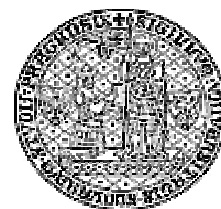


Institute of Economic Studies, Faculty of Social Sciences
Charles University in Prague

Minimální mzda: vývoj a ekonomické souvislosti v České republice

Kamila Fialová

IES Working Paper: 12/2007



Institute of Economic Studies,
Faculty of Social Sciences,
Charles University in Prague

[UK FSV – IES]

Opletalova 26
CZ-110 00, Prague
E-mail : ies@fsv.cuni.cz
<http://ies.fsv.cuni.cz>

Institut ekonomických studií
Fakulta sociálních věd
Univerzita Karlova v Praze

Opletalova 26
110 00 Praha 1

E-mail : ies@fsv.cuni.cz
<http://ies.fsv.cuni.cz>

Disclaimer: The IES Working Papers is an online paper series for works by the faculty and students of the Institute of Economic Studies, Faculty of Social Sciences, Charles University in Prague, Czech Republic. The papers are peer reviewed, but they are *not* edited or formatted by the editors. The views expressed in documents served by this site do not reflect the views of the IES or any other Charles University Department. They are the sole property of the respective authors. Additional info at: ies@fsv.cuni.cz

Copyright Notice: Although all documents published by the IES are provided without charge, they are licensed for personal, academic or educational use. All rights are reserved by the authors.

Citations: All references to documents served by this site must be appropriately cited.

Bibliographic information:

Fialová, K. (2007). “ Minimální mzda: vývoj a ekonomické souvislosti v České republice. ” IES Working Paper 12/2007. IES FSV. Charles University.

This paper can be downloaded at: <http://ies.fsv.cuni.cz>

Minimální mzda: vývoj a ekonomické souvislosti v České republice

Kamila Fialová[#]

[#] IES, Charles University Prague
E-mail: kfialova@email.cz

March 2007

Abstrakt:

Studie shrnuje výsledky různých teoretických konceptů minimální mzdy. V návaznosti na to předkládá analýzu vývoje minimální mzdy v České republice od jejího zavedení v roce 1991 a dopadů dynamického zvyšování jejích sazeb, patrného od roku 1999. Pozornost je zaměřena jak na její potenciální přínosy ve smyslu snižování chudoby a zvyšování důchodů nízkopracujících zaměstnanců, tak na její možné negativní dopady na regionální trhy práce ve smyslu zvyšování nezaměstnanosti. Výsledky provedené ekonometrické analýzy naznačují, že zatímco existuje statisticky významný vliv na růst regionální nezaměstnanosti, potenciální přínos ve formě vlivu na růst důchodů domácností s nejnižšími příjmy je nesignifikantní. Proto lze říci, že minimální mzda v České republice doposud nebyla příliš vhodným a efektivním nástrojem v boji proti chudobě.

Klíčová slova: minimální mzda, chudoba, regionální nezaměstnanost

Poděkování:

Výzkum byl finančně podpořen grantem Grantové agentury ČR č. 402/04/H510 „Ekonomické teorie politických trhů“. Autorka děkuje za cenné komentáře Michaele Erbenové, Ondřeji Schneiderovi a Romanu Horváthovi (IES FSV UK). Českému statistickému úřadu a Jaromíru Kalmusovi děkuji za poskytnutí dat.

Abstract:

The paper summarises the results of various economic concepts of minimum wage. Consecutively, it presents an analysis of the minimum wage development in the Czech Republic since its introduction in 1991 and of the impact of substantial changes in its level, which can be observed since 1999. The attention is focused on both its potential benefits in sense of reducing poverty and increasing the incomes of the poorest households, and on its potential negative impact on regional labour markets in sense of increasing unemployment. The results of the econometric analyses suggest that while there is a significant impact on increasing regional unemployment, potential benefits on raising incomes of the poor households seem to be insignificant. Therefore it seems valid to claim that minimum wage in the Czech Republic has not been a very purposeful instrument effective in decreasing poverty so far.

Keywords: wage, poverty, regional unemployment

JEL: I38, J31, J38

1. ÚVOD

Institut minimální mzdy je jedním z hospodářskopolitických opatření na trhu práce, jenž bývá předmětem častých (a nejen ekonomických) diskusí a kontroverzí. Na jedné straně stojí zastánci minimální mzdy, kteří argumentují především potřebou boje proti chudobě a snižováním nerovností v rozdělení příjmů. Na straně druhé pak stojí odpůrci tohoto opatření, kteří v něm spatřují především nástroj, jímž stát intervenuje do efektivního fungování trhu a ve svém důsledku způsobuje mnohé tržní neefektivity – především pokles zaměstnanosti a celkového produktu ekonomiky. Naplnění původně zamýšlených sociálních cílů tak může být ohroženo tím, že pracovníci s nízkým příjmem, jimž primárně mělo toto opatření pomoci k dosažení vyšší životní úrovně, v důsledku administrativního zvýšení ceny své práce zaměstnání ztratí a tím ztratí i svůj původní (byť z pohledu státu nízký) pracovní příjem.

Od roku 1999 došlo v České republice k výrazným pohybům ve vývoji částek minimální mzdy a lze soudit, že tento vývoj bude mít nezanedbatelné dopady ať už v pozitivním či negativním smyslu. Slouží tedy minimální mzda v České republice svým proklamovaným cílům nebo naopak české hospodářství spíše poškozuje? Působí na zvýšení příjmů chudých domácností a pomáhá tak v boji proti chudobě? Jak minimální mzda ovlivňuje trh práce? Nejsou zde přítomné negativní vedlejší důsledky? Ekonomická teorie se hojně zabývá hospodářskými dopady minimální mzdy, nicméně výsledky různých teorií jsou do velké míry rozporuplné a závislé na přijetí různých restriktivních předpokladů. Jak tedy nahlíží ekonomická teorie efekty minimální mzdy na zaměstnanost? V této studii bych chtěla nalézt odpovědi na tyto otázky a zhodnotit vliv minimální mzdy v České republice.

Pro určení, zda minimální mzda opravdu dosahuje svých cílů či zda by v této oblasti bylo vhodnější použít spíše jiné prostředky, je nutné kvantifikovat její skutečný vliv. V pozitivním smyslu by se dalo očekávat, že minimální mzda bude ovlivňovat pracovní příjmy chudých

domácností (i když celkový efekt bude omezen do té míry, v jaké jsou v domácnostech přítomni pracující členové). Naopak, co se negativních dopadů týče, vedle obecného vlivu na propouštění nízkoproduktivních zaměstnanců lze v ČR vzhledem k rostoucí regionální diferenciaci mezd předpokládat i silnější efekty na nezaměstnanost v těch okresech, kde je mzdová hladina relativně nízká.¹ Ve této práci se budu věnovat právě potenciálním negativním dopadům minimální mzdy v regionálním kontextu. Na základě porovnání jejích přínosů ve smyslu efektu na růst důchodů chudých domácností a nákladů ve smyslu negativních dopadů na regionální trhy práce lze pak zhodnotit smysluplnost využívání tohoto nástroje v prostředí ČR a případně formulovat možná doporučení pro jeho další vývoj. Jde o velice komplexní problematiku, kde hraje roli řada dalších faktorů a která navíc v případě ČR nebyla doposud uceleněji zmapována.

Rozvržení studie je následující: V první části přiblížím hlavní argumenty pro zavedení minimální mzdy, cíle, které toto opatření sleduje, a podám stručný přehled současných ekonomických teorií vykládajících vliv minimální mzdy. Další část práce popisuje institucionální ukotvení minimální mzdy v ČR, podává přehled jejího vývoje od počátku 90. let a jejích ekonomických souvislostí, včetně vztahu k důchodům domácností s minimálními příjmy a nezaměstnanosti na regionální úrovni. Na základě této analýzy budou formulovány hypotézy ohledně ekonomických dopadů minimální mzdy v ČR, které budou hlouběji zkoumány v poslední části práce. Závěr práce shrnuje výsledky provedené analýzy a na základě nich pak odvozuje doporučení ohledně další formy využívání institutu minimální mzdy v české politické praxi.

2. EKONOMICKÉ TEORIE MINIMÁLNÍ MZDY

Téměř ve všech vyspělých zemích světa se dnes lze setkat s používáním prahů omezujících mzdy v ekonomice zezdola (Gregg, 2000). Tato praxe může nabývat řadu konkrétních podob, zákonem stanovená minimální mzda je jednou z nich. Zavedení minimální mzdy může sledovat řadu cílů a funkcí, od snížení chudoby a mzdové nerovnosti, přes zlepšení motivace nízkopříjmových skupin k práci, až k tlaku na firmy směrem ke zvyšování produktivity. Naplňování těchto cílů může být však poměrně problematické. Zatímco může minimální mzda učinit práci výnosnější a povzbudit tak k přijetí placeného zaměstnání, činí zároveň zaměstnání hůře dostupné, zejména pro některé znevýhodněné skupiny. V té míře, ve které

¹ Teoreticky by bylo možné očekávat i další pozitivní či negativní efekty (např. působení na produktivitu zaměstnanců a investice do lidského kapitálu), dále se však budu empiricky zabývat jen uvedenými dvěma vlivy.

má minimální mzda negativní efekt na zaměstnanost, jsou pak také omezeny její možné pozitivní vlivy ve smyslu cíle snižování chudoby a redistribuce.

Obhajoby významu minimální mzdy většinou hledají argumenty zejména v oblasti sociální. Hlavním cílem minimální mzdy je **snížení chudoby a zlepšení životních podmínek nízkopracovníků zaměstnanců**. Minimální mzda tak má zajistit, že pracovní důchod pokryje životní potřeby i nejnižších příjmových skupin obyvatel. V tomto smyslu také zvyšuje kupní sílu nízkopříjmových rodin a může rovněž pozitivně působit na hospodářský růst. Problémem však zůstává, že velká část nejhudších rodin se nachází mimo pracovní sílu a tímto opatřením tedy zůstane nedotčena. Dalšími cíli zavedení minimální mzdy bývá **snížení nerovnosti v rozdělení mezd** a tudíž nepřímo i posilování sociální soudržnosti ve společnosti a dále také **ochrana pracovníků** v sektorech bez odborové organizace, jejichž vyjednávací síla je ve srovnání s jejich zaměstnavateli výrazně slabší.

Ve smyslu politik zaměřených na učinění práce výnosnou ve srovnání s žitím ze sociálních dávek („make work pay“) lze pak minimální mzdu považovat za jeden z nástrojů, které mají za cíl učinit práci pro nízkopracovníky zaměstnance přitažlivější a v tomto smyslu tedy působí i jako **pracovní pobídka**. Tato funkce je však kriticky závislá na systému sociálních dávek lidem bez práce a také na systému zdanění nízkých příjmů. Z hlediska motivace pracovníků je zejména důležitý rozdíl mezi minimální mzdou jakožto minimálním garantovaným příjmem z placeného zaměstnání a minimálním sociálním příjmem nezávislým na výkonu zaměstnání, který ovlivňuje základní rozhodování člověka o využití času mezi volnem a prací, tedy nabídku práce.

Lze se setkat i s argumentem, že minimální mzda nutí firmy (případně i zaměstnance) ke **zvyšování produktivity práce** prostřednictvím investic do lidského kapitálu i vyšších investic do nových technologií. Otázkou zůstává, zda není možné dosáhnout tohoto cíle vhodnějšími nástroji bez možných negativních ekonomických důsledků (podpora vzdělávání atd.).

Řada ekonomických teorií se zabývá účinností minimální mzdy a jejími ekonomickými důsledky. Mezi ekonomy však v tomto směru neexistuje jednoznačný konsensus a výsledky jednotlivých konceptů jsou často značně rozdílné. Základním nástrojem, pomocí něhož byl řadu let vysvětlován vliv minimální mzdy na ekonomiku, je jednoduchý model dokonale konkurenčního trhu práce, s předpokladem zcela homogenní pracovní síly (viz např. Stigler, 1946). Zavedení minimální ceny práce, která je efektivním omezením, vytvoří nerovnováhu na trhu práce – firmy budou poptávat méně pracovníků a zároveň více lidí bude ochotno za vyšší mzdu pracovat. Pokud se nezmění produktivita pracovníků, dojde k poklesu

zaměstnanosti a zároveň růstu nezaměstnanosti a tím i poklesu celkového výstupu ekonomiky.

Nebývá vždy nutně pravidlem, že minimální mzda je závazná pro všechny zaměstnance a sektory ekonomiky.² Přítomnost dalšího sektoru, kde není minimální mzda závazná, tak může zmírnit, avšak nikoli zcela eliminovat, negativní důsledky zavedení minimální mzdy v určitém sektoru.³ Celková zaměstnanost v ekonomice neklesá, nicméně i zde můžeme najít určité negativní efekty. Pracovníci, kteří si udrží zaměstnání v sektoru pokrytém minimální mzdou, si polepší (dostávají vyšší mzdu), ale ti, kteří svou práci v pokrytém sektoru díky zavedení minimální mzdy ztratí, i ti, kteří již původně pracovali v nepokrytém sektoru, si pohorší, neboť jsou hůře placeni (růstem nabídky práce v tomto sektoru mzda klesne). Minimální mzda zde navíc blokuje efektivní přesun pracovní síly mezi sektory a způsobuje tak ekonomické ztráty.⁴

Silným předpokladem klasického modelu je homogenita pracovní síly. Ve skutečnosti jsou zaměstnanci ve své produktivitě značně heterogenní a lze předpokládat, že po zavedení minimální mzdy dojde k propouštění zejména u pracovníků, jejichž produktivita neodpovídá nově nastavené minimální mzdě.⁵ Mezi tyto nejvíce ovlivněné skupiny patří zejména mladí pracovníci, lidé s nižším vzděláním, částečnými úvazky, obecně je v této skupině také relativně vyšší zastoupení žen (Cahuc a Zylberberg, 2004). V tomto směru se v mnoha zemích (včetně ČR) můžeme setkat s nižšími sazbami minimální mzdy (tzv. sub-minimální mzdy) pro různé vybrané skupiny pracovníků.

Je však možné, že zavedení minimální mzdy povede místo k propouštění pracovníků s nižší produktivitou ke snaze o zvýšení jejich produktivity. Tato snaha může vycházet jak ze strany zaměstnanců, tak ze strany zaměstnavatelů. Firmy tak např. mohou zavést nové výrobní techniky, které zvýší produktivitu lidské práce. Jak však ukazuje Stigler (1946), určitý pokles zaměstnanosti je nutný i v tomto případě (lidská práce bude do určité míry nahrazena zvýšením kapitálových vstupů). Acemoglu a Pischke (1998 a 1999) představují model, ve

² Jak uvádí Brown (1999) či Borjas (2004), v 90. letech 20. století byla v USA minimální mzda závazná pro téměř 90 % pracovníků, např. v 60. letech však nepokrývala více než jednu třetinu zaměstnanců.

