

7. OKTATÁS, KOMPETENCIÁK ÉS KARRIER

7.1. A KISGIMNÁZIUMOK HATÁSA AZ EGYETEMEKRE VALÓ BEKERÜLÉS ESÉLYÉRE

CSÓKA IMOLA & HORN DÁNIEL

A tanulmány átfogó magyarországi adminisztratív egyéni paneladatokra támaszkodva vizsgálja, hogy a hat- és nyolcosztályos gimnáziumok (kisgimnáziumok) hogyan befolyásolják a diákok egyetemre való bekerülésének esélyét. A lineáris regressziókon és a párosításokon alapuló becslések szerint a kisgimnáziumok jelentős, 3–4 százalékpontos hatást gyakorolnak az egyetemi beiratkozás és diploma megszerzésének valószínűségére. Ezek a hatások lényegesen kisebbek, mint a nyers különbségek a kisgimnáziumot végzett és nem végzett tanulók között, mégsem elhanyagolhatók. A kisgimnáziumoknak a felsőfokú tanulmányok elvégzésére gyakorolt relatív hatása közel kétszer akkora, mint a beiratkozásra gyakorolt hatása. Ennek jelentős része annak tulajdonítható, hogy a kisgimnáziumba járók iskolai teljesítménye nagyobb mértékben javul. Az úgynevezett STEM (természettudományi, informatikai, műszaki és matematikai) szakok választása tekintetében nem találtunk kimutatható hatást.

Bevezető

A diákok képességalapú csoportosításának, szelekciójának hatásairól szóló empirikus szakirodalom ellentmondásos eredményeket mutat. Általánosságban elmondható, hogy a korai szelekció árt a gyenge képességű, alacsony társadalmi-gazdasági státusú tanulóknak, miközben a jó képességű tanulókra vonatkozó becslések gyakran pozitív hatást mutatnak ki, így a csoportosítás hozzájárulhat az egyenlőtlenségek fennmaradásához (*Borghans és szerzőtársai*, 2020, *van Elk és szerzőtársai*, 2011). Másrészt *Duflo és szerzőtársai* (2011) egy Kenyában végzett kísérleti tanulmányában azt találta, hogy a kiválóan teljesítő tanulók esetében pozitív közvetlen hatás mutatkozott, míg a csoportosítás közvetve a gyengébb teljesítményű tanulóknak is hasznára vált, mivel a tanároknak lehetővé tette, hogy az oktatást a tanulók igényeihez igazítsák. Számos tanulmány vizsgálja az elitiskolák hatását a vizsgaeredményekre (lásd *Abdulkadiroglu és szerzőtársai*, 2014, *Duflo és szerzőtársai*, 2011) vagy a hosszabb távon például a továbbtanulásra és munkaerőpiacra (lásd *Brunello–Checchi*, 2007, *van Elk és szerzőtársai*, 2011, *Borghans és szerzőtársai*, 2020, *Lee*, 2015, *Ono*, 2001, *Holm és szerzőtársai*, 2013, *Wagner és szerzőtársai*, 2017, *Malamud–Pop-Eleches*, 2015).

Ehhez a szakirodalomhoz járulunk hozzá azzal, hogy magyar adatokon először vizsgáljuk a kisgimnáziumok hatását a továbbtanulási esélyekre. Továbbá

a lehetséges mechanizmusokat is feltérképezzük: vajon a tesztpontszámok, tanulmányi átlag és egyetemi aspirációk változásán keresztül fejtik-e ki hatásukat a kisgimnáziumok, vagy a tanárok és az iskola minősége, szülői erőforrások vagy hálózati hatások számítanak.

