

Csaba Iván–Gál Róbert Iván

A bőség zavara: tökéletlen fogyasztói információ és verseny a házi-orvosi szolgáltatások piacán

A tanulmány a magyar házi-orvosi szolgáltatás példáján igyekszik bemutatni azt, hogy a tökéletlen fogyasztói informáltság miként fékezheti a verseny kibontakozását. A szerzők empirikus elemzés segítségével vizsgálják annak lehetőségét, hogy az információk költségei hatására a verseny intenzitása a piac méretének, illetve a házi-orvosok számának növekedésével a várakozások ellenére nem erősödik, sőt gyengülhet. Röviden ismertetik a hipotézisük alapjául szolgáló elméleti hátteret. Majd bemutatják az elvégzett empirikus vizsgálat eredményeit, s megfogalmazzák néhány normatív jellegű következtetést.*

A jóléti programok mind a fejlett piacgazdaságokban, mind Kelet-Európában a súlyosbodo költségvetési nehézségek és a növekvő fogyasztói igények kettős szorításával kénytelenek megküzdeni. Ilyen körülmények között megoldási lehetőségként vetődik fel a verseny elemeinek bevezetése a jóléti szolgáltatások területén úgynevezett *kvázipiacok* formájában (*Le Grand–Bartlett* [1993]). A kvázipiacokon a finanszírozási oldalon a közösségi részvétel fennmarad, a szolgáltatások nyújtása azonban egymással versenyző és változatos tulajdonformájú szervezeteken keresztül történik. Magyarországon számos területen – így például az egészségügy és az oktatás esetében – ebbe az irányba mutató intézményi fejlődés tanúi lehetünk. A piaci verseny hatékonyabb működésre serkentheti az elkényelmesedett, korábban monopolhelyzetet élvező állami szolgáltatókat, valamint a minőség javulásával és a fogyasztói elégedettség növekedésével kecsesgethet. A piaci ösztönzők hatásos érvényesülésének azonban gátat szabhatnak a közfinanszírozásból és a szolgáltatók köztulajdonából fakadó potenciális következmények, amelyek megkérdőjelezhetik a verseny kredibilitását. A versenyzői modell sikerét ugyanakkor nemcsak az állami beavatkozás, hanem annak hiánya is veszélyeztetheti. Ez összefüggésben van azal, hogy a jóléti szolgáltatások esetében más fogyasztási javakhoz képest fokozottabban jelentkezhet a tökéletlen információ problémája, ami piaci kudarcra fenyegethet, és ez speciális szabályozási és intézményi megoldások bevezetését igényelheti.

* E tanulmány a Társadalomkutatási Informatikai Egyesülés (TÁRKI) által, az Európai Unió HU9302 sz. PHARE-programja keretében elvégzett kutatásra támaszkodik. Köszönetet szeretnénk mondani *Várdi Katalinnak*, *Szántó Zoltánnak*, továbbá az MTA KTI kutatói szeminárium résztvevőinek, különösen *Halpern Lászlónak*, *Köllő Jánosnak*, *Kőrösi Gábornak* és *Semjén Andrásnak*, értékes észrevételeikért. Természetesen azt itt leírtakért kizárólag a szerzőket terheli a felelősség.

Tökéletlen információ és piaci verseny

Az egészségügyi közgazdaságtani irodalomban már több évtizedre tekinthet vissza annak a kérdésnek az elemzése, hogy a tökéletlen információ akadályozhatja a hatékony piaci működést (*Arrow* [1963]). Először is, a szolgáltatásokat finanszírozó biztosító és az igénybevevők, illetve szolgáltatók között fennálló információs aszimmetria közrejátszhat abban, hogy a biztosítási piacok kompetitív egyensúlyi állapota nem lesz Pareto-értelemben optimális, vagy nem létezik kompetitív egyensúly. Ez a helyzet állhat elő az úgynevezett erkölcsi kockázat (*moral hazard*) és a káros szelekció (*adverse selection*) következtében. A piaci kudarcok lehetőségének a forrása azonban nemcsak az, hogy a betegség bekövetkezésének bizonytalansága és a szolgáltatások költségének jelentős szóródása következtében a kiadások meghatározó részét közvetlenül a harmadik szereplő, a biztosító állja. Úgy tűnik, még ha el is tekintünk a biztosítás mozzanatától, a tradicionális fogyasztási elmélet feltételezései erősen sérülnek az egészségügyi szolgáltatások esetében. Az egészségügyi szolgáltatások ugyanis egyszerre jellemezhetők mint *keresési, tapasztalati és bizalmi javak* (*Nelson* [1970], *Darby–Karni* [1973]). A keresési javak esetében a fogyasztó nem ismeri a rendelkezésre álló jóságok halmazát (árát, illetve minőségét), így a piacon való tájékozódás nem elhanyagolható költségeket vonhat maga után, ami többek között piaci erőfölényhez vezethet a kínálati oldalon. A tapasztalati javak esetében a fogyasztónak még azzal a nehézséggel is meg kell küzdenie, hogy a kapott szolgáltatás lényeges tulajdonságait csak utólag, illetve csak huzamosabb igénybevétel után ismerheti meg. A hasznosságmaximalizáló szolgáltatók kiaknázzhatják az aszimmetrikus információból fakadó lehetőségeket, ami ismét az erkölcsi kockázat (például a szolgáltatás minősége érdekében tett nem megfelelő erőfeszítés) és a káros szelekció (például a szolgáltatók valós képességeinek eltitkolása) kategóriáival leírható problémákhoz vezet. Bár a reputáció hatása korlátozhatja a szolgáltatókat, a kompetitív árrendszer hatékonyságát alááshatják a tapasztalati javak tulajdonságából fakadó következmények (*Akerlof* [1970], *Allen* [1984]). Még súlyosabb az információs aszimmetria azonban akkor, amikor a fogyasztó még a szolgáltatást követően sem – vagy csak töredékesen – képes megítélni annak minőségét: ekkor beszélünk bizalmi jóságokról. A fenti problémák jól illusztrálhatók az egészségügyi ellátással. A fogyasztó-beteg nem csupán betegsége gátolhatja abban, hogy eredményesen léphessen fel az egészségügyi szolgáltatások piacán. A keresési költségekhez hozzájárul az is – és ez annál inkább érvényes, minél speciálisabb ellátást igénylő panaszról van szó –, hogy a betegek tipikusan csak alkalmilag vesznek igénybe egészségügyi szolgáltatásokat. Ezért az egészségügyi rendszerrel kapcsolatba lépők gyakran nem támaszkodhatnak saját korábbi tapasztalataikra, és tudásuk hiányos a szolgáltatási lehetőségeket illetően. Ráadásul, mint más tapasztalati javak esetében, a betegek csak hosszabb orvos–beteg kapcsolat után szerezhettek közvetlen ismereteket kezelőorvosuk képességeit és munkáját illetően. Ugyanakkor ezek az ismeretek is korlátozottak és tipikusan szubjektív jellegűek, hiszen a páciensek általában nem rendelkeznek azzal a szakmai tudással, mint orvosuk. A beteg és orvosa közötti aszimmetrikus információ speciális, más szolgáltatásokra kevésbé jellemző mozzanata az, hogy a kereslet meghatározásában is részt vesz a szolgáltató: így csak megszorításokkal beszélhetünk egymástól független keresleti és kínálati oldalról az egészségügyi szolgáltatások piacán. A bizalmi jóságok jellemzőinek felel meg az is, hogy nemcsak a betegek szükséglete bizonytalan, hanem az orvosi tevékenység minőségének kritériumai is tisztázatlanok. Ez is közrejátszhat abban, hogy a betegek orvosokra vonatkozó preferenciái idioszinkratikusak lehetnek, vagyis eltérő jelentőséget tulajdoníthatnak a szolgáltatók különböző tulajdonságainak, ami viszont növelheti a keresési költségeket. A beteg tehát kénytelen szembesülni hiányos ismereteivel, amikor belép az egészségügyi piacra. Választásában ugyanakkor támaszkod-

