lehetséges: vagy beteg (sick) vagy egészséges (healthy). Ebből a két állapotból a következő időpillanatban ugyanebbe a kettőbe juthat, és az átjutás valószínűségét négy különböző (egészséges-egészséges, egészséges-beteg, beteg-egészséges, beteg-beteg) valószínűség adja meg: $\varphi_{hh}, \varphi_{hs}, \varphi_{sh}, \varphi_{ss}$. A valószínűségekre nyilván teljesülnie kell, hogy $\varphi_{hh} + \varphi_{hs} = 1$, és, hogy $\varphi_{sh} + \varphi_{ss} = 1$.

Ebben az esetben az egyes állapotok valószínűségei:

$$\pi_{h,t} = \pi_{h,t-1}\varphi_{hh} + \pi_{s,t-1}\varphi_{sh} = \pi_{h,t-1}(1 - \varphi_{hs}) + \pi_{s,t-1}(1 - \varphi_{ss}) \quad (61)$$

$$\pi_{s,t} = \pi_{h,t-1}\varphi_{hs} + \pi_{s,t-1}\varphi_{ss} \quad (62)$$

és természetesen:

$$\pi_{h,t} + \pi_{s,t} = 1 \quad (63)$$

Ahol $\pi_{h,t}$ az egészséges állapot valószínűsége a t . időpontban, míg $\pi_{s,t}$ a beteg állapot valószínűsége a t . időpontban. Látszik, hogy az egyes állapotvalószínűségek a korábbi állapotok valószínűségeitől és az átmenet-valószínűségektől függenek, hiszen az első egyenlet például annyit mond, hogy kétféleképpen alakulhat ki egészséges állapot; vagy úgy, ha az illető korábban egészséges volt és utána nem betegszik meg, vagy úgy, hogy korábban egészséges volt, de utána meggyógyul.

A modell feltételezi, hogy a fogyasztó a $\varphi_{hs}(T_{l,t}, H(\delta))$, $\varphi_{ss}(M_t, H(\delta))$ átmenet-valószínűségeket tudja befolyásolni, méghozzá a „termelési tényezők” szintjének megfelelő megválasztásával. Az egészséges állapotból betegbe történő átmenet valószínűségét a megelőzésre fordított idő (T_l), és egy egészségi szintet (H) meghatározó paramétereket tartalmazó vektor (δ) befolyásolja. A beteg állapotból betegbe történő átmenet valószínűségét pedig az említett vektor mellett az igénybevett egészségügyi szolgáltatások mértéke (M). Ezzel az egészségtermelési függvény feltételes abban az értelemben, hogy a megelőző állapottól függ, hogy a fogyasztó melyik tényezővel tudja az egészségét befolyásolni.

Ha $\varphi_{hs}(T_{l,t}, H(\delta)) = \varphi_{hs}(T_l, H(\delta))$ és $\varphi_{ss}(M_t, H(\delta)) = \varphi_{ss}(M, H(\delta))$, azaz az átmenet-valószínűségek konstansok, és ismertek a $\pi_{s,0}$, $\pi_{h,0}$ kezdeti „valószínűségek”³⁷, akkor az állapotvalószínűségek meghatározhatók:

$$\begin{aligned} \pi_{s,t}(T_l, H(\delta_0), M) &= \pi_{h,t-1}\varphi_{hs} + \pi_{s,t-1}\varphi_{ss} = \\ &= [\pi_{h,t-2}(1 - \varphi_{hs}) + \pi_{s,t-2}(1 - \varphi_{ss})]\varphi_{hs} + [\pi_{h,t-2}\varphi_{hs} + \pi_{s,t-2}\varphi_{ss}]\varphi_{ss} = \\ &= \dots = \frac{\varphi_{hs}[(-1 + (\varphi_{ss} - \varphi_{hs})^t)]}{1 + \varphi_{hs} - \varphi_{ss}}\pi_{h,0} + \frac{[(\varphi_{hs} + (\varphi_{ss} - \varphi_{hs})^t - \varphi_{ss}(\varphi_{ss} - \varphi_{hs})^t)]}{1 + \varphi_{hs} - \varphi_{ss}}\pi_{s,0} \quad (64) \end{aligned}$$

Hasonlóan adódik a $\pi_{h,t} = 1 - \pi_{s,t}$ valószínűség.

Tehát ha valamilyen módon sikerül becsülni a $\varphi_{hs}(T_l, H(\delta))$, $\varphi_{ss}(M, H(\delta))$ valószínűségeket, akkor a kezdeti állapot ismeretében meghatározható adott időpillanatban a beteg ill. egészséges állapot valószínűsége. Természetesen a fenti formula csak akkor működik, ha φ_{hs} és φ_{ss} a teljes vizsgált periódusban konstansok – azaz a fent leírt folyamat Markov-folyamat.³⁸

A $\varphi_{hs}(T_l, H(\delta))$, $\varphi_{ss}(M, H(\delta))$ függvények általában valamilyen logisztikus regresszió segítségével számíthatók, de persze az empirikus elemzések nem mindig ilyen függvénykapcsolatot tételeznek fel.³⁹

2.3.2. Optimális fogyasztás és szolgáltatás iránti kereslet konstans és nem konstans átmenet-valószínűségek esetén

A fentiek alapján két eset lehetséges a továbbiakban. Az egyik lehetőség, hogy az átmenet-valószínűségeket konstansnak tekintsük, és úgy oldjuk meg a fogyasztó problémáját, a másik pedig, hogy a kérdést egy dinamikus problémaként kezeljük, azaz megengedjük, hogy a fogyasztó az egyes időpontokban eltérő mennyiségű szolgáltatást vegyen például igénybe ugyanolyan betegség esetén is. Addig mindkét típus megegyezik, hogy a fogyasztó a várható hasznosságát szeretné maximalizálni adott költségvetési korlát mellett. A fogyasztó várható hasznosságfüggvénye pedig az egyes időszakok várható hasznosságfüggvényeinek diszkontáltjaként adódik.

³⁷ Ezek tulajdonképpen nem valószínűségek, hiszen a tervezési időszak kezdetén általában ismert, hogy a fogyasztó beteg vagy egészséges.

³⁸ Ez logikus feltevésnek tűnhet, mivel a modell egyetlen betegséget tételez fel, így várható, hogy a fogyasztó, ha megbetegszik ceteris paribus mindig ugyanannyi szolgáltatást vesz majd igénybe. Ahogy az is, hogy egészségesen ceteris paribus mindig ugyanannyi időt fordít megelőzésre. Mivel pedig $H(\delta)$ exogén tényező, ezért $\varphi_{hs}(T_l, H(\delta))$ és $\varphi_{ss}(M, H(\delta))$ várhatóan minden t időpontban ugyanakkorák.

³⁹ Gilleskie [1998] például – egyéb más különbségek mellett – a megelőzésre fordított időtől nem teszi függővé a φ_{hs} átmenet-valószínűségeket

$$EU = \sum_t \beta^t EU_t = \sum_t \beta^t [\pi_{s,t} U(Z_{s,t}) + \pi_{h,t} U(Z_{h,t})] \quad (65)$$

Ahol β a diszkontparaméter, $Z_{s,t}$ és $Z_{h,t}$ pedig a fogyasztás mértékét jelölik a t időpillanatban, attól függően, hogy a fogyasztó éppen beteg-e vagy egészséges. A többi paraméter megegyezik a Grossman-Wagstaff-modell jelöléseivel. Ezen modell szerint a fogyasztó egészségi szintje exogén paraméterektől függ, amelyeket nem tud befolyásolni, ezért hasonlóan Gilleskie [1998] modelljéhez, a hasznosságfüggvénybe nem szükséges az egészséget, mint paramétert betenni. Amire a fogyasztó hatással tud lenni, azok az átmenet-valószínűségek, és ezen keresztül az egyes állapotvalószínűségek. Amiben különbség van a modellek között, az az állapotvalószínűségek argumentuma és a költségvetési korlát.

- **A fogyasztó problémája konstans átmenet-valószínűségek esetén**

A fogyasztó várható hasznosságfüggvényében ekkor az állapotvalószínűségek a $\pi_{s,t}(T_I, H(\delta_0), M), \pi_{h,t}(T_I, H(\delta_0), M)$ alakot öltik. Ha a fogyasztó előre eldönti, hogy betegség esetén mindig mennyi (időben konstans) szolgáltatást vegyen igénybe, illetve ugyanígy egészségesen mennyi időt fordítson megelőzésre, akkor feladata, hogy várható hasznosságfüggvényét maximalizálja T_I , M és $Z_{h,t}$ szerint:

c. f.:

$$\max_{Z_s, Z_h, M, T_I} EU = \max_{Z_s, Z_h, M, T_I} \sum_t \beta^t [\pi_{s,t}(H(\delta_0), T_I, M) U(Z_{s,t}) + \pi_{h,t}(H(\delta_0), T_I, M) U(Z_{h,t})] \quad (66)$$

$$k. f. 1: wT_{w,h,t} = p_Z Z_{h,t} \quad (67)$$

$$k. f. 2: \bar{Y} = p_M M + p_Z Z_{s,t} \quad (68)$$

$$k. f. 3: T_{full,t} = T_{full} = T_{w,h,t} + T_x^*(Z_{h,t}) + T_I \quad (69)$$

$$k. f. 4: T_{full,t} = T_{full} = s + T_x^*(Z_{s,t}) \quad (70)$$

ahol minden megegyezik a Grossman-Wagstaff modellnél bevezetett jelölésekkel⁴⁰ csak folytonos helyett diszkrét jelöléssel⁴¹, $\bar{Y}$ a táppénz értéke, $T_x^*(Z)$ pedig a 2.2.2-es alfejezetben levezetett feltételes tényezőkereslet. Ha feltesszük, hogy $s = \mu M$ ⁴², és ha a modellben nem engedünk meg befektetést – azaz az illető a fogyasztását minden esetben az adott periódus

⁴⁰ Itt is feltettük, hogy a $Z = g(x, T_x)$ termelési függvény konstans skáláhozadékú.

⁴¹ Ennek az oka, hogy az egyes állapotokat, amelyekre a valószínűségeket értelmezzük diszkrét pontoknak kell tekintenünk.

⁴² Ami egy nem teljesen elrugaszkodott feltevés: Mivel minden betegség kezeléséhez valamilyen mennyiségű ellátás szükséges, így az $M=f(X,s)$ függvényforma legalábbis hihető elképzelés. (Itt X egy társadalmi-gazdasági és egyéb tényezőktől függő paramétervektor. Ha ezek után feltételezzük, hogy $f(X,s)$ s-ben homogén elsőrendű – ami bizonyos körülmények között jogos lehet –, akkor adódik az arányosság.

jövedelméből kell fedezze – akkor a modell a Zweifel, Breyer és Kifman [2009] által a sztochasztikus modellek között tárgyalt alapmodellt adja vissza.

A probléma a megfelelő feltevések fenntartása mellett kezelhető a Lagrange-függvénnyel. Ha beírjuk az 1. korlátot a 3.-ba, akkor a feladat új alakja:

c. f.:

$$\max_{Z_s, Z_h, M, T_l} EU = \max_{Z_s, Z_h, M, T_l} \sum_t \beta^t [\pi_{s,t}(H(\delta_0), T_l, M)U(Z_{s,t}) + \pi_{h,t}(H(\delta_0), T_l, M)U(Z_{h,t})] \quad (71)$$

$$k. f. 1: \bar{Y} = p_M M + p_Z Z_{s,t} \quad (72)$$

$$k. f. 2: T_{full,t} = T_{full} = \frac{p_Z}{w} Z_{h,t} + T_x^*(Z_{h,t}) + T_l \quad (73)$$

$$k. f. 3: T_{full,t} = T_{full} = \mu M + T_x^*(Z_{s,t}) \quad (74)$$

Meg kell jegyezni, hogy az első és a harmadik korlátozó feltétel közül az egyik szükségtelen. Ezt a konkrét adatok ismeretében el lehet dönteni, és ekkor a feladat két korlátozó feltételre szűkül. A feladat megoldásához általános esetben a Bellman-egyenlet használható, de egyszerűbb kezelhetősége miatt Chow [1997] alapján a Lagrange-függvény dinamikus változatát használok a feladat megoldásához.⁴³ A (dinamikus) Lagrange-függvény és az optimalizáló egyenletek:

$$\begin{aligned} L = & \sum_t \beta^t [\pi_{s,t}(H(\delta_0), T_l, M)U(Z_{s,t}) + \pi_{h,t}(H(\delta_0), T_l, M)U(Z_{h,t})] \\ & + \sum_t \beta^t \alpha_t (\bar{Y} - p_M M + p_Z Z_{s,t}) + \sum_t \beta^t \omega_t \left(T_{full} - \frac{p_Z}{w} Z_{h,t} + T_x^*(Z_{h,t}) + T_l \right) \\ & + \sum_t \beta^t \gamma_t (T_{full} - \mu M + T_x^*(Z_{s,t})) \end{aligned} \quad (75)$$

$$\frac{\partial L}{\partial Z_{h,t}} = \beta^t \left[\pi_{h,t} \frac{\partial U(Z_{h,t})}{\partial Z_{h,t}} \right] + \beta^t \omega_t \left(\frac{\partial T_x^*(Z_{h,t})}{\partial Z_{h,t}} - \frac{p_Z}{w} \right) = 0 \quad (76)$$

$$\frac{\partial L}{\partial Z_{s,t}} = \beta^t \left[\pi_{s,t} \frac{\partial U(Z_{s,t})}{\partial Z_{s,t}} \right] + \beta^t \alpha_t p_Z + \beta^t \gamma_t \frac{\partial T_x^*(Z_{s,t})}{\partial Z_{s,t}} = 0 \quad (77)$$

$$\frac{\partial L}{\partial M} = - \sum_t \beta^t \alpha_t p_M + \sum_t \beta^t \gamma_t \mu + \sum_t \beta^t \left[\frac{\partial \pi_{s,t}}{\partial M} U(Z_{s,t}) + \frac{\partial \pi_{h,t}}{\partial M} U(Z_{h,t}) \right] = 0 \quad (78)$$

$$\frac{\partial L}{\partial T_l} = \sum_t \beta^t \omega_t + \sum_t \beta^t \left[\frac{\partial \pi_{s,t}}{\partial T_l} U(Z_{s,t}) + \frac{\partial \pi_{h,t}}{\partial T_l} U(Z_{h,t}) \right] = 0 \quad (79)$$

⁴³ Ld.: Chow [1997]: 2. fejezet

$$\bar{Y} = p_M M + p_Z Z_{s,t} \quad (80)$$

$$T_{full} = \frac{p_Z}{w} Z_{h,t} + T_x^*(Z_{h,t}) + T_I \quad (81)$$

$$T_{full} = \mu M + T_x^*(Z_{s,t}) \quad (82)$$

• **A fogyasztó problémája nem konstans átmenet-valószínűségek esetén**

Ebben az esetben a fogyasztónak lehetősége van több időt fordítani a megelőzésre vagy több egészségügyi szolgáltatást igénybe vennie egy későbbi időpontban – annak ellenére, hogy előtte kevesebbet vett –, ha úgy gondolja, hogy most biztosabb szeretne lenni az egészségében, mint korábban. Ebben az esetben, felhasználva a $\pi_{s,t} = 1 - \pi_{h,t}$ összefüggést a fogyasztó feladata a következő alakot ölti:

$$c.f.: \max_{Z_s, Z_h, M_t, T_{I,t}} \sum_t \beta^t [\{1 - \pi_{h,t}(H, T_{I,t}, M_t)\}U(Z_{s,t}) + \pi_{h,t}(H, T_{I,t}, M_t)U(Z_{h,t})] \quad (83)$$

$$\begin{aligned} k.f.1.: \pi_{h,t+1} &= \pi_{h,t}(1 - \varphi_{hs}(T_{I,t}, H)) + (1 - \pi_{h,t})(1 - \varphi_{ss}(M_t, H)) \\ &= (1 - \varphi_{ss}(M_t, H)) + \pi_{h,t}[\varphi_{ss}(M_t, H) - \varphi_{hs}(T_{I,t}, H)] \end{aligned} \quad (84)$$

$$k.f.2.: wT_{w,h,t} = p_Z Z_{h,t} \quad (85)$$

$$k.f.3.: \bar{Y} = p_M M_t + p_Z Z_{s,t} \quad (86)$$

$$k.f.4.: T_{full} = T_{w,h,t} + T_x^*(Z_{h,t}) + T_{I,t} \quad (87)$$

$$k.f.5.: T_{full} = \mu M_t + T_x^*(Z_{s,t}) \quad (88)$$

$$\pi_{h,0} = \pi_0 \geq 0, t = 1 \dots T$$

A megoldáshoz itt is használható a (dinamikus) Lagrange-függvény – amely azonos megoldást szolgáltat a diszkrét Hamilton-függvénnyel. Ebben az esetben

$$\begin{aligned} L &= \sum_t \beta^t [\{1 - \pi_{h,t}(H, T_{I,t}, M_t)\}U(Z_{s,t}) + \pi_{h,t}(H, T_{I,t}, M_t)U(Z_{h,t})] \\ &\quad + \sum_t \beta^{t+1} \lambda_{t+1} \{ \pi_{h,t+1} - (1 - \varphi_{ss}(M_t, H)) \\ &\quad - \pi_{h,t}[\varphi_{ss}(M_t, H) - \varphi_{hs}(T_{I,t}, H)] \} + \sum_t \beta^t \alpha_t (\bar{Y} - p_M M_t + p_Z Z_{s,t}) \\ &\quad + \sum_t \beta^t \omega_t \left(T_{full} - \frac{p_Z}{w} Z_{h,t} + T_x^*(Z_{h,t}) + T_{I,t} \right) \\ &\quad + \sum_t \beta^t \gamma_t (T_{full} - \mu M + T_x^*(Z_{s,t})) \end{aligned} \quad (89)$$

Az optimalizáló egyenletek pedig:

$$\frac{\partial L}{\partial Z_{h,t}} = \beta^t \left[\pi_{h,t} \frac{\partial U(Z_{h,t})}{\partial Z_{h,t}} \right] + \beta^t \omega_t \left(\frac{\partial T_x^*(Z_{h,t})}{\partial Z_{h,t}} - \frac{p_Z}{w} \right) = 0 \quad (90)$$

$$\frac{\partial L}{\partial Z_{s,t}} = \beta^t \left[(1 - \pi_{h,t}) \frac{\partial U(Z_{s,t})}{\partial Z_{s,t}} \right] + \beta^t \alpha_t p_Z + \beta^t \gamma_t \frac{\partial T_x^*(Z_{s,t})}{\partial Z_{s,t}} = 0 \quad (91)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial M_t} = \beta^t \left[-\frac{\partial \pi_{h,t}}{\partial M_t} U(Z_{s,t}) + \frac{\partial \pi_{h,t}}{\partial M_t} U(Z_{h,t}) \right] + \beta^{t+1} \lambda_{t+1} \left[\frac{\partial \varphi_{ss}}{\partial M_t} - \pi_{h,t-1} \left(\frac{\partial \varphi_{ss}}{\partial M_t} - \frac{\partial \varphi_{hs}}{\partial M_t} \right) \right] - \\ - p_M \beta^t \alpha_t + \beta^t \gamma_t \mu = 0 \end{aligned} \quad (92)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial T_{l,t}} = \beta^t \left[-\frac{\partial \pi_{h,t}}{\partial T_{l,t}} U(Z_{s,t}) + \frac{\partial \pi_{h,t}}{\partial T_{l,t}} U(Z_{h,t}) \right] + \beta^{t+1} \lambda_{t+1} \left[\frac{\partial \varphi_{ss}}{\partial T_{l,t}} - \pi_{h,t-1} \left(\frac{\partial \varphi_{ss}}{\partial T_{l,t}} - \frac{\partial \varphi_{hs}}{\partial T_{l,t}} \right) \right] \\ + \beta^t \omega_t = 0 \end{aligned} \quad (93)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \pi_{h,t}} = \beta^t [U(Z_{h,t}) - U(Z_{s,t})] + \beta^{t+1} \lambda_{t+1} [\varphi_{ss}(M_t, H) - \varphi_{hs}(T_{l,t}, H)] = \lambda_t \quad (94)$$

$$\pi_{h,t+1} = (1 - \varphi_{ss}(M_t, H)) + \pi_{h,t} [\varphi_{ss}(M_t, H) - \varphi_{hs}(T_{l,t}, H)] \quad (95)$$

$$\bar{Y} = p_M M + p_Z Z_{s,t} \quad (96)$$

$$T_{full} = \frac{p_Z}{w} Z_{h,t} + T_x^*(Z_{h,t}) + T_l \quad (97)$$

$$T_{full} = \mu M + T_x^*(Z_{s,t}) \quad (98)$$

Mivel $1 \geq \pi_0 \geq 0, 1 \geq \varphi_{ss}(t) \geq 0, 1 \geq \varphi_{hs}(t) \geq 0 \forall t$ -re, ezért $\pi_{h,t} \geq 0 \forall t$ -re, és így nincs szükség transzverzálitási feltételre.