³ Nicméně i v případě, že minimální mzda pokrývá všechny zaměstnance, je možné pozorovat níže uvedené vztahy mezi oficiální ekonomikou, kde je minimální mzda závazná, a neoficiální šedou ekonomikou, představující sektor nepokrytý závaznou minimální mzdou.

⁴ Vzhledem k tomu, že mzda v obou sektorech vyrovnává hodnotu mezního produktu práce v daném sektoru, je patrné, že po zavedení minimální mzdy je hodnota mezního produktu práce v nepokrytém sektoru nižší než v sektoru pokrytém. V případě, že by došlo k přesunu pracovníků ve prospěch pokrytého sektoru (kterému ale brání administrativně stanovená minimální mzda), došlo by k růstu celkového výstupu ekonomiky.

⁵ V kontextu předchozího modelu dvou sektorů tak mohou nejméně produktivní zaměstnanci představovat pokrytý sektor a ti, jejichž hodnota mezního produktu práce přesahuje minimální mzdu, pak sektor nepokrytý; rozdíl je však v tom, že neexistuje – alespoň v krátkém období – možnost mobility mezi těmito dvěma sektory.

kterém minimální mzda působí na zvýšení investic firem do rozvoje lidského kapitálu svých zaměstnanců s nízkou produktivitou.⁶ Své výsledky dokazují na příkladu rozdílné míry regulace pracovního trhu v Evropě a USA. V Evropě, kde je míra regulace vyšší, investují firmy do vzdělávání svých zaměstnanců relativně větší objem prostředků.

Jednou z teorií, poukazující na možnou pozitivní vazbu mezi minimální mzdou a zaměstnaností, je teorie endogenního růstu založeného na investicích do lidského kapitálu. Minimální mzda vyšší než rovnovážná úroveň vyčišťující trh podle tohoto konceptu může působit na vyšší motivaci lidí (zejména těch s nízkou produktivitou) k získání potřebného vzdělání, kvalifikace a dovedností ke zvýšení své produktivity tak, aby přešli riziku nezaměstnanosti. Tím, že zvýší cenu nekvalifikované práce, působí minimální mzda na posun poptávky firem směrem ke kvalifikované práci, zvýší nezaměstnanost méně kvalifikovaných a působí tedy jako motivační prostředek zvyšující míru akumulace lidského kapitálu. Růst akumulace lidského kapitálu pak má pozitivní vliv na zaměstnanost i hospodářský růst.

Cahuc a Michell (1995) ukazují, že pokles minimální mzdy může mít negativní efekt na růst hospodářství a celkový ekonomický blahobyt, zvláště pokud motivační efekt minimální mzdy není kompenzován jinými politikami podporujícími akumulaci lidského kapitálu.⁷ K podobnému výsledku docházejí i Cubitt a Hargreaves-Heap (1999) prostřednictvím dynamického modelu všeobecné rovnováhy. Cahuc a Zylberberg (2004) také poukazují na schopnost minimální mzdy zvýšit globální efektivitu ekonomiky prostřednictvím podpory tvorby pracovních míst s vyšší přidanou hodnotou a také přilákáním dalších pracovníků s vyšší produktivitou na trh práce.

Přímá souvislost mezi výší mzdy a produktivitou pracovníka je hlavní myšlenkou stojící za různými teoriemi efektivnostních mezd. Shapiro a Stiglitz (1984) ukazují, že v případě nedokonalé schopnosti zaměstnavatelů monitorovat úsilí svých zaměstnanců může vyšší než trh vyčišťující mzda účinkovat jako motivační prvek přímo působící na úsilí pracovníka

⁶ Jde v podstatě o popření standardní Beckerovy teorie lidského kapitálu (Becker, 1964), která předpovídá, že minimální mzda povede ke snížení firemních investic do lidského kapitálu. Zaměstnanci totiž podle této teorie financují rozvoj svého lidského kapitálu (získání potřebných zkušeností) přijetím nižších mezd. Toto zavedení minimální mzdy znemožňuje a způsobuje, že např. mladí pracovníci bez pracovních zkušeností nemohou potřebnou praxi (která by mohla zvýšit jejich dovednosti a tedy i mzdu) získat, neboť za minimální mzdu je firmy vzhledem k jejich nízké produktivitě nebudou chtít přijmout.

⁷ Autoři poukazují na to, že minimální mzda je v tomto smyslu druhé nejlepší řešení, neboť může mít i nepřímé důsledky na nezaměstnanost nekvalifikovaných pracovníků (viz výše). Přímé pobídky a motivační programy ke zvyšování vzdělanosti a kvalifikace pracovní síly jsou pak autory považovány za obecně lepší řešení (Cahuc a Michell, 1995).

udržet si své zaměstnání a nezahálet.⁸ Rebitzer a Taylor (1995) v kontextu efektivnostních mezd zkoumají případ mnoha malých firem v konkurenčním prostředí a poukazují na pozitivní vztah mezi počtem zaměstnanců a možností efektivně monitorovat jejich pracovní úsilí. Závěry jejich modelu ukazují, že minimální mzda může (opět pouze do určité výše) zvyšovat zaměstnanost a tím i výstup v krátkém období⁹ a za určitých podmínek pak i v dlouhém období¹⁰. Stejně jako v modelu monopsonu (viz níže) zde může minimální mzda pozitivně ovlivňovat zaměstnanost, a to i přesto, že v odvětví převládají konkurenční vztahy. K podobným výsledkům dochází v kontextu teorií efektivnostních mezd i Manning (1995), který ukazuje, že zvýšení minimální mzdy může teoreticky vést k poklesu nezaměstnanosti.

Další možnou alternativou k vysvětlení vlivu minimální mzdy prostřednictvím tradičního neoklasického modelu je model monopsonu. Monopsonistický trh je charakteristický jediným poptávajícím a zaměstnavatel má moc stanovit výši mzdy, neboť čelí celé tržní nabídce práce a může si sám zvolit konkrétní výši zaměstnanosti. Zavedení minimální mzdy může v tomto případě zvýšit zaměstnanost, neboť firma může najmout nového zaměstnance, aniž by tím musela zvýšit mzdu zaměstnancům stávajícím. Maximální zaměstnanosti je v modelu dosaženo na úrovni odpovídající dokonale konkurenčnímu ekvilibriu, při zvyšování minimální mzdy nad tuto hranici zaměstnanost opět klesá (více viz např. Ehrenberg a Smith, 1994; nebo Brown, 1999).

Zavedení minimální mzdy obecně zvyšuje firmám celkové náklady práce. Jak však uvádějí Ehrenberg a Smith (1994), nemzdové formy odměňování zaměstnanců v současnosti tvoří významnou část celkové kompenzace zaměstnanců a navíc je zde patrný rostoucí trend v čase. Zaměstnavatelé tak mohou v reakci na zavedení minimální mzdy vykompenzovat růst mzdových nákladů snížením objemu poskytované nemzdové odměny zaměstnanců.¹¹ Čistý efekt na celkovou pracovní odměnu zaměstnanců je tak nulový.¹² Vzhledem k této možnosti firem kompenzovat zvýšení mzdy zaměstnanců odpovídajícím poklesem ostatních zaměstnaneckých výhod tak nemusí dojít k žádným vedlejším efektům na zaměstnanost.

⁸ Další nutnou podmínkou v tomto modelu je existence určité rovnovážné úrovně nedobrovolné nezaměstnanosti, bez které by propuštění pracovníci nevyvíjející dostatečné pracovní úsilí ihned našli jiné, nové místo a motivační prvek vyšších mezd by tak byl omezen.

⁹ Nově zavedená, vyšší minimální mzda totiž zvyšuje náklady současných zaměstnanců v případě ztráty zaměstnání a tím je více motivuje k pracovnímu úsilí. Firma potom může ušetřit náklady na monitorování zaměstnanců a najmout další, aniž by musela zvýšit mzdu intramarginálním zaměstnancům.

¹⁰ Rozhodujícím faktorem zde je pozice firmy na dlouhodobé křivce průměrných nákladů.

¹¹ Efekt na investice firem do rozvoje lidského kapitálu je tedy v tomto případě opačný než ve dříve zmíněných modelech. Empirické výzkumy však ukazují spíše na platnost závěrů o růstu výdajů firem na školení svých zaměstnanců – viz např. Acemoglu a Pischke (1998 a 1999).

¹² To vše však platí pouze za předpokladu, že pokles užítka díky snížení nemzdové formy kompenzace hodnotí zaměstnanec stejně jako růst užítka způsobený zvýšením peněžní odměny; v případě, že by se celkový užitek zaměstnanců snížil, může naopak dojít k poklesu nabídky práce.

Přestože primárními cíli minimální mzdy jsou snížení chudoby, zajištění dostatečného životního standardu nízkopříjmovým domácnostem a snížení nerovností v rozložení příjmů a důchodů, ekonomická teorie se zabývá zejména vlivem tohoto opatření na zaměstnanost, efektivitu a celkový výstup ekonomiky. Dopadům na rozdělení příjmů ve společnosti a významu pro důchody chudých rodin se však příliš nevěnuje.

Z hlediska neoklasického modelu lze očekávat propouštění zaměstnanců s nízkou produktivitou – pod úrovní minimální mzdy (Stigler, 1946). Tím dojde ke snížení nerovnosti v rozdělení mezd, tedy nerovnosti důchodů těch, kteří pracují. Celkový vliv na rozložení důchodů lze však těžko odhadnout, neboť závisí i na výši příspěvků v nezaměstnanosti a dalších faktorech. Je však vysoce pravděpodobné, že propuštění pracovníci si spíše pohorší a jejich důchod poklesne a celková příjmová nerovnost vzroste.

Vezmeme-li naopak v úvahu některé dříve zmíněné teorie hodnotící vliv minimální mzdy na zaměstnanost jako pozitivní, je patrné, že výsledný efekt může být opačný. Je to díky tomu, že nedojde k poklesu zaměstnanosti a své, nyní lépe placené místo si udrží i nízkoproduktivní zaměstnanci, jejichž propuštění předpokládá neoklasický model. OECD (1998) zmiňuje modifikaci konceptu neoklasického modelu podle Teulingse¹³, který zohledňuje také různou úroveň schopností pracovníků. Vedle již uvedeného poklesu důchodů propuštěných nízkoproduktivních zaměstnanců předpovídá rovněž určitý nárůst příjmů těch zaměstnanců, kteří jsou svou produktivitou blízcí minimální mzdě a u nichž dojde k nárůstu poptávky po práci ze strany firem, jež těmito pracovníky substituují ty méně produktivní. Tento efekt pak postupně mizí s posunem do vyšších pater mzdového žebříčku.

I přes nedostatečnou podloženost teoretickými koncepty lze však shrnout, že minimální mzda obecně ovlivňuje nerovnoměrnost rozložení příjmů ve společnosti minimálně třemi způsoby (OECD, 1998):

- omezuje množství zaměstnanců pracujících za mzdu nižší než minimální,
- zvyšuje počet pracovníků placených právě na úrovni minimální mzdy a
- nepřímo také působí na zvýšení platů těch zaměstnanců, kteří původně vydělávali mzdu blízkou té minimální.

O něco složitější situace nastává v případě nerovnosti v rozložení důchodů a chudoby domácností (tedy nikoli pouze jednotlivců). Zde lze důsledky předpovědět ještě o něco obtížněji než v případě mezd a důchodů jednotlivců, neboť v tomto případě, jak přibližují Addison a Blackburn (1998), existuje hned několik komplikujících faktorů. Jednak může mít

změna minimální mzdy vliv také na další členy rodiny nízkopříjmových zaměstnanců, jejichž mzda je vyšší a na něž toto opatření původně zaměřeno nebylo – může tedy dojít k různým důchodovým a křížovým substitučním efektům. Dále také důsledky minimální mzdy závisí na pozici domácností v rozložení důchodů všech domácností (domácnosti se členy zaměstnanými za minimální mzdu nemusí být nutně domácnostmi nejchudšími). Je také těžké určit, ve kterých pozicích na žebříčku rozložení důchodů domácností bude nejčastěji docházet k propouštění zaměstnanců v důsledku zavedení minimální mzdy. Významným faktorem také může být fakt, že změna úrovně příjmů domácnosti může změnit právo nárokovat si sociální dávky a to následně ovlivnit chování domácnosti. Očekávaný teoretický vliv minimální mzdy na rozložení důchodů domácností je tedy nejednoznačný a existuje zde mnoho působících faktorů, které je třeba při analyzování této problematiky zohlednit.

3. MINIMÁLNÍ MZDA V ČESKÉ REPUBLICE

Minimální mzda je v České republice právně zakotvena od roku 1992. Zákon v ČR rovněž stanovuje nižší, subminimální sazby pro osoby mladší 21 let a také pro osoby v částečném či plném invalidním důchodu. Vedle minimální mzdy existují v ČR ještě zákonem stanovené **minimální mzdové tarify** (viz příloha 1), které jsou závazné v organizacích podnikatelské sféry bez uzavřené kolektivní smlouvy.¹⁴ Těchto tarifů je celkem dvanáct a liší se podle stupně složitosti, odpovědnosti a namáhavosti práce. První tarifní stupeň je shodný s minimální mzdou, vyšší tarifní stupně jsou stanovovány jako násobky tohoto základu – např. nejvyšší dvanáctý tarifní stupeň je 2,25 násobek minimální mzdy. Opatření bylo stanoveno v roce 1992 spíše jako dočasné do doby, než se více rozšíří praxe kolektivního vyjednávání, které v tomto smyslu posléze převezme proklamovanou ochrannou funkci minimálních mzdových tarifů. V roce 1996 došlo ke snížení počtu tarifů na tři s tím, že podmínky trhu práce již umožňují upustit od větší regulace mezd. V důsledku toho došlo k tomu, že řada zaměstnavatelů této změny využila spíše ke snížení mezd svých zaměstnanců (Gottvald a kol., 2002), a proto byl vládou od roku 2000 zpět zaveden původní dvanáctistupňový systém.

¹³ Teulings, C. N. (1996): *A Generalized Assignment Model of Workers to Jobs for the US Economy*. Department of Microeconomics, University of Amsterdam, mimeo.

¹⁴ Zaměstnavatel má tedy v zásadě dvě možnosti. Jednak může uzavřením kolektivní smlouvy s odbory určit výši mezd ve svém podniku a potom je pro něj závazné, že tyto mzdy nesmí být nižší než obecná sazba minimální mzdy. V případě, že tak neučiní, jsou pro něj závazné minimální mzdové tarify a mzda jednotlivých pracovníků tak nesmí být nižší než tarif, vztahující se na to které konkrétní zaměstnání.

Minimální mzda byla v ČR zavedena v únoru 1991. Při jejím stanovování se nepřihlíželo k institutu životního minima, který v té době ještě ani nebyl zaveden. Vývoj v částkách minimální mzdy v ČR je uveden v tabulce 1.