hat a más betegektől, rokonoktól, barátoktól vagy „szakértőktől” származó információkra. Ilyen szakértő lehet például a házi orvos is, azonban a házi orvos kiválasztásakor ismét csak jelentkeznek a fent bemutatott információs nehézségek.

Az egészségügyi szolgáltatások esetében megfigyelhető információs problémák számos érdekes, a standard mikroökonómiai modellek logikájától eltérő következményre vezethetnek. Itt egy efféle jelenséget mutatunk be a háziiorvosi ellátás esetében. Az egészségügyi szolgáltatások piacai, így a háziiorvosi szolgáltatás piaca is, az utazási költségek és idő miatt jellegzetesen lokális jellegűek. A területileg differenciált elhelyezkedésű szolgáltatások piacait az ipargazdaságtan az oligopolisztikus, illetve a monopolisztikus verseny fogalmával írja le (*Tirole* [1988]). Az ilyen jellegű piacok eladói piaci erővel rendelkeznek, tehát az általuk érzékelt keresleti görbe nem végtelenül rugalmas. Ugyanakkor az adott szolgáltató iránt megnyilvánuló kereslet nem független más szolgáltatók magatartásától, azok potenciális elszívó hatást fejthetnek ki.¹ A konvencionális közgazdaságtani elmélet azt sugallja, hogy ha az ilyen piacokon a szolgáltatók száma nő, akkor piaci erejük gyengül, vagyis az általuk elsajátított nettó jövedelem csökken: ez megmutatható alacsonyabb árakban vagy adott árak mellett javuló minőségben, illetve növekvő erőfeszítésekben. Ez az összefüggés azonban nem feltétlenül érvényesül, ha a keresleti oldalon rosszul informált fogyasztók vannak (mint a háziiorvosi szolgáltatás piacán) akik főleg más fogyasztóktól kapott információk alapján hasonlíthatják csak össze a szóba jöhető szolgáltatókat. Sőt a kapcsolat akár a visszajára is fordulhat: ilyenkor a házi orvosok számának növekedésével a szolgáltatók közötti verseny intenzitása lanyhul. Ez a lehetséges összefüggés a következő intuíción alapul. Ha egy piacon a házi orvosok száma viszonylag alacsony, úgy nagyobb annak a valószínűsége, hogy az egyes orvost választani kívánó betegek ismeretségi körükre támaszkodva alaposabb első, másod- és sokadkézből származó információt szerezhetnek az adott területen praktizáló orvosok jelentős hányadáról. Az egyes orvosok reputációja tehát kiterjedt lehet kisebb méretű szolgáltatói piac esetén. Ha azonban az orvosok száma nő, a kapcsolathálón keresztül begyűjthető információk ereje csökken. Az egyes orvosokra jutó ismeretmennyiség ilyenkor kisebb lehet, mivel csökken annak a valószínűsége, hogy az ismeretségi körön belül többen ugyanahhoz a szóba jöhető orvoshoz járnak (és hasonló a helyzet az ismerősök ismerősei esetében is). Ráadásul a nagyobb számú orvosra vonatkozó információt nehezebb is észben tartani, és így növekedhet az egyes orvosokra vonatkozó hírek zajtartalma. Más szóval: nagyobb méretű piacokon a reputáció jelentősége csökkenhet, ami viszont megnehezíti a keresést, és ezáltal erősödik a házi orvosok piaci pozíciója. Az itt felvázolt gondolatmenet *Satterthwaite* [1979], [1985] formális modelljére épül. A modell abból az összefüggésből indul ki, hogy a monopolisztikusan versenyző eladók piacán a kereslet annál rugalmasabb, minél nagyobb azoknak a fogyasztóknak a várható száma, akik az árak csökkentése (vagy a szolgáltatás minőségének javítása) esetén átpártolnak az adott szolgáltatóhoz. A potenciálisan átpártoló fogyasztók száma ugyanakkor függ a keresés hatékonyságától, illetve költségességétől. A keresés hatékonyságát az határozza meg, hogy az egyes szolgáltatókra vonatkozóan mennyi hasznosítható információval rendelkeznek a fogyasztók, akik ismereteiket társaiktól gyűjthetik be. Annak bemutatása, hogy ez az ismeretmennyiség mekkora lehet, egy egyszerű Markov-folyamatra épül, ahol az egyes fogyasztók minden egyes kontaktust követően elfelejtik korábbi ismereteik egy részét, és bizonyos valószínűséggel szerezhetnek ismereteket az egyes szolgáltatókkal kapcsolatban. Ilyen keretek között megmutatható, hogy azoknak a szolgáltatóknak a száma, akikről az egyes ismerősök első vagy sokadik kézből felvilágosítással szolgálhatnak fordított arányban

¹ Vagyis az egyes szolgáltatók által kínált termékek helyettesíthetők egymással, de ez a helyettesíthetőség tökéletlen.