2.3.3. Tesztelhetőség

A sztochasztikus egészség-keresletet becslő modellek a szakirodalomban meglehetősen ritkák, így a tesztelhetőségre vonatkozóan nehéz tapasztalatokat gyűjteni. A modell kulcskérdése, amiben lényegileg eltér az eddig bemutatott modellektől, az átmenet-valószínűségek becslésének kérdése. Ezen függvényeket, mint ahogy pl. Gilleskie [1998] is teszi, általában logisztikus becsléssel lehet próbálni megadni, és így fel lehet tártani, hogy az egyes paraméterek növelése vagy csökkenése milyen növekedést vagy csökkenést idéz elő az átmenet-valószínűségekben. A modell többi része a fent bemutatott modellekhez hasonlóan becsülhető; a valószínűségeket megadó függvények ismeretében és adott hasznossági és termelési függvényformák esetén levezethetők a keresleti függvények a Grossman-Wagstaff modellnél elmondottaknak megfelelően, és az így megadott keresleti-függvény formát már könnyen lehet ökonometriai eszközökkel becsülni.

3. KERESLETI FÜGGVÉNY BECSÜLHETŐ ALAKBAN

Jelen fejezet célja, hogy megfelelő feltevésekből kiindulva konkrét becsülhető függvényformát határozzon meg az egészségügyi szolgáltatások iránti keresletre vonatkozóan, majd ezt a keresletet, pontosabban a keresleti függvény paramétereit, a rendelkezésre álló adatok segítségével ökonometriai eszközökkel meg is becsülje. Ennek megfelelően először a konkrét mikroökonómiai modell kerül kiválasztásra, majd a szakirodalom alapján igazolt, (vagy széles körben feltételezett) tulajdonságok feltételezése segítségével történik meg a paraméteres keresleti függvény levezetése. Az ökonometriai becslés ezután következik.

3.1. FELTÉTELEZETT TERMELÉSI-FÜGGVÉNY FORMÁK

A három fent megadott modelltípus viszonylag széles körben lefedi az egészségügyi szolgáltatások keresletének becslésére alkalmazott (klasszikus eszköztárat alkalmazó) mikroökonómiai alapvetésű modellek fő vonásait. Mindhárom alkalmas arra, hogy a megfelelő adatok ismeretében a keresleti-függvény becsléséhez elméleti háttérrel biztosítson, és így a vizsgált viselkedésnek egy többnyire talán hihető modelljeként szolgáljon. A modellek közötti választásban elsősorban az képezi kérdés tárgyát, hogy a kereslet vizsgálata során mik közötti választást szeretnénk modellezni – azaz mire helyezzük a hangsúlyt –, milyen adatok állnak rendelkezésre, és melyik modell ad kezelhető válaszokat a vizsgált kérdésre.⁴⁴ Ezen szempontok alapján a választásom a szakirodalomban is elterjedt Grossman-Wagstaff modellre esett. A modell megfelelő feltevések esetén viszonylag könnyen kezelhető függvényformákat ad meg a kereslet becsléséhez, képes kezelni háztartási szintű – tehát kellően dezaggregált – adatokat, és a fogyasztó döntését a(z egészségre vonatkozó döntés szempontjából) három leginkább fontosnak vélt szűkös erőforrás között modellezi: idő, egészség és pénz.

Ahhoz, hogy a fenti modell becsülhető legyen, bizonyos feltevésekkel kell élni a hasznosságfüggvény, az amortizációs ráta, az $s(H)$ függvény, az $I(M, T_I)$ és az $Z(X, T_x)$ termelési függvények formájára vonatkozóan.

Az amortizációs ráta célja, hogy az öregedésből származó egészségcsökkenést modellezze. Jelen dolgozat a szakirodalomtól némileg eltérően konstans amortizációs rátát tételez fel:

⁴⁴ Ha a modellt ebből a szempontból jól sikerült kiválasztanunk, akkor legrosszabb esetben is azt legalább eldönthetjük, hogy ez a modell jól tükrözi-e a valóságot. Kevésbé megfelelő modell esetén fennáll a veszély, hogy sem negatív, sem pozitív irányban nem lehet nyilatkozni az eredményről.

$$\delta(t) = \delta \quad (99)$$

Az eltérés oka, hogy sem exponenciális, sem lineáris amortizációs ráta esetén a $\dot{H}(t) = I(t) - \delta(t)H(t)$ differenciálegyenletnek nincs zárt megoldása.

Az $s(H)$ függvényre talán Grossman [1972] eredeti feltételezése tűnik a legcélszerűbbnek, bár itt a különbség már nagyobb a szakirodalomban. Egyes szerzők⁴⁵ egyszerűen az $s(H)=H$ formát használják, amikor a hasznosságfüggvényt egyszerűen a humán tőkétől teszik függővé, míg mások⁴⁶ egyéb tényezőket is figyelembe vesznek, mint például a személy megfigyelhető társadalmi-gazdasági adottságai, vagy az igénybe vett kórház felszereltsége. A Grossman [1972] által bevezetett forma előnye, hogy benne a beteg napok humán tőke szerinti rugalmassága függ a humán tőke szintjétől: minél egészségesebb valaki, annál jobban csökken a beteg napok száma, ha az egészsége javul.⁴⁷ Grossman [1972] feltevésével élve tehát

$$s(H) = \beta_3 H^{-\beta_4} \quad (100)$$

,ahol s szintén a 2.2 alfejezetben való jelölésnek megfelelően a beteg napok száma, H a humán tőke (azaz az egészség) szintje, β_3 és β_4 pedig paraméterek.

Az $I(M, T_I)$ egészségtermelési függvény az elemzés egyik kritikus pontja. Ahogy már utaltam rá korábban, Lackó [2010] Magyarországra vonatkozó elemzésében például az országban levő orvosok száma az egészségi szint magyarázatában nem játszik szignifikáns szerepet⁴⁸, ami arra utalhat, hogy az igénybe vett szolgáltatás szerepe nem jelentős.⁴⁹ Ezzel együtt intuitíve jogosnak tűnik feltételezni egy Cobb-Douglas alakú keresleti függvényt:

$$I(M, T_I) = \beta_5 M^a T_I^b \prod_i X_i^{\beta_{6i}} \quad (101)$$

ahol β_5, a, b paraméterek, X_i -k az egyes társadalmi-gazdasági tulajdonságokat jelölő vektor elemei, β_{6i} -k a hozzá tartozó paramétervektor elemei, minden egyéb jelölés pedig a 2.2-es alfejezetnek megfelelő. A függvény formája némileg eltér Wagstaff [1986a] vagy Galama és Kapteyn [2011] feltételezésétől abban a tekintetben, hogy egyrészt az eredeti döntési változók mellett nemcsak az oktatási szintet, hanem egyéb társadalmi-gazdasági

⁴⁵ Ld.: pl. Picone Uribe és Wilson [1998]

⁴⁶ Ld.: pl. Ainsworth, Mwabu és Nyamete [1993]

⁴⁷ Ez logikus feltételezés lehet, ha arra gondolunk, hogy egy súlyosan egészségkárosodott embernek a megelőzés már nem javítja jelentősen az állapotát – pedig ez H növelésének egyik módja a modellben.

⁴⁸ Pontosabban az egészségtermelési függvény becslésére használt három módszer közül csak egyben volt szignifikáns a változó.

⁴⁹ Azt feltétlen meg kell jegyezni, hogy abból, hogy a mortalitási rátát az országban levő orvosok száma nem magyarázza, még nem következik például, hogy az orvosi ellátás nem csökkenti szignifikánsan az átlagos betegséggel eltöltött napok számát. Sőt ezt feltenni kifejezetten nem volna intuitív.

tulajdonságokat is tartalmaz, másrészt abban, hogy ezen egyéb tényezők is Cobb-Douglas függvénynek megfelelő formában szerepelnek exponenciális helyett. Ennek oka, hogy az így megadott termelési függvény formája jobban közelít az olyan hagyományos egészségtermelési függvényt becslő modellekhez, mint Auster, Leveson és Sarachek [1969], Joumard et al. [2008] vagy Lackó [2010] tanulmánya.

A Cobb-Douglas függvényforma jogosságáról általánosságban azt lehet mondani, hogy feltételezése összhangban áll pl. Houston [1989] tanulmányával, aki magas vérnyomást vizsgálva hosszú távot tekintve helyettesítést állapít meg megelőzés és kezelés között. Fontos megjegyezni, hogy az egészségtermelési függvény esetén egyáltalán nem egyértelmű, hogy az M -ben és T_I -ben konstans skáláhozadéku: Grossman [1972], Muurinen [1982], Wagstaff [1986a] és Galama és Kapteyn [2011] konstans skáláhozadékot tételez fel, míg Dustman és Windmeijer [2000] csökkenő skáláhozadéku Cobb-Douglas függvényformát használ. Ahogy már a 2.2.2-es alfejezetben említettem modellezési szempontból a konstans skáláhozadék jelentősen megkönnyítheti a számításokat, mert így a jövedelmi korlát a releváns változóiban elsőfokú, és így lehet egységárákkal dolgozni.⁵⁰

A $Z(X, T_x)$ háztartási termelési függvényre vonatkozóan kénytelen vagyok pl. Dustmann és Windmeijer [2000] egyszerűsítéséhez hasonlóan feltételezni, hogy a háztartás minden jószágot a piacról szerez be, azaz

$$Z(x, T_x) = x \quad (102)$$

A fenti feltételezés oka az, hogy az általam alkalmazott adatbázisban nem állnak rendelkezésre fogyasztási szokásokra vonatkozó adatok, így felesleges lenne a tradicionális értelemben vett termelési függvényt feltételezni, hiszen azt úgysem tudnánk becsülni. A továbbiakban így a kompozit fogyasztási jószágot Z -vel és x -el is lehet jelölni, a dolgozatban én a Z jelölést fogom használni.⁵¹

A hasznosságfüggvénnyel kapcsolatban az általam feldogozott szakirodalom általában két függvényformát tételez fel: Az egyik az additív szeparábilis⁵², a másik a (H -ban) CRRA⁵³ forma. Az additív szeparábilis alakról egyrészt elmondható hogy egyrészt az így kapott

⁵⁰ Ld.: Függelék B

⁵¹ Wagstaff [1986a] tanulmányában nem tételez fel a háztartási termelési függvényre vonatkozóan semmi speciálisat, hanem közvetlenül a kompozit fogyasztást becsli. Ez a megoldás persze végeredményben megegyezik az ebben a dolgozatban követett módszerrel is.

⁵²Ezt használja pl.: Wagstaff [1986a], és ezt tételezi fel Dustmann és Windmeijer [2000] is.

⁵³A függvényforma elnevezése (constant relative risk aversion) onnan ered, hogy az ehhez a függvényformához tartozó Arrow-Pratt-féle relatív kockázatkerülési együttható konstans. Ezt használja pl.: Picone, Uribe és Wilson [1997] illetve Galama és Kapteyn [2011] is. Az általuk becsült alakban a függvény az $U(Z, H) = \frac{1}{1-\gamma} [Z^\xi H^{1-\xi}]^{1-\gamma}$ formát vette fel.

hasznossági függvény erősen szeparábilis⁵⁴, azaz ebben az esetben lehetőség nyílik az egészségre költött kiadások elemzésére anélkül, hogy a fogyasztást figyelembe vennénk, másrészt bizonyos speciális esetekben logikus feltételezés is lehet, ugyanis az ezt előállító preferenciákról elmondható, hogy bennük az egészségi állapotok értékelése független a vagyoni helyzettől.⁵⁵

A CRRA forma előnye abban rejlik, hogy képes modellezni, hogy a fogyasztás határhaszna csökken, ahogy az egészségi szint csökken – ahogy azt pl. Finkelstein, Luttmer és Notowidigdo [2008] kimutatta –, másrészt az egyes időpontok között konstans helyettesítési rugalmassággal bír⁵⁶, ami becslési szempontból előnyös.

Az additív szeparábilis forma:

$$U(Z, s(H)) = g(Z) + f(s(H)) \quad (103)$$

ahol $g(Z)$ és $f(s)$ tetszőleges folytonos, kétszer differenciálható, szigorúan monoton növekvő függvény.

Jelen dolgozatban én a könnyebb kezelhetősége miatt az additív szeparábilis függvényformát fogom alkalmazni, és az ehhez tartozó redukált keresletet kísérem meg megbecsülni. Ehhez először meg kell adni a strukturális keresleti függvényt, és az egyes hasznosságfüggvényekhez tartozó egészségkeresleteket, amiket a következő fejezet tárgyal.

3.2. STRUKTURÁLIS KERESLETI FÜGGVÉNYEK ÉS TELJES KÖLTSÉG FÜGGVÉNYEK

Jelen fejezet célja, hogy a fent feltételezett függvényformák segítségével a fenti hasznosságfüggvény-típushoz meg lehessen adni konkrét, becslhető formában a redukált keresleti függvényt, amihez először le kell vezetni a strukturális keresletet és a (2.2.2-es alfejezetben tárgyalt) feltételes tényezőkeresletekből származó teljes költségeket, amelyek a fogyasztó jövedelmi korlátját határozzák meg.

Konstans skáláhozadéku egészségtermelési függvény esetén a jövedelmi korlát a 2.2-es alfejezetből már ismert alakot veszi fel: (A levezetésekhez ld.: Függelék B):

$$\dot{A}(t) = rA(t) + y(s(t)) - p_I I(t) - p_Z Z(t) \quad (104)$$

ahol most

⁵⁴ Erős szeparabilitás: $\frac{\partial^2 U}{\partial Z \partial H} = \frac{\partial^2 U}{\partial H \partial Z} = 0$

⁵⁵ Szintén előnyös lehet abban az esetben, ha csak aggregált adatok állnak rendelkezésre, ugyanis a kvázilineáris hasznosságfüggvényhez tartozó indirekt hasznossági függvény Gorman-formájú, azaz ebben az esetben létezik reprezentatív fogyasztó. (Bővebben ld.: Varian [1992]: 9.4-es alfejezet)

⁵⁶ Ld.: az $U=U(c)$ (egy argumentumú) esetet.

$$p_I = \frac{\partial TC}{\partial I} = \beta_5^{-1} \left[\left(\frac{\alpha}{(1-\alpha)} \right)^{1-\alpha} + \left(\frac{\alpha}{(1-\alpha)} \right)^{-\alpha} \right] w^{1-\alpha} p_M^\alpha \left(\prod_i X_i^{\beta_{6i}} \right)^{-1} \quad (105)$$

$$p_Z = p_x \quad (106)$$

és $a = \alpha$, $b = 1 - \alpha$. Az általános nem konstans esetben viszont a jövedelmi korlát némileg módosul, és az

$$\dot{A}(t) = rA(t) + y(s(t)) - TC(I(t)) - p_Z Z(t) \quad (107)$$

alakot veszi fel, ahol

$$TC(I, p_M, w, \beta_5, \beta_6, \mathbf{X}) = \beta_5^{\frac{-1}{a+b}} \left[\left(\frac{b}{a} \right)^{\frac{-b}{a+b}} + \left(\frac{b}{a} \right)^{\frac{a}{a+b}} \right] w^{\frac{b}{a+b}} p_M^{\frac{a}{a+b}} \left(\prod_i X_i^{\beta_{6i}} \right)^{-\frac{1}{a+b}} I^{\frac{1}{a+b}} \quad (108)$$

A fogyasztó feladatát konstans skáláhozadék esetén továbbra is a 2.2-es alfejezetben megadott optimalizáló egyenletek oldják meg – és a dolgozatban én is ezt a feltevést követem –, nem konstans esetben a fenti jövedelmi korlátból származó különbségeknek megfelelően változnak ezek az egyenletek.

Az egészségügyi szolgáltatásokra vonatkozó strukturális kereslet az egészségügyi befektetésre vonatkozó differenciálegyenlet és az M^* tényezőkeresletre vonatkozó egyenlet kombinálásával kapható meg. A szolgáltatásokra vonatkozó feltételes tényezőkereslet: (Ld.: Függelék B)

$$\beta_5^{-1} \left(\frac{\alpha}{(1-\alpha)} \right)^{1-\alpha} w^{1-\alpha} p_M^{\alpha-1} \left(\prod_i X_i^{\beta_{6i}} \right)^{-1} I = M^* \quad (109)$$

Ezzel:

$$H(t) = e^{-\delta t} \left(H(0) + \frac{M p_M^{-\alpha} \beta_5 \prod_i X_i^{\beta_{6i}} p_M w^\alpha (-1 + e^{\delta t})}{\delta w} \right) \quad (110)$$

Logaritmikus formában és átrendezve:

$$\ln M = \ln H(t) - (1-\alpha) \ln p_M - \ln \beta_5 - \sum \beta_{6i} \ln X_i - (\alpha-1) \ln w + \ln \delta - \ln(u(t)) \quad (111)$$

$$\text{ahol } u(t) = \frac{\frac{H(t)e^{\delta t} - H(0)}{H(t)}}{e^{\delta t} - 1} \approx \frac{H(t) + \delta t H(t) - H(0)}{\delta t H(t)} = 1 + \frac{H(t) - H(0)}{\delta t H(t)} \approx 1 + \frac{1}{\delta} \frac{\dot{H}}{H}$$

Az $u(t)$ taghoz kapcsolódva Wagstaffhoz [1986a] hasonlóan feltételezhetjük, hogy δ jelenősen nagyobb, mint H növekedési rátája, ebben az esetben pedig $\frac{1}{\delta} \frac{\dot{H}}{H}$ zérus közeli. Ez

lehetőséget nyit arra, hogy egy későbbi OLS becslésben $\ln u(t)$ hibatagként használható legyen.⁵⁷

Ezt követően az a cél, hogy a strukturális keresletben megadott $M(H)$ összefüggést visszavezzük H -tól nem függő paraméterekre. Ez az amit redukált keresletnek nevez a szakirodalom. A redukált kereslet becslésében a fő nehézség az, hogy ezt a visszavezetést lehetőleg úgy kell megtennünk, hogy az így kapott kereslet valamilyen standard módszer által becsülhető formát vegyen fel. A becsülhetőség megőrzése érdekében sajnos a dolgozatnak a továbbiakban is számos egyszerűsítéssel kell élnie.

3.3. REDUKÁLT KERESLET ADDITÍV SZEPARÁBILIS HASZNOSSÁGFÜGGVÉNY ESETÉN

Ha a hasznosságfüggvény a H -ban additív szeparábilis alakot vesz fel, akkor a modell egyensúlyi egyenletei egymástól függetlenek lesznek. Az első egyensúlyi egyenlet alakulása ekkor:

$$\beta_3 \beta_4 H^{-\beta_4-1} \left(w - f'(s) \frac{1}{\lambda(0)} e^{(r-\rho)t} \right) = p_I(t) \left(\delta(t) + r - \frac{\dot{p}_I(t)}{p_I(t)} \right) \quad (112)$$

Azonban az ebből a formából származó redukált kereslet általában konkrét $f(s)$ függvények esetén sem becsülhető a standard OLS módszerrel, így, ha valamilyen tapogatózó információt szeretnénk kapni, akkor valamilyen egyszerűsítéssel kell élni. Az ilyen jellegű modelleknél a szakirodalomban általános megoldás ún. almodellek becslése, amelyekkel a probléma kezelhetővé válik.

