

## 正規職・非正規職の雇用保護規制が生産性に及ぼす影響

### - 韓国の産業パネルデータを利用して -

朝鮮大学校

崔宗一

#### I. はじめに

最近、韓国の社会で、重要な問題の一つは非正規職雇用に関する問題である。韓国はIMF経済危機以後、非正規職が拡散し、非正規職労働者が社会二極化の核心要因として浮上した。1998年のIMF経済危機以降、韓国の非正規職の急激な増加は、非正規職の活用に関する基準の緩和が主な原因であったと言える。<sup>1</sup>

韓国は、2006年に、1998年に制定された「派遣労働者保護等に関する法律」の改正し、「期間制及び短時間労働者保護等に関する法律」の制定した。この制定・改正された非正規職関連法律は、労働市場の需要に応じた非正規勤労形態の活用を容認し、事業主が、常時、必要な雇用であるにもかかわらず、単にコスト削減のために非正規職労働者を活用しようとする場合を防ぐために差別禁止制度を導入した。非正規職雇用問題は、失業保険、有給休暇などの福祉システムやその他の付加利益へのアクセシビリティが十分に提供されないなど、福祉問題とともに重要な問題として登場した。安定した雇用を求める保護水準の高い労働者と正規職への移動可能性がほとんどない不安定な罫に残っている保護水準が低い労働者の間の労働市場の二重構造の潜在的増加に対する懸念を呼び起こしており、このような二重構造は社会においてこの二つの労働者タイプの福祉条件の間に望ましくない格差が現れる。

一方、効率性の観点から、非正規雇用(TE)の比率の増加が労働生産性に与える影響が何かについての質問に答えることと、正規雇用(PE)に対する雇用保護規制(EPL)が労働生産性に与える影響が何かを明らかにすることは、政策的側面で非常に重要である。そこで、本稿の目的は、韓国の製造業の産業別に、正規雇用(PE)および非正規雇用(TE)に対する雇用保護規制(EPL)が労働生産性の増加に与える影響を探ることである。非正規雇用の水準と正規雇用の保護規制が企業の投資決定に影響を及ぼし労働生産性の成長に影響する程度を、2006年から2020年までの24の産業別のデータを用いて、雇用保護規制(EPL)指数と非正規職の雇用比率がする労働生産性増加

---

<sup>1</sup> EU諸国に対する非正規雇用(TE)の急速な増加の主な説明として、正規雇用(PE)に対する高い雇用保護規制(EPL)とともに、非正規雇用(TE)に対する規制の緩和を挙げている(Lisi, 2013)。

率に与える影響を推定する。実証分析は、Micco & Pagés (2006) と Bassanini & Venn (2007) など  
で用いられた特定の DID (Difference in Difference) 仮定から導き出された各産業別 PE および  
TE に対する EPL の変動を利用する。

本稿の構成は次の通りである。第2節では、先行研究を簡単に検討し、第3節では、推定方法と  
データを説明し、第4節では、分析結果を提示し、第5節では、要約と政策的含意を議論する。

## II. 先行研究

本節の先行研究の検討は、労働生産性への影響を中心に検討する。近年、先行研究の関心  
は、雇用保護規制 (EPL) の労働需要への影響の分析から、雇用保護が生産性の増加に与える影響  
に移行している。

Hopenhayn & Rogerson (1993) と Saint-Paul (1997) は、高い雇用保護は効率的な資源配分を歪  
め、生産性の増加率を低下させると主張している。例えば、Saint-Paul (2002) は企業の革新性  
の弱まり、Samaniego (2006) は衰退する産業から成長する産業への最適再配置を妨げ、Ichino  
& Riphahn (2005) は労働者が努力するインセンティブが低下などを労働生産性を減少させる原  
因として挙げている。対照的に、Fella (2004) は、より高い雇用保護が安定した関係を通じてよ  
り大きな協力を促進し、従業員がより多くの努力を誘導するという事実を述べている。また、B  
elot et al. (2002) は、勤続期間が長くなれば、企業と労働者の両方が企業の固有の人的資本に  
投資し、労働生産性の成長を高めることができることを述べている。