Od zavedení minimální mzdy v roce 1991 téměř až do konce 90. let nedocházelo k velkým změnám v její výši. Můžeme identifikovat několik důvodů této stagnace: prvním je relativně malá síla odborů, dále lze tento přístup poměrně dobře zařadit do rámce obecně restriktivní důchodové politiky přijaté vládou v tomto období ve snaze o potlačení inflačních tlaků způsobených cenovou liberalizací. Dalším důvodem pak byla vazba mezi minimální mzdou a systémem zákonně povinného pojištění. Až do roku 1998 totiž byly některé odvody do sociálního systému stanoveny podle minimální mzdy. Zvyšováním minimální mzdy tak potenciálně rostly výdaje státního rozpočtu. V roce 1998 došlo v tomto ohledu k legislativním změnám, které zrušily vazbu mezi minimální mzdou a sociálním systémem a nadále se jako základ pro stanovení odvodů či naopak příspěvků používá institutu životního minima či průměrné mzdy.¹⁵

Tabulka 1. Vývoj částek minimální mzdy v ČR, 1991 – 2005

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Minimální mzda (Kč měsíčně)	2000	2200	2200	2200	2200	2500	2500	2650	3425	4250	5000	5700	6200	6700	7185
Minimální mzda (Kč na hodinu)	10,8	12,0	12,0	12,0	12,0	13,6	13,6	14,8	19,0	23,7	30,0	33,9	36,9	39,6	42,5
Reálná hodnota minimální mzdy, 1991 = 100	100	99	82	75	68	71	66	63	80	95	107	120	130	137	160

Zdroj: MPSV, ČSÚ, vlastní výpočty

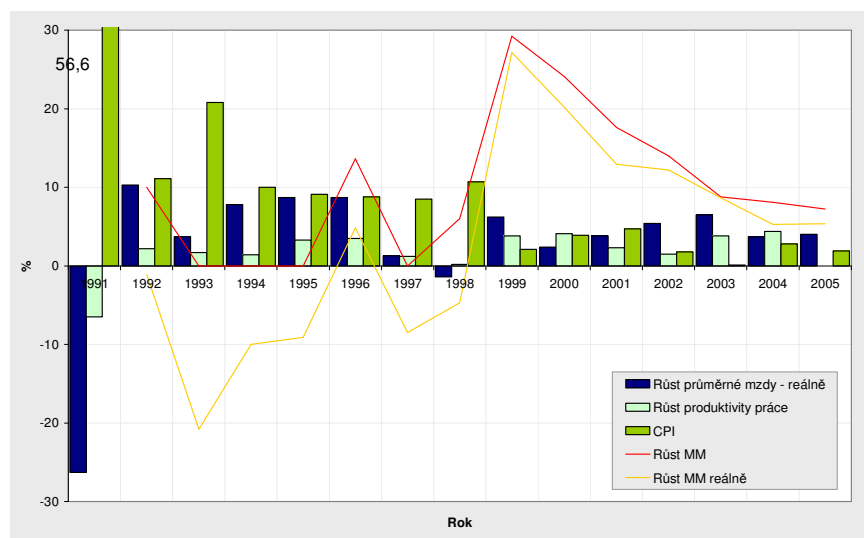
Poznámka: Sazby minimální mzdy za roky 1999 a 2000 udávají aritmetický průměr sazby lednové a červencové (v daných letech docházelo ke zvyšování minimální mzdy dvakrát).

Vzhledem k uvedenému vývoji docházelo v průběhu celých 90. let postupně k propadu reálné hodnoty minimální mzdy, která do roku 1998 klesla až na své historické minimum, zhruba 63 % své původní hodnoty z roku 1991. Poté následoval poměrně rychlý růst, ale minimální mzda v reálném vyjádření převýšila hodnotu z roku 1991 až v roce 2001.

Graf 1 porovnává růst minimální mzdy jak v nominálním, tak v reálném vyjádření s reálným vývojem průměrné mzdy, inflace a produktivity práce. Od svého zavedení až do roku 1998, s výjimkou roku 1996, reálná hodnota minimální mzdy klesala. Od roku 1999 je pak patrný poměrně výrazný růst, který převyšuje jak růst průměrné mzdy, tak produktivity práce.

Pro lepší představu o reálném vlivu minimální mzdy na ekonomiku je vhodné srovnat její výši s dalšími ekonomickými veličinami (tabulka 2). Z hlediska vlivu na trh práce je to zejména vývoj mezd v celé ekonomice. Při zavedení v roce 1991 dosahovala minimální mzda 53 % výše **průměrné mzdy**. S tím, jak však průměrná mzda postupně rostla a minimální mzda se až do konce 90. let příliš neměnila, se podíl minima na průměru postupně zmenšoval. V roce 1998 se podíl minimální mzdy na průměrné propadl až na nejnižší úroveň 23 % a od té doby dochází k postupnému nárůstu této hodnoty.

Graf 1. Růst minimální mzdy, průměrné mzdy, produktivity práce a indexu spotřebitelských cen v ČR, 1991 – 2005



Zdroj: ČSÚ, MPSV, VÚPSV, vlastní výpočty

Poznámka: MM – minimální mzda, CPI – index spotřebitelských cen

Tabulka 2. Vývoj částek minimální mzdy, průměrné mzdy a životního minima v ČR, 1991 – 2005

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Průměrná hrubá nominální mzda (Kč)	3792	4644	5817	6894	8172	9676	10691	11693	12666	13499	14669	15720	16766	18035	19030
Minimální mzda jako % průměrné mzdy	52,7	47,4	37,8	31,9	26,9	25,8	23,4	22,7	27,0	31,5	34,1	36,3	37,0	37,1	37,8
Čistá minimální mzda (Kč)	1729	1893	1873	1892	1909	2188	2188	2319	2984	3597	4194	4715	5087	5459	5819
Životní minimum jednočlenná domácnost (Kč)	1700	1700	1960	2160	2440	2890	3040	3430	3430	3770	4100	4100	4100	4100	4300

¹⁵ Minimální mzda se doposud používá jako vyměřovací základ pro výpočet odvodů na zdravotní pojištění u určitých skupin obyvatel (např. osob bez příjmů za zaměstnání či samostatně výdělečné činnosti, za kterou ale neplatí pojistné stát), určené nároku na daňové bonusy aj.

(Kč)															
Životní minimum čtyřčlenná domácnost (Kč)	5600	5600	6400	7060	7840	9110	9570	10470	10470	11160	11980	11980	11980	11980	12400
Čistá minimální mzda jako % životního minima jednočlenné domácnosti	101,7	111,3	95,5	87,6	78,2	75,7	72,0	67,6	87,0	95,4	102,3	115,0	124,1	133,1	135,3
Čistá minimální mzda jako % životního minima čtyřčlenné domácnosti	30,9	33,8	29,3	26,8	24,3	24,0	22,9	22,1	28,5	32,2	35,0	39,4	42,5	45,6	46,9

Zdroj: MPSV, ČSÚ, VÚPSV, vlastní výpočty

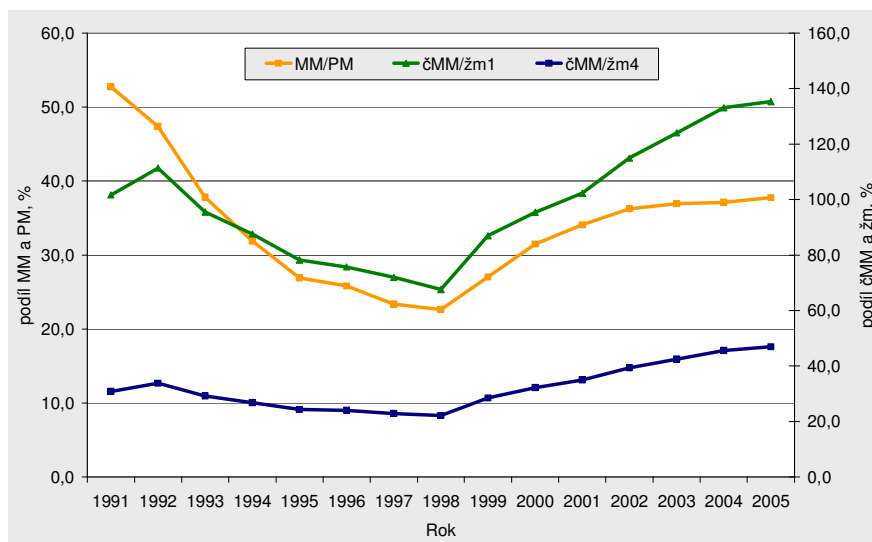
Poznámka: Sazby minimální mzdy za roky 1999 a 2000 udávají aritmetický průměr sazby lednové a červencové (v daných letech docházelo ke zvyšování minimální mzdy dvakrát). Životní minimum čtyřčlenné domácnosti se vztahuje k domácnosti složené ze dvou dospělých a dvou dětí ve věku 10 – 15 let.

Vedle minimální mzdy existuje v ČR ještě institut životního minima, který byl zaveden na podzim roku 1991. Životní minimum představuje nejnižší společensky uznanou hranici příjmu, pod níž již nastává stav hmotné nouze. Je to tedy kritérium obecně ještě společensky přijatelného stupně chudoby a používá se pro posuzování sociální potřeby, pro poskytování dávek sociální péče, pro určení příjemců a následně výše dávek státní sociální podpory a jako kritérium pro posouzení výše příjmů se užívá i v dalších oblastech.

Na počátku 90. let, kdy byl institut životního minima i minimální mzdy v ČR zaveden, byl vývoj těchto veličin na sobě nezávislý. Přitom porovnání těchto dvou částek je klíčové zejména pro motivaci pracovníků k přijetí nízkoplaceného zaměstnání oproti žití na sociálních dávkách. V situaci, kdy by částka státem garantovaného příjmu určeného životním minimem převyšovala nejnižší mzdu, kterou člověk může obdržet při přijetí zaměstnání, lze těžko očekávat, že minimální mzda bude plnit své funkce a cíle. Vzájemná relace těchto dvou částek je tedy při zkoumání reálných vlivů minimální mzdy na chování lidí zásadní.

Obdobný vývojový trend jako u poměru minimální mzdy ke mzdě průměrné můžeme vysledovat i při srovnání minimální mzdy a **životního minima**. V tomto ohledu je však smysluplnější používat čistou minimální mzdu, tedy obnos peněz, který zaměstnanec dostane po odvedení pojistného a daní opravdu vyplacen, neboť sociální platby se vyplácejí bez dalších odvodů, tedy v čistém vyjádření. Vývoj ukazuje graf 2.

Graf 2. Vývoj podílu minimální mzdy na průměrné mzdě a životním minimu v ČR, 1991 – 2005



Zdroj: ČSÚ, MPSV, VÚPSV, vlastní výpočty

Poznámka: Vysvětlení zkratk: MM – minimální mzda, PM – průměrná mzda, čMM – čistá minimální mzda, žm1 – životní minimum jednotlivce, žm4 – životní minimum čtyřčlenné domácnosti.

Při porovnávání s životním minimem jednotlivce je patrné, že minimální mzda v průběhu 90. let mohla plnit svou motivační funkci k přijetí a setrvání v zaměstnání jen dosti těžko. Při svém zavedení v roce 1991 v čistém vyjádření jen mírně přesahovala výši později zavedeného životního minima, ale poté se, vzhledem k již výše uvedenému vývoji, opět dostala pod jeho úroveň, v roce 1997 a 1998 tak nedosahovala ani jeho 75 %. Od roku 1998 došlo v souvislosti s již zmíněným obratem ve vládním přístupu k minimální mzdě k propojení jejího vývoje s vývojem v oblasti životního minima. V Národním plánu zaměstnanosti (MPSV, 1999) se vláda zavázala ke zvyšování minimální mzdy s cílem dosáhnout v roce 2001 vyrovnání úrovně čisté minimální mzdy a životního minima samostatně žijící osoby a poté dosáhnout stavu, kdy bude minimální mzda životní minimum samostatně žijící osoby o 15 % přesahovat. Od roku 2001 čistá minimální mzda opět převyšuje životní minimum jednotlivce, je zde navíc patrný rostoucí trend, takže v roce 2005 je již vyšší o 35 %.

Z hlediska ekonomických dopadů minimální mzdy je také významným ukazatelem to, jak je velký **podíl pracovníků pobírajících mzdu na této minimální úrovni**. Oficiální statistika tyto údaje bohužel nesleduje, zdrojem dat tedy mohou být pouze výběrová šetření a následné odhady pro celou ekonomiku. Na úrovni celé ekonomiky uvádí Eurostat pro ČR v posledních letech mírně rostoucí trend v míře, ve které pobírají zaměstnanci minimální mzdu – v roce 2000 to bylo 0,8 %, v roce 2001 0,9 %, v letech 2002 a 2003 1,1 % a v roce 2004 1,2 %.

MPSV oficiálními údaji o podílu zaměstnanců pracujících za minimální odměnu od roku 1991 také nedisponuje. Provádí se pouze odhady na základě dat z Informačního systému o

průměrném výdělku¹⁶. Pro roky 2004 a 2005 se tyto odhady pohybovaly kolem 0,6 %, přičemž existují poměrně velké rozdíly mezi muži a ženami – podíl žen je téměř třikrát větší než podíl mužů (1 %, resp. 0,35 %). Ve skupinách s nižší průměrnou mzdovou úrovní je obecně větší podíl pracovníků odměňovaných na úrovni minimální mzdy. Největší míra odměňování pracovníků minimální mzdou je u osob mladších 20 let, starších 60 let a také u osob se základním vzděláním.

Z regionálního hlediska nejsou celkově patrné tak výrazné rozdíly. V krajích v tomto smyslu relativně nejvíce zatížených se tento podíl v uvedených letech pohyboval kolem 0,9 – 1 % a šlo zejména o jižní Moravu, Vysočinu, jižní Čechy a Karlovarský kraj. Tyto kraje jsou typické svým zemědělsko průmyslovým zaměřením (spíše lehký zpracovatelský průmysl), nižší koncentrací obyvatel ve městech, relativně nízkou úrovní průměrných mezd a podprůměrnou nezaměstnaností ve srovnání s celorepublikovým průměrem (s výjimkou Karlovarského kraje, kde je zaměstnanost v zemědělství nižší a zároveň je zde průměrná úroveň nezaměstnanosti).

Na základě uvedených dat MPSV odhaduje pro celou ekonomiku (tedy včetně malých podniků do 10 zaměstnanců) podíl zaměstnanců odměňovaných na úrovni minimální mzdy ve výši 2 – 3 % s tím, že se doposud se změnami minimální mzdy příliš neměnil. Baštýř (2005) naproti tomu na základě výběrového šetření, které provedl ČSÚ v roce 2003¹⁷, shrnuje, že v celé republice pobírá minimální mzdu až 4,5 % zaměstnanců.