állhat a piac méretével. Így a keresési költségek növekednek, hiszen a több szolgáltatóval rendelkező piacon ugyanannyi ismeret megszerzéséhez hosszabb kérdezősködésre van szükség, mint a kisebb méretű piacok esetében. Ennek következtében a vevők elcsábíthatóságának a lehetősége csökken, ami negatívan hat a keresleti rugalmasságra: a kínálati oldalon résztvevők számának növekedésével nőhet az ár, illetve a szolgáltatók jövedelmezősége. A modell alkalmazhatóságát az amerikai háziiorvosi szolgáltatásokra *Pauly–Satterthwaite* [1979] empirikusan is tesztelte: azt az eredményt kapták, hogy más releváns változókat kontrollálva, az orvosi szolgáltatások ára emelkedik a piacon tevékenykedő orvosok számával. Az a gondolat, hogy a piacok működését jelentős mértékben befolyásolhatja az információ terjedésének a módja, és a hatékony információáramlásra negatívan hathat a szereplők száma, nemcsak az egészségügyi ellátás esetében lehet igaz. *Baker* [1984] a hálózatelemzés módszerére támaszkodva, arra az érdekes következtésre jutott, hogy a tőzsdén, ami gyakran a tökéletes piac tankönyvi példája, a brókerek számának növekedésével kevésbé tisztulnak meg az árak, vagyis az árak ingadozása növekszik. Ennek okát a szerző abban látja, hogy a véges egyéni kalkulációs képesség miatt, valamint a partnerek megbízhatóságának hatásos ellenőrizhetősége érdekében, az egyes szereplők csak korlátozott számú féllel állhatnak tranzakciós kapcsolatban. Így a nagyobb méretű piacok szegregáltabbá válhatnak. A gondolatmenet ugyancsak felhasználható annak magyarázatában, hogy a szerződések felügyeletének módozatai miért különböznek az egyes piaci tranzakciók esetében (*Gál* [1997]). Az efféle tranzakciókat ugyanis a „túszok” – vagyis a felek által a másik számára nyújtott, nemteljesítés esetén mobilizálható garanciális elemek – cseréjével szokták stabilizálni, vagy a felek üzleti hírnevére bízzák őket. A résztvevők számának növekedésével azonban a reputációs hatás hatékony érvényesülésének információs és ellenőrzési költségei együtt nőnek, míg a „túszok” cseréjéhez kötődő költségek függetlenek a létszámtól. Éppen ezért, azokon a piacokon, ahol nagyszámú szereplővel találkozunk, a szerződések stabilizálásának „túszcserés” formái viszonylag gyakrabban fordulnak elő, kiszorítva a reputációs hatást.

Elemzésünkkel arra teszünk kísérletet, hogy a magyar háziiorvosi rendszer esetében vizsgáljuk a piac mérete és a verseny intenzitása közötti kapcsolatot. A háziiorvosi rendszer bevezetésével Magyarországon lehetővé vált, hogy a betegek szabadon választhassák meg kezelőorvosukat, és ezzel megnyílt a háziiorvosok közötti verseny lehetősége is. Bár a tökéletes versenyt vizsgáló mikroökonómiai elemzések, és így *Satterthwaite* modellje is, tipikusan az ár nagyságával mint döntési paraméterrel mérik a piaci pozíciót, azok kiterjeszthetők olyan szituációkra is, ahol a díjszabás kötött. Magyarországon a háziiorvosok hivatalos finanszírozása a fejpénzrendszer formájában történik, ezért a lehetséges árverseny korlátozott. Ilyen körülmények között a verseny elsősorban a minőségi paraméterek mentén bontakozhat ki.² Ha nagyobb annak a kockázata, hogy csökkenhet a háziiorvosok patientúrája és így jövedelme, akkor az orvosok erősebben ösztönöztek lehetnek a betegek jólétét, elégedettségét pozitívan befolyásoló erőfeszítéseik növelésére. Ezért a verseny intenzitásának egyik mérőszámaként mi az orvosváltási gyakoriságot választottuk. Ugyanakkor Magyarországon létezik egy „árnyékárrendszer” is a hálapénz formájában. Így azzal a feltételezéssel élünk, hogy a háziiorvosok piaci pozíciója és hálapénzjövedelme pozitív kapcsolatban van egymással. Nagyobb verseny esetén ugyanis az orvosok kevésbé engedhetik meg maguknak, hogy szolgáltatásaikért „árnyékdíjazást” fogadjanak el. Alternatív függő változóként így a hálapénz-fizetési, illetve aján-

² *Satterthwaite* modelljének egy érdekes továbbfejlesztését képviseli *Dranove–Satterthwaite* [1992] tanulmánya, amely az ár és minőségi verseny együttes érvényesülését vizsgálja az információs és keresési költségek jelenléte mellett.

dékozási gyakoriságot alkalmaztuk.³ Hipotézisünket Satterthwaite gondolatmenetének némi módosításával fogalmazzuk meg, ami nem veti el teljesen a monopolisztikus verseny tradicionális megközelítését. A tradicionális megközelítés alapján az lenne a várakozásunk, hogy minél bővebb a kínálat, tehát minél nagyobb a könnyen elérhető házi orvosok száma, annál intenzívebb a házi orvosok közötti verseny, vagyis gyakoribb az orvosváltás, és a betegek kevésbé kényszerülnek hálapénz adására. A viszonylag kisebb méretű piacok – mint például a kisvárosok – esetében még érvényes lehet ez az összefüggés, ha az adott piacon tevékenykedő kisszámú orvos – például négy vagy öt házi orvos – reputációja viszonylag zajmentesen terjedhet. Egy ponton túl azonban beleütközhetünk a hatékony információátadás korlátjába: a reputáció ereje gyengül, és az ebből fakadó növekvő információk költségei felülmúlhatják a választási lehetőségek bővüléséből eredő előnyöket. Ekkor már a piac tágulásával a verseny lanyhul, vagyis minél bővebb a kínálat, annál nehezebben tájékozódhatnak a betegek, és ezért annál ritkábban választanak új orvost és gyakrabban fizetnek hálapénzt. Tehát feltételezésünk szerint a piac mérete és a verseny intenzitása közötti kapcsolat nem lineáris: eleinte a verseny erősödését, majd egy kritikus pont elérése után, a növekvő információk költségei hatására, annak gyengülését várjuk.⁴

Empirikus elemzés

A fenti hipotézisek tesztjére az elmúlt évek Magyarországa egyedülálló lehetőséget kínál. A szabad orvosválasztás lehetőségének megteremtése és a tb-kártyák kibocsátása 1992-ben az egész országot döntési helyzetbe hozta. Mindenki arra kényszerült, hogy eldöntse, kitart-e korábbi körzeti orvosa mellett, vagy új orvost választ. Az *1. táblázatban* eme döntési helyzet megoldását mutatjuk be településtípus szerinti bontásban. Az adatok tanúsága szerint a lakosság 14 százaléka (körülbelül két és fél százalékos hibahatár mellett) nem az eredeti körzeti orvosnak adta tb-kártyáját.⁵ A kapott gyorsfénykép egyértelműen a fentiekben vázolt hipotézist támasztja alá, szemben a konvencionális első intuícióval. Az új házi orvost keresők aránya ugyanis nem áll lineáris kapcsolatban a település nagyságával, azaz a helyi piac méretével, hanem fordított *U*-alakú görbét ír le. A piacméret növekedésével párhuzamosan egy darabig nő, majd egy ponton túl csökkenni kezd az orvost váltók aránya (lásd az *1. táblázatot*).

