

基本工資對青少年勞動市場的影響

第七組

廖婉琪 翁啟倫 曹書城 李宗翰 丁冠羽

一、序

基本工資政策長久以來一直為經濟學家所關心的議題，尤其是在對就業的影響方面，常為勞動經濟學者所爭論的焦點。

我國基本工資的法律〈勞動基準法〉，從1984年開始實行以來，各行業的涵蓋程度經過七個階段的調整，從早期約62.19 %的勞工受到保護，至 1999 年已全部適用於各行業間。

我們參考了2002年行政院國家科學委員會補助專題研究計畫成果報告中《基本工資對青少年勞動市場的影響：台灣實證》一文，從內文參考資料可見，大多數資本工資對就業的爭議以青少年為主要的探討對象。台灣的研究情況和各國類似，對於基本工資對青少年就業的影響效果也出現兩種截然不同的結果。

至於鎖定青少年族群，是因為該族群屬於市場上較為弱勢的一群，且為初次進入勞動市場者。因此影響效果上較為純粹，分析較為容易。因此本文將延伸該項研究，針對1996年至2015年間的時間序列季資料。去分析基本工資的影響。

二、研究動機

在畢業季的當口許多人探討的議題便是人生的下一站，青年人的就業市場因為過於青澀、過於生疏，在就業中常處於弱勢。也因此探討基本工資也就是做為保障勞動權益的最低門檻就顯得十分重要。

長期以來無論是個體經濟或是財政學中我們都曾一窺基本工資這項政府工具對於市場干預的各種結果。在自由競爭市場中它會使得社會淨利受損，侵害勞資雙方的權益。在資方、勞方的獨買、賣市場中又會有截然不同的影響。因此我們有興趣這樣的議題，究竟在台灣基本工資有怎麼樣的影響？

三、研究方法

為了探求基本工資的真實影響，我們不可能使用全部勞工來當作統計母體，因為不是所有的勞工都會受到基本工資的干預。

在受薪過高或過低的勞動族群因為他們不受基本工資干涉故應當排除。在學術上有所為「邊際勞工」的定義來解釋所謂受領基本薪資的勞動階級，然而這樣的定義描述往往是後設的定義而非精準的討論。故我們參照國外文獻中所探討以青年人就業當作討論族群，因為青年人就業上性質較為純粹，而經驗不足使得應徵上趨向弱勢，較符合基本薪資響保障的範疇，而進一步去找供給、需求面上的參數來決定估計式。

需求變數上文獻中多使用成年男性失業率代表一國的景氣循環，因此我們也使用此一變數來當作勞動需求面的變數，供給面變數文獻上的使用差異不大，包括青少年人口佔15歲以上人口比例、青少年就業比率，來當作供給面的變數。而解釋變數KI為普遍文獻所使用的基本工資指標Kaitz index公式如下。

$$\sum_i \frac{MW_i}{AW_i} \times \frac{E_i}{E}$$

MW_i為第i產業面臨的基本工資，AW_i為第i產業面臨的平均工資，E_i為第i產業的就業人數，E為總就業人數。其實質內涵為產業基本工資相對於平均工資比率。Kaitz index 為文獻上最常使用的基本工資指數，其優點為考慮了基本工資與市場平均工資的相對水準、基本工資的涵蓋程度及青少年於各產業的就業分配狀況。

四、變數定義

變數	定義
KI	基本工資參數
ER	青少年就業比率
LPR	青少年勞動參與率 (15 ~ 19 歲勞動力/ 15 ~ 19 歲總人口)
UR	青少年失業率
POP	青少年人口佔15歲以上人口比例(15 ~ 19歲人口/15歲以上人口比例)
MUR	成年男性失業率(25 ~ 44歲男性失業人口/25 ~ 44 歲男性勞動力)
WAGE	實質製造業平均工資