3.1 MINIMÁLNÍ MZDA A DŮCHODY DOMÁCNOSTÍ S NEJNIŽŠÍMI PŘÍJMY

Předcházející část nastínila, jak se minimální mzdou vyvíjela, a také přiblížila širší ekonomické a sociální souvislosti tohoto vývoje. Nyní obrátíme pozornost směrem k naplňování jejích cílů. Následující část se bude zabývat vlivem minimální mzdy na důchody chudých domácností a pokusí se popsat možné efekty v tomto směru. Pro analýzu jsou použita data ČSÚ ze statistiky rodinných účtů z období 1990 - 2003. Ke zjištění dopadů minimální mzdy budu porovnávat příjmy domácností s minimálními příjmy, vymezené jako

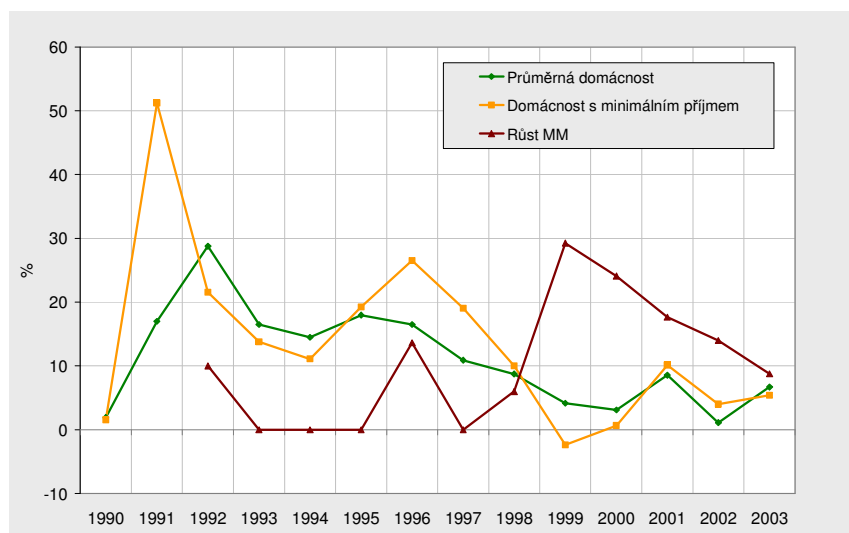
¹⁶ Zde jsou zahrnuty všechny ekonomické subjekty nepodnikatelské sféry, v podnikatelské sféře jde o výběrové šetření, avšak pouze u podniků s počtem zaměstnanců 10 a více. Může zde tedy docházet k určitému zkreslení způsobenému nezahrnutím malých podniků, u kterých bývá odměňování na úrovni minimální mzdy relativně častější.

¹⁷ Dotazníkové šetření bylo realizováno v březnu roku 2003 a zúčastnilo se ho 2 470 organizací z celé ČR, ve kterých pracovalo celkem 870 930 zaměstnanců.

hodnota prvního decilu v rozdělení domácností podle příjmů,¹⁸ s příjmy průměrné domácnosti – v obou případech jde o průměry na osobu.

Graf 3 přibližuje meziroční tempa růstu pracovních příjmů domácností s minimálními příjmy (dále také „chudé domácnosti“) v porovnání s průměrem a s růstem minimální mzdy v daném období. Je patrné, že v době zavedení minimální mzdy v roce 1991 došlo k výraznému nárůstu pracovních příjmů chudých domácností, který výrazně převýšil růst průměrný. Následně jsou tempa růstu až do roku 1995 poměrně vyrovnaná a v letech 1996 a 1997 je opět zřejmá vyšší dynamika příjmů chudých domácností. Avšak v roce 1999, kdy by se teoreticky dal očekávat signifikantní vliv rychlého zvyšování minimální mzdy, pracovní příjmy chudých domácností paradoxně meziročně dokonce klesly, následující rok byl pak růst téměř nulový. Od roku 2001 je opět patrné zvyšování pracovních příjmů chudých domácností, nicméně tempem obdobným jako u domácnosti průměrné. Korelace mezi růstem pracovních příjmů domácností s minimálními příjmy a minimální mzdy byla ve sledovaném období dokonce záporná (-0,6).

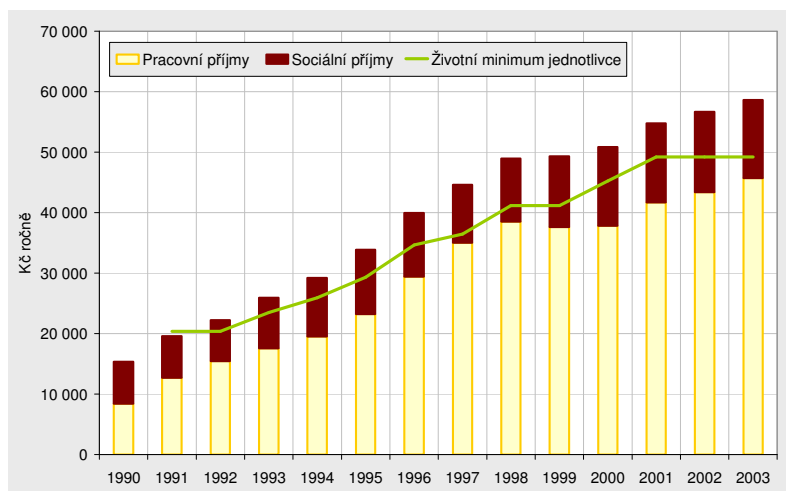
Graf 3. Meziroční tempa růstu pracovních příjmů domácností a růst minimální mzdy, 1990 – 2003



Zdroj: ČSÚ, MPSV, vlastní výpočty

Graf 4. Vývoj pracovních a sociálních příjmů domácností s minimálním příjmem a životního minima samostatně žijící osoby (Kč), 1990 – 2003

¹⁸ Toto vymezení odpovídá metodice Českého statistického úřadu a dostupným datům.

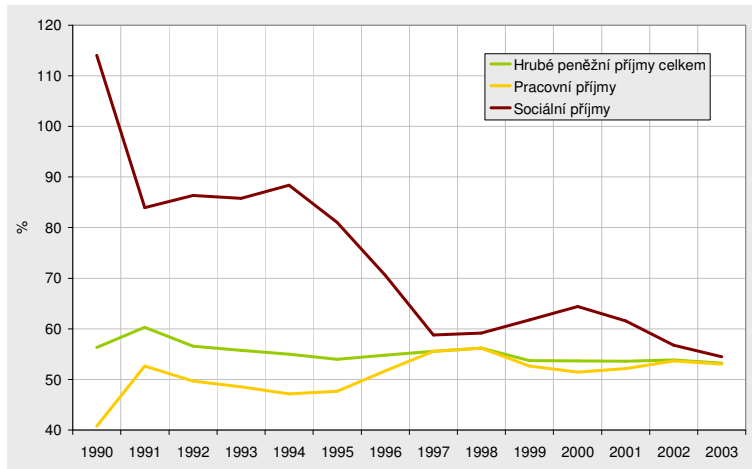


Zdroj: ČSÚ, MPSV, vlastní výpočty

Celkový vývoj v absolutních hodnotách příjmů chudých domácností je uveden na grafu 4. Zde je zřetelný rostoucí trend v celkových příjmech, snad jen s výjimkou let 1999 a 2000, kdy došlo ke zpomalení růstu. Tento trend poměrně dobře odpovídá tendenci ve vývoji životního minima samostatně žijící osoby. Dalo by se proto soudit, že sociální příjmy do určité míry vyrovnávají příjmy pracovní na úroveň životního minima, a to zejména v situaci, kdy životní minimum převyšovalo minimální mzdu. Proto v případě, kdy minimální mzda nepůsobí na navýšení pracovních příjmů domácnosti, jsou tyto do potřebné výše následně pravděpodobně dorovnány příjmy sociálními. Tyto příjmy se ve sledovaném období vyvíjely téměř zrcadlově.

Dalším z cílů minimální mzdy, vedle zvýšení příjmů chudých domácností, je snížení nerovnosti v rozložení příjmů ve společnosti. Graf 5 znázorňuje podíl příjmu domácností s minimálním příjmem na příjmu průměrné domácnosti. Je vidět, že celková nerovnoměrnost měřená podílem 1. příjmového decilu na průměru byla nejmenší v době zavedení minimální mzdy v roce 1991 (podíl nejvyšší), nicméně poté vzrostla (podíl klesl) a od roku 1999 se tato hodnota stabilizovala. Větší dynamika je patrná při srovnání příjmů pracovních a sociálních. Relativní výše pracovních příjmů chudých domácností měla v tomto období rostoucí trend – dochází tedy k určitému zmenšení nerovnosti v rozdělení pracovních příjmů, nicméně vývoj se opět zdá být nezávislý na pohybech minimální mzdy. Naopak u sociálních příjmů je celkově patrný trend zvětšování nerovnosti. S výjimkou roku 1991 tedy na základě těchto dat nelze usuzovat na pozitivní vliv minimální mzdy na snižování nerovnosti v rozdělení příjmů.

Graf 5. Podíl příjmu domácností s minimálním příjmem na příjmu průměrné domácnosti (%), 1990 – 2003



Zdroj: ČSÚ, MPSV, vlastní výpočty

Zdá se tedy, že ve sledovaném období **minimální mzda příliš neovlivnila pracovní důchody domácností s minimálními příjmy**, ani celkovou příjmovou nerovnost, s výjimkou roku 1991.

3.2 REGIONÁLNÍ POROVNÁNÍ

V ČR existují určité rozdíly v průměrné mzdě na regionální úrovni.¹⁹ Vzhledem k tomu, že minimální mzda je nastavena jako univerzální sazba pro celou republiku, mohou být její dopady v regionech značně diferencované. V regionech s relativně nižší mzdovou úrovní lze očekávat větší pravděpodobnost výskytu negativních vlivů.

Regionální dopady minimální mzdy budu zkoumat na nejnižší možné a dostupné úrovni agregace dat, na 77 okresech ČR²⁰ Zdrojem dat za průměrné nominální mzdy, stejně tak jako další charakteristiky okresů, je ČSÚ. Údaje o nezaměstnanosti v okresech pocházejí z MPSV.

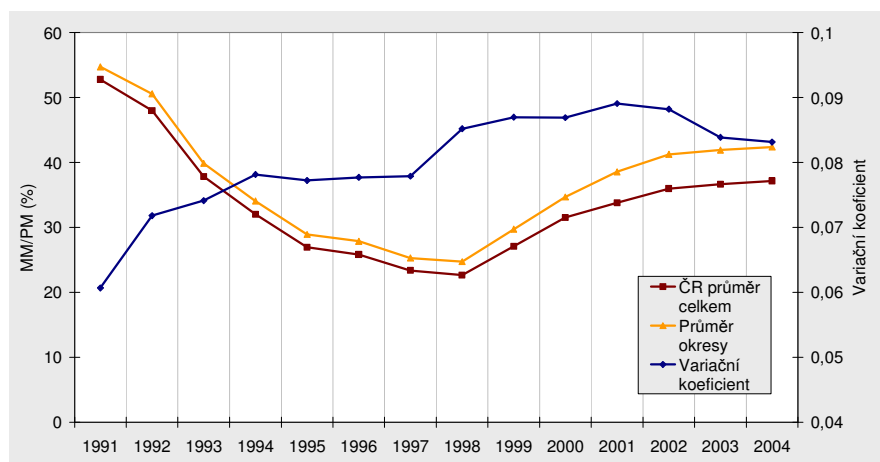
Regionální diference mezd měla v 90. letech rostoucí trend. K největším změnám mezi okresy v tomto směru došlo hned na počátku sledovaného období, do roku 1993 (Fialová, 2003). Od té doby jsou základní vzorce v regionální diferenciaci mezd dané a lze říci, že se

¹⁹ Pro bližší analýzu těchto rozdílů viz např. Fialová (2003).

²⁰ Je ale nutno zdůraznit, že takto administrativně vymezené jednotky nemusí vždy plně odpovídat reálným hranicím lokálních pracovních trhů (a také tomu tak zřejmě v realitě vždy úplně není – viz např. Hampl, 2001 či Huitfeldt, 2001). To může následně vést k podhodnocení regionálních rozdílů.

stávající rozdíly spíše prohlubovaly s vrcholem v roce 2000. I přes celkový růst regionální diferenciace průměrné mzdy lze však její stupeň označit za spíše nízký, např. při srovnání s regionálními rozdíly v nezaměstnanosti, kde jsou rozdíly řádově větší.²¹

Graf 6. Vývoj podílu minimální mzdy na průměrné mzdě a její variabilita mezi okresy, 1991 – 2004



Zdroj: ČSÚ, MPSV, vlastní výpočty

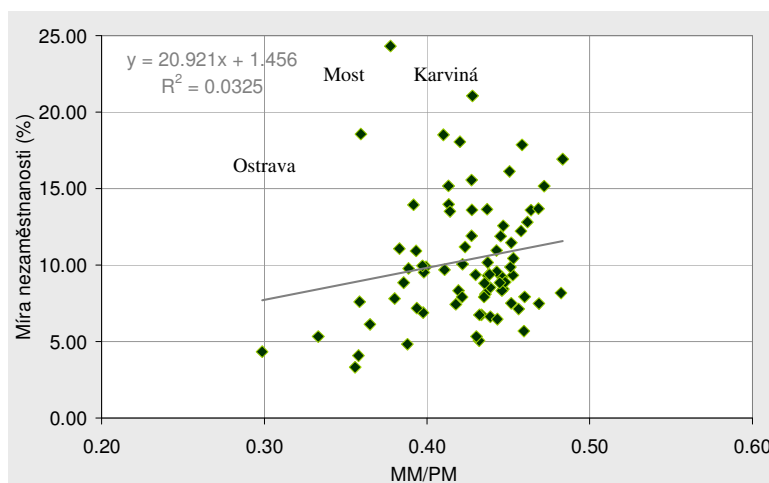
Podobný vývojový trend můžeme sledovat při porovnání podílu celostátně stanovené minimální mzdy na průměrných mzdách v okresech (graf 6). Zatímco tento podíl klesal až do roku 1998 a poté je patrný pozvolný růst, variabilita tohoto podílu mezi okresy rostla až do roku 2001 a pak mírně poklesla. I zde lze říci, že regionální rozdíly nejsou až tak markantní, nicméně i na základě těchto nerovností lze očekávat diferencovaný vliv minimální mzdy v jednotlivých okresech.

Graf 7 naznačuje závislost mezi relativní výší minimální mzdy vzhledem k průměrné mzdě v okrese a mírou nezaměstnanosti v roce 2004. Obecně na jeho základě nelze říci, že by mezi oběma proměnnými existovala v okresech signifikantní vazba. Lze však usuzovat na existenci určitého pozitivního vztahu mezi oběma proměnnými – proložená regresní křivka má mírně pozitivní sklon, i když koeficient determinace je velmi nízký (3 %). Situace se mírně změní, pokud vynecháme tři extrémní případy výrazně vybočující svými vysokými hodnotami míry nezaměstnanosti (okresy Most, Karviná a Ostrava) – koeficient determinace o něco vzroste

²¹ Obdobně hodnotili regionální diferenciaci mezd v ČR na počátku 90. let např. také Boeri a Scarpetta (1995). Od té doby je patrný její růst, nicméně i přesto ji lze považovat za poměrně nízkou.