Hasonló eredményt ad a másik függő változó, a hálapénzadás relatív gyakorisága által rajzolt görbe is, amit a *2. táblázatban* mutatunk be. Az összefüggés ismét csak nemlineáris, ezúttal azonban nem fordított, hanem a talpára állított *U*-alakú rajzot ad, éppúgy, ahogy a konvencionális várakozás sem emelkedő egyenesre számítana, mint az orvosváltás esetében, hanem süllyedőre. A kínálat növekedésével párhuzamosan tehát egy darabig csökkennek, majd újra nőnek az árnyékárak.

³ A fizetési és ajándékozási gyakoriságot azért választottuk függő változónak a hálapénz nagysága helyett, mert a paraszolvencia nemcsak pénzben, hanem természetben is megtestesülhet, ami megnehezíti annak „forintosítását”.

⁴ Meg kell jegyezni, hogy Pauly és Satterthwaite úgy mutattak ki egyértelműen pozitív irányú kapcsolatot a piac nagysága és az orvosok piaci pozíciója között, hogy az elemzésbe bevont piacok (városi vonzáskörzetek) mind viszonylag nagyobb terjedelműek voltak. Ezzel szemben az általunk elemzett mintában szerepelnek kistépelülések is.

⁵ Az adatok 1500 fős országos reprezentatív mintából származnak. A minta nemcsak a felnőtt lakosságra reprezentatív, a gyerekek nevében a gyerekorvossal gyakrabban kapcsolatba kerülő szülő választott.

1. táblázat

A tb-kártya leadása során történt orvosváltások településtípus szerint (százalék)

Településtípus	A régi orvosnak adta tb-kártyáját	Az új orvosnak adta tb-kártyáját	Összesen (n)	
Község	92,2	7,8	38,0	(552)
Város	79,7	20,3	24,1	(350)
Megyeszékhely	81,7	18,3	20,0	(290)
Budapest	85,8	14,2	18,0	(261)
Összesen (n)	86,0 (1249)	14,0 (204)	100,0	(1453)

2. táblázat

Hálapénzadási szokások településtípus szerint (százalék)

Településtípus	Nem ad hálapénzt a háziornosnak		Ad hálapénzt a háziornosnak	
Összesen (n)				
Község	76,5	23,5	38,0	(552)
Város	80,1	19,9	24,1	(350)
Megyeszékhely	87,6	12,4	20,0	(290)
Budapest	70,7	29,3	18,0	(262)
Összesen (n)	78,5 (1142)	21,5 (312)	100,0	(1454)

A fenti két táblázat jó közelítést ad a vizsgálandó hipotézisek tesztjéhez, mivel a településtípus jó közelítést ad a helyi piac kínálatának megítéléséhez.⁶ Ahhoz azonban, hogy állításainknak nagyobb meggyőző erőt adhassunk, további vizsgálatok szükségesek. Először is, bár a szemmérték számára meggyőzőek az adatok, tesztelni kell őket, hogy nem pusztán a mintavételből adódó statisztikai hiba okozta optikai csalódásról van-e szó. Másodsor, a fenti táblázatok csak két változó kapcsolatát mutatják, márpedig előfordulhat, hogy más, az eddigiekben negligált változók figyelembe vétele megváltoztatja a képet. Végezetül, a fenti táblázatok településtípusonként aggregálva mutatják ki az összefüggést, márpedig az aggregálás gyakran felerősít egy kapcsolatot. Éppen ezért mielőtt következtetéseinket levonnánk, többváltozós regressziós elemzést végzünk mind az orvosváltás, mind a hálapénzadás valószínűségére. A kínálat nagyságát először a fentiekhez hasonlóan a településtípussal, majd a diszkrét változót folytonosra cserélve, és ezáltal az aggregációs hatást megszüntetve, az egyes településeken regisztrált háziornosok számával mérjük. Összesen tehát négy elemzés eredményeit fogjuk közölni.

⁶ Ezt támasztja alá az alábbi táblázat is melyben bemutatjuk az egy településre jutó háziornosok számát településtípusonként, azokon a településeken, amelyek a megkérdezettek révén mintánkba bekerültek.

Az egy településre jutó háziornosok száma a mintában, településtípus szerint

Megnevezés	Átlag	Szórás
Község	1,6	1,4
Város	13,3	12,3
Megyeszékhely	85,4	42,8
Budapest	1290,0	0,0

3. táblázat
A modellben szereplő változók főbb jellemzői

Megnevezés	A változónév rövidítése	Lehetséges értékek	Gyakoriság	Átlag	Szórás
Váltott-e orvost	VALT	nem	1249		
		igen	204		
		n. t., válasziány	47		
Szokott-e hálapénzt adni	HALAPENZ	nem	1142		
		igen	312		
		n. t., válasziány	46		
Település jellege	LTELJEL	község	569		
		város	363		
		megyeszékhely	297		
		Budapest	271		
Házi orvosok száma a településen	SZAMORV			255,84	489,57
Van-e krónikus betegsége	BETEG	nincs	1057		
		van	443		
Mikor fordul orvoshoz	MEGY	ha elkerülhetetlen	1168		
		enyhébb panasszal	326		
		n. t., válasziány	6		
Egy főre jutó családi jövedelem	EGYFORE			15 261,41	9616,04
Iskolai végzettség	ISK	érettségi alatt	922		
		érettségi	381		
		diploma	189		
		n. t., válasziány	8		

Mivel mindkét függő változónk dichotóm, a regressziós elemzés logisztikus változatát fogjuk elvégezni. A logisztikus regresszió a klasszikus lineáris regresszió modelljéből származik. Ez utóbbi nem más, mint a legjobb sejtés a függő változó értékére nézve, a független változók értékeinek ismeretében. Minthogy a logisztikus regresszió esetén a függő változó dichotóm, a legjobb sejtés a bekövetkezés valószínűségére (pontosabban a bekövetkezés esélyére, vagyis a bekövetkezés és a be nem következés valószínűségeinek hányadosára, még pontosabban e hányados logaritmusára) vonatkozik.