五、實證方程式一：青少年就業比率

迴歸式：ER 對 KI, POP, MUR, WAGE, year 迴歸

ER: 青少年就業比率

KI: 基本工資

POP: 青少年人口佔15歲以上人口比例

MUR: 成年男性失業率

WAGE: 實質製造業平均工資

year: 年化時間變數

在使用Stata跑迴歸前，我們先預測一下各個外生變數，對青少年就業比率的影響方向。

（一）青少年就業比率，和基本工資，推測兩者應該有正相關。

基本工資越高，越能吸引青少年投入就業。

（二）青少年就業比率，和青少年人口佔15歲以上人口比例，推測兩者應該有正相關。

青少年人數越多，越可能代表著是以前的資料，因為少子化的緣故，近年的青少年人口比例應該越來越低。而隨著義務教育的完善，近年的青少年就業比例，應該有所下降。

（三）青少年就業比率，和成年男性失業率，推測兩者應該有負相關。

成年男性越多人失業，代表景氣越差，青少年的就業比率應該也較低。

（四）青少年就業比率，和實質製造業平均工資，推測兩者應該有正相關。

實質製造業平均工資越高，越能吸引青少年投入就業。

（五）青少年就業比率，和年化時間變數，推測兩者應有負相關。

隨著義務教育的完善，近年的青少年就業比例，應該有所下降。

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	180
Model	311.538202	5	62.3076404	F(5, 174)	=	190.54
Residual	56.8977737	174	.326998699	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.8456
				Adj R-squared	=	0.8411
Total	368.435976	179	2.05830154	Root MSE	=	.57184

ER	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
KI	-.8064478	1.199326	-0.67	0.502	-3.173547	1.560652
POP	137.6616	15.2571	9.02	0.000	107.5488	167.7744
MUR	-.1591737	.0574022	-2.77	0.006	-.2724679	-.0458795
WAGE	-.4491159	.7040495	-0.64	0.524	-1.838692	.9404607
year	-.079746	.0262698	-3.04	0.003	-.1315944	-.0278976
_cons	159.2237	53.60417	2.97	0.003	53.42558	265.0218

但是，實際進行回歸分析後，我們發現 KI 和 WAGE 兩者，相當的不顯著（p-value甚至大於0.5），而其他變數的正負相關都符合預期。

這兩者都是和工資有關的變數，KI是基本工資，WAGE是實質製造業平均工資。我們幾乎可以推斷，工資率，並不是青少年是否工作的主要考量。

我們再嘗試幾個迴歸方式。首先，把 KI 和 WAGE 從式子中剔除，我們發現，剩下的變數仍然為顯著。

. reg ER POP MUR year

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	180
Model	311.368474	3	103.789491	F(3, 176)	=	320.09
Residual	57.0675013	176	.324247166	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.8451
				Adj R-squared	=	0.8425
Total	368.435976	179	2.05830154	Root MSE	=	.56943

ER	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
POP	137.6607	15.18995	9.06	0.000	107.6828	167.6386
MUR	-.1644244	.056686	-2.90	0.004	-.2762962	-.0525526
year	-.0833421	.0256823	-3.25	0.001	-.134027	-.0326571
_cons	164.9954	52.77218	3.13	0.002	60.84767	269.1431

接著，我們讓 ER 單獨對 KI 以及 WAGE 進行迴歸。有趣的是，剛才不顯著的KI 和 WAGE，竟然變地相當顯著了！並且有負相關。

. reg ER KI WAGE

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	180
Model	56.5667374	2	28.2833687	F(2, 177)	=	16.05
Residual	311.869238	177	1.7619731	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.1535
				Adj R-squared	=	0.1440
Total	368.435976	179	2.05830154	Root MSE	=	1.3274

ER	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
KI	-13.75007	2.527771	-5.44	0.000	-18.73851	-8.76162
WAGE	-6.911096	1.524169	-4.53	0.000	-9.918979	-3.903214
_cons	31.92665	4.618438	6.91	0.000	22.81236	41.04094