Az egyik megközelítés az ún. PI (pure investment) modell, ahol az elemzés során eltekintünk a hasznosságfüggvényből származó additív tagtól, azaz úgy adjuk meg a megoldást, mintha $\frac{\partial U}{\partial s} = f'(s) = 0$ volna. Ebben az esetben a fenti összefüggésből

$$H = \left[p_I(t)^{-1} \left(\delta + r - \frac{\dot{p}_I(t)}{p_I(t)} \right)^{-1} \beta_3 \beta_4 w \right]^{\frac{1}{\beta_4+1}} \quad (113)$$

Logaritmizálva:

⁵⁷ Muurinen [1982] ennél sokkal gyengébb feltevessel él. Szerinte H növekedési rátája, és így $u(t)$ is konstans. Meg kell jegyezni, hogy ebben az esetben is működhet az OLS módszer. (Ekkor a hibatag nyilván előállítható egy nulla és egy nem nulla várható értékű tag összegeként, ami után a nulla várható értékű tag már kezelhető megfelelő hibatagként.) A Wagstaff [1986a] féle megközelítésnek annyi előnye van, hogy ekkor nem szükséges a $\frac{\dot{H}}{H}$ tagot lebecsülni, és előállítani az új hibatagot, hanem a konstans szórás feltevése mellett $u(t)$ azonnal használható hibatagként.

$$\begin{aligned} \ln H = & \frac{-1}{\beta_4 + 1} \ln p_I(t) - \frac{-1}{\beta_4 + 1} \ln \left(\delta + r - \frac{\dot{p}_I(t)}{p_I(t)} \right) + \frac{1}{\beta_4 + 1} \ln \beta_3 + \frac{1}{\beta_4 + 1} \ln \beta_4 \\ & + \frac{1}{\beta_4 + 1} \ln w \end{aligned} \quad (114)$$

Behelyettesítve p_I -t és ezt visszairva a strukturális keresletbe adódik, hogy: (Ld.: Függelék C)

$$\begin{aligned} \ln M = & \beta_0 + \frac{1 - \beta_4(\alpha - 1)}{\beta_4 + 1} \ln w - \frac{\beta_4}{\beta_4 + 1} \sum \beta_{6i} \ln X_i - \frac{\beta_4(1 - \alpha)}{\beta_4 + 1} \ln p_M + \frac{\beta_4}{\beta_4 + 1} \ln(\delta) \\ & - \ln(u(t)) \end{aligned} \quad (115)$$

$$\text{, ahol } \beta_0 = \frac{1}{\beta_4 + 1} \ln \beta_3 + \frac{1}{\beta_4 + 1} \ln \beta_4 - \frac{\beta_4}{\beta_4 + 1} \ln \beta_5 - \frac{1}{\beta_4 + 1} \ln A$$

Ez a függvény már olyan alakú, amely standard OLS módszerrel becsülhető, sőt az egyes becslési paraméterek konkrét információt képesek hordozni a fogyasztók preferenciáira vonatkozóan. Ehhez természetesen az kell, hogy a becslés statisztikailag is elfogadható legyen, azaz a kapott eredmények alapján hihető legyen, hogy valóban egy fenti alakú keresleti függvény volt az alapsokaság szereplőinek keresleti függvénye.

A keresleti függvény OLS által becsülhetővé tevésére a másik megközelítés az ún. PC (pure consumption) modell. Ennek során azt tételezzük fel, hogy a fogyasztó munkapiacról származó jövedelmét nem befolyásolja a betegsége, azaz bármennyit is hiányzik, a fizetése nem változik. Formálisan ez a feltételezés az $y'(s)=0$ alakban jelenik meg. Mivel az eddigi modell már az elejétől fogva úgy volt megkonstruálva, hogy a fogyasztó egészséggel kapcsolatos döntéseinek egyik legfontosabb aspektusa a kieső bér – tehát az, hogy pl. a megelőzésre fordított idő ára a kieső bérből származik, vagy, hogy a betegség a berrátán keresztül elmaradó jövedelem formájában csökkenti a jövedelmet –, ezért a modellben a kezdetektől fogva az $y'(s)=w$ feltevés szerepelt. A PC-típusú modellek jól működhetnek olyan esetekben, amikor a táppénz közelíti a teljes havi jövedelmet, azonban ennek ellenére jelen dolgozat több okból sem becsül PC-típusú modellt.

Egyrészt egy PC-típusú modell jóval távolabb állna a modell munkapiaci logikai struktúrájától, mint egy PI-típusú, másrészt, ami a nagyobb probléma, hogy a PC-modellben a levezetéshez szükséges információk közül kettő is ismeretlen. Nem ismert a hasznosságfüggvény konkrét H -függése, és a jövedelem kezdeti határhaszna ($\lambda(0)$) sem. Ezek miatt pedig úgy gondolom, hogy a modell PC-típusú becslése – még ha az néhány esetben realiztikusabb is – nagyobb bizonytalanságot hordoz magában, mint egy PI-típusú.

3.4. ÖSSZEFOGLALÁS

Jelen fejezetben a dolgozat megadott egy lehetséges PI-típusú redukált formájú keresleti függvényt, amelyik becslési célokra viszonylag kényelmesen alkalmazható. Az alkalmazott modell számos konkrét feltevessel, és egyszerűsítéssel élt a levezetés során, amely miatt viszont a modell teljesen általánosan történő alkalmazhatósága erősen kérdésessé válik. Vizsgálati szempontból a kérdés tulajdonképpen az, hogy milyen típusú problémák bírnak olyan tulajdonságokkal, amelyeket a modell, érezhetően nem mindig feltétlen valósághű egyszerűsítései nem befolyásolnak, és amelyek inkább a modell alaplogikájára támaszkodnak. Nyilván nem minden egészségkeresleti probléma ilyen, hiszen például valószínűtlen, hogy a sürgősségi beavatkozások iránti keresletet az a tradeoff határozná meg, hogy megéri-e p_I áron javítani az illetőnek az egészségén azért, hogy a későbbiekben kevesebb munkanapot hagyjon ki. Viszont vannak olyan problémák, amelyekben ez a fenti kérdés a döntés egyik fő mozgatórugója. Ilyen eset lehet például az olyan személyek orvos látogatási problémája, akik kezelését munkáltatójuk nem támogatja, olyan betegségekben szenvednek, amelyek jól kontrollálhatók (tehát az egészségi szint és a megbetegedés kapcsolata közelíthető determinisztikus függvénnyel), nem kifejezetten veszélyesek (tehát az egyéni hasznossági szintre való hatás nem túlságosan fontos), de kellemetlenek abban az értelemben, hogy nem vagy csak nagy nehézségek árán lehet velük dolgozni.

4. EMPIRIKUS ELEMZÉS

Jelen fejezet célja, hogy az előző fejezetben levezetett keresleti függvény becslésére tegyen kísérletet. Ennek megtételéhez az Agency for Healthcare Research and Quality (2009) által végzett ún. Medical Expenditures Panel Survey (MEPS) 2009-es teljes évet lefedő adatbázisát használok fel. A MEPS vizsgálatban az USA-ra vonatkozóan éves bontásban szerepelnek a fogyasztó által igénybe vett szolgáltatások mellett jövedelmi, származási, egészségi szinttel kapcsolatos stb... adatok.

4.1. AZ ADATBÁZIS

Az adatbázis az USA-ban jelen levő háztartásokra vonatkozó felmérés eredménye, amely személyes szinten gyűjtött adatokat az Államokban élő és dolgozó családokról. A 2009-es felmérés adatbázisa mintegy 9 ezer rekordot tartalmaz újszülöttektől kezdve idősekig, alacsony jövedelműektől kezdve a magas jövedelműekig.⁵⁸ Az adatbázis 12 információcsoportnak megfelelő változócsoporthoz tartalmaz a következő bontásban:

- Adminisztratív változók (személyi azonosítók, lakóhely stb...)
- Demográfiai változók (életkor, nem, etnikai csoport, iskolázottság stb...)
- Jövedelmi adatok
- Megbetegedéshez kapcsolódó változók (szubjektív egészségi állapot, vérnyomás, koleszterin, különböző megbetegedések, azok különböző paraméterei, detektálásuk éve stb...)
- Egészségügyi szintet leíró változók (különböző károsodások és tartós sérülések, funkcionális zavarok stb...)
- Megelőzéshez kapcsolódó változók (vérnyomásmérések, koleszterinszint mérések gyakorisága stb...)
- Betegség miatti kihagyás gyakoriságát mérő változók
- Egészségügyi szolgáltatásokhoz való hozzáférhetőséget jelző indikátorok (milyen típusú szolgáltatást vett igénybe milyen intézményben stb...)
- Egészségügyi szolgáltatásokkal való elégedettség és az elérés módja (Hogyan utazik, mennyi ideig, milyen volt a szolgáltatás színvonala stb...)

⁵⁸ A 2009-ben felmért adatok a 14-es panelhez tartoznak csak, így a teljes 2009-re vonatkozó adatbázis 9000 rekordja az eredeti 2009-es adatbázis kb. fele.

- Munkaügyi változók (foglalkoztatási státusz, szakszervezeti tagság stb...)
- Biztosítási változók (biztosítás formája, melyik biztosítóhoz tartozik stb...)
- Kiadási és felhasználási adatok (különböző látogatások és igénybevételek száma, gyógymódokkal kapcsolatos adatok stb...)

Mivel a Grossman-Wagstaff modell PI-közelítése inkább a nagyon veszélyes betegségekkel nem küzdő, dolgozó emberek döntéseit modellezi ezért az adatbázisból egyrészt csak olyan embereket vontam be a modellbe, akik nem töltöttek hosszú időt kórházban, nem haltak meg közvetlenül a kezelés után és nem voltak speciális, a döntés körülményeit befolyásoló szervezet tagjai a megfigyelt időtartamban (azaz nem teljesítettek pl. katonai szolgálatot).⁵⁹ Másrészt csak dolgozó emberek kerültek a vizsgálandó mintába, méghozzá, mivel az igénybevételei adatok éves bontásban szerepeltek, a béradatok pedig négyhavi bontásban, csak olyanok, akiknek a bére a 2009-es év alatt nem változott.

A vizsgálat szempontjából fontos feltételezés, hogy a munka és az ellátás között erős tradeoff-al szembesül a döntést hozó, ezért olyan embereket vizsgáltam csak, akik számára a munkáltató sem az orvoslátogatást, sem a táppénzt nem fizeti. A modell a fentiek mellett azt is feltételezi, hogy a döntéshozó valósan látja a világot és képes mérlegelni a döntési helyzetet, amiben tartózkodik, ezért a szociális és kognitív képességeit tekintve korlátozottnak minősülő személyek kiszűrésre kerültek a mintából.⁶⁰ További feltételezés, hogy az igénybeveendő egészségügyi szolgáltatás mennyisége csak az adott személyek döntésétől függ, ezért azok is kiszűrésre kerültek, akiknek bármilyen problémájuk akadt a szolgáltatáshoz való hozzáféréssel.

Ezekkel a megszorításokkal a vizsgálat alapját képező kiindulási adatbázis mintegy 1100 rekordra szűkült, a továbbiakban ezen az adatbázison próbálok meg vizsgálatokat elvégezni a keresletet meghatározó tényezők bizonyos jellemzőire vonatkozóan.

4.2. A MODELL VÁLTOZÓI

Általában a szakirodalomban levő empirikus tanulmányok, amelyek hasonló log-lineáris keresleti függvényt becsülnek – ld. pl. Wagstaff [1986a], Hunt-McCool, Kiker és Ng [1994], Dustmann és Windmeijer [2000], de akár Goldman és Grossman [1978] is – általában a következő változók valamilyen formáját szerepeltetik a modelljeikben: jövedelem, ellátás

⁵⁹ Ez a gyakorlatban a PSTATS31, PSTATS42, PSTATS53 változók 11-re szűrésével történt meg.

⁶⁰ Ilyen személynek minősülnek a memóriakieséssel és döntésképtelenséggel küzdők, illetve a felügyeletre szoruló személyek.

költsége, életkor, oktatási szint, nem, rassz, foglalkozás típusa, munka által okozott terheltség foka, család mérete, valamilyen tartós fizikai korlátozó tényező, terület városiasodottsága.

Jelen modellnek a mikroökonómiai megalapozás miatt elkerülhetetlen része a jövedelmet mérő órabér és az igénybevett szolgáltatás költsége. Emellett a modell az egészségtermelési függvényt Auster, Leveson és Sarachek [1969], Joumard et al. [2008] illetve Lackó [2010] munkája alapján igyekezett származtatni. Mivel egyrészt a fenti munkák makroszintű adatok alapján dolgoztak, jelen dolgozat pedig mikro adatokkal dolgozik, másrészt jelen dolgozat alaplogikája csak részlegesen összeegyeztethető a fenti munkákkal, az alkalmazott modellt egy az egyben nem lehet átvenni, az inkább csak javaslatokkal szolgálhat egy mikroszintű termelési függvényt meghatározó tényezők jellegére vonatkozóan. Ezen munkák általában az oktatás szintjét, a rasszot, a GDP-t, légszennyezettséget, a foglalkozás jellegét, az egészségügyre adott kiadásokat, az alkohol- és dohányfogyasztás mértékét találták szignifikánsnak a modelljeiben. Ezen változók egy részének⁶¹ nehéz mikroszintű analógiát találni, így ezek kihagyásra kerültek a modellből – mivel a bevételük így nem ad plusz információt – míg más változóknak⁶² ugyan volna mikro-megfelelőjük, azonban rájuk vonatkozóan egyszerűen nem álltak rendelkezésre adatok. A megmaradó változók általában mindegyike megtalálható a keresletet becslő szakirodalomban, sőt ezen kívül, ahogy fent is bemutatásra került, több változó is.

Ennek megfelelően a dolgozat a jobb magyarázóerő érdekében a kibővített modellek változóihoz hasonlókat próbál meg alkalmazni, és nem szorítkozik kizárólag Auster et al. [1969], Joumard et al. [2008] és Lackó [2010] változóinak mikro-megfelelőire. A modell kiindulásként tekintett magyarázó változói így⁶³:

- AGE09, LNAGE09: A személy kora, illetve annak logaritmusa
- MSA09: MSA területen él-e a személy?
- SEXUSED: A személy neme (0 = férfi, 1 = nő)
- WHITE, BLACK, ASIAN: A személy adott rasszba tartozása. Mivel ez a három legjelentősebb népcsoport, amelyik az USA-ban él, ezért a multikollinearitás elkerülése végett ezekből mindig csak kettőt használok a becslésben.
- EDUCYR, LNEDUCYR: A személy által oktatásban eltöltött idő, illetve annak logaritmusa

⁶¹ Ld.: pl. GDP, légszennyezettség

⁶² Ld.: pl. alkohol- és dohányfogyasztás

⁶³ Kategóriaváltozó esetén ha igen a kérdésre a válasz, akkor 1-es kódot kapott a tényező, ha nem 0-t.

- DFCLTYLFT, DFCLTYSTP, DFCLTYWLK, DFCLTYSTA, DFCLTYRCH, DFCLTYFNG: fizikai állapotot mérő tényezők. Okoznak-e nehézséget a következő cselekvések:
 - 10 font felemelése (DFCLTYLFT)
 - 10 lépcső megmászása (DFCLTYSTP)
 - 3 blokknyi séta (DFCLTYWLK)
 - 20 percig egy helyben állás (DFCLTYSTA)
 - kéz fej fölé emelése (DFCLTYRCH)
 - ujjak behajlítása (DFCLTYFNG)
 - HVEWRKLIM, HVEHSELIM: Munka-, vagy házimunka végzés közben valamilyen testi tényező által akadályoztatva van-e?
 - HRWG31, LNYWAGE: Személy órábére, illetve annak logaritmusa
 - INDCATHEDUC: A személy az egészségügy/oktatás területén dolgozik-e?
 - UNSTAT: Szakszervezeti tag-e a személy?
 - BUSINESS, PROFANDREL, SERVICE, SALES, ADMIN, CONSTRUCTION, PRODTRANSP,FRMFISH: Foglalkozási kategória, amibe a személy munkája tartozik:
 - Pénzügyi szakemberként dolgozik (BUSINESS)
 - Professzionális vagy ahhoz kapcsolódó munkát végez (PROFANDREL)
 - Szolgáltató tevékenységet folytat (SERVICE)
 - Értékesítési területen dolgozik (SALES)
 - Adminisztratív tevékenységet folytat (ADMIN)
 - Építési munkát, vagy ehhez kapcsolódót végez (CONSTRUCTION)
 - Termelő vagy szállító tevékenységet folytat (PRODTRANSP)
- Az elemzésekben a rasszhoz hasonlóan mindig az egyik kategória kihagyásra kerül a multikollinearitás elkerülése végett.
- TRICR09X, MCAID09X, MCARE09X: Tricare, Medicaid vagy Medicare program alapján biztosított-e a személy? Mivel ezek ugyan nem az egész biztosított népességet fedik le, de annak nagy részét, ezért ezekből a rasszhoz és a foglalkozási kategóriához hasonlóan mindig csak kettőt használók.

- LNPM: Az adott szolgáltatás átlagos ára

Ezen változók mellett a függő változó változhat annak függvényében, hogy éppen mi a vizsgálandó kérdés, természetesen ekkor a szolgáltatás ára is ennek megfelelően módosul.

4.3. KERESLETI FÜGGVÉNY BECSLÉSE

A 3. fejezetben levezetett összefüggések és az ezen fejezetben írtak alapján lehetőségünk van különböző szolgáltatásokra vonatkozóan keresleti függvény becslésére. Az egyes változókat a fenti egyenlet alapján OLS módszerrel becsültem. Abban az esetben, ha heteroszkedaszticitás állt fenn, a jelenséget FGLS módszerrel kezeltem, amely ebben az értelemben robusztus becslést ad.⁶⁴

4.3.1. Orvoslátogatások iránti kereslet

Az orvoslátogatások iránti kereslet vizsgálatok a függő változó az ún. office based physician visits változó logaritmikus változata (LNOBDRV) volt, míg az árváltozó az egy látogatásra jutó azonnal fizetendő díj logaritmus (LNOBDRVSF). A modell becslését három outputtáblán mutatom be, mindegyik alatt szerepeltetve a releváns teszteket. Mivel a szakirodalom általában full modelleket becsül,⁶⁵ ezért először a szakirodalommal való összehasonlíthatóság kedvéért az összes változót szerepeltetve mutatom be minden módosítás nélkül (1. Táblázat), ezután egy, az ökonometriai tesztek alapján⁶⁶ módosított „jobb” modell következik, amelyekből olyan változók kerülnek kihagyásra, amelyek nem ún. „esszenciális” változók (2. Táblázat). Ez utóbbi szintén a szakirodalommal való összevethetőséget szolgálja. Végezetül egy a szakirodalom és az elmélet alapján valószínűsített „legjobb” modellt vizsgálom meg (3. Táblázat):

⁶⁴ Egy másik lehetőség a populációsúlyok alapján való becslés lett volna. (Ennek használata a sima OLS esetében is lehet ajánlatos. Ld.: később.) Ebben az esetben a nyers súlyokból Hash – Vaughn [2005] alapján becsülhetünk normalizált súlyokat, ami alapján a regresszió pl. SPSS-ben elvégezhető. Az SPSS azonban alapesetben nem robusztus becslést végez, és a súlyozással kapott eredmény csak akkor ad robusztus standard hibákat, ha a megfigyeléseket csoportátlagoknak tekintjük (Ld.: Wooldridge [2012]: 8.4.-es alfejezet). Mivel ezek egyedi megfigyelések, ezért ezt nem tehetjük fel, így a súlyozás valószínűleg nem oldja meg a heteroszkedaszticitás problémáját. További problémák merülhetnek fel akkor is, ha képesek vagyunk valahogyan robusztus hibákat becsülni (ld.: STATA): A kapott eredmény reprezentativitásának megkérdőjelezése ugyan ekkor nem intuitív, de megmutatható, hogy a súlyozott OLS becslések torzítatlansága általában nem teljesül, és ekkor nincs értelme reprezentativitásról sem beszélni (Ld.: Winship és Radbill [1994] több esetben is rámutat kifejezetten súlyozásból származó torzításra). Mivel a szakirodalomban a súlyozás használatának ajánlása általános homoszkedasztikus esetben sem eldöntött, így a dolgozatban az OLS-FGLS becslési módszert követem.