Európában az iskolák közötti szelekció különböző formái léteznek, de a magyar rendszer egyedülálló ebben a tekintetben. Az átlagos magyar tanuló nyolc évig tanul általános iskolában 7-től 14 éves koráig, majd tanulmányait négyéves közép fokú iskolában folytatja vagy gimnáziumban, vagy technikumban, vagy szakközépiskolában. Ezek mellett van azonban két gimnáziumi érettségivel záródó oktatási forma, amelyek külön figyelmet érdemelnek. Néhány középiskola (jellemzően négyéves gimnáziumi programokkal) nyolc- vagy hatéves gimnáziumi programokat is kínál, amelyek a legjobb (vagy legmagasabb státusú) 4. vagy 6. osztályos (10 vagy 12 éves) tanulókat emelik ki az általános iskolákból (lásd *Schiltz és szerzőtársai*, 2019). Ezek a nyolc- vagy hatéves kisgimnáziumi programok jellemzően a jobb minőségű oktatás ígéretével csábítják el a diákokat, amivel összhangban számos iskola kinyilvánítottan magasabb felsőfokú továbbtanulási esélyeket kínál a hozzájuk jelentkezőknek. Az egyes kohorszok mintegy 8 százaléka tanul ezekben a nyolcéves (a diákok 3 százaléka) vagy hatéves (a diákok 5 százaléka) kisgimnáziumokban. A kérdésünk az, hogy vajon ezek az „elit” kisgimnáziumok beváltják-e a hozzájuk fűzött reményeket, és valóban elősegítik-e, hogy az ott tanulók nagyobb arányban tanuljanak tovább egyetemeken.

Adatok

Adatállományunk a magyar lakosság 50 százalékos, összekapcsolt adminisztratív panelmintájából áll a 2008 és 2017 közötti időszakot lefedve (Admin3, lásd *Sebők*, 2019). Az Admin3 oktatási panelje úgy épül fel, hogy integrálja az Országos kompetenciamérés (lásd Horn Dániel K7.1. keretes írását) adatbázisából származó hallgatói, program- és iskolaszintű információkat; a felvételi pontszámokat és a jelentkezők preferenciáit a felsőoktatási jelentkezések Felvi.hu-adataiból; a felsőoktatási és a közoktatási intézmények, azok diákjainak és tanárainak nyilvántartását az Oktatási Hivatal Felsőoktatási Információs Rendszerének (FIR) adatbázisából, valamint a diákok és iskolák földrajzi elhelyezkedését a KRTK Adatbank GEO-adatbázisából. Az Admin3 adatbázis egyedi módon lehetővé teszi, hogy az egyéni szintű közoktatási, felsőoktatási, valamint kompetenciamérés területi adatait elemezhessük. Kutatásunk szempontjából az adatbázis előnye, hogy számos adatforrást köt össze hosszú időtávon, egységes módszertant alkalmazva.

A tanulók a 4. vagy 6. osztály után a hozott pontjaik (osztályzataik), a központi felvételi vizsgaeredményeik és az egyéni felvételi beszélgetések alapján nyerhetnek felvételt a kisgimnáziumokba. A felvételi pontszámokat a hasonlóan mért (de alacsony tétellel bíró) kompetenciamérés tesztpontszámokkal

helyettesítjük. Megfigyelhetjük továbbá (a hatéves kisgimnázium esetében) a kezelést megelőző tanulmányi átlag és egyetemi aspirációs változókat, valamint a társadalmi-gazdasági státust és a nemet. Identifikációs feltevésünk, hogy minden olyan változót megfigyelünk, amely egyszerre hat a kisgimnáziumba való bekerülésre és az egyetemi eredményességre, vagyis nincs kihagyott változó, továbbá e megfigyelt változók jól – de nem tökéletesen – jelzik előre a kisgimnáziumokba való bekerülést, így az egyszerű lineáris regressziós (OLS) és a becslt részvételi valószínűségen alapuló párosítás (*propensity score matching*, PSM) alkalmazásával az átlagos kezelési hatások azonosíthatók.

A kezelést a kisgimnáziumba való járás jelenti. Modellünkben a kisgimnáziumok a tesztpontszámok, a jegyek és az egyetemi aspirációk változásán keresztül fejtik ki hatásukat az egyetemi eredményváltozókra – amelyet a 10. osztályos, tehát a már kezelés közbeni eredményekkel tudunk mérni. A későbbiekben társ-, tanár- és hálózati hatásokat is tervezünk majd vizsgálni. A mért egyetemi eredményváltozók az alap- és a mesterszintű képzésre való beiratkozás és teljesítés, továbbá az úgynevezett STEM (természettudományi, informatikai, műszaki és matematikai) képzés választása.