這是一個很神奇的結果，代表工資率越高，青少年就業率反而越低。

似乎表示當工資率高時，青少年其實並不會得到出來工作的誘因。這推翻了我們一開始的假設，且高工資率使當父母擁有高收入時，青少年由於沒有經濟壓力，甚至更加不會出來找工作。

而這個相關性，可能可以被其他變數加以解釋完成。所以在第一個迴歸式中，這兩個變數並不顯著。

六、實證方程式二：青少年勞動參與率

迴歸式 LPR 對 KI_dt POP MUR WAGE T 迴歸

LPR: 青少年勞動參與率 (15 ~ 19 歲勞動力 / 15 ~ 19 歲總人口)

KI_dt: 基本工資(考慮到有時間趨勢所以用detrending)

POP: 青少年人口佔15歲以上人口比例(15 ~ 19歲人口 / 15歲以上人口比例)

MUR: 成年男性失業率(25 ~ 44歲男性失業人口 / 25 ~ 44 歲男性勞動力)

WAGE: 實質製造業平均工資

T(year): 年化時間變數

首先我們要釐清一件事，那就是所謂勞動力的定義。勞動力包含了正在工作以及暫時失業但正在找工作的人，換言之，就是有意願被雇用的人群的集合。而與青少年勞動力相對的最主要族群便是學生族群(畢竟15-19歲不具有勞動力身分者絕大多數是因為他們還是學生身份)。

在跑迴歸之前，先就直觀以及經濟直覺思考各外生變數與LPR之關係。

(1)KI_dt: 推測係數應為正。畢竟基本工資越高，青少年越有動機脫離在學生身分投入職場，使LPR上升。

(2)POP: 這個變數本身或許與時間趨勢有較大的關係。畢竟現在台灣生育率越來越低，進入高齡化社會，人口結構金字塔所顯示出的結果會是POP越來越低，加上少子化本身的直接影響是父母的家庭經濟壓力相對減輕，可能較不傾向讓身為青少年的孩子在這個求學階段就出去工作賺錢，應會希望他們受到更多教育。故我認為POP之係數應該為正。

(3) MUR:我認為這項的係數應該為負。基本上，失業率高通常來說是總體經濟的一般化現象，畢竟直觀來說失業率不會隨這年齡層有太大的變異，所以，失業率高意味著就業市場的供不應求，將也使的青少年很難找工作，故投身進入職場的誘因降低，LPR下降。

(4) WAGE(實質製造業平均工資):此項係數應為正。畢竟實質製造業平均工資越高，青少年越有動機投入勞動市場，LPR上升，道理同KI。

(5)時間變數T:由於在此用的是年化DUMMY，所以我覺得各Dummy的係數會隨著時間的推移越來越小。道理同POP之概念(少子化本身的直接影響是父母的家庭經濟壓力相對減輕，可能較不傾向讓身為青少年的孩子在這個求學階段就出去工作賺錢，應會希望他們受到更多教育)。

回歸結果: 回歸跑出來的結果，較為訝異的是，KI_dt MUR WAGE三者都不顯著(前兩者的P value甚至約0.6)。POP和Year時間變數兩者不但顯著，且符合原本回歸前對其正負值的預期。

根據前面一開始的推測，POP顯示出的訊息是被動找工作的動機(如果家裡孩子多了POP傾向於上升，因此父母經濟負擔變重，造成孩子要在青少年階段提前去找工作，LPR上升)，然而KI_dt 以及WAGE兩者所顯示出的訊息是主動找工作的動機(薪資高是會讓你主動想去工作的，而非被迫)。