(13 %) a je patrný mírně pozitivní vztah mezi proměnnými. V okresech poměrně více zatížených minimální mzdou byla tedy v roce 2004 relativně vyšší nezaměstnanost.

Graf 7. Míra nezaměstnanosti (%) a podíl minimální mzdy na průměrné mzdě v okresech, 2004



Zdroj: ČSÚ, MPSV, vlastní výpočty

4. EMPIRICKÁ ANALÝZA DOPADŮ MINIMÁLNÍ MZDY V ČESKÉ REPUBLICĚ

Dopadům minimální mzdy v českém prostředí nebyla dosud v empirickém výzkumu věnována příliš velká pozornost.²² Několik studií, které zkoumaly vliv minimální mzdy v případě ČR, nedalo zcela jednoznačné výsledky.²³ První analýzu dopadů minimální mzdy

²² Shrnutí výsledků zahraničních empirických studií ekonomických dopadů minimální mzdy podávají např. Brown, Gilroy a Kohen (1982) či OECD (1998).

²³ Další studie byly provedeny na případech jiných tranzitivních ekonomik. Hinnosaar a Rõõm (2003) zkoumali vliv minimální mzdy v Estonsku. Růst minimální mzdy v 90. letech zde vedl k poklesu zaměstnanosti pracovníků se mzdou nižší i mírně vyšší než činila nová minimální mzda. Minimální mzda zde navíc byla na úrovni méně než 30 % průměrné mzdy, takže lze podle autorů očekávat, že v případě většího významu minimální mzdy ve smyslu podílu na mzdě průměrné mohou být dopady výrazně silnější. Dále např. podle studie Kertesiho a Köllöa (2002) zapříčinil v Maďarsku nárůst minimální mzdy o 60 % pokles zaměstnanosti ve zkoumaných firmách o 4 %.

na případě ČR na počátku 90. let provedla Buchtíková (1995). Výsledky naznačují, že navyšování minimální mzdy nemusí nutně působit na nárůst nezaměstnanosti, použitá data se však vztahovala pouze k roku 1992 a pouze ke státním podnikům, proto nelze výsledek považovat za nezvratně a obecně platný i pro další období.

Gottvald a kol. (2002) provedl na základě analýzy vývoje minimální mzdy v letech 1998 – 2000 hlubší rozbor jejích dopadů na zaměstnanost a distribuci mezd. Dokazuje signifikantní vliv minimální mzdy na zvýšení mezd nejnižších příjmových skupin, přičemž síla tohoto vlivu i signifikance klesá s posunem do vyšších pozic mzdového žebříčku. Tito pracující rovněž v reakci na rostoucí minimální mzdu zvýšili počet odpracovaných hodin (tedy nabízeli více práce). Vliv na nezaměstnanost se zde jeví jako nízký a nesignifikantní, stejně jako v předchozí studii. K podobným závěrům docházejí i Ericsson a Pytlíkova (2004) na studii dat za stejné období. Efekt minimální mzdy na průměrné mzdy vyplácené firmami hodnotí jako pozitivní, zatímco vliv na zaměstnanost je nejednoznačný. V případě firem zaměstnávajících velký podíl nízkoplacených zaměstnanců je vliv na zaměstnanost dokonce pozitivní (autoři to přičítají zvýšené motivaci k práci spojené s rostoucí minimální mzdou a jejím odstupem od životního minima).

Z uvedeného lze usuzovat na prokazatelný vliv minimální mzdy v ČR na mzdy nízkopříjmových skupin, nicméně co se týče důchodů domácností, studie nám žádnou předpověď nedávají. Podobně výsledky ohledně vlivu na nezaměstnanost nejsou zcela jednoznačné.

4.1.1 MINIMÁLNÍ MZDA A DŮCHODY DOMÁCNOSTÍ S NEJNIŽŠÍMI PŘÍJMY

Cílem analýzy vztahu minimální mzdy a důchodů domácností s minimálními příjmy je ověřit, zda v ČR existují nějaké pozitivní vlivy minimální mzdy na potlačení chudoby a růst pracovních příjmů a zda je tedy v ČR minimální mzda v tomto směru smysluplným a obhajitelným politickým nástrojem. Hypotéza, formulovaná na základě výsledků předchozí části, je, že **minimální mzda v ČR od roku 1991 významně nepůsobila na zvýšení ani pracovních, ani celkových příjmů chudých domácností.**

Základem pro mou analýzu jsou data ze statistiky rodinných účtů Českého statistického úřadu, a to časová řada od roku 1991 do roku 2003.²⁴ Jde o agregovaná data zachycující průměrné charakteristiky domácnosti s minimálními příjmy a jejich vývoj v čase – individuální data v časově srovnatelné metodice bohužel ČSÚ neposkytuje. Na agregované

úrovni však není možné zaznamenat všechny vlivy minimální mzdy, zejména jde o již popsané možné působení na propouštění nejméně produktivních zaměstnanců a motivaci lidí k přijetí zaměstnání. Pro nejhudší domácnosti mohou být navíc efekty odlišné, dalo by se očekávat, že silnější. Analýza individuálních dat by zřejmě dala hodnotnější, více podrobné výsledky. Nicméně domnívám se, že i z uvedených agregovaných dat lze učinit základní závěry ohledně obecného vlivu minimální mzdy v této oblasti. Tyto výsledky však nelze interpretovat ve smyslu motivace, ale spíše celkového vlivu minimální mzdy jakožto nástroje ke zvýšení příjmové úrovně chudých domácností. Zdrojem dalších dat popisujících obecné ekonomické podmínky byl jednak ČSÚ (průměrná mzda), jednak MPSV (minimální mzda, životní minimum, nezaměstnanost). Do modelu budou vstupovat následující proměnné:

Vysvětlované proměnné odrážejí dva možné způsoby, jak popsat vliv minimální mzdy na chudé domácnosti – jde jednak o pracovní příjmy chudých domácností (PRAC_PR_M) a jednak o celkové příjmy chudých domácností (TOT_PR_M). **Vysvětlující proměnné** zahrnují vedle minimální mzdy (MW) jednak faktory popisující obecné ekonomické podmínky a dále specifické faktory chudých domácností s možným vlivem na jejich příjmy: jedná se průměrnou mzdu (AW), celkové příjmy průměrné domácnosti (TOT_PR_P), životní minimum (ZM), nezaměstnanost (U), vysokoškolské vzdělání přednosti domácnosti (VS_VZDEL) a ekonomickou aktivitu členů domácnosti (EK_AKT). Bližší popis proměnných a jejich očekávaný vliv je uveden v příloze 2.

Celkový soubor všech domácností, které byly předmětem šetření statistiky rodinných účtů, měl ve sledovaném období v průměru 2 923 jednotek, 1. příjmový decil tedy obsahoval v průměru 293 domácností.

KVANTIFIKACE MODELU

Předmětem mé analýzy budou následující loglineární regresní rovnice:

$$\ln PRAC_PR_M_t = \alpha + \beta_1 \ln MW_t + \beta_2 \ln AW_t + \beta_3 \ln ZM_t + \beta_4 U_t + \beta_5 VS_VZDEL_t + \beta_6 EK_AKT_t + \varepsilon_t \quad (2) \text{ a}$$

$$\ln TOT_PR_M_t = \alpha + \beta_1 \ln MW_t + \beta_2 \ln TOT_PR_P_t + \beta_3 \ln ZM_t + \beta_4 U_t + \beta_5 VS_VZDEL_t + \beta_6 EK_AKT_t + \varepsilon_t \quad (3).$$

Z povahy použitých dat lze očekávat, že může jít v některých případech o časové řady, které nespĺňují základní podmínky nutné k tomu, aby jejich regresní analýza podávala konzistentní, nevychýlené a eficientní odhady. V první řadě jde o požadavek na stacionaritu časových řad.

²⁴ Pro další roky již nejsou data srovnatelná z hlediska použité metodologie.

Nestacionarita řad, odrážející se např. v trendovém vývoji některých proměnných, je patrná z výsledků Dickey-Fullerova testu. Tento test sice podává smysluplné výsledky až pro větší počet pozorování než je v našem případě 13, nicméně i tak naznačuje, že většina časových řad proměnných (s výjimkou proměnných VS_VZDEL a logaritmu PRAC_PR_M) je integrovaná stupně dva, některé dokonce až stupně tři. Tento nesoulad zabraňuje možné diferenciaci řad na stejné úrovni, navíc i kdyby byly řady na stejném stupni integrovanosti, nízký počet pozorování a možná další ekonomická interpretace výsledků by znamenaly problém. Proto budou pro další analýzu jednou diferencovány pouze proměnné odrážející peněžní částky (příjmy chudé a průměrné domácnosti, minimální a průměrná mzda a životní minimum) a výsledky potom mohou být interpretovány ve smyslu růstu proměnných v daném období, současně bude do určité míry odstraněna nestacionarita řad. Tato omezení vyplývající z malého počtu pozorování je však nutno mít na paměti při další interpretaci výsledků.

VLIV MINIMÁLNÍ MZDY NA PRACOVNÍ PŘÍJMY CHUDÝCH DOMÁCNOSTÍ

Pro vysvětlení vývoje závisle proměnné se jako nesignifikantní jeví faktory VS_VZDEL a U. Dále lze říci, že na pracovní příjmy chudých domácností nemá vliv hospodářský cyklus. Tento závěr se nezmění, ani pokud bychom jako proměnnou kontrolující vliv hospodářského cyklu použili místo nezaměstnanosti reálný růst HDP v daném roce či růst průmyslové výroby (regresní koeficienty zůstávají nesignifikantní). Ekonomický růst tedy není významný pro zvýšení příjmů chudých rodin a tito lidé zůstávají chudými bez ohledu na hospodářský vývoj.

Jako signifikantní se nakonec projevil vliv proměnných EK_AKT, AW a ZM, vliv minimální mzdy se neprojevil jako statisticky významný.²⁵ Tyto faktory dohromady vysvětlují 71 % celkové variability endogenní proměnné.

Tabulka 3. Výsledky regresní analýzy I: závisle proměnná lnPRAC_PR_M

R²:	0,7104	Počet pozorování:	12
Proměnná	Koeficient	St. chyba	P-hodnota
EK_AKT	3,2643	0,786	0,004
lnMW	-0,1882	0,111	0,135
lnAW	1,9239	0,328	0,001

²⁵ Vhodnost tohoto modelu oproti šířeji definovanému modelu původnímu byla otestována F-testem pro testování submodelu. Oba modely stejně dobře vysvětlují vývoj závisle proměnné, omezený model je však vzhledem ke své větší jednoduchosti lepší (tzv. princip Occamovy břitvy). Data vykazují heteroskedasticitu, proto byly použity robustní odhady variance regresních koeficientů, které jsou od vlivu heteroskedasticity očištěné. Rezidua z tohoto modelu nejsou autokorelovaná a model splňuje i další předpoklady nutné pro to, aby regrese OLS dávala konzistentní, nevychýlené a eficientní odhady.

lnZM	0,5286	0,168	0,016
Intercept	-1,1218	0,267	0,004

Z tabulky 3 je vidět, že podle očekávání ekonomická aktivita členů domácnosti i průměrná mzda mají signifikantní pozitivní vliv na pracovní příjmy chudých domácností. Překvapivě stejně tak je tomu u proměnné životního minima²⁶. V případě minimální mzdy je v datech prokazatelný určitý negativní vliv na pracovní příjmy chudých domácností, který je však statisticky nevýznamný. Lze proto říci, že **růst minimální mzdy ve zkoumaném období nepůsobil na růst pracovních příjmů chudých domácností**. Tento závěr by mohl souviset i s výše popsaným pozitivním vlivem životního minima. V situaci, kdy ve velké části zkoumaného období životní minimum minimální mzdu převyšovalo, lze těžko očekávat, že minimální mzda bude působit na růst pracovních příjmů domácností, které mají v tomto případě i bez práce od státu zajištěn příjem ve výši životního minima.

VLIV MINIMÁLNÍ MZDY NA CELKOVÉ PŘÍJMY CHUDÝCH DOMÁCNOSTÍ

V tomto případě se pro vysvětlení vývoje závisle proměnné jeví jako signifikantní všechny nezávislé proměnné s výjimkou nezaměstnanosti (opět platí, že výsledky se nezmění, pokud bychom jako faktor odrážející vliv hospodářského cyklu zvolili růst HDP či průmyslové výroby) a minimální mzdy.

Tabulka 4. Výsledky regresní analýzy II: závisle proměnná lnTOT_PR_M

R²:	0,9338	Počet pozorování:	12
Proměnná	Koeficient	St. chyba	P-hodnota
EK_AKT	0,5115	0,232	0,070
VS_VZDEL	-0,0084	0,003	0,040
lnMW	-0,0664	0,038	0,134

²⁶ Tento výsledek by mohl být vysvětlen např. korelací s vysvětlující proměnnou AW. Pokud by bylo v daném období životní minimum upravováno na základě vývoje průměrné mzdy, signifikance pro vysvětlení endogenní proměnné by byla způsobena jejich vzájemně nezávislým vývojem podle AW. Nicméně ani data, ani zákonná úprava změn sazeb životního minima pro tuto možnost nesvědčí – stanovení výše životního minima bylo zákonem určeno do konce roku 1995 podle vývoje indexu životních nákladů s tím, že podíly částek životního minima pro jednotlivé typy domácností na osobu ve vztahu k průměrným čistým peněžním příjmům na obyvatele za poslední rok by měly zůstat přiměřeně zachovány. Od roku 1996 je však vývoj částek životního minima zákonem určen již jen podle vývoje indexu spotřebitelských cen. Data také neukazují na signifikantní závislost vývoje životního minima na průměrné mzdě ani jejím růstu (a to ani v předchozím roce) ve sledovaném období. Co se tedy týče pozitivního vlivu proměnné ZM, dalo by se např. soudit, že růst alternativního zdroje příjmů jejich zaměstnanců motivuje firmy k určitému zvýšení jejich mezd tak, aby si zaměstnance udržely. Tento vliv však jistě bude mít určitou hranici, po jejímž překročení již bude růst životního minima spíše působit negativně.

lnZM	0,2446	0,079	0,021
lnTOT_PR_P	0,8405	0,059	0,000
Intercept	-0,1276	0,078	0,152

Po vynechání proměnné U je model²⁷ schopný vysvětlit 93 % variability vývoje závisle proměnné – výsledky uvádí tabulka 4. Ekonomická aktivita, životní minimum i vývoj celkových příjmů průměrné domácnosti působí na celkové příjmy chudých domácností pozitivně. V případě životního minima se zde kromě již výše popsaného vlivu na pracovní příjmy zřejmě projevuje i vliv na příjmy sociální, nicméně koeficient u této proměnné, odpovídající elasticitě celkových příjmů chudých domácností vzhledem k životnímu minimu, je zhruba o polovinu nižší. Bližší vysvětlení tohoto závěru by nám zřejmě poskytla individuální data, na agregátní úrovni nelze tento výsledek dále blíže zkoumat. Negativně působí vysokoškolské vzdělání přednosti domácnosti a opět také minimální mzda (vliv nesignifikantní). Co se týče vlivu vysokoškolského vzdělání, lze v případě analýzy agregovaných dat těžko vynášet určité soudy. Lze se však domnívat, že v této sociální skupině nedávají investice do lidského kapitálu očekávané příjmy, neboť se zde zřejmě budou pohybovat ti, kteří své vzdělání neumí dostatečně zužitkovat, případně o něj na trhu práce není poptávka, může také jít o speciální případy lidí, jejichž sociální situace je spíše ovlivněna dalšími faktory. Celkově tyto domácnosti tvoří pouze asi 5 % z celkového počtu. **Co se týče minimální mzdy, je zjevné, že tento nástroj nepůsobí statisticky významně ani na zvýšení celkových příjmů chudých domácností.**

4.1.2 MINIMÁLNÍ MZDA A NEZAMĚSTNANOST V REGIONECH

Cílem následující analýzy vztahu minimální mzdy a nezaměstnanosti z regionálního hlediska je zjistit, zda institut minimální mzdy neškodí v ČR ve smyslu negativních efektů na trhu práce s přihlédnutím k různým ekonomickým podmínkám regionů. Základní hypotézou, formulovanou na základě výsledků předchozí kapitoly, je, že **minimální mzda v ČR působí na vyšší nezaměstnanost v těch okresech, kde jsou průměrné mzdy nízké a tedy zde představuje výraznější zatížení regionální ekonomiky než je tomu v okresech, kde je mzdová hladině relativně vyšší.**

²⁷ Vhodnost použití tohoto zúženého modelu byla opět otestována zmíněným F-testem; všechny základní předpoklady pro vhodnost použití regresní analýzy metodou nejmenších čtverců byly také splněny s výjimkou požadavku na homoskedasticitu reziduí, proto byly opět použity robustní odhady standardních chyb regresních koeficientů.