⁶⁵ Tehát a modellben benne hagyja az összes szignifikáns vagy nem szignifikáns változót.

⁶⁶ Ilyen tesztek közé tartozik pl. a robusztus Breusch-Pagan (Koenker), a normalitás, a RESET teszt. Ezek mellett multikollinearitás ellenőrzése is ide tartozott.

1.Táblázat: Az orvoslátogatásokat magyarázó tényezők (Full,OLS)

Table 1: OLS, using observations 1-1146 (n = 498)					
Missing or incomplete observations dropped: 648					
Dependent variable: LNOBDRV					
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1					
	Coefficient	Std. Error	t-ratio	p-value	
const	-1,15824	0,65428	-1,7703	0,07733	*
LNPOBDRVSF	-0,0540912	0,03351	-1,6142	0,10716	
LNAGE	0,324648	0,10635	3,0528	0,0024	****
LNYSREDC	0,399111	0,14329	2,7853	0,00556	****
LNWAGE	-0,0766867	0,07347	-1,0438	0,2971	
MCAID09X	0,371298	0,20621	1,8006	0,07241	*
TRICR09X	0,329073	0,16026	2,0534	0,04059	**
WHITE	0,269404	0,12572	2,143	0,03263	**
BLACK	-0,069098	0,14223	-0,4858	0,62731	
MSA09	0,0102993	0,09412	0,1094	0,91291	
SEXUSED	0,217494	0,08547	2,5446	0,01126	***
HAVWRKLIM31	0,847037	0,29317	2,8892	0,00404	****
HAVHSELIM31	0,148112	0,44043	0,3363	0,7368	
DFCLTYLFT	0,362122	0,30029	1,2059	0,22847	
DFCLTYSTP	0,354389	0,23505	1,5077	0,1323	
DFCLTYWLK	-0,225455	0,23272	-0,9688	0,33315	
DFCLTYSTA	0,151954	0,26879	0,5653	0,57212	
DFCLTYRCH	0,153944	0,31637	0,4866	0,62677	
DFCLTYFNG	-0,364252	0,28445	-1,2805	0,20099	
INDCATHEDUC	-0,0741035	0,10854	-0,6827	0,49511	
UNSTAT	-0,033728	0,12996	-0,2595	0,79534	
PROFANDREL	-0,022766	0,183	-0,1244	0,90105	
SERVICE	-0,150347	0,17309	-0,8686	0,38549	
SALES	-0,143027	0,19175	-0,7459	0,45611	
ADMIN	0,148141	0,18095	0,8187	0,41338	
CONSTRUCTION	-0,205252	0,18415	-1,1146	0,26559	
PRODTRANSP	-0,037247	0,17575	-0,2119	0,83225	
Mean dependent var	0,983293		S.D. dependent var	0,82729	
Sum squared resid	295,4945		S.E. of regression	0,79207	
R-squared	0,13128		Adjusted R-squared	0,08333	
F(26, 471)	3,68043		P-value(F)	7,24E-09	
Log-likelihood	-576,6659		Akaike criterion	1207,33	
Schwarz criterion	1321,018		Hannan-Quinn	1251,95	
Breusch-Pagan test for heteroskedasticity (robust variant) -					
Null hypothesis: heteroskedasticity not present					
Test statistic: LM = 31,2514					
with p-value = P(Chi-square(26) > 31,2514) = 0,219041					
Test for normality of residual -					
Null hypothesis: error is normally distributed					
Test statistic: Chi-square(2) = 24,334					
with p-value = 5,19913e-006					
RESET test for specification -					
Null hypothesis: specification is adequate					
Test statistic: F(2, 469) = 1,87058					
with p-value = P(F(2, 469) > 1,87058) = 0,155182					

Forrás: saját készítés

Az alapmodellben a tesztek alapján sem heteroszkedaszticitás sem misszifikáció nem jelentkezett, outlier pontokat ugyan a diagnosztika jelzett, azonban ezek száma tízes nagyságrendű volt és méretükben is hasonlóak voltak, ami miatt jobbnak láttam nem belenyúlni az adatbázisba. Azonban az egyes foglalkozási kategóriákat tekintve meg lehetett figyelni (egy nem nagyon jelentős) multikollinearitást (a reziduumok nem normalitása mellett), ami miatt a foglalkozásra vonatkozó kategóriaváltozók kihagyásra kerültek a modellből, és az újra lebecslésre került. Az új modellben a robosztus hibákkal számolt

Breusch-Pagan teszt 3%-os p-értéket mutatott, ami miatt a homoszkedaszticitást nem tudtam elfogadni. Emiatt a modellt FGLS módszerrel újra becsültem, a kapott eredményeket a 2. Táblázat mutatja:

2. Táblázat: Az orvoslátogatásokat magyarázó tényezők (Semi-full, FGLS)

Table 2: Heteroskedasticity-corrected, using observations 1-1146 (n = 498)					
Missing or incomplete observations dropped: 648					
Dependent variable: LNOBDRV					
	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-1,39942	0,51559	-2,7142	0,00688	***
LNAGE	0,399559	0,08598	4,6471	<0,0000 1	***
LNYSREDC	0,452971	0,14061	3,2214	0,00136	***
LNWAGE	-0,116376	0,06169	-1,8864	0,05985	*
SEXUSED	0,312825	0,07412	4,2202	0,00003	***
WHITE	0,324129	0,13152	2,4645	0,01407	**
LNPOBDRVSF	-0,0790473	0,02989	-2,645	0,00844	***
HAVWRKLIM31	0,839685	0,4054	2,0712	0,03887	**
BLACK	-0,107221	0,15948	-0,6723	0,50172	
DFCLTYLFT	0,101512	0,30979	0,3277	0,7433	
DFCLTYSTP	0,446298	0,14504	3,0771	0,00221	***
DFCLTYWLK	-0,277438	0,24002	-1,1559	0,24831	
DFCLTYSTA	0,350432	0,29287	1,1966	0,23208	
DFCLTYRCH	0,0870051	0,29679	0,2932	0,76953	
DFCLTYFNG	-0,398357	0,27386	-1,4546	0,14643	
INDCATHEDUC	-0,159594	0,09256	-1,7243	0,08531	*
UNSTAT	-0,0815018	0,10722	-0,7602	0,44753	
MSA09	-0,0638968	0,09005	-0,7096	0,47831	
MCAID09X	0,320565	0,24483	1,3093	0,19105	
TRICR09X	0,192864	0,15617	1,235	0,21744	
HAVHSELIM31	-0,216915	0,65001	-0,3337	0,73874	
Statistics based on the weighted data:					
Sum squared resid	1666,215		S.E. of regression	1,86899	
R-squared	0,21219		Adjusted R-squared	0,17916	
F(20, 477)	6,423804		P-value(F)	1,66E-15	
Log-likelihood	-1007,351		Akaike criterion	2056,7	
Schwarz criterion	2145,125		Hannan-Quinn	2091,41	
Statistics based on the original data:					
Mean dependent var	0,983293		S.D. dependent var	0,82729	
Sum squared resid	306,7428		S.E. of regression	0,80191	
Test for normality of residual -					
Null hypothesis: error is normally distributed					
Test statistic: Chi-square(2) = 16,0415					
with p-value = 0,000328574					

Forrás: saját készítés

A második modellben csak normalitás és multikollinearitás tesztet lehetett elvégezni, mivel FGLS esetén nincs értelme sem a specifikáció, sem a heteroszkedaszticitás-teszteknek (sem az outlier-diagnosztikának). Az FGLS alapján a reziduum normalitása nem teljesült, de a multikollinearitás már egyik változónál sem volt jelentős.⁶⁷ Végezetül a szakirodalom és az elmélet által vártak alapján összeállításra került egy modell, amelyik azokat a változókat

⁶⁷ A VIF sehol sem haladta meg a 2,5-es értéket.

tartalmazza, amelyikeket ezek alapján szignifikánsnak várnánk, a továbbiakban ennek korrektségét vizsgálom meg.

Az elmélet alapján az egységár (LNPOBDRVSF), az oktatási szint (LNYRSEDUC) és a bér (LNYWAGE) várható meghatározónak⁶⁸, míg a szakirodalom alapján a nem (SEXUSED), a fehér rasszba tartozás (WHITE), a munka során tapasztalt testi korlátozottság (HAVWRKLIM31), és a kor (LNAGE) várható szignifikánsnak. Az ezekkel a változókkal végrehajtott OLS becslés alapján kapott modell nem volt rosszul specifikált; strukturális törés és magas multikollinearitás sem volt jellemző rá,⁶⁹ az outlier pontok az első esethez hasonlóan alakultak. Problémaként merült fel, hogy a robosztus Breusch-Pagan teszt 1%-os szignifikancia szinten is heteroszkedaszticitást jelzett. Emiatt a modellt az eredeti változókkal FGLS módszerrel újra becslésre került, az így kapott eredményeket mutatja a 3. Táblázat

3. Táblázat: Orvoslátogatásokat magyarázó tényezők (Final, FGLS)

Table 3: Heteroskedasticity-corrected, using observations 1-1146 (n = 498)					
Missing or incomplete observations dropped: 648					
Dependent variable: LNOBDRV					
	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-1,17594	0,4521	-2,601	0,00958	***
LNAGE	0,342863	0,08946	3,8327	0,00014	***
LNYRSEDUC	0,420287	0,1073	3,9169	0,0001	***
LNYWAGE	-0,123703	0,05953	-2,0782	0,03821	**
SEXUSED	0,296176	0,07072	4,1881	0,00003	***
WHITE	0,374878	0,09173	4,0869	0,00005	***
LNPOBDRVSF	-0,0913678	0,03191	-2,8637	0,00437	***
HAVWRKLIM31	0,873689	0,33452	2,6118	0,00928	***
Statistics based on the weighted data:					
Sum squared resid	1839,731		S.E. of regression	1,93767	
R-squared	0,140182		Adjusted R-squared	0,1279	
F(7, 490)	11,4126		P-value(F)	1,92E-13	
Log-likelihood	-1032,018		Akaike criterion	2080,04	
Schwarz criterion	2113,721		Hannan-Quinn	2093,26	
Statistics based on the original data:					
Mean dependent var	0,983293		S.D. dependent var	0,82729	
Sum squared resid	310,2331		S.E. of regression	0,79569	
Test for normality of residual -					
Null hypothesis: error is normally distributed					
Test statistic: Chi-square(2) = 21,8222					
with p-value = 1,82545e-005					

Forrás: saját készítés

Látható, hogy az első két modellben az oktatás hatása szignifikáns, ami egyrészt a szakirodalomban megadott „full” modellekkel, másrészt az elmélettel is egybecsengő eredmény. Látható az is, hogy a második és az utolsó modellben is a kezelés árúgalmassága

⁶⁸ Az ár és a bér eleve konkrét változók voltak, míg az oktatás a társadalmi-gazdasági paraméterek egyik releváns tagjaként volt várva.

⁶⁹ A RESET 40%-os p-értéket vett fel, a Chow-teszt 23%-os p-értéket mutatott, míg a VIF egyik esetben sem haladta meg az 1,3-at.

szignifikánsan negatív, és nagyobb -1-nél, ami az összhangban áll az elmélet által várttal.⁷⁰ Ezzel kapcsolatban a szakirodalommal összehasonlítva azt láthatjuk, hogy Wagstaff [1986a] modelljében például az orvoslátogatások esetén sem az OLS-bebecslés, sem az ML bebecslés során a kezelés ára nem volt szignifikáns, míg Hunt-McCool, Ng és Kiker [1994] esetében szignifikáns, de jelen dolgozat eredményénél negatívabb, -0,26-os rugalmasság tartozott hozzá. Látható továbbá, hogy az utolsó modellben minden változó szignifikánsnak adódik, és kiemelendő, hogy a bérre vonatkozó rugalmasság a legkevésbé szignifikáns. Ez némileg összeeseng az irodalommal, különösen, ha azt tekintjük, hogy az első modellben egyáltalán nem, a másodikban pedig csak 10%-on volt a bér szignifikáns. A hasonló elméleti alapokat használó modellek közül Wagstaff [1986a] sem állapít meg például szignifikáns kapcsolatot az igénybevétel és a bér között,⁷¹ míg az ettől különböző megalapozású modellek közül Cameron és Trivedi [1988], illetve Deb és Trivedi [1997] szintén hasonló következtetésekre jut.⁷² Szintén a várakozásokkal egybeeső eredmény, hogy azok, akik az egészségügy vagy oktatás területén dolgoznak szignifikánsan kevesebb szolgáltatást vesznek igénybe, mint mások. Ki kell emelni azt is, hogy amikor az életkor és az oktatási szint rugalmassága közötti különbséget teszteltük, az sem adódott egyik modellben sem szignifikánsan 0-tól különbözőnek, ami egyezik az elmélet szerint vártakkal.⁷³

A kapott eredményekkel azonban számos probléma van. Egyrészt a szakirodalommal némileg ellentétes eredmény, hogy a teljes eredeti modellben az ár nem volt szignifikáns. Az első modellben ez nem sokkal maradt el a 10%-os eredménytől, és ugyan a második modellben a paraméter már 1%-on is szignifikánssá vált, Hunt-McCool, Ng és Kiker [1994] például, ahogy utaltam már rá korábban a full modell esetén is szignifikáns árrugalmasságot talált.

Másrészt a bér esetében jelen bebecslés az első két modellben nem talált 5%-os szignifikancia-szinten meghatározó rugalmasságot – míg a már idézett tanulmány igen. Ennél

⁷⁰ A bér logaritmusának paramétere $\frac{1-\beta_4(1-\alpha)}{1+\beta_4}$. Bár a β paraméterekre külön megkötést nem tettünk – és így β_4 -re vonatkozóan sem – valószínűsíthetjük, hogy szintén 0 és 1 között van. Ebben az esetben a fenti kifejezés abszolút értékben mindig kisebb, mint 1.

⁷¹ OLS esetben egyáltalán nem, ML esetben pedig csak 90%-os szignifikancia szinten (ráadásul az elmélettől ellenkező előjellel), ami szintén egybeeseng jelen dolgozat eredményeivel.

⁷² A két megközelítés közül Cameron és Trivedi [1988] vizsgálata ausztrál adatokra vonatkozik, és két periodusú hasznosságfüggvény alapján Poisson-regressziót alkalmaz, míg Deb és Trivedi [1997] ún. „finite mixture” modellt. Külön kiemelendő, hogy Deb és Trivedi [1997] nem csak, hogy más modellt alkalmaz, megközelítésük éppen a megbízó-ügynök problémát próbálja kiküszöbölni, és ennek ellenére az általuk kapott paraméterbecslések sok esetben egészen jól illeszkednek az itt kapott eredményekhez

⁷³ Ez külön teszttel került ellenőrzésre.

azonban sokkal jelentősebb probléma, hogy a bérhez tartozó paraméter, amikor szignifikáns, akkor is negatívnak adódik, amit az elmélet alapján nem lehet igazolni.⁷⁴

A modellel kapcsolatban további probléma egyrészt az alacsony magyarázóerő, másrészt a reziduumok nem normalitása. Ugyan utóbbi esetben is torzítatlan becslést kapunk, viszont ekkor egyrészt már nem garantált, hogy az OLS szolgáltatja a leghatékonyabb becslést, másrészt a becslt paraméterek eloszlása is csak aszimptotikusan lesz normális eloszlású, ami a t-statisztikákat nem elég nagy elemszám esetén befolyásolhatja.⁷⁵ Megjegyzésként hozzátehetjük, hogy esetleges problémaként merülhet fel az automatikus modellépítési technikák alkalmazhatatlansága, bár itt ki kell emelni, ez inkább hiányérzet, mintsem valódi modellspecifikációs probléma.⁷⁶ Ezzel együtt a 14-21%-os R^2 -ek viszonylag jó magyarázóerőt jelentenek a szakirodalmi eredményekhez képest.⁷⁷

4.3.2. Fogorvosi ellátás iránti kereslet

A fogorvosi ellátásról általánosan úgy vélt, hogy általában magas jövedelemmel rendelkező emberek veszik igénybe, olyanok, akik megengedhetik maguknak, hogy foglalkozzanak egészségükkel. A fogorvosi ellátást igénybe vevők az általános nézet szerint sok esetben azért költenek ilyen kezelésre, mert úgy gondolják, hogy a rendszeres fogorvosi vizsgálat megakadályozhatja a későbbi váratlan problémák kialakulását, extrém esetben sürgősségi ellátás igénybe vételét. Ha ez a nézet helyes, akkor egy ilyen jószág keresletére a fent bemutatott modellnek jobban kell illenie, mint egy sokkal inkább sztochasztikus jellegű orvoslátogatási problémára. A továbbiakban ezt a kérdést próbálom meg vizsgálni.

Jelen helyzetben a függő változó a fogorvosi látogatások számának logaritmus (LNDVTOT09), az árát megtestesítő magyarázó változó pedig a látogatások egységára (LNPDVTSLF09). Ebben az esetben is három outputtáblán fogom bemutatni a modell becsléséhez tartozó eredményeket. Az első a már megszokott ENTER módszerrel kapott eredmény (4. Táblázat), a másik a multikollinearitásra korrigált változat (5. Táblázat), a

⁷⁴ Ebből a szempontból szerencsés, hogy a bérugalmasság sehol sem volt 1%-os szignifikancia szinten releváns.

⁷⁵ Ld.: Wooldridge [2012]: 4. és 5. fejezet

⁷⁶ Ez alatt azt értem, hogy sem a BACKWARD, sem a REMOVE, sem a FORWARD, sem a STEPWISE algoritmus nem adott 2 változónál több magyarázóváltozóból álló modellt. Ebben minden bizonnyal közrejátszik, hogy az SPSS nem robosztus becslést használ – márpedig láttuk, hogy bizonyos változók elhagyásával a modell heteroszkedasztikussá válhat – ennek okán pedig a kritériumnak használt F-értékek fals adatokat szolgáltatnak. Ennek ellenére, ha nem is egy egzakt, de egy javaslatul szolgáló, iránymutató modell megadására talán lehetett előzetesen számítani.

⁷⁷ Wagstaff [1986] OLS becsléssel 1-2%-os nagyságrendű modelleket kapott, míg Hunt-McCool, Ng és Kiker [1994] 15% környéket.

harmadik pedig az SPSS BACKWARD módszere alapján javasolt⁷⁸ változókkal becsült modell (6. Táblázat).