因此這個模型跑出來的結果，告訴我們被動動機在效力上勝過主動動機，促使LPR上升的真正原因可能是家計負擔，青少年必須出去工作掙一份錢，而薪水多寡則不是他們主要考量。

```
. regress LPR KI_dt POP MUR WAGE year
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	180
Model	496.898124	5	99.3796248	F(5, 174)	=	181.85
Residual	95.0880526	174	.546483061	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.8394
				Adj R-squared	=	0.8348
Total	591.986177	179	3.30718535	Root MSE	=	.73924

LPR	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
KI_dt	-.8316178	1.556233	-0.53	0.594	-3.903142	2.239907
POP	150.5478	19.7232	7.63	0.000	111.6203	189.4753
MUR	-.0353081	.0742	-0.48	0.635	-.181756	.1111397
WAGE	-.9307039	.9060125	-1.03	0.306	-2.718893	.8574853
year	-.134429	.0334439	-4.02	0.000	-.200437	-.068421
_cons	269.4489	68.57522	3.93	0.000	134.1026	404.7953

最後，再把三個不顯著的變數獨立出來跑一遍。

```
. regress LPR KI_dt MUR WAGE
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	180
Model	70.5896003	3	23.5298668	F(3, 176)	=	7.94
Residual	521.396577	176	2.96248055	Prob > F	=	0.0001
				R-squared	=	0.1192
				Adj R-squared	=	0.1042
Total	591.986177	179	3.30718535	Root MSE	=	1.7212

LPR	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
KI_dt	-5.179039	3.603888	-1.44	0.152	-12.29144	1.933358
MUR	.710709	.1609843	4.41	0.000	.393001	1.028417
WAGE	-4.7483	2.081972	-2.28	0.024	-8.857143	-.6394577
_cons	18.93147	5.478096	3.46	0.001	8.120259	29.74268

由這個回歸可看出，KI_dt仍然不顯著，可見此因素真的不是主要影響LPR的原因。而WAGE之係數如同第一個回歸結果一樣為顯著為負(至少在2.4%顯著水準下)，而MUR卻變成顯著為正。

故由以上三個回歸式綜合來看，可生成統計結果推論，即被動動機(POP)在效力上勝過主動動機(WAGE KI)，原因便在於所有的變數放在一起跑時被動的顯著而主動的不顯著。促使LPR上升的真正原因可能是家計負擔，青少年必須出去工作掙一份錢，而薪水多寡則不是他們主要考量。

而WAGE 和KI兩者不論是全部一起跑或把他們獨立出來跑係數都為負，此結果打破了一開始的猜測。

比較合理的解釋可能為：儘管他們是主動動機，統計上較不顯著，但真若論其對LPR的影響層面的話，可能是因為工資率上升使的父母的薪水也上升，使的孩子不需要出去工作，因此這兩個工資率才會和LPR呈現負相關。而第二個回歸式中MUR的係數也打破我一開始對它的猜測。或許真實情況為，正因為前面所述的被動動機勝過主動動機，家裡少了爸媽工作，青少年更多了另一項出去找工作的被動動機，促使LPR上升(但最主要的被動動機還是POP，也就是生育率方面，MUR僅可被歸類為次要被動動機)。

七、實證方程式三：青少年失業率

迴歸式 UR 對 LI POP MUR WAGE t 迴歸

UR：青少年失業率

KI：基本工資

POP：青少年人口佔15歲以上人口比例

MUR：成年男性失業率

WAGE：實質製造業平均工資

t：時間趨勢

在開始跑迴歸以前，對於青少年失業率(UR)的估計，直覺上會認為基本工資增加(KI)，雇主應該會減少雇用量，所以失業率(KI)會上升。

在青少年占15歲以上人口比例(POP)對青少年失業率的影響，這部分尚不確定；另外成年男性失業率(MUR)代表經濟體系之景氣循環狀況，所以景氣越好失業率應該越低，成年男性失業率與青少年失業率應為正相關；以下就以上預期進行迴歸。