Analýza bude vycházet z dat MPSV (údaje za nezaměstnanost) a ČSÚ (jednotlivé charakteristiky regionů). Vzhledem k nedostupnosti srovnatelných dat za první polovinu 90. let budu analyzovat období od roku 1995 a pouze do roku 2001 (resp. 2004), neboť v souvislosti s přechodem na sledování statistiky především na úrovni krajů (NUTS 3) se postupně některé charakteristiky okresů přestaly sledovat. Proměnné, které budou vstupovat do modelu, jsou následující.

Vysvětlovanou proměnnou je míra nezaměstnanosti v regionu (U). **Vysvětlující proměnné** odrážejí jednotlivé faktory, které mohou do určité míry ovlivňovat její výši: jde o podíl minimální mzdy na průměrné mzdě v okrese (MWAW), vzdělanostní strukturu obyvatelstva - podíl obyvatelstva s vyšším či vysokoškolským vzděláním (VYS_VZD), odvětvovou strukturu zaměstnanosti – podíl zaměstnanosti v primárním sektoru národního hospodářství (EMP_A), investiční výstavbu (IV), počet soukromých podnikatelů (ENT), míru urbanizace (URB), míru volných pracovních míst (VPM) a vzdálenost okresu od Prahy (DIST). Bližší popis proměnných a jejich očekávaný vliv na nezaměstnanost je uveden v příloze 3.

Data za proměnné EMP_A a IV jsou dostupná pouze do roku 2001, ostatní proměnné ve srovnatelné metodice pak do roku 2004. Budou tedy provedeny obě dvě analýzy, neboť do roku 2001 lze očekávat silný vliv celkové ekonomické recese konce 90. let a výsledky by proto nemusely být zcela přesné.

KVANTIFIKACE MODELU

Vytvořený model, popisující vztah mezi regionální nezaměstnaností, minimální mzdou a dalšími proměnnými, jenž bude předmětem další analýzy, má následující podobu:

$$\ln U_{it} = \alpha + \beta_1 \ln MWAW_{it} + (\beta_2 EMP_A_{it}) + \beta_3 VPM_{it} + (\beta_4 \ln IV_{it}) + \beta_5 ENT_{it} + \beta_6 VS_VZDEL_{it} + \beta_7 URB_{it} + \beta_8 DIST_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4).$$

Jde tedy o panelová data za 77 okresů v 7 (resp. 10) časových obdobích.²⁸ S ohledem na povahu dat, která nejsou náhodným výběrem z větší populace, ale vyčerpávajícím souborem

²⁸ Před další analýzou dat je vhodné ověřit, zda jsou odhadované regresní koeficienty stabilní mezi jednotlivými okresy a zda lze panel vytvořit. Provedený Chowův test naznačuje, že můžeme na 5% hladině významnosti zamítnout nulovou hypotézu stability koeficientů mezi regiony. Nicméně jak uvádí např. Greene (1990),

všech okresů ČR, je vhodné použít regresní model využívající fixních efektů (fixed effects – FE) regionů na vysvětlovanou proměnnou. Nicméně vzhledem k tomu, že časová variabilita proměnných DIST a VS_VZDEL je v rámci každého okresu nulová, není možno tyto proměnné zahrnout do modelu využívajícího fixních efektů (vzhledem k jím používané metodě odhadu koeficientů). Proto bude v tomto případě použito modelu náhodných efektů (random effects – RE).²⁹ Vzhledem k tomu, že data podávají informaci za různě velké celky (tento efekt mohl být do určité míry odstraněn logaritmickou transformací), je vysoce pravděpodobná heteroskedasticita dat. Proto budou v analýze využity robustní odhady rozptylu regresních koeficientů, které jsou od vlivu heteroskedasticity očištěné. Analýza reziduí modelu dále potvrdila jejich autokorelaci (AR(1)), takže pro další rozbor bude využit postup zohledňující tento nedostatek dat a poskytující konzistentní a eficientní odhady.

VÝSLEDKY MODELU

Výsledky odhadů regresních koeficientů modelu vývoje nezaměstnanosti v okresech v **období 1995 – 2001** jsou prezentovány v tabulce 5. Při použití modelu fixních efektů (model č. 1), který se v našem případě jeví jako vhodnější teoreticky a zároveň i na základě provedeného testování, je model schopný objasnit jen malou část variability regionální nezaměstnanosti v čase – pouze necelých 12 %, přičemž o něco úspěšnější je v případě vysvětlení variability v rámci okresů (35 %), zatímco mezi okresy je jeho vysvětlovací schopnost téměř nulová (jen 0,04 %). To může souviset s již diskutovanou možnou nestabilitou regresních koeficientů mezi regiony.

Tabulka 5. Výsledky regresní analýzy III: závisle proměnná lnU, 1995 – 2001

Model	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Intercept	-1,003 ***	-1,031 *	-1,499 ***	-0,328	-0,291	-0,176
	(0,245)	(0,511)	(0,573)	(0,544)	(0,441)	(0,404)
lnMWAW	0,421 ***	0,391 ***	0,746 ***	0,652 ***	0,652 ***	0,639 ***
	(0,078)	(0,093)	(0,106)	(0,107)	(0,107)	(0,105)
EMP_A	0,041 ***	0,014 *	0,026 *	0,005	0,005	
	(0,008)	(0,008)	(0,008)	(0,008)	(0,008)	
lnVPM	-0,121 ***	-0,158 ***	-0,253 ***	-0,256 ***	-0,256 ***	-0,256 ***

k získání spolehlivých výsledků tímto testem je třeba splnění určitých restriktivních předpokladů ohledně povahy vstupních dat a reziduí modelů (např. homoskedasticita reziduí). Použitá data však tento nárok nesplňují, a proto nelze považovat výsledky testu za zcela validní. Navíc se lze vzhledem ke stejným institucionálním i sociokulturním podmínkám regionů domnívat, že Česká republika je poměrně homogenní oblast ve smyslu vývoje nezaměstnanosti v závislosti na různých faktorech. Dále tedy budu data analyzovat jako panelová.

²⁹ Vhodnost použití modelů bude otestována i Hausmanovým testem specifikace a Breusch-Paganovým testem založeným na metodě Lagrangeových multiplikátorů.

	(0,019)	(0,022)	(0,025)	(0,025)	(0,025)	(0,025)
InIV	-0,154 ***	-0,088 **	-0,031	0,006		
	(0,032)	(0,037)	(0,041)	(0,041)		
ENT	0,007 ***	0,012 ***				
	(0,001)	(0,001)				
URB	0,022 **	0,019 ***	0,018 ***			
	(0,010)	(0,004)	(0,003)			
VS_VZDEL		-0,159 ***	-0,106 ***	-0,084 ***	-0,083 ***	-0,087 ***
		(0,021)	(0,019)	(0,019)	(0,018)	(0,018)
DIST		0,003 ***	0,002 ***	0,002 ***	0,002 ***	0,002 ***
		(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Počet pozorování	462	539	539	539	539	539
Počet skupin	77	77	77	77	77	77
Počet pozorování ve skupině	6	7	7	7	7	7
R² celkový:	0,118	0,430	0,423	0,389	0,388	0,402
R² uvnitř skupin:	0,353	0,764	0,480	0,445	0,445	0,441
R² mezi skupinami:	0,000	0,248	0,459	0,406	0,404	0,429
Metoda	FE	RE	RE	RE	RE	RE

*Poznámka: Standardní chyby odhadu koeficientů jsou uvedeny v závorce. *** signifikantní na hladině významnosti 1 %, ** signifikantní na hladině významnosti 5 %, * signifikantní na hladině významnosti 10 %.*

Pro vysvětlení vývoje regionální nezaměstnanosti se jako signifikantní jeví všechny proměnné: minimální mzda, zaměstnanost v zemědělství, míra volných pracovních míst, investiční výstavba, počet podnikatelů a urbanizace. **V případě minimální mzdy se potvrdila hypotéza ohledně jejích negativních ekonomických dopadů** ve smyslu vlivu na nezaměstnanost v regionech. Odhadovaný dopad je pozitivní a statisticky signifikantní. Lze říci, že při zvýšení podílu minimální mzdy na průměrné mzdě v regionu o 1 % dojde k růstu nezaměstnanosti v regionu o 0,42 % (v případě tohoto podílu však může mít signifikantní vliv jak relativní růst minimální mzdy, tak relativní pokles mzdy průměrné, ke kterému však v uvedeném období téměř nedocházelo, proto je růst tohoto faktoru v naprosté většině případů způsoben rychlejším růstem minimální mzdy než průměrných mezd v okresech).

U všech proměnných s výjimkou ENT a URB se projevil očekávaný vliv. Relativní počet podnikatelů má pozitivní vliv na nezaměstnanost, i když velmi nízký až zanedbatelný. Stejně tak je tomu v případě urbanizace, což znamená, že vyšší urbanizace působí na vyšší nezaměstnanost v regionu. Urbanizace však v sobě vedle zastoupení sektoru služeb (kde lze očekávat nižší nezaměstnanost) může odrážet i zastoupení sekundárního sektoru ekonomiky (kde je vliv na nezaměstnanost nejednoznačný). Regiony s nejvyšší urbanizací vykazovaly v roce 2001 také v průměru vyšší nezaměstnanost než okresy více venkovské. V nejvíce urbanizovaných okresech je tak vedle městských okresů s relativně nízkou nezaměstnaností

(Praha, Plzeň a Brno) zastoupena i velká část okresů severní části republiky, jejichž průmyslově zaměřené ekonomiky v současnosti procházejí restrukturalizací, odrážející se v poměrně vysoké nezaměstnanosti. Na druhou stranu se mezi výrazně venkovské okresy řadí také regiony v zázemí velkých měst, které vzhledem k možnosti dojížděky za zaměstnáním do sousedního města vykazují nezaměstnanost poměrně nízkou (Praha východ a západ, Plzeň jih a sever, Brno venkov atd.). Vliv této proměnné na nezaměstnanost je tedy nejednoznačný.

Vysvětlovací schopnost modelu se výrazně zvýší, pokud při odhadu zahrneme jako jeden z faktorů i proměnnou určující vzdálenost okresu od Prahy. Odhady jsou v tomto případě provedeny metodou náhodných efektů (RE), která by se teoreticky nemusela zdát vhodná, nicméně zahrnutí v čase konstantní proměnné DIST (která se následně jeví jako statisticky významná) znemožňuje použití metody fixních efektů. Výsledky jsou opět uvedeny v tabulce 5 (modely č. 2 – 6). Vypovídací hodnota modelu výrazně vzroste jak celkově (vysvětlení zhruba 40 % variability endogenní proměnné), tak mezi okresy i v rámci nich. Výsledky jsou však citlivé na zahrnutí proměnné ENT, jejíž přítomnost způsobuje výrazné snížení vysvětlovací schopnosti modelu v diferenciaci mezi okresy (viz srovnání modelů č. 2 a 3 v tabulce 5). Jako nesignifikantní se projeví proměnné investiční výstavba a zaměstnanost v primárním sektoru ekonomiky, proměnná URB byla vynechána vzhledem k již popsanému nejednoznačnému vlivu.

Jako základní proměnné vysvětlující variabilitu regionálních měr nezaměstnanosti v čase se tedy projeví faktory podíl minimální mzdy na průměrné mzdě v okrese, míra volných pracovních míst, vzdělanost a vzdálenost od Prahy (tabulka 5, model č. 6). Přitom míra volných pracovních míst a podíl vysokoškolsky vzdělaných působí na nezaměstnanost v okresech negativně, vzdálenost od Prahy i podíl MWAW naopak pozitivně. Vliv proměnné MWAW se po zahrnutí proměnné DIST zvýšil, určitý vliv má v tomto směru také nezahrnutí proměnné ENT.

Výsledky analýzy potvrzují signifikantní pozitivní vliv minimální mzdy na nezaměstnanost v okresech v období 1995 – 2001. Odhad elasticity nezaměstnanosti vzhledem k podílu minimální mzdy na průměrné mzdě v okrese se v základním modelu pohybuje kolem 0,6 – 0,7 (tabulka 5, modely č. 3 – 6). To znamená, že zvýšení tohoto podílu o 1 % vede ceteris paribus k nárůstu nezaměstnanosti v okrese o 0,6 – 0,7 %. Přitom např. v roce 2001 se oproti předchozímu roku minimální mzda zvýšila o 18 %, takže v případě, že průměrná mzda v okrese nevzrostla stejným tempem (přitom průměrná celorepubliková mzda vzrostla o 9 %), měl tento růst minimální mzdy negativní vliv na nezaměstnanost. Růst průměrné mzdy v tomto období překročil 10 % jen v pěti okresech (Ostrava, Kutná Hora, Kladno, Jihlava, Beroun) a jen v Kutné Hoře byl vyšší než oněch 18 %. Ve všech okresech

s výjimkou Kutné Hory lze tedy podle výsledků modelu očekávat významné dopady na růst nezaměstnanosti v daném období.