Empirikus vizsgálat és eredmények

A kisgimnáziumok felsőoktatási eredményekre gyakorolt hatásának becslésére OLS modellt használunk iskolai fix hatásokkal és PSM-et, ahol a következő modellt becsüljük:

$$Y_{ips} = \alpha + \beta T_{ps} + \delta X_{ips} + \gamma_s + \varepsilon_{is},$$

ahol Y jelöli az i -edik diák eredményváltozóját (például beiratkozás, diploma, STEM-szak) az s iskola p (elit) programjában, X az egyéni szintű kontrollváltozókat tartalmazza (például nem, társadalmi-gazdasági státus, 6. osztályos kognitív képességek, amelyeket kompetenciamérés tesztpontszámokkal, tanulmányi átlaggal (*grade point average*, GPA) és felsőoktatási aspirációkkal mérünk), γ_s az iskola fix hatása és ε_i az iskola szintjén klaszterezett egyéni hibatag. A T a kisgimnáziumi „kezelést” jelöli.

A 7.1.1. táblázat a leíró statisztikai eredményeket foglalja össze a 6. osztályos mintán. A táblázatban szerepel az egyetemi beiratkozási arány mint eredményváltozó, valamint a meghatározó magyarázó változók a kompetenciamérés adataiból: a nem, a matematika- és szövegértés-tesztpontszámok, egyetemi aspiráció (kétértékű [0 vagy 1] változó, amely azt mutatja, tervez-e a diák egyetemi szinten továbbtanulni), továbbá számos társadalmi-gazdasági helyzetet jellemző mutató. A családi háttér indexe 0 átlagú és 1 szórású folytonos változó, magasabb értéke magasabb társadalmi státust mutat. A szülők iskolázottsága ordinális skálán mért, az ingyenejtkezés pedig ezen szociális juttatásban részesülők arányát mutatja. A könyv kategóriaváltozó, amelynek 4-es értéke 150–300 könyvet, 5-ös pedig 300–600 könyvet jelent az adott

háztartásban, a további változók pedig a család helyzetét jellemző átlagos darabszámok (autó, testvér). Látható, hogy minden lényeges változó esetében szignifikáns eltérések vannak a két csoport között. A kisgimnáziumba járók átlagosan magasabb kognitív képességekkel és egyetemi aspirációval, továbbá és jobb családi háttérrel rendelkeznek.

7.1.1. táblázat: Különbség a kis gimnáziumok és gimnáziumok között

	Kisgimnázium	Gimnázium	Átlagos különbség
Beiratkozás	0,778	0,602	0,176***
Nem (lány = 1)	0,541	0,591	-0,050***
Matematika	1683,447	1594,523	88,923***
Szövegértés	1670,596	1604,707	65,889***
Aspiráció	0,934	0,819	0,115***
Családi háttér	0,885	0,477	0,408***
Anyai iskolázottság	5,569	5,045	0,524***
Apai iskolázottság	5,460	4,908	0,552***
Ingyenétkezés	0,017	0,022	-0,005*
Autó	0,890	0,844	0,046***
Könyv	4,995	4,327	0,668***
Testvér	1,240	1,160	0,079***

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns különbség.

A 7.1.2. táblázat összefoglalja előzetes eredményeinket. A számításokhoz két alapmintát használtunk. Az első a 2008-as 6. osztályos tanulók mintája (minta: 6), az a kohorsz, amelyet a leghosszabb ideig tudunk követni a 2008-as kisgimnáziumba való beiratkozástól 2017-ig, egészen a felsőoktatási karrierjük megkezdéséig. Közülük azonban nagyon kevesen fejezik be az egyetemet 2017-ig. Ezért a másik mintánk a 2008-ban 10. évfolyamos kohorsz. Ők 2008-ban már négy éve a kisgimnáziumok tanulói, de a 2017-es vizsgálati évben már sokkal nagyobb valószínűséggel tudjuk megfigyelni a felsőfokú végzettségük (diploma) megszerzésének arányát. A pontosabb becslés érdekében az elemzéseket kizárólag a gimnáziumok almintáján folytatjuk. Ezen a mintán a legvalószínűbb, hogy identifikációs alapfeltevéseink helyes. Vagyis valószínűleg a szokásos négyéves gimnáziumi programokba járó tanulókat hasonlítjuk kisgimnáziumi 6–8 éves programokba járó tanulókkal. (A 7.1.2. táblázatban a mintabeli átlagok százalékban, míg a regressziós együtthatók százalékpontban értelmezendők.)