因為薪資是隨著時間上升而上升的，所以我們懷疑KI與t是有相關的，在確認有相關後將時間趨勢去除，留下KI_dt的變數，進行青少年失業率的迴歸，接著再進行青少年失業率的迴歸：

```
7 . regress UR KI_dt POP MUR WAGE t
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	180
Model	607.375366	5	121.475073	F(5, 174)	=	46.27
Residual	456.768282	174	2.62510507	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.5708
				Adj R-squared	=	0.5584
Total	1064.14365	179	5.94493658	Root MSE	=	1.6202

UR	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
KI_dt	3.252445	3.415244	0.95	0.342	-3.488193	9.993083
POP	-94.70627	44.3546	-2.14	0.034	-182.2486	-7.163977
MUR	1.245414	.1626222	7.66	0.000	.9244483	1.56638
WAGE	-2.083716	1.980482	-1.05	0.294	-5.992576	1.825143
t	-.0357174	.0062349	-5.73	0.000	-.0480231	-.0234116
_cons	22.39455	6.785804	3.30	0.001	9.001464	35.78763

可以看到KI_dt和WAGE並不顯著，在此檢驗是否有自我相關的問題，因此用Durbin-Watson Test檢驗。

具有自我相關性的問題，所以找出Newey-West Standard Errors，並設定落後6期，可以看到KI_dt和WAGE變得較顯著，但POP變得較不顯著，可以得知POP應與落後期無關。

```
8 . newey UR KI_dt POP MUR WAGE t , lag(6)
```

```
Regression with Newey-West standard errors      Number of obs      =      180
maximum lag: 6                                F( 5,      174)    =      26.42
                                              Prob > F           =      0.0000
```

UR	Coef.	Newey-West Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
KI_dt	3.252445	1.911552	1.70	0.091	-.5203685	7.025258
POP	-94.70627	75.62399	-1.25	0.212	-243.9647	54.55215
MUR	1.245414	.2689907	4.63	0.000	.7145096	1.776319
WAGE	-2.083716	1.578646	-1.32	0.189	-5.199477	1.032044
t	-.0357174	.0093722	-3.81	0.000	-.0542151	-.0172196
_cons	22.39455	8.074882	2.77	0.006	6.457223	38.33187

而第一個迴歸來看，基本工資以及實質製造業平均工資對於青少年失業率皆為不顯著，代表在當季並無顯著影響，但在第二個迴歸式中，兩者的t value皆上升，顯現此二者應在6個月後才會顯現出對於青少年失業率的影響，但仍不顯著。

第一個迴歸中，青少年人口比例的係數為顯著負值，代表青少年人口比例愈高，其失業率愈低，所以從這個結果來看，青少年找到工作的比例是高的，所以進入勞動市場的青少年變多時，找到工作的青少年也多，失業率下降，換句話說，青少年人口增加不但提高其勞動參與率且就業率亦增加，故失業率下降。

成年男性失業率的係數為顯著正值，表示當一國經濟情況較佳時，成年男性失業率下降，同時青少年失業率也相對減少，符合一開始所預期的情況。

總結來說，基本工資和實質製造業平均工資對於失業率的影響並不顯著，反而是青少年人口比例以及總體經濟的情況會導致青少年失業率的升降。

八、總結

(1) 回歸式一

青少年就業比率與基本工資，迴歸出來的結果為負相關，但是並不顯著。

另外，青少年就業比率對基本工資和實質製造業平均工資，單獨迴歸時，有顯著的負相關。

(2) 回歸式二

青少年勞動參與率與基本工資，迴歸出來的結果為負相關，但是並不顯著。

(3) 回歸式三

青少年失業率與基本工資，迴歸出來的結果為正相關，但是並不顯著。

(4) 過去的研究結果

1. 早期實證結果顯示工資與青少年就業率的關係為負相關。
2. Card, Katz, Krueger 等學者的研究結果，則顯示工資對青少年就業並無顯著影響，甚至可能有正面影響。
3. 台灣類似研究發現提高基本工資反而對年青工作者有正面的就業效果。

(5) 模型的限制

1. 可以再觀察青少年就學率的變化。
2. 未考量到每一個單獨的家庭收入，畢竟其可能會對青少年勞動參與率，有直接性的影響。
3. 難以搜集不給基本工資的雇主的資料。