Elemzéseinkben a következő változók hatását vizsgáljuk meg: a piacméret, a megkérdezett egészségi állapota, a megkérdezett egészségcentrikussága, iskolázottsága és jövedelmi viszonyai. Az egyes változók fontosabb jellemzőit a 3. táblázatban mutatjuk be, a függő változókkal együtt.

A piacméretet, mint említettük, először a település típusával, második lépésként pedig a megkérdezett lakóhelyén regisztrált házi orvosok számával jellemeztük. Meg kell jegyezni, hogy az utóbbi mérőszám, bár pontosabb, mint a településtípusonkénti aggregáció, szintén nem tökéletes, amennyiben – különösen községek esetében – a könnyen elérhető házi orvosok száma nem feltétlenül azonos a településen bejegyzett házi orvosok számával. Hasonlóképp, a Budapestet jellemző adat felfelé torzít, mivel a fővárosban lévő nagy távolságok miatt nem minden házi orvos jelent reális alternatívát. Ennél pontosabb mérőszámot azonban nem lehetett választani. A piacmérettel kapcsolatos várakozásunkat már

kifejtettük az előző szakaszban: ahogy nő a kínálat, eleinte úgy nő az orvosváltási és csökken a hálapénzfizetési hajlandóság, majd egy ponton túl megfordulnak a trendek.

A többi független változóval kapcsolatos várakozásaink intuitívak. Nem célunk az orvosváltás és a hálapénzfizetés elméletének kidolgozása, ezért nem törekszünk arra, hogy elméleti modellünk egyértelmű predikciót nyújtson a kérdéses változók értékeinek alakulására. Célunk pusztán annyi, hogy a helyi kínálat nagysága és az árnyékárak, illetve a kivonulási opció alakulása közötti kapcsolatra vonatkozó hipotézisünket teszteljük. A többi változó figyelembevételét csupán az indokolja, hogy így a regressziós elemzés során hatásukat ki tudjuk szűrni.

Az elemzés függő változóit befolyásolhatja a megkérdezett egészségi állapota. A krónikus betegség, várakozásaink szerint nem egyformán érinti az orvosváltási és a hálapénzadási szokásokat. A betegség ugyanis átrendezi az orvosi szolgáltatásokkal kapcsolatos preferenciákat – egyszerűen nagyobb a tét –, ami egyaránt felfelé hajtja az árnyékárakat és intenzívebbé teszi a keresést. Ugyanakkor az orvosválasztásnak lehoronyzott és fel nem szabadítható költségei is vannak. A beteggel huzamosabb ideig kapcsolatban álló orvosnak ugyanis kedvezőbbek a gyógyítási esélyei, a betegnek tehát kétszer is meg kell gondolnia, hogy új orvost keres-e. Várakozásaink szerint, ezek alapján, pozitív kapcsolat van a krónikus betegség és a paraszolvencia között, míg az orvosváltással kapcsolatban nincs efféle egyértelmű összefüggés.

Az egészségcentrikusságot azzal mértük, hogy a megkérdezett milyen körülmények hatására fordul háziorvoshoz. Vannak ugyanis, akik – például rutinjellegű kivizsgálások kedvéért – akkor is orvoshoz fordulnak, ha nincs panaszuk, vagy épp csak enyhe panaszuk van. Mások ellenben csak akkor szánják rá magukat, ha már végképp nem lehet a dolgot tovább halogatni. Várakozásaink szerint az előbbi csoportba tartozó emberek hajlamosabbak új orvost keresni, illetve hálapénzt adni.

Végezetül a jövedelmi viszonyok és az iskolázottság a várakozás szerint pozitívan hat mindkét függő változóra. Az iskolázottabbak könnyebben tájékozódnak, a magasabb jövedelműek pedig könnyebben fizetnek hálapénzt. Meg kell jegyezni, hogy a vizsgálat során kalkulált jövedelemadat meglehetősen alacsony. Ez az adatfelvétel módszeréből adódik. Köztudott, hogy a megkérdezettek szisztematikusan, mintegy húsz százalékkal alábecsülik a család nettó jövedelmét a családtagok nettó jövedelmének összegéhez képest. Vizsgálatunk szempontjából azonban csupán az a lényeges, hogy mindenkit egyforma módszerrel kérdezzenek ki. A kérdésre a későbbiekben még visszatérünk.

4. táblázat

Orvosváltás – statisztikai modell 1.

Változó	B	Wald	Szignifikanciaszint
EGYFORE	60,48E-06	0,7224	0,3954
HALAPENZ (1)	-0,1864	0,8714	0,3506
ISK		30,6827	0,1586
ISK (1)	0,3181	20,6581	0,1030
ISK (2)	0,3738	20,2041	0,1376
LTELJEL		260,8999	0,0000
LTELJEL (1)	10,1222	240,5508	0,0000
LTELJEL (2)	0,9580	150,0736	0,0001
LTELJEL (3)	0,6008	40,8965	0,0269
MEGY (1)	-0,1605	0,5981	0,4393
BETEG (1)	0,0631	0,1185	0,7306
Konstans	-20,6827	720,9163	0,0000

Az első teszt eredményét – ahol a háziiorvosi szolgáltatások kínálatának nagyságát a településtípussal közelítjük – a 4. táblázatban foglaltuk össze. A táblázatban megadjuk a logisztikus regressziós koefficiens (*B*), vagyis a bekövetkezési esély logaritmusára gyakorolt marginális hatást (ha ez pozitív és szignifikáns, akkor a kérdéses változó értékének növekedése növeli a függő változó bekövetkezési valószínűségét), a koefficiensből képzett, nagy mintában chi-négyzet eloszlást követő Wald-statisztikát, valamint az ehhez tartozó szignifikanciaszinteket. Minden esetben a 3. táblázatban megadott gyakorisági megoszlások első értékéhez viszonyítunk, hacsak az ettől való eltérést külön nem jelezzük.

A modellbe bevontuk – magyarázó változóként – a hálapénzadási szokásokat is. Várakozásunk szerint a két változó helyettesítő viszonyban van egymással: az érintettek vagy új orvost keresnek, vagy hálapénzt adnak a házi orvosnak. Az elképzelés a „kivonulás versus tiltakozás” alternatíváira megy vissza. Minthogy a hálapénzfizetés itt független, más esetben viszont függő változó, és ez kérdéseket vethet fel, a problémára a későbbiekben még visszatérünk.