Výsledky analýzy dat za celé **období 1995 – 2004** (tedy zároveň vynechání proměnné odrážející podíl zaměstnanosti v zemědělství a investiční výstavbu v regionu) ukazuje tabulka 6. Základní model s fixními efekty (č. 1) je však opět schopen vysvětlit jen malou část variability regionální nezaměstnanosti, zejména pak mezi jednotlivými okresy (vypovídací schopnost téměř nulová). Statisticky významné se zde jeví všechny čtyři faktory – podíl minimální mzdy na průměrné, míra volných pracovních míst, počet podnikatelů a urbanizace, přičemž směr působení (pozitivní či negativní) těchto proměnných na nezaměstnanost v regionech zůstává zachován. Vliv podílu minimální mzdy na průměrné mzdě v okrese je v tomto případě také signifikantní a pozitivní, i když výrazně nižší než v předcházejícím případě. 1% zvýšení tohoto podílu působí na růst regionální míry nezaměstnanosti o 0,16 %.

Vzhledem k výše popsané nízké vysvětlovací schopnosti modelu využívajícího fixních efektů do analýzy opět zahrnu také kontrolní proměnnou DIST společně s podílem vysokoškolsky vzdělaných a použiji metody náhodných efektů. Vysvětlovací schopnost modelu se tímto výrazně zvýší, takže exogenní proměnné jsou již schopny vysvětlit téměř polovinu variability regionálních měr nezaměstnanosti v čase. Zároveň se zvýší koeficient elasticity regionální nezaměstnanosti vzhledem k podílu minimální mzdy na průměrné mzdě v regionu, a to téměř dvojnásobně. Stejně jako v minulém případě, vynechání proměnné ENT zvýší vypovídací schopnost modelu, zejména co se týče rozdílů mezi okresy. Současně dojde i k dalšímu růstu koeficientu u proměnné MWAW, opět zhruba dvojnásobně, na 0,76. Omezení modelu na čtyři základní faktory (MWAW, VPM, DIST a VS_VZDEL) pak příliš výsledky nemění.

Tabulka 6. Výsledky regresní analýzy IV: závisle proměnná lnU, 1995 – 2004

Model	(1)	(2)	(3)	(4)
Intercept	-0,804 *** (0,144)	-1,022 *** (0,315)	-1,207 *** (0,350)	-0,510 (0,334)
lnMWAW	0,159 *** (0,058)	0,314 *** (0,072)	0,759 *** (0,082)	0,724 *** (0,082)
lnVPM	-0,086 *** (0,014)	-0,113 *** (0,016)	-0,209 *** (0,018)	-0,209 *** (0,018)
ENT	0,006 *** (0,001)	0,011 *** (0,001)		
URB	0,023 *** (0,008)	0,015 *** (0,003)	0,014 *** (0,003)	
VS_VZDEL		-0,164 *** (0,019)	-0,105 *** (0,016)	-0,074 *** (0,016)
DIST		0,003 *** (0,000)	0,002 *** (0,000)	0,002 *** (0,000)

Počet pozorování	693	770	770	770
Počet skupin	77	77	77	77
Počet pozorování ve skupině	9	10	10	10
R² celkový:	0,074	0,475	0,501	0,451
R² uvnitř skupin:	0,192	0,758	0,538	0,525
R² mezi skupinami:	0,004	0,274	0,528	0,427
Metoda	FE	RE	RE	RE

*Poznámka: Standardní chyby odhadu koeficientů jsou uvedeny v závorce. *** signifikantní na hladině významnosti 1 %, ** signifikantní na hladině významnosti 5 %, * signifikantní na hladině významnosti 10 %.*

Lze tedy říci že i při použití delší časové řady, kde se zmírní vliv hospodářské recese konce 90. let na výsledky modelu, je z analýzy patrný **statisticky významný negativní vliv minimální mzdy na regionální ekonomiky v období 1995 – 2004.**

Uvedené výsledky modelů pro obě časové periody tedy naznačují, že od roku 1995 měla rostoucí minimální mzda ve smyslu podílu na průměrné mzdě v regionu signifikantní vliv na zvyšování nezaměstnanosti. Odhady výše této elasticity však nejsou příliš robustní, neboť jsou citlivé na zahrnutí některých konkrétních proměnných, a pohybují se v závislosti na analyzovaném období, od 0,4 do 0,7 (1995 – 2001) či od 0,2 do 0,8 (1995 – 2004).

5. ZÁVĚR

Provedená analýza prokázala, že minimální mzda v České republice nejenže neslouží svým proklamovaným cílům, ale navíc má významné dopady na trhy práce v určitých regionech. **Růst minimální mzdy, patrný v ČR od roku 1999, nepůsobil na zvýšení pracovních ani celkových příjmů chudých domácností. Vedle toho minimální mzda významně zatěžuje ekonomiky okresů, které vykazují relativně nízkou mzdovou hladinu, a její růst působí na zvyšování nezaměstnanosti.** Tyto výsledky tedy potvrzují některé ekonomické teorie i závěry dalších empirických studií. Přitom minimální mzda je v ČR stále ještě poměrně nízká ve srovnání s dalšími evropskými zeměmi a vzhledem k politickým proklamacím i vládou přijatým politikám lze očekávat, že minimální mzda v ČR dále poroste. Další její zvyšování však zřejmě pouze prohloubí již popsané negativní regionální důsledky i dopady na chudé domácnosti. Vedle toho, že nemusí dojít k naplnění cílů z hlediska snižování chudoby a regionální ekonomické dopady lze očekávat výrazně negativní, bude mít tento vývoj nezanedbatelný vliv také na růst finančních nároků na sociální systém – nezaměstnaní propuštění v důsledku rostoucí minimální mzdy budou od státu nárokovat podporu v nezaměstnanosti či jiný typ sociálních dávek.

Na základě všech těchto faktů se zdá jako vhodné určitým způsobem změnit systém zajišťování minimálních výdělků v ČR. Jako dostupné možnosti se jeví buďto zásadnější změna znamenající zrušení minimální mzdy a alternativní přístup k politice snižování chudoby a zvyšování výdělků nejnižších příjmových skupin obyvatelstva, anebo pouze úprava stávajícího systému, která by mohla do určité míry potlačit negativní vedlejší ekonomické dopady současného systému minimální mzdy.

Sinn (2006) např. hledá východisko v zavedení příplatků ke mzdám místo garantované minimální mzdy. Tyto příplatky převádějí náklady plynoucí z politiky zajištění minimálních výdělků ze strany firem na stát. Firmy by vyplácely zaměstnancům rovnovážné mzdy odpovídající jejich produktivitě a stát by garantoval doplatek k této částce do určité výše. Systém podle autora motivuje lidi k práci a zároveň nezpůsobuje nezaměstnanost. Problémem však zůstává, jak předejít možnému morálnímu hazardu a zaručit, aby firmy vyplácely nízkoproduktivním zaměstnancům skutečně mzdy odpovídající jejich produktivitě a nikoli pouze určitou nízkou částku s tím, že zaměstnanci stát stejně nakonec rozdíl doplatí, a takto by převáděly své mzdové náklady na stát. Z uvedeného mimo jiné však také vyplývá důležitost správného nastavení sociálního systému tak, aby motivoval k práci (a nikoliv naopak) a v tomto smyslu byl propojený se systémem omezování minimálních výdělků.

Dalšími alternativami jsou politiky ovlivňující nabídku práce a poptávku po práci, působící na zaručení určité výdělkové úrovně pracujících a také na podněcování růstu zaměstnanosti nízkopříjmových skupin obyvatel. Mezi první můžeme řadit např. negativní důchodovou daň či daňové kredity závislé na výši výdělku. Oba dva systémy předpokládají subvencování nízkých výdělků až do určité hranice mzdy, po jejímž překročení se člověk stane čistým plátcem do daňového systému, a zajišťují tak zaručení určité příjmové úrovně domácností. Mezi druhý typ politik lze zařadit např. již zmíněné příplatky ke mzdám či zvýhodňování zaměstnávání nízkopříjmových pracovníků zaměstnavateli (Haveman, 1996).

Nicméně i v případě zachování stávajícího systému minimální mzdy bývají v odborné literatuře uváděna některá doporučení, jejichž následování by mělo omezit její negativní dopady a přispět k efektivnějšímu naplňování jejích proklamovaných cílů (Vaughan-Whitehead, 1995; OECD, 1994). Jde zejména o zrušení vazby mezi systémem sociálních dávek a minimální mzdy (sociální systém by měl odrážet zejména vývoj v oblasti životních potřeb a nákladů, naproti tomu minimální mzda by měla být navázána spíše na trendy v produktivitě a na další faktory trhu práce), či indexaci minimální mzdy na vývoj cen tak, aby byla zachována její kupní síla, spíše než na vývoj mezd v ekonomice. Obě tato doporučení již v prostředí ČR aplikována jsou. Další možnou úpravou systému je přizpůsobení sazeb minimální mzdy regionálnímu a sektorovému kontextu podle jejich specifických podmínek

(makroekonomické prostředí, produktivita, mzdová hladina atd.). OECD (1994) zároveň navrhuje zcela přehodnotit roli minimální mzdy a přejít spíše na více komplexní nástroje k dosahování cíle redistribuce.

Systém regionální diferenciací sazeb minimální mzdy již některé země světa uplatňují, nicméně vhodnost jeho zavedení v ČR je dosti sporná. MPSV (2003) již o takovémto kroku v regionálním kontextu uvažovalo v roce 2003, nicméně dospělo k závěru, že možné přínosy by byly nižší než náklady. Ty spočívají především v administrativní náročnosti celého systému a také v obtížném určení vhodné úrovně sazby minimální mzdy. Dále by zde mohly nastat problémy vzhledem k jednotnému celorepublikovému systému sociální podpory a odlišným interakcím v různých regionech.

Na závěr je třeba zdůraznit, že podstata minimální mzdy spočívá v jejím působení na umělé zvýšení ceny práce nízkoproduktivních zaměstnanců. Stejného cíle a navíc bez možných negativních dopadů, je možno dosáhnout také přímým působením na růst produktivity těchto osob. To je patrné na případě mladých pracovníků, kteří jsou minimální mzdou dle empirických studií zasaženi nejvíce a kde je nízký pracovní příjem spíše přechodnou záležitostí související se získáváním potřebných zkušeností a zvyšování úrovně jejich lidského kapitálu. Významnějším problémem dle mého názoru zůstává umělé navyšování mezd dospělých pracovníků. Také tady se programy zaměřené na zvyšování jejich produktivity jeví jako vhodná alternativa minimální mzdy. Jde zejména o podporu vzdělávání, celoživotního učení, rekvalifikace atd. Avšak i zde je zjevná složitost celého problému a propojenost s ostatními politikami a nástroji ovlivňujícími trh práce. Vhodným řešením by podle mého názoru byla komplexní změna systému zajišťování minimálních výdělků, která by omezila negativní dopady na trhu práce.

6. LITERATURA:

- Acemoglu, D., Pischke, J. S. (1998): *The Structure of Wages and Investment in General Training*. NBER Working Paper Series No. 6357.
- Acemoglu, D., Pischke, J. S. (1999): *Minimum Wages and On-the-job Training*. NBER Working Paper Series No. 7184.
- Addison, J. T., Blackburn, M. L. (1998): *Minimum Wages and Poverty*. ZEW Discussion Paper No. 98-42. Mannheim, Centre for European Economic Research
- Baštýř, I. (2005): *Vybrané aktuální problémy uplatňování minimální mzdy v ČR*. Praha, VÚPSV
- Becker, G. S. (1964): *Human Capital*. New York, Columbia University Press
- Boeri, T., Scarpetta, S. (1995): Emerging Labour Market Dynamics in Central and Eastern Europe. In: *The Regional Dimension of Unemployment in Transition Countries*. Paris, OECD, str. 75 – 88
- Borjas, G. J. (2004): *Labor Economics*. 3rd ed., McGraw-Hill
- Brown, C., Gilroy, C., Kohen, A. (1982): The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment. *Journal of Economic Literature*, Vol. 20, No. 2, str. 487-528
- Brown, C. (1999): Minimum wages, employment and the distribution of income. In: Ashenfelter, O., Card, D. (eds.): *Handbook of Labor Economics*. Vol. 3B, kap. 32: 2101-2163. Amsterdam, Elsevier Science/North-Holland
- Buchtíková, A. (1995): Have Minimum Wages Hit Employment in the Czech Transformation? In: Standing, G.; Vaughan-Whitehead, D. (eds.): *Minimum Wages in Central and Eastern Europe: from protection to destitution*. ILO-CEET. Budapest, Central European University Press, str. 102-115
- Cahuc, P., Michel, P. (1996): Minimum Wage, Unemployment and Growth. *European Economic Review*. August. str. 1463-1482
- Cahuc, P., Zylberberg, A. (2004): *Labor Economics*. Cambridge, The MIT Press
- Cubitt, R. P., Hargreaves-Heap, S. P. (1999): Minimum Wage Legislation, Investment and Human Capital. *Scottish Journal of Political Economy*. Vol. 46, No. 2, str. 135-157
- ČSÚ (1996, resp. 1997, resp. 1998, resp. 1999, resp. 2000): *Okresy České republiky v roce 1995, resp. 1996, resp. 1997, resp. 1998, resp. 1999*. Praha, ČSÚ
- ČSÚ (2001, resp. 2002, resp. 2003, resp. 2004, resp. 2005): *Okresy České republiky v roce 2000, resp. 2001, resp. 2002, resp. 2003, resp. 2004* [CD-ROM]. Praha, ČSÚ
- Ehrenberg, D. G., Smith, R. S. (1994): *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*. 5th edition. Reading, Addison-Wesley
- Eriksson, T., Pytlikova, M. (2004): Firm-level Consequences of Large Minimum-wage Increases in the Czech and Slovak Republics. *Labour*. Vol. 18, No 1, str. 75-103.
- Fialová, K. (2003): *Regionální diferenciacie mezd v České republice a její determinanty*. Bakalářská práce. Praha, IES FSV UK
- Gottvald, J., Hančlová, J., Pytlikova, M. (2002): Minimum Wage and Its Impact on Wage Distribution, Unemployment and Hours Worked. In: Gottvald, J. a kol.: *Determinants of individual pay and firms pay structures in the Czech and Slovak Republics*. Ostrava, VŠB-TU Ostrava
- Greene, W. H. (1990): *Econometric Analysis*. New York, MacMillan Publishing
- Gregg, P. (2000): *The Use of Wage Floors as Policy Tools*. OECD Economic Studies No. 31, 2000/II. Paris, OECD, str. 133-146