A 6. osztályosok mintájában a nyers beiratkozási különbség 17,6 százalékpont. Vagyis a kisgimnáziumba járó tanulók átlagosan 17,6 százalékponttal nagyobb valószínűséggel tanulnak tovább, ha nem vesszük figyelembe azokat a különbségeket, amelyek az iskolai programokba való jelentkezést befolyásolják. Ha adott iskolán belül vizsgáljuk a különbségeket (OLS fixhatás-modell) ez a különbség 10,6 százalékponttal csökken. Vagyis jelentős továbbtanulási különbségek vannak iskolán belül a kisgimnáziumi és négyosztályos gimnáziumi programok eredményessége között. Ha valaki ugyanazon iskolán belül

a szokásos négyéves tanulmányi program helyett kisgimnáziumi programba járt, és figyelembe vesszük az iskolán belüli programok közötti megfigyelhető jellemzők szerinti szelekciót is, akkor a különbség 3,1 százalékpontra csökken. Vagyis azonos egyéni jellemzőjű és ugyanabban az iskolában tanuló kisgimnáziumi tanuló 3,1 százalékponttal nagyobb valószínűséggel iratkozik be egyetemre, mint négyosztályos gimnazista társa. A PSM algoritmus hasonló eredményhez vezet, mint az OLS kontrollváltozós modell: a kezelés átlagos hatása a kezeltre (ATT) 4 százalékpont. Vagyis az OLS lineáris függvényforma feltevése nem befolyásolja nagyban az eredményeinket.

7.1.2. táblázat: Empirikus eredmények

	$Y_{\text{beiratkozás}}$ 6. osztályosok	$Y_{\text{beiratkozás}}$ 10. osztályosok	Y_{Diploma}
$Y_{\text{átlag}}$	63,8	70,3	46,5
N	18 358	18 626	18 626
$Y_{\text{átlag gimnázium}}$	60,0	67,1	43,5
N	14 591	14 873	14 873
$Y_{\text{átlag kisgimnázium}}$	77,8	83,2	58,2
N	3 767	3 753	3 753
β , OLS (nyers)	17,6*** (1,6)	16,1*** (1,4)	14,7*** (1,5)
β , OLS (fix hatás)	10,6*** (1,4)	9,2*** (1,2)	9,1*** (1,5)
β , OLS (kontrollváltozók)	3,8*** (1,0)	1,6* (0,9)	2,1* (1,3)
β , OLS (kontrollváltozók és fix hatás)	3,1** (1,3)	2,6** (1,1)	3,5** (1,5)
β , PSM (kontrollváltozók, ATT)	4,0*** (1,2)	3,2** (1,2)	4,2** (1,6)

Megjegyzések: A mintabeli átlagok százalékban, míg a regressziós együtthatók százalékpontban értelmezendők. A zárójelben szereplő standard hibák iskolák szintjén vannak klaszterezve (525 iskola). A kezelt/kontrollcsoportok mintaelemszáma a 6. osztályos mintában (2868/2239), a 10. osztályos mintában (2471/1961). Az ATT (kezelés átlagos hatása a kezeltre [*average treatment effect on the treated*]) kiszámítása a legközelebbi szomszéd (*nearest neighbor*) módszerrel történt, bootstrapelt standard hibákkal (ismétlés = 50). A párosítás (*matching*) a következő változókon történik: felsőoktatási aspiráció, matematikai és olvasási tesztresultátumok az adott évfolyam elején, családi háttérindex (szülői iskolázottság, otthoni könyvek és otthoni számítógépek) és nem. Az OLS-ben pedig ezeken kívül további háttérváltozókra is kontrollálunk, mint az ingyenes és kedvezményes étkezés, ingyenes tankönyv, háztartásban lévő számítógépek, autók, fürdőszoba és könyvek száma, valamint családi változók: hány testvérrel lakik együtt, mennyi segítséget kap otthon a tanulásban, valamint a szülők kora, iskolai végzettsége és munkapiaci státusza.

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns különbség.