Az adatok tanúsága szerint a településtípus az egyetlen változó, amely szignifikáns kapcsolatban áll az orvosváltás valószínűségével. Az itt dokumentált futtatásban a viszonyítás alapja a község. Kisvárosokban – éppúgy, mint a megyeszékhelyeken és Budapesten – szignifikánsan nagyobb az orvosváltás valószínűsége, mint a községekben (kisvárosokban és megyeszékhelyeken minden szokásosan használt szignifikanciaszint mellett, Budapesten a 0,1 és az 1 százalékos szignifikanciaszint mellett nem nagyobb, 5 és 10 százalék mellett azonban nagyobb). Minél nagyobb a vizsgált településtípus, annál kisebb a regressziós együttható. Önmagában ez is a visszafelé hajló, fordított U-alakú görbére utal. Ha pedig a tesztet megismételjük úgy, hogy a viszonyítás alapja a kisváros legyen – tehát az a településtípus, amely a kétváltozós táblázatban a legmagasabb orvosváltási értéket mutatta fel –, a regressziós együttható mindhárom másik településtípusra negatív lesz, a két szélsőre, községekre és Budapestre pedig szignifikánsan negatív. Ezt erősíti meg a második teszt, amelynek eredményeit az 5. táblázatban közöljük.

5. táblázat
Orvosváltás – statisztikai modell 2.

Változó	<i>B</i>	Wald	Szignifikanciaszint
EGYFORE	80,24E-06	10,1336	0,2870
HALAPENZ (1)	-0,1244	0,4009	0,5266
ISK		60,8182	0,0331
ISK (1)	0,4333	50,0450	0,0247
ISK (2)	0,4956	30,9111	0,0480
SZAMORV	0,0041	30,2570	0,0711
SZAMORV2	-30,2E-06	30,3996	0,0652
MEGY (1)	-0,2045	0,9814	0,3218
BETEG (1)	0,0911	0,2512	0,6163
Konstans	-20,2834	600,5303	0,0000

Ha a településtípus diszkrét változója helyett a megkérdezett lakóhelyén regisztrált házi orvosok számát (illetve – nemlineáris kapcsolat lévén – annak négyzetét) vonjuk be a modellbe, az iskolázottság – minden egyes iskolázottsági szinten – szignifikánssá válik. Bebizonyosodik az is, hogy az orvosszám, igaz gyengébb szinten, szignifikáns marad, a négyzetes tag (SZAMORV2) együtthatójának előjele pedig a fordított U-alakra utal. A

kínálat nagyságának és az orvosváltás valószínűségének kapcsolatára vonatkozó hipotézisünk tehát kiállja a statisztikai próbát.

A hálapénz-fizetési hajlandóság statisztikai modelljét a 6. táblázatban mutatjuk be. Első lépésként ismét diszkrét változóként, a település típusaként szerepeltetjük a kínálat nagyságát. A kapott eredmények alapján elmondható, hogy intuíciónknak megfelelően a hálapénzfizetést több dolog is magyarázza, így az iskolázottság, különösképpen a felsőfokú végzettség, gyenge szignifikanciaszinttel az egészségcentrikusság, valamint a tényleges egészségi állapot. Arra vonatkozó korábbi sejtésünk, hogy a krónikus betegség valószínűsíti a hálapénzfizetést, de nem gyakorol egyértelmű hatást az orvosváltásra, megerősödni látszik. Ugyanakkor figyelemre méltó – első intuíciónkkal ellentétben –, hogy a jelek szerint a jövedelmi helyzet nem befolyásolja a hálapénzadási hajlandóságot. Ez az eredmény egybevág Galasi–Kertesi [1991] megfigyelésével.

Hipotézisünk tesztje számára azonban az a lényeges, hogy a településtípus szignifikáns kapcsolatban van a paraszolvenciával. A községekhez viszonyító számítás esetén – az előrejelzésnek megfelelően – a kisvárosokban és megyeszékhelyeken a regressziós együtttható előjele negatív (igaz, az előbbi nem szignifikáns), abszolút értéke pedig Budapesten a legkisebb. Ezúttal nem a kisvárosokban, hanem a megyeszékhelyeken kapjuk az abszolút értékben legnagyobb koefficiensét.

6. táblázat

Hálapénzfizetés – statisztikai modell 1.

Változó	<i>B</i>	Wald	Szignifikanciaszint
EGYFORE	-30,8E-06	0,2011	0,6538
ISK		70,3385	0,0255
ISK (1)	0,3021	30,0423	0,0811
ISK (2)	0,5718	60,2436	0,0125
LTELJEL		210,1341	0,0001
LTELJEL (1)	-0,2883	20,5008	0,1138
LTELJEL (2)	-0,8871	150,3736	0,0001
LTELJEL (3)	0,1396	0,4939	0,4822
MEGY (1)	0,2860	30,1456	0,0761
BETEG (1)	0,0587	150,7149	0,0001
Konstans	-10,1570	290,9181	0,0000

A 7. táblázat, amely a fenti modellt ismétli meg, mindössze azzal az eltéréssel, hogy a piacméretet ezúttal folytonos változóval, a településen regisztrált orvosok számával indikáljuk, ugyanarra az eredményre jutunk, mint az imént. Az U-alakú görbe ezúttal a talpán áll, mint azt a négyzetes tag (SZAMORV2) regressziós együttthatójának pozitív előjele is mutatja. A kapcsolat ismét szignifikáns, tehát az empirikus vizsgálat az elméleti előrejelzést ezúttal is megerősíti.

Mielőtt következtetéseinkre rátérnénk, még néhány további futtatásunk eredményét ismertetjük, amelyek a fenti megállapítások robusztusságát hivatottak alátámasztani. Néhány esetben ugyanis okkal vetődik fel, hogy a modell ésszerű szempontok alapján történő megváltoztatása egyben az eredményeket is megváltoztatná.

Így reálisan felvetődik, hogy a jövedelemváltozó megbízhatatlansága megzavarhatja a tesztet. Valóban, mint említettük, a kapott jövedelemmutatók valószínűleg alábecsülik a tényleges jövedelmi helyzetet, ami a kérdés feltevésének módjából adódik. Ez azonban szisztematikus, tehát mindenkinél egyformán torzít, az általunk vizsgált összefüggéseket

7. táblázat
Hálapénzfizetés – statisztikai modell 2.