Az első esetben a teljes modellen adattisztítást kellett végrehajtani, mivel négy változó kiugróan magas befolyásoló erővel bírt a modellre nézve. Ezeket az adatokat kiszűrve az első becsléshez tartozó outputtábla a következőnek adódott:

4. Táblázat: Fogorvosi látogatások számát magyarázó tényezők (Full, OLS)

Table 4: OLS, using observations 1-1146 (n = 237)					
Missing or incomplete observations dropped: 909					
Dependent variable: LNDVTOT09					
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1					
	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-1,6793	0,70984	-2,3657	0,01889	**
LNPDVTSLF09	0,038559	0,0318853	1,2093	0,22789	
LNYSREUC	0,159237	0,19132	0,8323	0,40617	
LNWAGE	0,148476	0,100938	1,471	0,14278	
LNAGE	0,275835	0,13002	2,1215	0,03504	**
MCAID09X	-0,230799	0,212815	-1,0845	0,27937	
TRICR09X	0,854906	0,431479	1,9813	0,04884	**
HAVWRKLIM31	0,410617	0,225855	1,8181	0,07046	*
SEXUSED	0,0632362	0,0950492	0,6653	0,50658	
WHITE	0,281154	0,113417	2,4789	0,01395	**
BLACK	0,128667	0,187195	0,6873	0,49261	
DFCLTYLFT	-0,127995	0,302287	-0,4234	0,67242	
DFCLTYSTP	-0,471727	0,21254	-2,2195	0,02751	**
DFCLTYWLK	0,280684	0,200131	1,4025	0,16222	
DFCLTYSTA	0,40698	0,274741	1,4813	0,14	
INDCATHEDUC	0,0214753	0,119764	0,1793	0,85786	
UNSTAT	-0,00083926	0,16012	-0,0052	0,99582	
PROFANDREL	-0,0507389	0,191922	-0,2644	0,79175	
SERVICE	-0,0257911	0,174086	-0,1482	0,88236	
SALES	-0,0906388	0,207314	-0,4372	0,66241	
ADMIN	0,0421596	0,193569	0,2178	0,82779	
CONSTRUCTION	-0,217456	0,201131	-1,0812	0,28085	
PRODTRANSP	0,0603202	0,215197	0,2803	0,77952	
MSA09	0,023069	0,118889	0,194	0,84633	
Mean dependent var	0,601051		S.D. dependent var	0,63355	
Sum squared resid	80,62065		S.E. of regression	0,61522	
R-squared	0,148903		Adjusted R-squared	0,057	
F(23, 213)	3,485354		P-value(F)	7,72E-07	
Log-likelihood	-208,5093		Akaike criterion	465,019	
Schwarz criterion	548,252		Hannan-Quinn	498,567	
Test for normality of residual -					
Null hypothesis: error is normally distributed					
Test statistic: Chi-square(2) = 23,7236					
with p-value = 7,05486e-006					
RESET test for specification -					
Null hypothesis: specification is adequate					
Test statistic: F(2, 211) = 1,52673					
with p-value = P(F(2, 211) > 1,52673) = 0,219635					

Forrás: saját készítés

⁷⁸ Mivel ebben a modellben heteroszkedaszticitás általában változó kihagyásával nem adódott, így bízhatunk abban, hogy az SPSS nem robosztus becslései is használhatóak lesznek.

A kezdő modellben, ugyanúgy, ahogy az orvoslátogatások full modelljében (1. Táblázat) a reziduum normalitását és egyes foglalkozási ágak gyengébb multikollinearitását leszámítva az általában vizsgált problémák nem állnak fenn. A probléma kezelése érdekében, hasonlóan jártam el az előző elemzéshez: a foglalkozások kategóriaváltozóit kihagyva becsültem le a modellt. Ebben az esetben egy változó kiugró értéket vett fel, amit ennek megfelelően kihagytam a modellből. A becslés outputtábláját az 5. Táblázat mutatja:

5. Táblázat: Fogorvosi látogatások számát magyarázó tényezők (Semi-full, OLS)

Table 5: OLS, using observations 1-1146 (n = 236)					
Missing or incomplete observations dropped: 910					
Dependent variable: LNDVTOT09					
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1					
	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-1,71355	0,707056	-2,4235	0,01618	**
LNPDTVSLF09	0,0371489	0,0300189	1,2375	0,21722	
LNAGE	0,279199	0,131116	2,1294	0,03434	**
LNYSREUC	0,163026	0,184556	0,8833	0,37802	
LNWAGE	0,142448	0,0938007	1,5186	0,1303	
MCAID09X	-0,254774	0,215593	-1,1817	0,23859	
TRICR09X	0,83941	0,412587	2,0345	0,04311	**
HAVWRKLIM31	0,392394	0,250218	1,5682	0,11828	
SEXUSED	0,089258	0,0890787	1,002	0,31744	
WHITE	0,254976	0,111041	2,2962	0,02261	**
BLACK	0,106468	0,183254	0,581	0,56185	
DFCLTYSTP	-0,472984	0,197498	-2,3949	0,01747	**
DFCLTYWLK	0,303406	0,203469	1,4912	0,13736	
DFCLTYSTA	0,415199	0,298548	1,3907	0,16572	
INDCATHEDUC	0,0170686	0,102141	0,1671	0,86744	
UNSTAT	0,0427251	0,137586	0,3105	0,75645	
MSA09	0,0304702	0,116309	0,262	0,79359	
Mean dependent var	0,60066		S.D. dependent var	0,63486	
Sum squared resid	81,86492		S.E. of regression	0,6114	
R-squared	0,13569		Adjusted R-squared	0,07254	
F(16, 219)	4,775727		P-value(F)	2,64E-08	
Log-likelihood	-209,9357		Akaike criterion	453,871	
Schwarz criterion	512,7565		Hannan-Quinn	477,608	
RESET test for specification -					
Null hypothesis: specification is adequate					
Test statistic: F(2, 217) = 1,25961					
with p-value = P(F(2, 217) > 1,25961) = 0,285832					
Test for normality of residual -					
Null hypothesis: error is normally distributed					
Test statistic: Chi-square(2) = 25,0752					
with p-value = 3,58914e-006					
Breusch-Pagan test for heteroskedasticity (robust variant) -					
Null hypothesis: heteroskedasticity not present					
Test statistic: LM = 17,1542					
with p-value = P(Chi-square(16) > 17,1542) = 0,37569					

Forrás: saját készítés

Látható, hogy a helyzet a vizsgálatokat tekintve hasonló az eddigiekhez, mivel a modellben multikollinearitás már nem állt fenn, ezt a modellt tekinthetjük egy „jobb” full modell becslésnek. A harmadik becslés esetén, mivel a szakirodalomban nem túlságosan elterjedt a fogorvosi látogatások becslése,⁷⁹ ezért nem kizárólag a szakirodalom és az elmélet alapján várt változókat vontam be a modellbe, hanem az SPSS BACKWARD módszere segítségével⁸⁰ próbáltam meg a releváns változókat kiszűrni.:

6. Táblázat: Fogorvosi látogatások számát magyarázó tényezők (BACKWARD, OLS)

Table 6: OLS, using observations 1-1146 (n = 236)					
Missing or incomplete observations dropped: 909					
Dependent variable: LNDVTOT09					
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1					
	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-1,21887	0,488108	-2,4971	0,01322	**
LNWAGE	0,154316	0,0833944	1,8504	0,06554	*
LNAGE	0,293063	0,118981	2,4631	0,01451	**
TRICR09X	0,823534	0,392642	2,0974	0,03705	**
WHITE	0,211695	0,100601	2,1043	0,03644	**
CONSTRUCTION	-0,280293	0,127361	-2,2008	0,02875	**
HAVWRKLIM31	0,425179	0,207173	2,0523	0,04128	**
LNPDVTSLF09	0,0371255	0,0306479	1,2114	0,22701	
Mean dependent var	0,601051		S.D. dependent var	0,63355	
Sum squared resid	82,72362		S.E. of regression	0,60103	
R-squared	0,126703		Adjusted R-squared	0,10001	
F(7, 229)	5,077903		P-value(F)	2,2E-05	
Log-likelihood	-211,5607		Akaike criterion	439,121	
Schwarz criterion	466,8658		Hannan-Quinn	450,304	
Test for normality of residual -					
Null hypothesis: error is normally distributed					
Test statistic: Chi-square(2) = 27,5324					
with p-value = 1,05053e-006					
RESET test for specification -					
Null hypothesis: specification is adequate					
Test statistic: F(2, 226) = 2,485					
with p-value = P(F(2, 226) > 2,485) = 0,0856					
Breusch-Pagan test for heteroskedasticity (robust variant) -					
Null hypothesis: heteroskedasticity not present					
Test statistic: LM = 9,49983					
with p-value = P(Chi-square(7) > 9,49983) = 0,218733					

Forrás: saját készítés

A harmadik modellben a normalitási probléma mellett egy égetőbb problémára is fel kell hívni a figyelmet: a RESET teszt ugyan nem tudja elutasítani a modell jól specifikált voltát

⁷⁹ Az általam ismert irodalomból egyedül Manning et. al. [1986] becsül hasonló, de ő is diszkrét becslést alkalmaz.

⁸⁰ Hogy viszonylag sok változó maradjon a modellben 0,15-ös bevételi és 0,25-ös kidobási értékekkel.

5%-on, de 10%-on már igen, ami arra enged következtetni, hogy a modellspecifikáció problémás lehet. Egyéb problémát a modellel kapcsolatban az ökonometriai tesztek nem jeleztek.

A vizsgálatok alapján egyrészt látható, hogy a várakozásoknak megfelelően a bér szignifikáns magyarázó változó, és ellentétben az orvoslátogatási esettel, előjelhelyesen szerepel. Meg kell jegyezni azt is, hogy a szolgáltatás igénybevételének berrugalmassága az elmélet szerint $\frac{\beta_4(1-\alpha)}{1+\beta_4}$, ami – ha a korábbi feltételezéseinknek megfelelően $0 < \alpha, \beta_4 < 1$ teljesül – pozitív és kisebb 1-nél. Jelen elemzés során a kisebb 1-nél feltétel minden becslés során teljesült (ld.: 4., 5. és 6. Táblázat), és az utolsó esetben ez szignifikanciával (és ezzel pozitivitással) is párosult. Szintén kiemelendő, hogy, ahogy az orvoslátogatás esetén, ha az oktatás és az életkor rugalmasságának egyezését teszteltük, a különbség sem az első sem a második becslésben nem volt szignifikánsan különböző 0-tól.⁸¹ A várakozásoknak megfelelően alakult, hogy a rassz és a kor meghatározó tényezők.

A szakirodalommal való összehasonlításban azt mondhatjuk, hogy pl. Manning et al. [1986] elemzésében a jövedelem nem volt szignifikáns magyarázó változó, és a vizsgált állapotokban, amikor a leginkább szignifikáns volt, akkor is negatívnak adódott. Ahogy fentebb látható volt, a dolgozat eredménye az első két (nem szignifikáns) esetben megegyezik Manning et al. [1986] következtetésével, azonban a harmadik (szignifikáns) esetben nem. Ennek ellenére bízom, hogy a harmadik becslés során kapott pozitív berrugalmasság ennek ellenére hihető feltételezés marad.

A modellel kapcsolatos problémák közül ki kell emelni, hogy egyrészt ebben az esetben az ár rugalmassága nem teljesül a vártaknak megfelelően: Mértékét tekintve nem lehet ellenőrizni, hogy összecsengene-e az elmélet által jósolt eredményekkel, mivel egyik modellben sem szignifikáns, sőt rosszabbul „teljesít”, mint a bér az orvoslátogatási modellben. Szintén problémaként merül fel, hogy a reziduum normalitása egyik esetben sem teljesül, és a modell magyarázóereje végig a 12-15%-os sávban mozgott.

4.4. SZELEKCIÓS TORZÍTÁS ÉS ENDOGENITÁSI PROBLÉMÁK

A fent bemutatott becslések, annak ellenére, hogy igyekeztem a standard ökonometriai tesztekkel viszonylag széles körben ellenőrizni megfelelőségüket számos olyan problémával rendelkezhetnek, amelyet ezen tesztek nem képesek azonosítani. A továbbiakban ezek közül

⁸¹ Ezt ebben az esetben is külön teszttel ellenőriztem.

két fontosabb jelenség előfordulását igyekszem megvizsgálni, az egyik a szelekciós torzítás kérdése, a másik a magyarázó változó endogenitásának problémája.

4.4.1. Szelekciós torzítás

Szelekciós torzítás abban az esetben lép, ha az általunk megfigyelt magyarázó-magyarázott változó párokat nem teljesen függetlenül tudjuk megfigyelni, hanem csak egy másik változó bizonyos értékei mellett. Wooldridge [2012] alapján az általános munkakeresleti elemzés például jó példa szelekciós torzítás esetére, ugyanis ebben az esetben, ha a kialakult bérek alapján szeretnénk a munka iránti keresletet megbecsülni, akkor csak azon emberek számára lesznek béránlati megfigyeléseink adottak, akik már a munkapiacra dolgoznak. Valójában ez azt jelenti, hogy csak bizonyos magyarázóváltozó-kombinációk együttállása esetén vagyunk képesek a függő változót megfigyelni, és ennek ellenére ezen magyarázó változókat úgy próbáljuk meg interpretálni, mintha azok egymástól függetlenek lennének a mintában.

Az egészségügyi szolgáltatások iránti kereslet becslésénél is felmerülhet hasonló probléma. Az orvoslátogatáshoz kapcsolódóan előfordulhat például, hogy csak azon szereplőkre vonatkozóan lesznek megfigyeléseink, akik számára a megbetegedésnek való kitettség átlép egy bizonyos szintet. Ha ezzel a kitettséggel a magyarázóváltozóink korrelálnak, akkor várható, hogy a megfigyelt személyek esetén a magyarázóváltozók nem lesznek egymástól függetlenek. A fogorvosi szolgáltatások esetében pedig előfordulhat, hogy csak bizonyos jövedelmi szinttel rendelkezők engedhetik meg maguknak a szolgáltatás igénybevételét. A torzítás tesztelésére és a probléma megoldására az ún. Heckit-módszer használható⁸².

A Heckit-módszer viszonylag jól illeszkedik a fenti modell logikájába. A fentiekben mindkét vizsgált esetben (az orvoslátogatások és a fogorvosi szolgáltatások esetén is) három modell került bemutatásra, amelyből az utolsó mindig az első kettő változóinak csak egy részét használta, és az első kettő közül az elsőben mindig valamekkora multikollinearitás lépett fel. Ha a Heckit-módszert úgy alkalmazzuk mindkét esetben, hogy a szelekciós változók az ún. második modellek változói (ld. 2. és 5. Táblázat), míg a „valódi” magyarázóváltozók a harmadik modellek (3. és 6. Táblázat) változói, akkor ez utóbbiak paramétereire szelekciós torzítás esetén is kaphatunk torzítatlan becslést, feltéve, hogy a torzítás fennáll. Szerencsére ebben az esetben a torzítás megléte azonnal tesztelhető; ha a

⁸² Ld.: bővebben: Heckman [1976], vagy Wooldridge [2012]: 17.5-ös alfejezet

becslés során kapott inverz Mills-arány paramétere (lambda) szignifikánsan nagyobb nullánál, akkor szelekciós torzítás volt jelen a modellben.

Az orvoslátogatásokra vonatkozó becslést (7. Táblázat) és a fogorvosi szolgáltatások igénybevételére vonatkozó becslést (8. Táblázat) a következő outputtáblák mutatják:⁸³

7. Táblázat: Orvoslátogatások számát magyarázó tényezők szelekciós torzítás kiküszöbölésével (Heckit)

Table 7: ML Heckit, using observations 1-1137					
Missing or incomplete observations dropped: 639					
Dependent variable: LNOBDRV					
Selection variable: SOBDRV					
	Coefficient	Std. Error	z	p-value	
const	1,13488	0,952863	1,191	0,23364	
LNAGE	0,0481996	0,13847	0,3481	0,72777	
LNYSREUC	0,154309	0,166115	0,9289	0,35293	
LNWAGE	-0,125265	0,0638448	-1,962	0,04976	**
LNPOBDRVSF	-0,00747224	0,0314996	-0,2372	0,81249	
WHITE	0,308298	0,0930091	3,3147	0,00092	***
SEXUSED	0,164654	0,0853716	1,9287	0,05377	*
lambda	-0,0751689	0,255061	-0,2947	0,76822	
Selection equation					
const	-3,5939	0,961845	-3,7365	0,00019	***
LNAGE	0,640415	0,174712	3,6656	0,00025	***
LNYSREUC	0,565348	0,217753	2,5963	0,00942	***
LNWAGE	-0,025847	0,112326	-0,2301	0,81801	
LNPOBDRVSF	-0,0833136	0,0525366	-1,5858	0,11278	
SEXUSED	0,288022	0,128398	2,2432	0,02488	**
WHITE	0,169189	0,22874	0,7397	0,45951	
DFCLTYLFT	0,203889	0,698041	0,2921	0,77022	
DFCLTYSTP	0,746329	0,539536	1,3833	0,16658	
DFCLTYWLK	-0,354528	0,52225	-0,6788	0,49723	
DFCLTYSTA	0,399528	0,578688	0,6904	0,48994	
DFCLTYRCH	-0,0377552	0,637956	-0,0592	0,95281	
DFCLTYFNG	-0,156161	0,797836	-0,1957	0,84482	
INDCATHEDUC	0,00883688	0,159821	0,0553	0,95591	
UNSTAT	-0,115803	0,215996	-0,5361	0,59187	
BLACK	-0,144688	0,267634	-0,5406	0,58877	
MCAID09X	0,483511	0,332163	1,4556	0,14549	
MSA09	-0,221371	0,191481	-1,1561	0,24764	
Mean dependent var	1,666477		S.D. dependent var	0,54808	
sigma	0,523821		rho	-0,1435	
Log-likelihood	-516,8579		Akaike criterion	1049,72	
Schwarz criterion	1077,919		Hannan-Quinn	1061,07	
Total observations: 498					
Censored observations: 247 (49,6%)					

Forrás: saját készítés

⁸³ Mindkét becslés során esetenként változókat ki kellett hagynom, ez azért történt, mert ekkor vagy nem volt a számíthatóhoz használt mátrix definitsége megfelelő, vagy egyéb okból nem lehetett a becslést elvégezni.

8. Táblázat: Fogorvosi látogatások számát magyarázó tényezők szelekciós torzítás kiküszöbölésével (Heckit)

Table 8: ML Heckit, using observations 2-1121					
Missing or incomplete observations dropped: 880					
Dependent variable: LNDVTOT09					
Selection variable: SDVTOT					
	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,233088	0,331743	-0,7026	0,4823	
LNWAGE	0,184936	0,0848151	2,1805	0,02922	***
WHITE	0,189044	0,148641	1,2718	0,20344	
LNPDVTSLF09	0,0673333	0,0401921	1,6753	0,09388	*
HAVWRKLIM31	0,372957	0,357558	1,0431	0,29692	
TRICR09X	0,812878	0,413481	1,9659	0,04931	***
lambda	0,564951	0,0643239	8,7829	<0,00001	***
Selection equation					
const	-3,02738	1,07517	-2,8157	0,00487	***
LNAGE	0,134951	0,16259	0,83	0,40653	
LNYSRSEDUC	0,105166	0,22796	0,4613	0,64456	
LNWAGE	0,322408	0,158056	2,0398	0,04137	**
SEXUSED	0,0635821	0,100142	0,6349	0,52548	
WHITE	0,394637	0,267807	1,4736	0,14059	
INDCATHEDUC	0,0115149	0,111461	0,1033	0,91772	
UNSTAT	0,056532	0,127072	0,4449	0,6564	
BLACK	-0,468814	0,226138	-2,0731	0,03816	**
MCAID09X	-0,0608392	0,215444	-0,2824	0,77764	
MSA09	-0,0736534	0,122524	-0,6011	0,54775	
LNPDVTSLF09	0,118873	0,0686288	1,7321	0,08325	*
HAVWRKLIM31	0,605598	0,633903	0,9553	0,3394	
TRICR09X	1,43636	12,5012	0,1149	0,90853	
DFCLTYWLK	-0,0233989	0,193253	-0,1211	0,90363	
Mean dependent var	1,432958		S.D. dependent var	0,40036	
sigma	0,565983		rho	0,99818	
Log-likelihood	-139,2423		Akaike criterion	292,485	
Schwarz criterion	307,9175		Hannan-Quinn	298,592	
Total observations: 240					
Censored observations: 173 (72,1%)					

Forrás: saját készítés

Látható, hogy az orvoslátogatások esetében az inverz Mills-arányhoz tartozó paraméter nem volt szignifikáns, így azt mondhatjuk, hogy ebben az esetben szelekciós torzítás valószínűleg nem áll fenn, és így a 4.3-as alfejezetben adott becslés a preferált. Ezzel szemben a fogorvosi szolgáltatások esetén szignifikáns torzítás volt tapasztalható, amiből arra lehet következtetni, hogy egyéb torzításról nem tudva, a Heckit-módszer által adott becslés a helyes. Látható, hogy ebben az esetben a bérhez tartozó paraméter szignifikanciája látványosan javult, és továbbra is szignifikánsan pozitív és kisebb maradt egynél. Meg kell

jegyezni azonban, hogy nem várt hatás, hogy a rassz szignifikáns volta eltűnt, és hogy az ár rugalmassága negatív volta ellenére is (ha máshol nem is) 10%-os szignifikancia szinten szignifikánssá vált.⁸⁴

4.4.2. Endogenitási problémák

Endogenitási problémának nevezzük az olyan eseteket, amelyekben egy, vagy több egyébként exogénnek tekintett magyarázó változó korrelál a reziduummal. Ilyen helyzet számos esetben előfordulhat, azonban keresleti függvény vagy kínálati függvény becslése esetén majdnem minden esetben fennáll a probléma. Ebben az esetben ugyanis az általunk megfigyelt mennyiségek nem kizárólag a kínálati vagy a keresleti oldalhoz tartoznak – hacsak azt valamilyen módon külön nem tudjuk megfigyelni –, hanem ún. egyensúlyi mennyiségek, amelyek a piacon alakulnak ki. Ilyenkor pl. minden magyarázó változót rögzített értéken tartva a keresleti függvényben bekövetkező véletlen eltolódások (pl. a véletlen hibát lehet ilyennek tekinteni) nem kizárólag a függő változót változtatják meg, hanem az új egyensúlyi pontban a magyarázó változó is más értéket vesz fel. Keresleti függvény esetén egyetlen kivétel lehet ezen helyzet alól, amikor a fogyasztó teljesen rugalmas kínálati függvénnyel szembesül. Ebben az esetben az ár valódi exogén adottság a számára. Amikor ez nem áll fenn, akkor egyéb módszerekhez kell folyamodni (Ld.: Two-Stage Least Squares). Meg kell jegyezni, hogy hasonlóan a szelekciós torzításhoz, ahhoz, hogy egyáltalán az endogenitást tesztelni tudjuk, előbb specifikálnunk kell a teljes modellt.