Meglepő módon a 10. osztályosok mintájában a koefficiensek nagyon hasonlóak, csak egészen kicsit kisebbek, mint a 6. osztályosok mintájában. A kisgimnáziumok körülbelül 2,6 (OLS) – 3,2 (PSM) százalékponttal növelik a felsőoktatási beiratkozás valószínűségét a 10. osztályosok mintájában. Mivel a 10. osztályosok mintájában a 10. osztályban mért eredményekre is kontro-

láltunk (teszteredmények, tanulmányi átlag, aspiráció, társadalmi-gazdasági státus és nem), azt vártuk, hogy a hatásméretek jóval kisebbek lesznek, mivel arra számítottunk, hogy a kisgimnáziumok 6. és 10. évfolyamok között is jobban növelik a teszteredményeket, mint a négyosztályos gimnáziumok, továbbá azt gondoltuk, hogy nagyobb hatással vannak a tanulmányi átlagra és az aspirációra is. Vagyis a 10. osztályosok mintájában valójában „túlkontrollálunk” a kisgimnáziumok hatására, így az a tény, hogy még ezen a mintán is pozitív a hatásuk, arra utal, hogy valóban pozitívan járulnak hozzá a tanulók továbbtanulási esélyeire.

Megnéztük, hogy amennyiben a 6. osztályosok mintáján az eredeti, kezelés előtti változók helyett a 10. osztályban mértéket használjuk, akkor az eredeti 3,1 százalékpontos hatás helyett 2,3 százalékpontos lesz a hatás (hasonló, mint a tizedikes mintán), viszont ha megtartjuk a hatodikos aspirációt és a csupán többi változó (matematika- és szövegértés-eredmények, valamint a tanulmányi átlag) esetében használjuk a tizedikes értékeket, akkor az eredeti 3,1 százalékpontos hatás 1,6 százalékpontosra csökken. Ez azért lehetséges, mert az adatok azt mutatják, hogy míg a tesztpontszámok és a tanulmányi átlag a kisgimnáziumban jobban javul, mint a négyosztályos gimnáziumban, az aspirációk valamelyest csökkennek a kisgimnazisták körében. Tehát a kisgimnáziumok hatásának nagyjából fele a tesztpontszámok és a tanulmányi átlag javulásából származik 6. és 10. között.

A kisgimnáziumok hatása a felsőfokú tanulmányok elvégzésére (diploma) százalékpontokban kifejezve hasonló (körülbelül 3,5–4,2 százalékpont), mint az egyetemi bekerülésre, de figyelembe véve, hogy az egyetem elvégzésének kiindulási valószínűsége sokkal alacsonyabb (46,5 százalék), mint a beiratkozásé (70,3százalék), a kisgimnáziumok relatív hatása a végzésre jóval nagyobb, mint a beiratkozásra.

A 6. és 10. osztályos minták, amelyeket a STEM-szakok pályaválasztásának vizsgálatához használtunk, csak azokat a tanulókat tartalmazzák, akik beiratkoztak az egyetemre. Mindkét mintában a STEM-pályaválasztás nyers különbsége 5 százalékpont körüli, de miután kontrolláltunk az adott háttérváltozókra, az együtthatók nem szignifikánssá váltak mind az OLS-, mind a PSM-becslésben. A kisgimnáziumok hatása jelentős az egyetemi beiratkozási és végzési arányokra, de úgy tűnik, hogy a STEM-pálya választását nem befolyásolják.

A kutatás további szakaszaiban tervezzük, hogy az adatainkat összekapcsoljuk az egyetemek minőségének mérésére használható és gyakran nemzetközi rangsorok alapjául szolgáló adatbázisokkal (*Falch és szerzőtársai*, 2022), hogy a pusztán beiratkozáson kívül az adott intézmény minőségét is lássuk. Elemezni fogjuk a heterogenitást is, hogy megnézzük, vannak-e különbségek a hatás mértékében a csoportok között a nem, a társadalmi-gazdasági státus és a teszteredmények, valamint az iskolai szintű teszteredményeket az iskola minősége alapján. Annak érdekében, hogy részletesebb leírást kapjunk arról, hogy mi

mozgatja az eredményeket, a mechanizmusok további csatornáit fogjuk vizsgálni, mint például az osztálytárs- (peer), a tanár- és a hálózati hatásokat (beiratkozás ugyanarra az egyetemre, mint a korább végzett iskolatársak). Továbbá a jelenlegi indentifikációs feltevésünk tesztelésére instrumentális változós megközelítést is tervezünk alkalmazni, amely a születési hónapot, valamint a lakóhely és a legközelebbi kisgimnázium közötti regionális távolságot használja instrumentumként.