Változó	B	Wald	Szignifikanciaszint
EGYFORE	-40,0E-06	00,2285	00,6326
ISK		40,5759	00,0331
ISK (1)	00,2059	10,4412	00,2292
ISK (2)	00,4591	40,1558	00,0415
SZAMORV	-00,0059	60,0334	00,0114
SZAMORV2	40,78E-06	60,7337	00,0095
MEGY (1)	00,2969	30,3823	00,0659
BETEG (1)	00,5796	150,4219	00,0001
Konstanst	-10,2383	350,3671	00,0000

így nem feltétlenül befolyásolja. Mindenesetre elvégeztük a vizsgálatot a jövedelemváltozó nélkül is, ami eredményeinken nem változtatott.

Ugyancsak felvetődhet a kérdés, hogy a hálapénz fizetése, amely függő változó az egyik esetben, nem okoz-e zavart azáltal, hogy magyarázó változóként szerepeltettük a másik két modellben (mint emlékezetes, nem találtunk szignifikáns kapcsolatot hálapénz és orvosváltás között). Nos, az újonnan, ezúttal a hálapénzfizetés mint független változó nélkül lefuttatott regresszió ismételten a fentiekhez hasonló eredményt adott a piacméret és az orvosváltás valószínűsége közötti kapcsolatra vonatkozóan.

Ésszerű felvetés az is, hogy a községekben azért váltanak kevesebben orvost, és azért fizetnek gyakrabban hálapénzt, mint másutt, mert semmiféle más választási lehetőség nem adódik. Minthogy azonban kérdőívünkben szerepelt olyan kérdés, amelyben azt tudakoltuk, hogy adódott volna-e választási lehetőség az orvosok között egyáltalán, ki lehetett szűrni az alternatíva eme teljes hiányának hatását. A kapott eredmény nemhogy aláásta volna eddigi megállapításainkat, hanem inkább megerősítette az orvosváltás és a településtípus közötti kapcsolat fordított U-alakjára vonatkozó hipotézisünket. A kiválogatott mintában ugyanis fennmaradt mind a községek és kisvárosok, valamint a községek és megyeszékhelyek közötti szignifikáns különbség, mind pedig a kisvárosok és megyeszékhelyek regressziós együtthatójának pozitív előjele. Ami új volt viszont, hogy eltűnt a községek és a főváros közötti kapcsolat, a kapott eredmény tehát még közelebb áll az elméletileg előrejelzethez, mint korábban. A változás minden bizonnyal annak köszönhető, hogy a kiválogatás elsősorban a községekben élőket érinti, így erre a szűkebb csoportra az átlagoshoz valamelyest közelítő értéket kapunk, amely azonban – épp az általunk vizsgált jelenség miatt – nem elegendő ahhoz, hogy eltüntesse a kínálat növekedésének hatását.

Ugyancsak megvizsgáltuk – minthogy kérdőívünkben volt erre vonatkozó kérdés –, hogy a házi-orvossal való elégedettség nem lehet-e olyan mögöttes magyarázó tényező, amely kioltja eddigi magyarázatunk erejét. Megtörténhetne, példának okáért, hogy bebizonyosodik, a községekben vagy épp Budapesten elégedettebbek az emberek a házi-orvossal, így természetesen ritkábban keresnek más valakit, és szívesebben fizetnek hálapénzt. A valóságban azonban fordított a helyzet. A megkérdezettek, településtípustól függetlenül, mindenütt igen elégedettek voltak saját házi-orvosukkal, de épp a községekben és Budapesten a legkevésbé (igaz a főváros csak jelentéktelen mértékben tért el a kisvárosoktól és a megyeszékhelyektől). Ezek átlagos adatok; magát az elégedettségi mutatót értelmetlen lett volna betenni a modellbe, mivel a kérdés a jelenlegi házi-orvosra vonatkozott, nem pedig a tb-kártya leadása előtti utolsó körzeti orvosra, aki helyett a megkérdezett esetleg mást választott.

Azt a hipotézist, hogy Budapesten azért csökken az orvosváltások gyakorisága, mert itt a háziorvosi beutaló jelentősége kisebb, következésképpen a háziorvos-választás tétje is alacsonyabb, szintén megvizsgáltuk. A megkérdezettek mintegy 60 százaléka került kapcsolatba szakorvossal a felmérés időszakában: kilenc különböző szakmacsoportban összesen 1270 esetről szereztünk információt. Mivel az egyes szakmákra vonatkozó beutalási szabályok eltérők, valamint a háziorvosi beutalóra való támaszkodás okai is különbözők lehetnek, a fenti hipotézist az egyes szakokra külön vizsgáltuk. Ezek közül öt olyan akadt, amelyekre az alacsony esetszám miatt a kalkulációt nem lehetett elvégezni. A többi négy nagyobb szakrendelési csoportról megállapítottuk, hogy a település jellege és a háziorvosi beutalás gyakorisága között nincs szignifikáns kapcsolat. Így nem tudtuk alátámasztani azt a feltételezést, hogy Budapesten jellegzetesen kisebb a beutaló jelentősége, mint másutt.

Végezetül megnéztük, hogy a megkérdezett életkora nem változtat-e esetleg a vizsgált összefüggésen. Az életkort az eddigiekben mintegy impliciten helyeztük el a modellben, mivel a krónikus betegség szoros kapcsolatban áll az életkorról. Ha ez utóbbit expliciten is beletettük a modellbe, szignifikáns pozitív kapcsolatot találtunk közte és az orvosváltás valószínűsége között, nem változott azonban a kínálat nagysága és az orvosváltás közötti, korábban is tapasztalt összefüggés.