Jelen helyzetben mind az orvoslátogatási probléma, mind a fogorvosi kezelések iránti kereslet esetén két esetben gyanakodhatunk endogenitás jelenlétére, az egyik a bér, a másik az ár esete. A bér esetében előfordulhat például, hogy az adott személy egészségi szintje befolyásolja az általa kapott bért, így az általa igénybevett szolgáltatás egy munkakeresleti függvényen keresztül fog hatni a bérre.⁸⁵ Az ár esetében pedig előfordulhat, hogy magasabb áron több szolgáltatást is kínálnak, így az igénybe vett szolgáltatás mennyisége egy egészségkínálati függvényen keresztül hat az árra. Ahhoz, hogy ezeket a jelenségeket tesztelni

⁸⁴ Mivel jelen esetben más paraméterbecslések és standard hibák adódnak, ezért felmerülhet, hogy a 4.3.2-es szekcióban kiválasztott utolsó modellben nem a legfontosabb releváns változókat hagytunk benn. Ezzel kapcsolatban lefutattam a Heckit-módszert az orvoslátogatások esetén relevánsnak tekintett változókkal (Table 3) is, és ebben az esetben a kapott modell jóval rosszabb tulajdonságokkal rendelkezett, mint a jelenlegi. Ezért jobb becslést nem találván a fenti modellt hagytam meg.

⁸⁵ A mögöttes feltételezés itt egészen pontosan az, hogy a szolgáltatások iránti keresletre felírt összefüggés tulajdonképpen egy „inverz” munkakínálati függvény is lehet, ahol az egészségügyi szintnek az igénybevett szolgáltatás egy proxyja. Ha ez így van, akkor munkakeresleti függvény jelenlétében a fent leírt torzítás léphet fel. Ennek kiküszöbölése érdekében szükséges egy olyan proxyt találni, amelyik csak a munkakeresletre hat (és rendelkezik a fent leírt „függetlenségi” tulajdonságokkal). Természetesen azt meg kell jegyezni, hogy a torzítás pontos kiküszöbölése érdekében egy kiterjedtebb munkapiaci elemzést kellene végrehajtani, jelen megoldás csak a modell „belső” torzítását szűri ki.

tudjuk, szükséges, hogy mindkét feltételezett változóra vonatkozóan létezzen egy instrumentális változó, amely korrelál az endogénnek feltételezett magyarázó változóval, de feltehetően nem korrelál az eredeti egészségkeresleti függvény hibájával.

Az orvoslátogatások esetén jó bérre vonatkozó instrumentum lehet például a szolgáltató jellegű munka (SERVICE). Hihető feltételezésnek tűnik, hogy a szolgáltató jellegű munkák esetén a munkáltató által kínált bér magasabb (azaz más a munkakeresleti függvény), azonban az ilyen jellegű munka az orvosi szolgáltatások igénybevételét nem befolyásolja. Ez utóbbiról azt mondhatjuk, hogy a korábbi eredmények alapján sem, és a foglalkozási kategóriák közül kizárólag a SERVICE-t bevonva sehol sem volt ez az orvoslátogatást szignifikánsan magyarázó tényező. Bár ez a fentiekből nem következik, talán valamennyire segíti az intuíciót, hogy valamennyire hihetőnek gondoljuk, hogy ez csak a béren keresztül befolyásolja a látogatások számát, azaz nincs köze a reziduumok alakulásához.

A szolgáltató jelleg hatása a bérre regresszált modellben viszont 1%-os szignifikancia szinten is jelentős, aminek megfelelően a korrelációra vonatkozó kritérium teljesül. Az így kapott 2SLS becslés eredménye a bő és a szűk modellre az alábbi outputtáblákon látható:

9. Táblázat: Orvoslátogatásokat magyarázó tényezők a bér endogenitására szűrve (Semi-full, 2SLS)

Table 9: TSLS, using observations 1-1137 (n = 498)					
Missing or incomplete observations dropped: 639					
Dependent variable: LNOBDRV					
Instrumented: LNYWAGE					
Instruments: const LNAME LNYRSEDUC SEXUSED WHITE LNPOBDRVSF HAVWRKLIM31					
SERVICE BLACK DFCLTYLFT DFCLTYSTP DFCLTYWLK DFCLTYSTA DFCLTYRCH					
DFCLTYFNG INDCATHEDUC UNSTAT MSA09					
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1					
	Coefficient	Std. Error	z	p-value	
const	-1,4566	0,619439	-2,3515	0,0187	**
LNAME	0,286616	0,113946	2,5154	0,01189	**
LNYRSEDUC	0,279338	0,179669	1,5547	0,12001	
HAVWRKLIM31	0,805524	0,309447	2,6031	0,00924	***
SEXUSED	0,314476	0,0951642	3,3046	0,00095	***
WHITE	0,269048	0,127747	2,1061	0,0352	**
LNPOBDRVSF	-0,0667166	0,0334135	-1,9967	0,04586	**
LNYWAGE	0,20418	0,233843	0,8731	0,38258	
BLACK	-0,0558975	0,150095	-0,3724	0,70958	
DFCLTYLFT	0,394173	0,339847	1,1599	0,24611	
DFCLTYSTP	0,272545	0,241972	1,1264	0,26002	
DFCLTYWLK	-0,224214	0,248546	-0,9021	0,367	
DFCLTYSTA	0,323702	0,29726	1,089	0,27618	
DFCLTYRCH	0,0654746	0,335329	0,1953	0,84519	
DFCLTYFNG	-0,293667	0,316118	-0,929	0,3529	
INDCATHEDUC	-0,0826816	0,103002	-0,8027	0,42214	
UNSTAT	-0,10767	0,146601	-0,7344	0,46268	
MSA09	-0,0321086	0,0958917	-0,3348	0,73774	
Mean dependent var	0,983293		S.D. dependent var	0,82729	
Sum squared resid	312,483		S.E. of regression	0,80685	
R-squared	0,084997		Adjusted R-squared	0,05259	
F(17, 480)	3,913869		P-value(F)	3,00E-07	
Log-likelihood	-3069,956		Akaike criterion	6175,91	
Schwarz criterion	6251,702		Hannan-Quinn	6205,66	
Hausman test -					
Null hypothesis: OLS estimates are consistent					
Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 1,66364					
with p-value = 0,197112					
Weak instrument test -					
First-stage F-statistic (1, 480) = 49,0103					

Forrás: saját készítés

10. Táblázat: Orvoslátogatásokat magyarázó tényezők a bér endogenitására szűrve (Final, 2SLS)

Table 10: TSLS, using observations 1-1137 (n = 498)					
Missing or incomplete observations dropped: 639					
Dependent variable: LNOBDRV					
Instrumented: LNYWAGE					
Instruments: const LNAGE LNYRSEDUC SEXUSED WHITE LNPOBDRVSF HAVWRKLIM31					
SERVICE					
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1					
	Coefficient	Std. Error	z	p-value	
const	-1,55998	0,583531	-2,6734	0,00751	***
LNAGE	0,300803	0,112929	2,6637	0,00773	***
LNYRSEDUC	0,232097	0,190114	1,2208	0,22215	
HAVWRKLIM31	0,752923	0,301077	2,5008	0,01239	**
SEXUSED	0,324126	0,0908197	3,5689	0,00036	***
WHITE	0,322255	0,0817181	3,9435	0,00008	***
LNPOBDRVSF	-0,0580238	0,0339985	-1,7067	0,08789	*
LNYWAGE	0,222748	0,231768	0,9611	0,33651	
Mean dependent var	0,983293		S.D. dependent var	0,82729	
Sum squared resid	320,0585		S.E. of regression	0,8082	
R-squared	0,065705		Adjusted R-squared	0,05236	
F(7, 490)	8,216377		P-value(F)	1,74E-09	
Log-likelihood	-3089,889		Akaike criterion	6195,78	
Schwarz criterion	6229,463		Hannan-Quinn	6209	
Hausman test -					
Null hypothesis: OLS estimates are consistent					
Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 2,08247					
with p-value = 0,148998					
Weak instrument test -					
First-stage F-statistic (1, 490) = 50,6526					

Forrás: saját készítés

Látható, hogy a Hausman-teszt alapján az OLS-módszerből származó paraméterbecslések egyik esetben sem térnek el szignifikánsan a 2SLS becslés eredményétől. Azaz ez alapján azt mondhatjuk, hogy (legalábbis a szolgáltató jellegen keresztül) a bér nem endogén a modellben, és az eredeti OLS-becslés nem volt ebben az értelemben rosszul specifikált.

Az árra vonatkozóan nehéz jó instrumentumot találni, mivel nincs egy megfelelően specifikált kínálati függvényünk. Egy elképzelhető instrumentum lehet a fogyasztó lakhelye (REGION09), ugyanis ebben az esetben elképzelhető, hogy az árak közötti differencia a helyi törvényhozás hatása, azonban a megbetegedési sajátosságok egyáltalán nem függenek attól, hogy az illető melyik régióban lakik. Ebben az esetben a hely jó instrumentum lehet. Az árhoz tartozó becsléseket a két modell esetén a következő outputtáblák mutatják:

11. Táblázat: Orvoslátogatásokat magyarázó tényezők az ár endogenitására szűre (Semi-full, 2SLS)

Table 11: TSLS, using observations 1-1137 (n = 498)					
Missing or incomplete observations dropped: 639					
Dependent variable: LNOBDRV					
Instrumented: LNPOBDRVSF					
Instruments: const LNAGE LNYRSEDUC LNYWAGE MCAID09X TRICR09X HAVWRKLIM31					
HAVHSELIM31 SEXUSED WHITE BLACK DFCLTYLFT DFCLTYSTP DFCLTYWLK DFCLTYSTA					
DFCLTYRCH DFCLTYFNG INDCATHEDUC UNSTAT MSA09 REGION09					
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1					
	Coefficient	Std. Error	z	p-value	
const	-0,18232	1,32953	-0,1371	0,89093	
LNAGE	0,248474	0,14573	1,705	0,08819	*
LNYRSEDUC	0,398061	0,150103	2,6519	0,008	***
LNYWAGE	-0,0405208	0,0755903	-0,5361	0,59192	
MCAID09X	0,23475	0,234369	1,0016	0,31652	
TRICR09X	0,250697	0,184356	1,3599	0,17388	
HAVWRKLIM31	0,929437	0,301742	3,0802	0,00207	***
HAVHSELIM31	0,121165	0,39179	0,3093	0,75712	
SEXUSED	0,232165	0,0845887	2,7446	0,00606	***
WHITE	0,281897	0,136758	2,0613	0,03928	**
BLACK	-0,0971437	0,15091	-0,6437	0,51976	
DFCLTYLFT	0,569502	0,425109	1,3397	0,18036	
DFCLTYSTP	0,355276	0,251784	1,411	0,15823	
DFCLTYWLK	-0,348781	0,26519	-1,3152	0,18844	
DFCLTYSTA	0,257848	0,287726	0,8962	0,37017	
DFCLTYRCH	0,0764359	0,383244	0,1994	0,84192	
DFCLTYFNG	-0,482551	0,317708	-1,5189	0,1288	
INDCATHEDUC	-0,0683459	0,0978063	-0,6988	0,48468	
UNSTAT	-0,0770099	0,149379	-0,5155	0,60618	
MSA09	-0,0515157	0,102919	-0,5005	0,61669	
LNPOBDRVSF	-0,297279	0,230069	-1,2921	0,19631	
Mean dependent var	0,983293		S.D. dependent var	0,82729	
Sum squared resid	335,4107		S.E. of regression	0,83855	
R-squared	0,07416		Adjusted R-squared	0,03534	
F(20, 477)	4,062596		P-value(F)	1,58E-08	
Log-likelihood	-3466,451		Akaike criterion	6974,9	
Schwarz criterion	7063,324		Hannan-Quinn	7009,6	
Hausman test -					
Null hypothesis: OLS estimates are consistent					
Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 1,39438					
with p-value = 0,237667					
Weak instrument test -					
First-stage F-statistic (1, 477) = 10,0549					

Forrás: saját készítés

12. Táblázat: Orvoslátogatásokat magyarázó tényezők az ár endogenitására szűrve (Final, 2SLS)

Table 12: TSLS, using observations 1-1137 (n = 498)					
Missing or incomplete observations dropped: 639					
Dependent variable: LNOBDRV					
Instrumented: LNPOBDRVSF					
Instruments: const LNAGE LNYRSEDUC LNYWAGE HAVWRKLIM31 SEXUSED WHITE					
REGION09					
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1					
	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,154126	1,20285	-0,1281	0,89804	
LNAGE	0,259561	0,132445	1,9598	0,05002	*
LNYRSEDUC	0,367363	0,146975	2,4995	0,01244	**
LNYWAGE	-0,0671928	0,0716492	-0,9378	0,34835	
HAVWRKLIM31	0,801731	0,300492	2,6681	0,00763	***
SEXUSED	0,239107	0,0773975	3,0893	0,00201	***
WHITE	0,35169	0,0903092	3,8943	0,0001	***
LNPOBDRVSF	-0,307546	0,218949	-1,4046	0,16013	
Mean dependent var	0,983293		S.D. dependent var	0,82729	
Sum squared resid	346,9308		S.E. of regression	0,84144	
R-squared	0,056193		Adjusted R-squared	0,04271	
F(7, 490)	7,542058		P-value(F)	1,21E-08	
Log-likelihood	-3478,352		Akaike criterion	6972,7	
Schwarz criterion	7006,388		Hannan-Quinn	6985,92	
Hausman test -					
Null hypothesis: OLS estimates are consistent					
Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 1,61895					
with p-value = 0,203239					
Weak instrument test -					
First-stage F-statistic (1, 490) = 11,5969					

Forrás: saját készítés

Látható, hogy a REGION09 valóban jó instrumentumnak adódott, és a 2SLS modell becslései ebben az esetben sem térnek el szignifikánsan az OLS-becslésektől. Ezek alapján azt mondhatjuk, hogy az orvoslátogatások esetén (legalábbis a lakhelyet tekintve instrumentumnak) a szolgáltatás ára sem endogén, és az eredeti OLS által becsült modell ebben az értelemben sem tűnik rosszul specifikáltnak.

A fogorvosi szolgáltatások iránti kereslet esetén a bér endogenitására vonatkozóan a fenti gondolatmenet feltehetően továbbra is érvényes, legalábbis nem tűnik valószínűnek, hogy a szolgáltató szektorban vállalt munka tényének önmagában bármilyen hatása volna az igénybevett fogorvosi kezelések számára. Azonban az ár esetén a probléma már nehezebb.

Ebben az esetben a központi díjszabásra vonatkozó érvelés nem feltétlenül áll, és ekkor valószínűbb, hogy a kínálati ár nem kizárólag az elhelyezkedéstől függ. Sajnos a REGION09 változón kívül jobb instrumentum nem áll rendelkezésre, így az ár endogenitását valószínűleg nem tudom majd tesztelni.

A bér esetében a következő eredmények adódtak:

13. Táblázat: Fogorvosi látogatások számát magyarázó tényezők a bér endogenitására szűrve
(Semi-full, 2SLS)

Table 13: TSLS, using observations 2-1121 (n = 240)					
Missing or incomplete observations dropped: 880					
Dependent variable: LNDVTOT09					
Instrumented: LNYWAGE					
Instruments: const MSA09 LNAGE LNYRSEDUC MCAID09X TRICR09X HAVWRKLIM31					
SEXUSED WHITE BLACK DFCLTYLFT DFCLTYSTP DFCLTYWLK DFCLTYSTA DFCLTYRCH					
DFCLTYFNG INDCATHEDUC UNSTAT SERVICE LNPDTVSLF09					
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1					
	Coefficient	Std. Error	z	p-value	
const	-1,70365	0,714837	-2,3833	0,01716	**
LNAGE	0,283541	0,132129	2,1459	0,03188	**
LNYRSEDUC	0,172116	0,200507	0,8584	0,39067	
LNYWAGE	0,123595	0,2038	0,6065	0,54421	
MCAID09X	-0,256001	0,217719	-1,1758	0,23966	
TRICR09X	0,851935	0,439583	1,9381	0,05262	*
HAVWRKLIM31	0,393657	0,251772	1,5635	0,11792	
SEXUSED	0,0839693	0,107989	0,7776	0,43682	
WHITE	0,252374	0,114161	2,2107	0,02706	**
BLACK	0,104637	0,1836	0,5699	0,56873	
DFCLTYLFT	-0,2498	0,178934	-1,396	0,1627	
DFCLTYSTP	-0,427533	0,190979	-2,2386	0,02518	**
DFCLTYWLK	0,266395	0,186624	1,4274	0,15345	
DFCLTYSTA	0,439797	0,273343	1,609	0,10763	
DFCLTYRCH	-0,0180805	0,226188	-0,0799	0,93629	
DFCLTYFNG	0,470931	0,245504	1,9182	0,05508	*
INDCATHEDUC	0,0166745	0,103962	0,1604	0,87257	
UNSTAT	0,0486617	0,161461	0,3014	0,76312	
LNPDTVSLF09	0,0380366	0,0318982	1,1924	0,23309	
MSA09	0,030982	0,117716	0,2632	0,7924	
Mean dependent var	0,602202		S.D. dependent var	0,62964	
Sum squared resid	81,90104		S.E. of regression	0,61015	
R-squared	0,135631		Adjusted R-squared	0,06098	
F(19, 220)	4,157458		P-value(F)	9,15E-08	
Hausman test -					
Null hypothesis: OLS estimates are consistent					
Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 0,00683274					
with p-value = 0,934122					
Sargan over-identification test -					
Null hypothesis: all instruments are valid					
Test statistic: LM = 0					
with p-value = P(Chi-square(1) > 0) = 1					
Weak instrument test -					
First-stage F-statistic (1, 220) = 25,0102					

Forrás: saját készítés

14. Táblázat: Fogorvosi látogatások számát magyarázó tényezők a bér endogenitására szűrve
(BACKWARD, 2SLS)

Table 14: TSLS, using observations 2-1121 (n = 240)					
Missing or incomplete observations dropped: 880					
Dependent variable: LNDVTOT09					
Instrumented: LNYWAGE					
Instruments: const TRICR09X HAVWRKLIM31 WHITE LNPDTVSLF09 SERVICE					
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1					
	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,142858	0,442687	-0,3227	0,74692	
LNYWAGE	0,151685	0,161412	0,9397	0,34735	
TRICR09X	0,970204	0,397229	2,4424	0,01459	**
HAVWRKLIM31	0,497806	0,260175	1,9134	0,0557	*
WHITE	0,201197	0,10127	1,9867	0,04695	**
LNPDTVSLF09	0,0392974	0,0317843	1,2364	0,21632	
Mean dependent var	0,602202		S.D. dependent var	0,62964	
Sum squared resid	87,17384		S.E. of regression	0,61036	
R-squared	0,07999		Adjusted R- squared	0,06033	
F(5, 234)	3,874262		P-value(F)	0,00216	
Log-likelihood	-1256,681		Akaike criterion	2525,36	
Schwarz criterion	2546,246		Hannan-Quinn	2533,78	
Hausman test -					
Null hypothesis: OLS estimates are consistent					
Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 0,00468135					
with p-value = 0,945451					
Weak instrument test -					
First-stage F-statistic (1, 234) = 45,1599					

Forrás: saját készítés

Látható, hogy hasonlóan az orvoslátogatás esetéhez, a fogorvosi szolgáltatások esetén sem jelentkezik a bért tekintve endogenitás; az OLS-bebecslések megfelelőnek tűnnek. Az ár esetén a REGION09 változó sajnos a várakozásoknak megfelelően kifejezetten gyenge instrumentumnak adódott, így ebben az esetben nem tudtam az ár endogenitását tesztelni. Láthatatlanban annyit mondhatunk, hogy a fogorvosi ellátás esetében várhatóan endogenitási problémák jelen lesznek, de ennek teszteléséhez olyan adatokra volna szükség, amelyek egyéni szinten tartalmazzanak információt arra vonatkozóan, hogy az illető milyen kínálati függvénnyel szembesül. Ügyes instrumentum kiválasztásával ez a probléma megoldható, de jelen adatbázisban ilyen változót sajnos nem sikerült találnom.