- Haveman, R. (1996): *Reducing Poverty While Increasing Employment: A Primer on Alternative Strategies and a Blueprint*. OECD Economic Studies No. 26. Paris, OECD
- Hinnosar, M., Rõõm, T. (2003): *The Impact of Minimum Wage on the Labour Market in Estonia: An Empirical Analysis*. Working Papers of Eesti Bank. No. 8. Tallinn, Eesti Bank
- Kertesi, G., Köllő, J. (2003): *Fighting "Low Equilibria" by Doubling the Minimum Wage? Hungary's Experiment*. IZA DP No. 970. Bonn, IZA
- Manning, A. (1995): How Do We Know That Real Wages Are Too High? *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 110, No. 4. str. 1111-1125
- MPSV (2003): *Informace o posouzení stanovení výše minimální mzdy v závislosti na regionálních rozdílech*. Interní materiál ministerstva určen pro vládu ČR. Praha, MPSV
- OECD (1998): Making the most of the minimum: Statutory minimum wages, employment and poverty. In: *Employment Outlook*. Paris, OECD
- Shapiro, C., Stiglitz, J. E. (1984): Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device. *American Economic Review*. Vol. 74, No. 3, str. 433-444
- Sinn, H.-W. (2006): Příští sociální stát. *Ekonom*, č. 10/2006, str. 36
- Stigler, G. (1946): The Economics of Minimum Wage Legislation. *American Economic Review*. Vol. 36, str. 535-543
- Rebitzer, J., Taylor, L. (1995): The Consequences of Minimum Wage Laws: Some New Theoretical Ideas. *Journal of Public Economics*. February 1995, str. 245-255
- Vaughan-Whitehead, D. (1995): Minimum Wages in Central and Eastern Europe: Slippage of the Anchor. In: Standing, G.; Vaughan-Whitehead, D. (eds.): *Minimum Wages in Central and Eastern Europe: from protection to destitution*. ILO-CEET. Budapest, Central European University Press, str. 15-47

Příloha 1. Minimální mzdové tarify, 1992 – 2005, Kč

Tarifní stupeň	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
1	2 200	2 200	2 340	2 340					4 250	5 000	5 700	6 200	6 700	7 185
2	2 300	2 300	2 450	2 450					4 400	5 200	5 900	6 400	7 000	7 480
3	2 400	2 400	2 600	2 600	2 500	2 500	2 650	3 425	4 625	5 450	6 200	6 800	7 300	7 810
4	2 550	2 550	2 750	2 750					4 900	5 800	6 600	7 200	7 700	8 240
5	2 700	2 700	2 900	2 900					5 200	6 150	7 000	7 600	8 200	8 770
6	2 850	2 850	3 100	3 100					5 575	6 600	7 500	8 200	8 800	9 420
7	3 050	3 050	3 300	3 300	3 100	3 100	3 300	4 275	6 000	7 100	8 100	8 800	9 500	10 160
8	3 250	3 250	3 600	3 600					6 475	7 600	8 700	9 500	10 300	11 020
9	3 500	3 500	3 950	3 950					7 000	8 200	9 400	10 200	11 200	11 980
10	3 750	3 750	4 300	4 300					7 650	9 000	10 300	11 200	12 300	13 150
11	4 050	4 050	4 750	4 750	4 300	4 300	4 600	5 975	8 500	10 000	11 400	12 400	13 600	14 550
12	4 450	4 450	5 350	5 350					9 550	11 200	12 800	13 900	15 100	16 160

Zdroj: MPSV

Příloha 2. Minimální mzda a důchody domácností s nejnižšími příjmy – popis proměnných modelu a očekávaný vliv

- Pracovní příjmy chudých domácností (PRAC_PR_M) – proměnná udává reálnou hodnotu průměrného měsíčního pracovního příjmu 1 člena domácnosti s minimálním příjmem (1. příjmový decil, v Kč, v cenách roku 1991).
- Celkové příjmy chudých domácností (TOT_PR_M) – proměnná udává reálnou hodnotu průměrného celkového měsíčního příjmu 1 člena domácnosti s minimálním příjmem (1. příjmový decil, v Kč, v cenách roku 1991).
- Minimální mzda (MW) – proměnná představuje reálnou hodnotu minimální mzdy v daném roce (v letech 1999 a 2000 jde o aritmetický průměr lednové a červencové sazby, v Kč, v cenách roku 1991). Očekávaný vliv na pracovní i celkové příjmy chudých domácností je na základě formulované hypotézy nesignifikantní.
- Průměrná mzda (AW) – proměnná udává reálnou hodnotu celorepublikové průměrné měsíční mzdy (v Kč, v cenách roku 1991). Odráží v sobě obecné trendy ve vývoji průměrných příjmů ze zaměstnání za celou ekonomiku, její očekávaný vliv na pracovní příjmy chudých domácností je tedy pozitivní.
- Celkové příjmy průměrné domácnosti (TOT_PR_P) – proměnná udává reálnou hodnotu průměrného celkového měsíčního příjmu 1 člena domácnosti s průměrnými příjmy (v Kč, v cenách roku 1991). Očekávaný vliv na celkové příjmy chudých domácností je zde pozitivní, tato proměnná by měla odrážet obecné trendy ve vývoji příjmů všech domácností.
- Životní minimum (ZM) – proměnná představuje reálnou hodnotu životního minima jednotlivce (v Kč, v cenách roku 1991). Odráží v sobě úroveň sociálních dávek a míru, v jaké je osoba motivovaná k odmítnutí nízkoplaceného zaměstnání. Očekávaný vliv na pracovní příjmy chudých domácností je proto negativní, u celkových příjmů je vliv nejistý (působí zde proti sobě pozitivní dopad na sociální příjmy a očekávaný negativní dopad na příjmy pracovní).
- Nezaměstnanost (U) – roční průměr měsíčních měr nezaměstnanosti (v %) vykazovaných MPSV. Tato proměnná v sobě mimo jiné odráží dopady hospodářského cyklu. Očekávaný vliv na vysvětlované proměnné je negativní – obecně rostoucí nezaměstnanost bude pravděpodobně působit na pokles průměrných pracovních i celkových příjmů chudých domácností (tedy neočekávám, že by ztrátou zaměstnání vzrostl sociální příjem tak, aby vykompenzoval ztrátu příjmu pracovního – pokud by tak tomu bylo, lidem by se ani původně nevyplatilo pracovat a racionálním rozhodnutím by bylo nepracovat a pobírat sociální příjmy).
- Vysokoškolské vzdělání přednosty domácnosti (VS_VZDEL) – proměnná představuje podíl (%) chudých domácností, v jejichž čele stojí osoba s vyšším odborným či vysokoškolským vzděláním (pokud je v domácnosti přítomen muž, je automaticky považován za přednostu on, ženy se sem zahrnují jen v případě neúplných rodin bez

otce). Očekávaný vliv na pracovní i celkové příjmy chudých domácností je pozitivní (investice do vzdělání by dle teorií lidského kapitálu měly působit na vyšší mzdy).

- Ekonomická aktivita členů domácnosti (EK_AKT) – proměnná udává průměrný podíl ekonomicky aktivních osob v domácnosti. ČSÚ pod těmito definuje osoby pracující (nezaměstnaní zde tedy zahrnuti nejsou) – a to jak zaměstnané, tak samostatně výdělečně činné. Očekávaný vliv na příjmy chudých domácností je zde pozitivní, neboť více pracujících zajistí domácnosti vyšší pracovní i celkové příjmy (opět platí předpoklad uvedený v případě proměnné nezaměstnanosti).

Příloha 3. Minimální mzda a nezaměstnanost v regionech – popis proměnných modelu a očekávaný vliv

- Nezaměstnanost (U) – roční průměr měsíčních měr nezaměstnanosti v okrese (v %).
- Podíl minimální mzdy na průměrné mzdě v okrese (MWAW) – proměnná udává podíl minimální mzdy (v letech 1999 a 2000 jde o aritmetický průměr lednové a červencové sazby) a průměrné mzdy v okrese v daném roce. Očekávaný vliv na nezaměstnanost v okrese je podle již formulované hypotézy pozitivní.
- Vzdělanostní struktura obyvatelstva (VYS_VZD) – uvádí podíl (v %) obyvatelstva ve věku 15+ s vyšším či vysokoškolským vzděláním. Data pocházejí ze sčítání lidu z roku 2001, neboť na okresní úrovni běžná statistika vzdělanostní strukturu nesleduje. Očekávaný vliv na nezaměstnanost je negativní.
- Odvětvová struktura zaměstnanosti (EMP_A) – představuje podíl (v %) zaměstnanosti v primárním sektoru národního hospodářství (zemědělství, lesnictví, rybolov) na celkové zaměstnanosti v okrese. Tento faktor lze považovat za určitý ukazatel struktury ekonomiky. Očekávaný vliv na vysvětlovanou proměnnou je negativní.
- Investiční výstavba (IV) – proměnná udává reálný objem pořízených hmotných investic v okrese v daném roce (v mil. Kč, v cenách roku 1995). Proměnná v sobě odráží vliv hospodářského cyklu místní ekonomiky. Předpokládaný vliv na nezaměstnanost je negativní.
- Počet soukromých podnikatelů (ENT) – proměnná udává počet fyzických osob zapsaných v Registru ekonomických subjektů v okrese vždy k 31.12. daného roku na 1 000 obyvatel okrese. Očekávaný vliv na nezaměstnanost je negativní.
- Urbanizace (URB) – podíl obyvatel (%) žijících ve městech na celkovém počtu obyvatel v okrese. Předpokládaný vliv je zde negativní – u venkovských regionů lze spíše očekávat vyšší nezaměstnanost.
- Míra volných pracovních míst (VPM) – udává podíl počtu volných pracovních míst relativně k počtu ekonomicky aktivních osob v regionu (%). Předpokládaný vliv na nezaměstnanost je zde negativní.
- Vzdálenost od Prahy (DIST) – udává vzdálenost mezi Prahou a hlavním střediskem okresu (v km). Intuice pro zahrnutí této proměnné vychází z domněnky, že Praha představuje hospodářské centrum republiky a zdroj hospodářského růstu, a proto by tato proměnná mohla být relevantní pro vysvětlení nezaměstnanosti v regionech.

IES Working Paper Series

2006

1. Martin Gregor: *Globální, americké, panevropské a národní rankingy ekonomických pracovišť*
2. Ondřej Schneider: *Pension Reform in the Czech Republic: Not a Lost Case?*
3. Ondřej Knot and Ondřej Vychodil: *Czech Bankruptcy Procedures: Ex-Post Efficiency View*
4. Adam Geršl: *Development of formal and informal institutions in the Czech Republic and other new EU Member States before the EU entry: did the EU pressure have impact?*
5. Jan Zápál: *Relation between Cyclically Adjusted Budget Balance and Growth Accounting Method of Deriving 'Net fiscal Effort'*
6. Roman Horváth: *Mezinárodní migrace obyvatelstva v České republice: Role likviditních omezení*
7. Michal Škořepa: *Zpochybnění deskriptivnosti teorie očekávaného užítku*
8. Adam Geršl: *Political Pressure on Central Banks: The Case of the Czech National Bank*
9. Luděk Rychetník: *Čtyři mechanismy příjmové diferenciace*
10. Jan Kodera, Karel Sladký, Miloslav Vošvrda: *Neo-Keynesian and Neo-Classical Macroeconomic Models: Stability and Lyapunov Exponents*
11. Petr Jakubík: *Does Credit Risk Vary with Economic Cycles? The Case of Finland*
12. Julie Chytilová, Natálie Reichlová: *Systémy s mnoha rozhodujícími se jedinci v teoriích F. A. Hayeka a H. A. Simona*
13. Jan Zápál, Ondřej Schneider: *What Are Their Words Worth? Political Plans And Economic Pains Of Fiscal Consolidations In New Eu Member States*
14. Jiří Hlaváček, Michal Hlaváček: *Poptávková funkce na trhu s pojištěním: porovnání maximalizace paretoovské pravděpodobnosti přežití s teorií EUT von-Neumanna a Morgensterna a s prospektovou teorií Kahnemana a Tverského*
15. Karel Janda, Martin Čajka: *Státní podpora českého zemědělského úvěru v období před vstupem do Evropské unie*
16. Nauro F. Campos, Roman Horváth: *Reform Redux: Measurement, Determinants and Reversals*
17. Michal Škořepa: *Three heuristics of search for a low price when initial information about the market is obsolete*
18. Michal Bauer, Julie Chytilová: *Opomíjená heterogenita lidí aneb Proč afrika dlouhodobě neroste*
19. Vít Bubák, Filip Žikeš: *The Price of Stock Trades: Evidence from the Prague Stock Exchange*
20. Vladimír Benáček, Jiří Podpiera a Ladislav Prokop: *Command Economy after the Shocks of Opening up: The Factors of Adjustment and Specialisation in the Czech Trade*
21. Lukáš Vácha, Miloslav Vošvrda: *Wavelet Applications to Heterogeneous Agents Model*
22. Lukáš Vácha, Miloslav Vošvrda: *"Morální hazard" a „nepříznivý výběr“ při maximalizaci pravděpodobnosti ekonomického přežití*
23. Michal Bauer, Julie Chytilová, Pavel Streblov: *Effects of Education on Determinants of High Desired Fertility Evidence from Ugandan Villages*
24. Karel Janda: *Lender and Borrower as Principal and Agent*
25. Karel Janda: *Optimal Deterministic Debt Contracts*
26. Jiří Hlaváček: *Pojištění vkladů: současný stav, srovnání a perspektiva v kontextu EU*

27. Pavel Körner: *The determinants of corporate debt maturity structure: evidence from Czech firms*
28. Jarko Fidrmuc, Roman Horváth: *Credibility of Exchange Rate Policies in Selected EU New Members: Evidence from High Frequency Data*
29. Natálie Reichlová, Petr Švarc: *Strategic Referring in Labor Market Social Networks*
30. František Turnovec: *Publication Portfolio of the Czech Economists and Problems of Rankings*
31. Petr Kadeřábek : *Correcting Predictive Models of Chaotic Reality*
32. Wadim Strielkowski : *People of the road: the role of ethnic origin in migration decisions. A study of Slovak Roma asylum-seekers in the Czech Republic in 1998-2006*

2007

1. Roman Horváth : *Estimating Time-Varying Policy Neutral Rate in Real Time*
2. Filip Žikeš : *Dependence Structure and Portfolio Diversification on Central European Stock Markets*
3. Martin Gregor : *The Pros and Cons of Banking Socialism*
4. František Turnovec : *Dochází k reálné diferenciaci ekonomických vysokoškolských vzdělávacích institucí na výzkumně zaměřené a výukově zaměřené?*
5. Jan Ámos Víšek : *The Instrumental Weighted Variables. Part I. Consistency*
6. Jan Ámos Víšek : *The Instrumental Weighted Variables. Part II. \sqrt{n} - consistency*
7. Jan Ámos Víšek : *The Instrumental Weighted Variables. Part III. Asymptotic Representation*
8. Adam Geršl : *Foreign Banks, Foreign Lending and Cross-Border Contagion: Evidence from the BIS Data*
9. Miloslav Vošvrda, Jan Kodera : *Goodwin's Predator-Prey Model with Endogenous Technological Progress*
10. Michal Bauer, Julie Chytilová : *Does Education Matter in Patience Formation? Evidence from Ugandan Villages*
11. Petr Jakubík : *Credit Risk in the Czech Economy*

All papers can be downloaded at: <http://ies.fsv.cuni.cz>



Univerzita Karlova v Praze, Fakulta sociálních věd

Institut ekonomických studií [UK FSV – IES] Praha 1, Opletalova 26

E-mail : ies@fsv.cuni.cz

<http://ies.fsv.cuni.cz>