Következtetések

Empirikus vizsgálatunk megerősíteni látszik azt az alapvető közgazdaságtani állítást, hogy a szereplők magatartása függ a piaci struktúrától. Ugyanakkor az általunk felfedett összefüggés nem támasztja alá azt a meggyőződést, hogy a szolgáltatók piaci pozíciója és a szolgáltatók száma között egyértelmű negatív irányú kapcsolat érvényesül. A piaci verseny intenzitását az orvosváltás, illetve a hálapénzfizetés gyakoriságával mérve a magyar háziorvosi ellátás piacán azt találtuk, hogy ez az összefüggés nem lineáris. A kistéleplésekhez képest a háziorvosok piaci pozíciója gyengül a közepes méretű piacokon, majd a kínálat további növekedésével ismét erősödik. Ez a megfigyelés összhangban áll azzal a hipotézissel, hogy a nagyobb méretű piacokon mérséklődik a reputáció ereje, növekszenek az információs és keresési költségek, és ezért a fogyasztók nehezebben tudnak élni a választási lehetőségekkel. *Tehát a kínálat bővülésével a betegek érdekérvényesítő képessége gyengülhet, ami az ellátás minőségének romlását és a költségek emelkedését eredményezheti.* Milyen következtetések adódnak mindebből az egészségügyi ellátás hatékony szervezeti formájára vonatkozóan? Meggyőződésünk szerint elemzésünk nem az egészségügyi szolgáltatók közötti verseny lehetőségének megteremtésével szemben szolgáltatásokat. Ugyanakkor tanulmányunk felhívja a figyelmet arra, hogy a piaci verseny jólétnövelő hatásának kibontakozásához megfelelő intézményi keretek szükségesek. Az egészségügyi szolgáltatások esetében e cél eléréséhez alapvetően két stratégia követése kínálkozik. *Az első, a piacon való tájékozódáshoz szükséges információ megteremtésével és terjesztésével, a betegek pozíciójának erősítését szolgálhatja.* Ez például megtörténhet olyan „adatbankok” létrehozásával, amelyek az orvosok teljesítményét és képességeit összehasonlíthatóvá tevő indikátorok összegyűjtését és közérthető publikálását végzik el. Az ilyen mutatók előállítása nemcsak a választást könnyítheti meg, hanem közvetlenül is ösztönözheti a szolgáltatókat, kiváltva azokat, akiknek teljesítménye elmarad az átlagtól. Ugyanakkor laikus betegek esetén korlátozott lehet a fogyasztó jobb informálására irányuló stratégia. Továbbá, fennállhat a mutatók manipulálásának, illetve a rosszabbul mérhető minőségi paraméterekre irányuló erőfeszítések csökkenésének kockázata (Holmström–Milgrom [1991]). *A második stratégia, ami kombinálható az elsővel, egy*

harmadik szereplő bevonásával igyekszik erősíteni a keresleti oldalt. Ez megnyilvánulhat például a kínálat nagyságának és minőségének a szabályozásában. Ezt a lehetőséget képviseli az is, amikor az ellátások költségének túlnyomó részét viselő biztosító túllép az egyszerű finanszírozói szerepkörön, és valódi vásárlóként lép fel. Ezáltal nemcsak a költségérzékenységet csökkentő *harmadik fél fizet* probléma kezelhető, hanem egy olyan szereplő válik a piac alakítójává, amely a szolgáltatókkal való rendszeres és huzamos közvetlen tranzakciós viszony alapján előnyösebb pozícióban lehet a minőség megfigyelésére, mint a betegek. A költségek internalizálása és az árverseny lehetőségének megteremtése maga után vonhatja – különösen a háziiorvosi szolgáltatásokhoz képest költségesebb és súlyosabb információs problémákkal jellemezhető magasabb ellátási szinteken – a betegek választási szabadságának korlátozását, akik ugyanakkor cserébe a piaci ösztönzők hatásosabb érvényesülését nyerhetik. Az amerikai HMO-k (egészségfenntartó szervezetek) és a brit egészségügyi reform – amelyek a fenti intézményi forma magán-, illetve közösségi változatait képviselik – tapasztalatai azt mutatják, hogy ilyen keretek között a szolgáltatók közötti verseny erősödhet, és kívánatos hatásokat eredményez. Az empirikus elemzések is azt sugallják, hogy a finanszírozó által irányított piacokon a piaci koncentráció csökkenésével, vagyis a szolgáltatók számának növekedésével párhuzamosan nő a hatékonyság (Dranove és szerzőtársai [1993]; Csaba [1997]). A finanszírozói oldal erősítésével kapcsolatban ugyanakkor felvetődik a vásárlók megfelelő ösztönzésének kérdése. A vásárlók közötti verseny ugyanis nemkívánatos mellékhatásokkal járhat, például azzal, hogy a biztosítók elhárítják a nagyobb kockázattal rendelkező betegeket. Ez a probléma azonban már egy másik tanulmány témájául szolgálhat.

Hivatkozások

- AKERLOF, G. [1970]: The market for „lemons”: Qualitative uncertainty and the market mechanism. *Quarterly Journal of Economics* 84: 488–500. o.
- ALLEN, F. [1984]: Reputation and product quality. *Rand Journal of Economics*, 15: 311–327. o.
- ARROW, K. J. [1963]: Uncertainty and the welfare economics of medical care. *American Economic Review*, 53: 941–967. o.
- BAKER, W. E. [1984]: The social structure of a national securities markets. *American Journal of Sociology*, 89: 775–811. o.
- BARTLETT, W.–LE GRAND, J. (szerk.) [1993]: *Quasi-markets and Social Policy*. Macmillan, London
- CSABA IVÁN [1997]: Hospital costs, organisational slack and quasi-markets – An empirical analysis of the British health reforms. Kézirat, elhangzott a *Health Economics Study Group* éves konferenciáján, Liverpool.
- DARBY, M.–KARNI, E. [1973]: Free competition and the optimal amount of fraud. *Journal of Law and Economics*, 16: 67–88. o.
- DRANOVE, D.–SATTERTHWAITE, M. A. [1992]: Monopolistic competition when price and quality are imperfectly observable. *Rand Journal of Economics*, 23: 518–534. o.
- DRANOVE, D.–SHANLEY, M.–WHITE, W. D. [1993]: Price and concentration in hospital markets: The switch from patient-driven competition to payer-driven competition. *Journal of Law and Economics*, 36: 179–204. o.
- GÁL RÓBERT IVÁN [1997]: *Unreliability: Contract discipline and contract governance under economic transition*. Thesis Publishers, Amszterdam.
- GALASI PÉTER–KERTESI GÁBOR [1991]: A hálapénz ökonómiája, *Közgazdasági Szemle*, 3. sz. 147–181. o.
- HOLMSTRÖM, B.–MILGROM, P. [1991]: Multitask principal-agent analyses: Incentive contracts, asset ownership, and job design. *Journal of Law, Economics and Organisation*, 7: 24–52. o.

- NELSON, P. [1970]: "Information and consumer behaviour". *Journal of Political Economy*, 78: 311–329. o.
- PAULY, M. V.–SATTERTHWAITE, M. A. [1979]: The pricing of primary care physicians' services: A test of the role of consumer information. Discussion Paper N.26, Center For Health Services and Policy Research, Northwestern University.
- SATTERTHWAITE, M. A. [1979]: Consumer information, equilibrium industry price, and the number of sellers. *Bell Journal of Economics* 10: 483–502. o.
- SATTERTHWAITE, M. A. [1985]: Competition and equilibrium as a driving force in the health services sector. Megjelent: *Inman, R. P.* (szerk.): *Managing the Service Economy: Prospects and Problems*, Cambridge University Press, Cambridge.
- TIROLE, J. [1988]: *The Theory of Industrial Organisation*. The MIT Press Cambridge, Massachusetts.