4.5. ÖSSZEFOGLALÁS

A fentiekben megpróbáltam a Grossman-Wagstaff modell PI-egyszerűsítése alapján egy lehetséges becslést adni az általános orvosi szolgáltatások, és a fogorvosi szolgáltatások iránti keresletre. Az így elvégzett vizsgálat alapján aztán számos pozitív és negatív következtetést is le lehetett vonni, amelyeket a következőkben lehet összefoglalni.

Pozitívumként említhető meg, hogy mind az orvosi, mind a fogorvosi ellátás iránti kereslet esetén az egészségtermelési függvényben az X mátrixhoz tartozó skálás változók (oktatásban eltöltött évek, kor) rugalmassági paramétere, az elmélet által vártnak megfelelően, nem tért el szignifikánsan egymástól. Szintén pozitívum, hogy az orvosi ellátás esetén az ár, a fogorvosi ellátás esetén a bér paramétere volt szignifikánsan az elmélet által jósoltnak megfelelő előjellű. Szintén kiemelendő, hogy ezen paraméterek nagysága is abban az intervallumban maradt, amelyet bizonyos, talán valószínűnek mondható feltevések esetén az elmélet jósolt. Szintén pozitívum, hogy az Auster et al [1969] tanulmányban az egészségtermelési függvényben a rassz makroszinten szignifikánsnak adódott, amit jelen vizsgálat mikroszinten is képes volt kimutatni mind az orvosi, mind a fogorvosi ellátás esetében – és ez az összefüggés a bért instrumentálva is igaz maradt. A szakirodalommal összevetve pozitívnak mondható, hogy az elmélet által jósolt releváns paraméterek nagyságrendje a szakirodalomban megadott szintnek megfelelően alakult, és sok esetben a szignifikánsnak várt változók közül végül nem szignifikánsnak adódók éppen azok voltak, amelyek más tanulmányokban is hasonlóan, az elmélettől eltérően viselkedtek. Szintén pozitívum, hogy a modell magyarázóereje a szakirodalomhoz képest az elég jónak mondható 13-21%-os tartományban mozgott.

Negatívumként mondható el, hogy egyrészt a reziduumok normalitása sosem teljesült, ami arra enged következtetni, hogy létezik az OLS-nél hatásosabb becslés, ami a változók relevanciáját tekintve vethet fel kérdéseket.⁸⁶ Szintén probléma, hogy egyrészt az elmélet által két legfontosabbnak tekintett változó, a bér és az ár sosem volt egyszerre szignifikáns a megfelelő szinten, másrészt, hogy a pár épp nem megfelelő tagja magas szignifikancia szinteken többször is szignifikánsnak adódott, amik komolyan utalhatnak modellspecifikációs problémákra. Becsléstechnikai problémaként merül fel az is, hogy a kereslet-kínálati rendszerben nem feltétlenül sikerült a legjobb instrumentumokat kiválasztani, amelyek miatt sok hatást a modell nem biztos, hogy megfelelően kezelt, és így nem biztos, hogy megfelelő paraméterbecslést szolgáltatott. A fogorvosi szolgáltatások esetén például azonnal

⁸⁶ Nem biztos, hogy az utolsó modellekben bent maradt változók a legrelevánsabbak.

szembetűnő probléma volt, hogy nem tudtam a kínálati hatásokat megfelelő módon megjelenítő instrumentumot, ún. „supply-shiftert” találni. Szintén torzítás forrása lehet az adatbázis korlátozott volta, ugyanis az, hogy az adatbázis milyen változók kezelését tette lehetővé komolyan befolyásolta a kapott paraméterértékeket – pedig egyáltalán nem biztos, hogy az adatbázis az összes releváns változót tartalmazta. További probléma, hogy a magyarázóerő a szakirodalmat tekintve ugyan magasnak számít, ettől még azonban általánosan egy 15%-os érték nem számít kifejezetten jónak.

Összességében a szakirodalommal összevetve több pozitív eredmény is adódott, azonban a fent említett negatívumok arra figyelmeztetnek, hogy az eredményeket óvatosan és fenntartásokkal kell kezelni.

5. ÖSSZEFOGLALÁS, ALKALMAZHATÓSÁG ÉS TOVÁBBLÉPÉSI LEHETŐSÉGEK

Jelen dolgozat megkísérelte bemutatni a szakirodalomban a klasszikus mikroökonómiai eszköztárat alkalmazó egészségkeresletet becslő talán legfontosabbnak minősülő modelleket. Az ezt tárgyaló 2. fejezetben igyekezett ezen modelleket formalizáltan bemutatni, és lehetőleg mélyebb betekintést nyújtani a modell működési mechanizmusába. Ennek során igyekezett körüljárni az egyes elméletek főbb feltevéseit, a logikai vázat, amelyre ezek épülnek, és bizonyos feltevések teljesülése esetén a megoldást megadó egyenleteket is felírni. A dolgozat ezek után a feladat céljára és a szerző felkészültségére való tekintettel megkísérelte a legmegfelelőbb modell kiválasztani, és ezután a kereslet egy lehetséges becslését megadni. Az elemzés során a dolgozat az általános orvosi és fogorvosi ellátás iránti kereslet vizsgálatát kísérelte meg véghez vinni. A konkrét becslést eleinte a standard OLS módszertannal végezte, amit heteroszkedaszticitás esetén FGLS módszerrel helyettesített. Ennek során a modell helyes specifikációját igyekezett az OLS-re vonatkozó standard ökonometria teszttekkel ellenőrizni, illetve két olyan probléma kezelését is elvégezni, amelyet ilyen tesztek egyrészt nem tudnak kimutatni, másrészt a probléma jellegéből fakadóan jelen lehetnek. Ennek során (a szelekciós torzítás kiküszöbölésére) Heckit, illetve (az endogenitás kezelésére) 2SLS becsléseket alkalmazott. A kapott eredményekről a következőket lehet elmondani:

Az empiria-elmélet konzisztenciájának kérdése kapcsán a becslés a társadalmi-gazdasági tulajdonságok skálás változóinak paramétereit szignifikánsan nem különbözőnek mutatta sem az orvosi, sem a fogorvosi szolgáltatások esetén, amely a tapasztalatnak az elmélettel konzisztens voltát támasztotta alá. Szintén a konzisztenciát erősíti, hogy a modellnek sikerült kimutatnia, hogy az Auster et. al [1969] által a (makro) egészségtermelési függvényben szignifikánsnak talált rassz az orvosi és a fogorvosi szolgáltatások esetén is minden korrekció után is szignifikáns volt. Azaz egy ilyen függvény mikroszintű változatának segítségével levezetett keresleti függvényben is releváns paraméter maradt a rassz.⁸⁷

Az orvosi ellátás terén sikerült kimutatni az ellátás árrugalmasságának szignifikánsan negatív voltát, és azt is, hogy ez az érték -1 fölött marad. A rugalmasság negatív volta az elmélet által jóslottal összhangban áll, amely szintén az elmélet relevanciáját erősítette. A

⁸⁷ A többi hasonló kategóriában szerepeltetett paraméternek vagy nem volt mikro-megfelelője, vagy nem volt rá vonatkozó adat az adatbázisban.

fogorvosi ellátás területén a szelekciós torzítás esetén is a szolgáltatások berrugalmasságának pozitív és 1-nél kisebb voltát sikerült kimutatni, amely szintén összhangban állt a jóslattal.

A modell alkalmazhatósága kapcsán azt mondhatjuk, hogy mivel a modellel kapcsolatban több probléma is felmerült⁸⁸, és így a kapott modellt és az eredményeket mindenképp fenntartásokkal kell kezelnünk. Észben kell tartani, hogy az eredmények valószínűleg, mint a legtöbb modell esetében, inkább csak egy adott problémára adott viselkedési válasz jellegét fedik fel, és valószínűleg ott sem bírnak kizárólagos igazsággal. Nem gondolhatjuk például, hogy az egyes ember orvoslátogatási problémáját a bére és a szolgáltatás ára határozza meg. Azt viszont talán gondolhatjuk, hogy döntésének ezen aspektusa valamennyire meghatározó, és ezt az aspektust vizsgálva a modell becsléséhez hasonló választ fog adni.

Ezekkel a hiányosságokkal együtt, abban bízom, hogy a modell kapacitástervezési célra talán jelzésértékkel valamennyire használható. Például a kapott eredmények azt mutathatják, hogy ha valamilyen okból a szolgáltatás ára minden egyébhez képest relatíve megemelkedik, akkor csökkenni fog a szolgáltatások iránti kereslet is, tehát próbálkozhatunk kapacitásleépítéssel – és a rugalmasság mértéke azt mutatja, hogy arányaiban kisebbel szabad csak kezdenünk. Ugyanez a helyzet emelkedő relatív bérek esetén, ahol ilyen esetben a fogorvosi szolgáltatások iránt emelkedő kereslet jelentkezik. Azt fontos kiemelni, hogy ezek az eredmények ill. következtetések nem voltak triviálisak: A valószínűleg nem pusztán elméleti visszacsatolási mechanizmus miatt egyáltalán nem volt biztos, hogy ha a szolgáltatás relatív ára emelkedik, akkor, ha emiatt eleinte kevesebb szolgáltatást is használnak, a csökkenő egészségi szint miatt végül nem fognak-e többet betegesedni, és végül többet használni. Hasonló érvelés áll a bérre vonatkozóan is. Csak a modell felírása után derülhetett ki a vonatkozó paraméterek várható előjele, és még ekkor sem volt biztos, hogy a valóságban is ez a helyzet (pl. mert a valóságot a modell nem teljesen jól írja le). Ez utóbbihoz mindenképpen szükséges volt a becslés elvégzése.

A továbblépési lehetőségeket tekintve, látva a számos egyszerűsítést a modell elég gazdagnak mondható. Egyrészt a modellen belül maradva megvizsgálható például, hogy PI helyett PC egyszerűsítést alkalmazva, az így kapott modell mennyiben viselkedik jobban⁸⁹, vagy meg lehet próbálni a modellnek az OLS-kompatibilitás érdekében tett egyszerűsítéseit kihagyni, és a modellt más módszerrel (pl. ML vagy GMM) lebecsülni. A modellből kilépve

⁸⁸ A teljesség igénye nélkül: az ár és bér nem mindenhol szignifikáns volta, nem normális reziduumok, megfelelő instrumentum kérdése, alacsony (de a szakirodalomhoz képest magas) magyarázóerő stb... Ld.: bővebben: 4.5 alfejezetet, illetve az egyes konkrét becsléseket.

⁸⁹ Wagstaff [1986a] alapján erre nem nagyon lehet számítani, de az ő elemzése a teljes népcsoportra vonatkozott.

azonban lehetőség nyílt egy sztochasztikus alapú modell becslésére is, amely jóval valóságközelibb feltevésekkel él (, de amely várhatóan nem lesz az OLS-el kompatibilis). Egy másik lehetőség lehet a teljes információs feltevést feloldva az (egy- esetleg kétoldali) információs aszimmetria kezelése egy más modell segítségével. Az ilyen jellegű elemzések elvégzését természetesen a rendelkezésre álló adatok a legtöbb esetben nagyon erőteljesen korlátozzák.

IRODALOMJEGYZÉK

- Agency for Healthcare Research and Quality (2009): 2009 Full Year Consolidated Data File (http://meps.ahrq.gov/mepsweb/data_stats/download_data_files_detail.jsp?cboPufNumber=HC-129)
- Ainsworth, Martha – Mwabu, Germano – Nyamete, Andrew (1993): Quality of Medical Care and Choice of Medical Treatment in Kenya: An Empirical Analysis (Journal of Human Resources, Vol. 28. No. 4. pp. 838-862)
- Auster, Richard – Leveson, Irving – Sarachek, Deborah (1969): The Production of Health: An Exploratory Study (The Journal of Human Resources, Vol. 4. No. 4. pp. 412-436)
- Becker, Gary S. (1993): A Treatise on the Family (Enlarged Ed., Harvard University Press, Cambridge and London)
- Bodily, Samuel E. (1979): Analysis of Risks to Life and Limb (Operations Research, Vol. 34. No. 1. Design Analysis Special Issue pp. 156-175.)
- Cameron, A. C. – Trivedi, Pravin K. – Milne, Frank – Piggott J. (1988): A Microeconomic Model of the Demand for Health Care and Health Insurance in Australia (The Review of Economic Studies, Vol. 55. No. 1. pp. 85-106)
- Chow, Gregory (1997): Dynamic Economics: Optimization by the Lagrange Method (Oxford University Press, Oxford and New York)
- Cropper, M. L. (1981): Measuring the Benefits from Reduced Morbidity (The American Economic Review, Vol. 71. No. 2. pp. 235-240.)
- Culyer, Anthony J. – Newhouse, Joseph P. (2000): Introduction: The State and Scope of Health Economics (In.: Culyer, Anthony J. – Newhouse, Joseph P. (szerk.): Handbook of Health Economics Volume 1A, Elsevier, New York and Oxford pp. 1-7.)
- Deb, Partha – Trivedi, Pravin K. (1997): Demand for Medical Care By the Elderly: A Finite Mixture Approach (Journal of Applied Econometrics, Vol. 12. No. 3. pp. 313-336)
- Deb, Partha (2001): A Discrete Random Effects Probit Model With Application to the Demand for Preventive Care (Health Economics, Vol. 10. No. 5. pp. 371-383.)
- Dustmann, Christian – Windmeijer, Frank (2000): Wages and the Demand for Health: A Life Cycle Analysis (Discussion Paper at the Institute for the Study of Labor, Bonn)
- Ehrlich, Isaac – Becker, Gary (1972): Market Insurance, Self Insurance and Self-Protection (Journal of Political Economy, Vol. 80., No. 4. pp. 623-648. Idézi: Phelps, Charles E. (1973): Demand for Health Insurance: A Theoretical and Empirical Investigation (Study for the RAND Corporation, also published as a Doctoral Dissertation at the University of Chicago), 2. o.)
- Finkelstein, A – Luttmer, E. F. P. – Nottowigdo, M. J. (2008): What Good is Wealth without Health? The Effect of Health on the Marginal Utility of Consumption (Working Paper for the NBER. Idézi: Galama, Titus – Kapteyn, Arie (2011): Grossman's Missing Health Threshold, Journal of Health Economics, Vol 30. No. 5. pp. 1044-1056, 1050. o.)
- Galama, Titus – Kapteyn, Arie (2011): Grossman's Missing Health Threshold (Journal of Health Economics, Vol 30. No. 5. pp. 1044-1056)

- Gilleskie, Donna B. (1998): A Dynamic Stochastic Model of Medical Care Use and Work Absence (*Econometrica*, Vol. 66. No. 1. pp. 1-45.)
- Goldman, Fred – Grossman, Michael (1978): The Demand for Pediatric Care: An Hedonic Approach (*Journal of Political Economy*, Vol. 86. No. 2. pp. 259-280)
- Grossman, Michael (1972): On the Concept of Health Capital and the Demand for Health (*Journal of Political Economy*, Vol. 80. No. 2. pp. 223-255)
- Grossman, Michael (2000): The Human Capital Model (In.: Culyer, Anthony J. – Newhouse, Joseph P. (szerk.): *Handbook of Health Economics Volume 1A*, Elsevier, New York and Oxford pp. 348-408)
- Grossman, Michael (2004): Individual Behaviour and Substance Use: The Role of Price (Working Paper at the National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.
- Idézi: Kenkel, Don (2006): Health Behaviours Among Young People In.: Jones, Andrew M. (szerk.): *The Elgar Companion to Health Economics*, Edward Elgar, Cheltenham, pp. 62-71, 64. o.)
- Hash-Vaughn, Debbie L. (2005): A Primer for Using and Understanding Weights With National Datasets (*The Journal of Experimental Education*, Vol. 73. No. 3. pp. 221-248)
- Heckman, J. J. (1976): The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables, and a Simple Estimator for such Models (*Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 5. pp. 475-492. Idézi: Wooldridge, Jeffrey M. (2012): *Introductory Econometrics*, 5th Ed., South Western Cengage Learning, Mason, 620.o.)
- Houston, M. C. (1989): New Insights and New Approaches for the Treatment of Essential Hypertension: Selection of Therapy Based on Coronary Heart Disease Risk Factor Analysis, Hemodynamic Profiles, Quality of Life, and Subsets of Hypertension (*American Heart Journal*, Vol. 117. No. 4. pp. 911-951)
- Hunt-McCool, Janet – Kiker, B. F. – Ng, Ying Chu (1994): Estimates of the Demand for Medical Care Under Different Functional Forms (*Journal of Applied Econometrics*, Vol. 9. No. 2. pp. 201-218)
- Jehle, Geoffrey A. – Reny, Philip J. (2011): *Advanced Microeconomic Theory* (3rd Ed., Pearson-Prentice Hall, Essex)
- Jones-Lee, Michael (1974): The Value of Changes in the Probability of Death and Injury (*Journal of Political Economy*, Vol. 82. pp. 835-849. Idézi: Bodily, Samuel E. (1979): Analysis of Risks to Life and Limb (*Operations Research*, Vol. 34. No. 1. Design Analysis Special Issue pp. 156-175), 157. o.)
- Joumard, Isabelle – André, Christophe – Nicq, Chantal – Chatal, Olivier (2008): Health Status Determinants: Lifestyle, Environment, Health Care Resources and Efficiency (OECD Economic Department Working Papers, No. 627)
- Keeler, Emmett – Newhouse, Joseph P. – Phelps, Charles E. (1974): Deductibles and the Demand for Medical Services: The Theory of the Consumer Facing a Variable Price Schedule Under Uncertainty (Study for the RAND Corporation)
- Kenkel, Don (1991): Health Behaviour, Health Knowledge and Schooling (*Journal of Political Economy*, Vol. 92. No. 2. pp. 287-305. Idézi: Kenkel, Don (2000): Prevention In.: Culyer, Anthony J. – Newhouse, Joseph P. (szerk.): *Handbook of Health Economics Volume 1B*, Elsevier, New York and Oxford, pp. 1676-1722), 1681. o.)