Összefoglalás

Ez az alfejezet a magyarországi diákok és intézmények átfogó adminisztratív adatait használja fel annak vizsgálatára, hogy a kisgimnáziumok hogyan befolyásolják a diákok felsőoktatási pályáját. A lineáris regressziós és a párosításon alapuló becslések szerint a kisgimnáziumok jelentős, 3–4 százalékpontos hatást gyakorolnak az egyetemi beiratkozási és végzési arányokra, bár a különbségek sokkal kisebbek, mint a nyers beiratkozási és végzési különbségek. Továbbá bár az egyetem elvégzésére hasonló százalékpontos hatást találunk (körülbelül 3,5 százalékpont) ez a hatás közel kétszer akkora, hiszen az egyetem elvégzésének esélye sokkal kisebb, mint a beiratkozásé. A kisgimnáziumok hatásának körülbelül a fele a tesztpontszámok és a tanulmányi átlag javulásából származik. A STEM-szakok választása esetében nem szignifikáns hatásokat találtunk.

Hivatkozások

- ABDULKADIROGLU, A–ANGRIST, J–PATHAK, P. (2014): [The Elite Illusion: Achievement Effects at Boston and New York Exam Schools](#). *Econometrica*, Vol. 82. No. 1. 137–196. o.
- BORGHANS, B. L–DIRIS, R–SMITS, W–DE VRIES, J. (2020): [Should We Sort It Out Later? The Effect of Tracking Age on Long-Run Outcomes](#). *Economics of Education Review*, Elsevier, Vol. 75. 101973.
- BRUNELLO, G.–CHECCHI, D. (2007): Does school tracking affect equality of opportunity? New international evidence. *Economic Policy*, Vol. 22 No. 52. 781–861. o.
- DUFLO, E–DUPAS, P.–KREMER, M. (2011): [Peer Effects, Teacher Incentives, and the Impact of Tracking: Evidence from a Randomized Evaluation in Kenya](#). *American Economic Review*, Vol. 101. No. 5. 1739–1774. o.
- FALCH, T–IVERSEN, J. M. V–NYHUS, O. H–STRØM, B. (2022): [Quality measures in higher education: Norwegian evidence](#). *Economics of Education Review*, Vol. 87. 102235.
- HOLM, A–JÆGER, M. M–KARLSON, K. B–REIMER, D. (2013): [Incomplete equalization: The effect of tracking in secondary education on educational inequality](#). *Social Science Research*, 42 No. 6. 1431–1442. o.
- LEE, K. (2015): [Higher education expansion, tracking, and student effort](#). *Journal of Economics*, Vol. 114. 1–22. o.
- MALAMUD, O–POP-ELECHES, C. (2011): [School Tracking and Access to Higher Education among Disadvantaged Groups](#). *Journal of Public Economics*, Vol. 95. No. 11–12. 1538–1549. o.
- ONO, H. (2001): [Who Goes to College? Features of Institutional Tracking in Japanese Higher Education](#). *American Journal of Education*, Vol. 109. No. 2. 161.
- SCHILTZ, F.–MAZREKAJ, D.–HORN DÁNIEL–DE WITTE, K. (2019): [Does It Matter When Your Smartest Peers Leave Your Class? Evidence from Hungary](#). *Labour Economics*, Vol. 59. 79–91. o. .
- SEBŐK ANNA (2019): [A KRTK Adatbank Kapcsolt Államigazgatási Paneladatbázisa](#). *Közgazdasági Szemle*, 66. évf. No. 11. 1230–1236. o.
- VAN ELK, R.–VAN DER STEEG, M.–WEBBINK, D. (2011): Does the Timing of Tracking Affect Higher Education Completion? *Economics of Education Review*, Vol. 30. No. 5. 1009–1021. o.
- WAGNER, K.–DYMES, L.–WIGGAN, G. (2017): Tracking Students through Life: A Critical Structural Analysis of Academic Tracking of Mexican Immigrant Students in the United States and Korean Immigrant Students in Japan. *Urban Review: Issues and Ideas in Public Education*, Vol. 49. No. 5. 875–894. o.