- Kenkel, Don (2000): Prevention (In.: Culyer, Anthony J. – Newhouse, Joseph P. (szerk.): Handbook of Health Economics Volume 1B, Elsevier, New York and Oxford, pp. 1676-1722)
- Kenkel, Don (2006): Health Behaviours Among Young People (In.: Jones, Andrew M. (szerk.): The Elgar Companion to Health Economics, Edward Elgar, Cheltenham, pp. 62-71)
- Lackó, Mária (2010): A Magyarországi Rossz Egészségi Állapot Lehetséges Magyarázó Tényezői (Közgazdasági Szemle, LVII. évf., 2010. szeptember, 753-778. o.)
- Laporte, Audrey – Ferguson, Brian S. (2007): Investment in Health When Health is Stochastic (Journal of Population Economics, Vol. 20. No. 2. pp. 423-444.)
- Manning, W. G. – Newhouse, Joseph P. – Bailit, Howard L. – Benjamin, Bernadette (1986): The Demand for Dental Care (Study for the RAND Corporation)
- Manning, W. G. – Newhouse, Joseph P. – Duan, Naihua – Keeler, Emmett – Benjamin, Bernadette – Leibowitz, Arleen – Marquis, M. Susan – Zwanziger, Jack (1988): Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment (Study for the RAND Corporation)
- Mas-Colell, Andreu – Whinston, Michael D. – Green, Jerry R. (1995): Microeconomic Theory (Oxford University Press, Oxford and New York)
- McPake, Barbara – Normand, Charles E. (2008): Health Economics: An International Perspective (2nd Ed., Routledge, London and New York)
- Muurinen, Jaana-Marja (1982): Demand for Health: A Generalised Grossman Model (Journal of Health Economics Vol. 1. No. 1. pp. 5-28.)
- Phelps, Charles E. (1973): Demand for Health Insurance: A Theoretical and Empirical Investigation (Study for the RAND Corporation, also published as a Doctoral Dissertation at the University of Chicago)
- Picone, Gabriel – Uribe, Martín – Wilson, R. Mark (1998): The Effect of Uncertainty on the Demand for Medical Care, Health Capital and Wealth (Journal of Health Economics, Vol. 17. No. 2. pp. 171-185)
- Trivedi, Pravin K. – Deb, Partha (1997): Demand for Medical Care by the Elderly: A Finite Mixture Approach (Journal of Applied Econometrics, Vol. 12. No. 3. Special Issue: Econometric Models of Event Counts, pp. 313-336)
- Trivedi, Pravin K. – Deb, Partha (2006): Empirical Models of Health Care Use (In.: Jones, Andrew M. (szerk.): The Elgar Companion to Health Economics, Edward Elgar, Cheltenham, pp. 147-155.)
- Varian, Hal R. (1992): Microeconomic Analysis (3rd Ed., W. W. Norton and Company, London and New York)
- Wagstaff, Adam (1986a): The Demand for Health: Some New Empirical Evidence (Journal of Health Economics, Vol. 5. pp. 195-233)
- Wagstaff, Adam (1986b): The Demand for Health: A Simplified Grossmann Model (Bulletin of Economic Research. Vol. 38. No. 1. pp. 93-95.)
- Williams, Alan (1987): Health Economics: The Cheerful Face of a Dismal Science (In.: Williams, Alan (szerk.): Health and Economics, MacMillan, Houndmills pp. 1-11.)
- Winship, Christopher – Radbill, Larry (1994): Sampling Weights and Regression Estimation (Sociological Methods and Research, Vol. 23. No. 2. pp. 230-257)

Wooldridge, Jeffrey M. (2012): Introductory Econometrics (5th Ed., South Western Cengage Learning, Mason)

Zweifel, Peter – Breyer, Friedrich – Kifmann, Mathias (2009): Health Economics (2nd Ed., Springer-Verlag, Berlin)

MELLÉKLETEK

1.1 FÜGGELÉK A: A GROSSMAN-WAGSTAFF MODELL EGYENSÚLYI EGYENLETEI

Az optimalizáló egyenletek:

$$K = U(x^*(Z), s(H))e^{-\rho t} + \lambda [rA(t) + y(s(t)) - p_I I(t) - p_Z Z(t)] + \mu [I(t) - \delta(t)H(t)] \quad (116)$$

$$\frac{\partial K}{\partial Z} = \frac{\partial U(t)}{\partial x^*(t)} \frac{\partial x^*(Z(t))}{\partial Z(t)} e^{-\rho t} - \lambda(t)p_Z(t) = 0 \quad (117)$$

$$\frac{\partial K}{\partial I} = -\lambda(t)p_I(t) + \mu(t) = 0 \quad (118)$$

$$\frac{\partial K}{\partial H} = \frac{\partial U(t)}{\partial s} s'(H(t))e^{-\rho t} - \lambda(t)ws'(H(t)) - \mu(t)\delta(t) = -\dot{\mu} \quad (119)$$

$$\frac{\partial K}{\partial A} = \lambda(t)r = -\dot{\lambda} \quad (120)$$

$$\frac{\partial K}{\partial \lambda} = I(t) - \delta(t)H(t) = \dot{H}(t) \quad (121)$$

$$\frac{\partial K}{\partial \mu} = rA(t) + y(s(t)) - p_I I(t) - p_Z Z(t) = \dot{A}(t) \quad (122)$$

$$\mu(T)[H(T) - H'] = 0 \quad (123)$$

$$\lambda(T)A(T) = 0 \quad (124)$$

Először az I döntési változóra vonatkozó egyenletből megkaphatjuk $\dot{\mu}$ -t, és ezt beírhatjuk a H állapotváltozóra vonatkozó egyenletbe:

$$\begin{aligned} \frac{\partial K}{\partial I} = -\lambda(t)p_I(t) + \mu(t) = 0 &\rightarrow \dot{\mu}(t) = \dot{\lambda}(t)p_I(t) + \lambda(t)\dot{p}_I(t) \\ \frac{\partial U(t)}{\partial s} s'(H(t))e^{-\rho t} - \lambda(t)ws'(H(t)) - \mu(t)\delta(t) &= -\dot{\lambda}(t)p_I(t) - \lambda(t)\dot{p}_I(t) \end{aligned} \quad (125)$$

Ebbe ezután beírhatjuk az A -ra vonatkozó egyenletből a λ kísérő változót:

$$\begin{aligned} -\lambda(t)r = \dot{\lambda} &\rightarrow \lambda(t) = \lambda(0)e^{-rt} \\ \frac{\partial U(t)}{\partial s} s'(H(t))e^{-\rho t} - \lambda(0)e^{-rt}ws'(H(t)) - p_I(t)\lambda(0)e^{-rt}\delta(t) &= -\dot{\lambda}(t)p_I(t) - \lambda(t)\dot{p}_I(t) \\ &= r\lambda(0)e^{-rt}p_I(t) - \lambda(0)e^{-rt}\dot{p}_I(t) \end{aligned} \quad (126)$$

e^{rt} -vel beszorozva, és $\lambda(0)$ -al leosztva:

$$\frac{\partial U(t)}{\partial s} \frac{s'(H(t))}{\lambda(0)} e^{(r-\rho)t} - ws'(H(t)) - p_I(t)\delta(t) = rp_I(t) - \dot{p}_I(t) \quad (127)$$

Majd átrendezve adódik az első egyensúlyi összefüggés:

$$\frac{\partial U(t)}{\partial s} \frac{s'(H(t))}{\lambda(0)} e^{(r-\rho)t} - ws'(H(t)) = p_I(t) \left(\delta(t) + r - \frac{\dot{p}_I(t)}{p_I(t)} \right) \quad (128)$$

A Z döntési változóra vonatkozó egyenletbe beírva $\lambda(t) = \lambda(0)e^{-rt}$ -t adódik a második:

$$\frac{\partial U(t)}{\partial x^*(t)} \frac{\partial x^*(Z(t))}{\partial Z(t)} e^{(r-\rho)t} - \lambda(0)p_z(t) = 0 \quad (129)$$

A jövedelmi korlátra vonatkozó differenciálegyenletet megoldva, és kihasználva a határfeltételeket, adódik a harmadik:

$$rA(t) + y(s(t)) - p_I I(t) - p_Z Z(t) = \dot{A}(t) \rightarrow$$

$$A(t) = e^{rt} \left[c^* e^{rc} + \int_0^t e^{-rt} [y(s(t)) - p_I I(t) - p_Z Z(t)] dt \right] \quad (130)$$

Ha $y(0)=I(0)=Z(0)=0$, akkor $A(0) = c^* e^{rc}$, és így

$$A(T) = e^{rT} \left[A(0) + \int_0^T e^{-rt} [y(s(t)) - p_I I(t) - p_Z Z(t)] dt \right] \quad (131)$$

Figyelembe véve a $\lambda(T)A(T) = 0$ összefüggést, és felhasználva a tényt, hogy $\lambda(T) = \lambda(0)e^{-rT} > 0$, ha $\lambda(0) > 0$, adódik, hogy $A(T) = 0$, ami a keresett harmadik összefüggés.

1.2 FÜGGELÉK B: AZ EGÉSZSÉGBE TÖRTÉNŐ BEFEKTETÉS KÖLTSÉGE ÉS ÁRA A

GROSSMAN-WAGSTAFF MODELLBEN

A feltételes tényezőkeresletet megadó összefüggés alapján a fogyasztó költségminimalizáló feladata⁹⁰:

$$c.f. 1: \min_{M, T_I} p_M M + wT_I \quad (132)$$

$$k.f. 1: I = I(M, T_I) \quad (133)$$

$$c.f. 2: \min_{x, T_x} p_x x + wT_x \quad (134)$$

$$k.f. 2: Z = Z(x, T_x) \quad (135)$$

Mivel a korábbiaknak megfelelően $Z(x, T_x) = x$, ezért az optimalizációs feladatnak a második célfüggvényénél és második korlátnál nincs közgazdasági értelme, a fogyasztási javakhoz kapcsolódó teljes költség egyszerűen a piacról beszerezhető jóságok árának és mennyiségének szorzata: $TC(Z, p_x, w) = p_x Z$. Amivel az árat definiáló határköltség $p_Z = \frac{\partial TC}{\partial Z} = p_x$

⁹⁰ Ld: 2.2.2-es alfejezet

Az első feladathoz tartozó tényezőkeresletek és teljes költség alakulása viszont a költségminimumnak megfelelően alakul:

$$c.f. 1: \min_{M, T_I} p_M M + w T_I \quad (136)$$

$$k.f. 1: I = \beta_5 M^a T_I^b \prod_i X_i^{\beta_{6i}} \quad (137)$$

$$L_1 = p_M M + w T_I + \lambda \left[I - \beta_5 M^a T_I^b \prod_i X_i^{\beta_{6i}} \right] \quad (138)$$

$$\frac{\partial L_1}{\partial M} = p_M - \lambda \frac{\partial I}{\partial M} = 0 \quad (139)$$

$$\frac{\partial L_1}{\partial T_I} = w - \lambda \frac{\partial I}{\partial T_I} = 0 \quad (140)$$

Innen: $\frac{\frac{\partial I}{\partial T_I}}{\frac{\partial I}{\partial M}} = \frac{Mb}{T_I a} = \frac{w}{p_M}$, ezt beírva a korlátozó feltételbe:

$$I = \beta_5 M^a T_I^b \prod_i X_i^{\beta_{6i}} = \beta_5 \left(\frac{a}{b} \frac{w}{p_M} T_I \right)^a T_I^b \prod_i X_i^{\beta_{6i}} = \beta_5 \left(\frac{a}{b} \frac{w}{p_M} \right)^a T_I^{a+b} \prod_i X_i^{\beta_{6i}} \quad (141)$$

$$I = \beta_5 M^a T_I^b \prod_i X_i^{\beta_{6i}} = \beta_5 \left(\frac{b}{a} \frac{p_M}{w} M \right)^b M^a \prod_i X_i^{\beta_{6i}} = \beta_5 \left(\frac{b}{a} \frac{p_M}{w} \right)^b M^{a+b} \prod_i X_i^{\beta_{6i}} \quad (142)$$

Ahonnan a szokásos Cobb-Douglas formának megfelelő tényezőkeresletek:

$$\beta_5^{\frac{-1}{a+b}} \left(\frac{b}{a} \right)^{\frac{a}{a+b}} w^{\frac{-a}{a+b}} p_M^{\frac{a}{a+b}} \left(\prod_i X_i^{\beta_{6i}} \right)^{\frac{-1}{a+b}} \frac{1}{I^{a+b}} = T_I^* \quad (143)$$

$$\beta_5^{\frac{-1}{a+b}} \left(\frac{b}{a} \right)^{\frac{-b}{a+b}} w^{\frac{b}{a+b}} p_M^{\frac{-b}{a+b}} \left(\prod_i X_i^{\beta_{6i}} \right)^{\frac{-1}{a+b}} \frac{1}{I^{a+b}} = M^* \quad (144)$$

A teljes költség pedig:

$$TC(I, p_M, w, \beta_5, \boldsymbol{\beta}_6, \mathbf{X}) = p_M M^* + w T_I^* \quad (145)$$

$$\begin{aligned} TC(I, p_M, w, \beta_5, \boldsymbol{\beta}_6, \mathbf{X}) &= \\ &= \beta_5^{\frac{-1}{a+b}} \left[\left(\frac{b}{a} \right)^{\frac{-b}{a+b}} + \left(\frac{b}{a} \right)^{\frac{a}{a+b}} \right] w^{\frac{b}{a+b}} p_M^{\frac{a}{a+b}} \left(\prod_i X_i^{\beta_{6i}} \right)^{\frac{-1}{a+b}} \frac{1}{I^{a+b}} \end{aligned} \quad (146)$$

Ez a kifejezés láthatóan általános esetben I -ben nem elsőfokú, ezért a jövedelmi korlátban sem lehet egyszerűen a teljes költséget $p_I I$ alakban szerepeltetni. Ha a skálahozadék konstans, azaz $a+b=1$, akkor bevezethetjük az $a = \alpha$, $b = 1 - \alpha$ jelölést, amivel

$$\beta_5^{-1} \left(\frac{\alpha}{(1-\alpha)} \right)^{-\alpha} w^{-\alpha} p_M^\alpha \left(\prod_i X_i^{\beta_{6i}} \right)^{-1} I = T_I^* \quad (147)$$

$$\beta_5^{-1} \left(\frac{\alpha}{(1-\alpha)} \right)^{1-\alpha} w^{1-\alpha} p_M^{\alpha-1} \left(\prod_i X_i^{\beta_{6i}} \right)^{-1} I = M^* \quad (148)$$

A teljes költség pedig:

$$\begin{aligned} TC(I, p_M, w, \beta_5, \boldsymbol{\beta}_6, \mathbf{X}) = \\ = \beta_5^{-1} \left[\left(\frac{\alpha}{(1-\alpha)} \right)^{1-\alpha} + \left(\frac{\alpha}{(1-\alpha)} \right)^{-\alpha} \right] w^{1-\alpha} p_M^\alpha \left(\prod_i X_i^{\beta_{6i}} \right)^{-1} I \end{aligned} \quad (149)$$

Itt már a költségfüggvény I -ben elsőfokú, így van értelme tényezőárat is definiálni. Az ezt az árat definiáló határköltség:

$$p_I = \frac{\partial TC}{\partial I} = \beta_5^{-1} \left[\left(\frac{\alpha}{(1-\alpha)} \right)^{1-\alpha} + \left(\frac{\alpha}{(1-\alpha)} \right)^{-\alpha} \right] w^{1-\alpha} p_M^\alpha \left(\prod_i X_i^{\beta_{6i}} \right)^{-1} \quad (150)$$

1.3 FÜGGELÉK C: REDUKÁLT KERESLET ADDITÍV SZEPARÁBILIS

HASZNOSSÁGFÜGGVÉNY ESETÉN

A PI modell alapján az egészség függése a többi paramétertől:

$$\begin{aligned} \ln H = \frac{-1}{\beta_4 + 1} \ln p_I(t) - \frac{-1}{\beta_4 + 1} \ln \left(\delta + r - \frac{\dot{p}_I(t)}{p_I(t)} \right) + \frac{1}{\beta_4 + 1} \ln \beta_3 + \frac{1}{\beta_4 + 1} \ln \beta_4 \\ + \frac{1}{\beta_4 + 1} \ln w \end{aligned} \quad (151)$$

A Függelék B-ben levezetett tényezőár alapján

$$\ln p_I = -\ln \beta_5 - (\alpha - 1) \ln w - (1 - \alpha) \ln p_M - \sum \beta_{6i} \ln X_i + \ln A \quad (152)$$

$$\text{Ahol } A = \left[\left(\frac{\alpha}{(1-\alpha)} \right)^{1-\alpha} + \left(\frac{\alpha}{(1-\alpha)} \right)^{-\alpha} \right]$$

Ezeket behelyettesítve a strukturális keresletet megadó összefüggésbe:

$$\begin{aligned} \ln M = \frac{-1}{\beta_4 + 1} \left[-\ln \beta_5 - (\alpha - 1) \ln w - (1 - \alpha) \ln p_M - \sum \beta_{6i} \ln X_i + \ln A \right] \\ - \frac{-1}{\beta_4 + 1} \ln \left(\delta + r - \frac{\dot{p}_I(t)}{p_I(t)} \right) + \frac{1}{\beta_4 + 1} \ln \beta_3 + \frac{1}{\beta_4 + 1} \ln \beta_4 + \frac{1}{\beta_4 + 1} \ln w - (1 \\ - \alpha) \ln p_M - \ln \beta_5 - \sum \beta_{6i} \ln X_i - (\alpha - 1) \ln w + \ln \delta - \ln(u(t)) \end{aligned} \quad (153)$$

Majd átrendezés után:

$$\begin{aligned}
\ln M = & -\frac{\beta_4}{\beta_4 + 1} \ln \beta_5 + \frac{1 - \beta_4(\alpha - 1)}{\beta_4 + 1} \ln w - \frac{\beta_4}{\beta_4 + 1} \sum \beta_{6i} \ln X_i - \frac{\beta_4(1 - \alpha)}{\beta_4 + 1} \ln p_M \\
& - \frac{1}{\beta_4 + 1} [\ln A] - \frac{1}{\beta_4 + 1} \ln \left(\delta + r - \frac{\dot{p}_I(t)}{p_I(t)} \right) + \frac{1}{\beta_4 + 1} \ln \beta_3 + \frac{1}{\beta_4 + 1} \ln \beta_4 \\
& + \ln \delta - \ln(u(t))
\end{aligned} \tag{154}$$

Ha ezután több tanulmányhoz hasonlóan⁹¹ feltételezzük, hogy $r - \frac{\dot{p}_I(t)}{p_I(t)} = 0$, akkor a diszkontráta kiesik és:

$$\begin{aligned}
\ln M = & \beta_0 + \frac{1 - \beta_4(\alpha - 1)}{\beta_4 + 1} \ln w - \frac{\beta_4}{\beta_4 + 1} \sum \beta_{6i} \ln X_i - \frac{\beta_4(1 - \alpha)}{\beta_4 + 1} \ln p_M + \frac{\beta_4}{\beta_4 + 1} \ln(\delta) \\
& - \ln(u(t))
\end{aligned} \tag{155}$$

$$\text{Ahol } \beta_0 = \frac{1}{\beta_4 + 1} \ln \beta_3 + \frac{1}{\beta_4 + 1} \ln \beta_4 - \frac{\beta_4}{\beta_4 + 1} \ln \beta_5 - \frac{1}{\beta_4 + 1} \ln A$$

⁹¹ Ld.: pl. Muurinen [1982] és Wagstaff [1986a].