一方、非正規雇用はしばしば教育プログラムへのアクセスが低く、教育レベルが低く、経  
験の少ない労働者であり (Bassanini et al., 2007)、解雇費用を削減するために、生産性の低  
い非正規雇用などが生産性の増加率の低下に関連している (Lisi, 2012)。反対に、非正規雇用  
がより高い労働生産性をもたらすことができるという観点も存在する。非正規雇用は、企業が  
資源をより柔軟かつ効率的に組織できるようにし、潜在的に価値のあるプロジェクトに投資す  
ることを妨げる要因を排除する (Engelland & Riphahn, 2004)。さらに、契約の更新または安  
定した雇用への移行を達成するために、さらに努力することは合理的である (Dolado & Stucchi,  
2008)

これらのように理論的な観点から、雇用保護規制 (EPL) が生産性に与える影響は明確ではな  
い。さらに、雇用保護規制 (EPL) 指数が生産性に与える影響に関する国家間の実証研究の結果も  
依然として明確ではない (Nickell & Layard, 1999; Koeniger, 2005; DeFreitas & Marshall,  
1998)。したがって、非正規雇用または正規雇用に対する雇用保護規制 (EPL) が生産性に与える  
影響は、実証分析を通じて確認しなければならない領域である。

### Ⅲ. 実証分析モデルとデータ

本節では、本研究で使用される実証分析モデルと実証分析に用いられるデータについて説明する。実証分析の方法は、Micco & Pages(2006)と Bassanini & Venn(2007) の研究を習って活用する。

Micco & Pages(2006)では、労働生産性の水準に対するEPLの影響を識別するために、OECD諸国の産業レベルのデータセットを用いたDIDアプローチを使用した。彼らは国家を対象としたパネル分析の問題として、正規雇用(PE)に対する雇用保護規制(EPL)指数は変動が非常に少ない特徴を持っており、生産性への影響を分析するのに十分な変動がないということを指摘している。それで Micco & Pages(2006)の主な仮定は、ある国の内のすべての産業に対して市場規制の程度は同じだが、各産業部門の特性によって規制の影響のは産業ごとに異なることである。労働市場規制の場合、雇用保護規制(EPL)は労働の再配置(Job Reallocation)の必要性が高い産業であるほど規制の影響(拘束力)が大きいことが合理的であろう。例えば、特定の産業の企業が技術や製品需要の変化に応じて労働者を解雇しなければならない場合、雇用保護を強化すると労働の再配置の速度が遅くなるのである。逆に、技術と需要の変化があまり頻繁ではなく、企業が内部調整を通じて労働力を再配置できる産業では、雇用保護規制の変化が労働の再配置と生産性にほとんど影響を及ぼさないと予想できる。したがって、本稿では産業によって異なる労働再配置の必要性を推定し、実証分析に活用する。

産業によって異なる労働再配置の必要性を推定する際に生じる 主な問題は、各産業における労働再配置の自然なニーズの適切な測定値を得ることが容易ではないことである。実際の離職率データ(turnover rates data)自体は、雇用保護規制(EPL)の影響を受けるため、自然な労働再配置のニーズの信頼できる指標として使用することはできない。この問題を解決するために、Rajan & Zingales(1998)が提案した方法は、摩擦のない国の離職率データを各産業の特性の代理変数として使用することである。この考えに基づいて、EPL研究で産業を分類するための標準的なアプローチは、一般的に摩擦のない典型的な国と見なされる米国の産業固有の離職率データを使用して、バインディング(B)産業と非バインディング(NB)産業を分割することである(Micco & Pages, 2006; Bassanini & Venn, 2007; Bassanini et al., 2009)

バインディング(B)産業と非バインディング(NB)産業を区分して、バインディング(B)産業と非バインディング(NB)産業との生産性の増加率の差は、正規雇用に対する規制の程度を示す雇用保護(EPL)指数に影響を受けるというモデルを想定する。

$$\overline{D \ln LP_t^B} - \overline{D \ln LP_t^{NB}} = f(EPL_t)$$

(1)

式(1)の第1項はバインディング産業(B)のt年度の平均労働生産性の増加率であり、第2項はバインディングされていない産業(NB)のt年度の平均労働生産性の増加率である。バインディング産業(B)とバインディングされていない産業(NB)の生産性の違いはEPL指数の関数である。式(1)のDID (difference in difference) は、EPL指数 (正規雇用(PE)と非正規雇用 (TE) に対するEPL指数) が、バインディング産業(B)とバインディングされていない産業(NB)の労働生産性の増加率の格差を説明する。しかし、本研究では、PEのEPL指数は式(1)のような特定化に従う。しかし、非正規雇用 (TE) については、雇用保護規制 (EPL) 指数を作成する概念の特性を考えて、非正規職の雇用比率 (非正規職雇用/総雇用) の変動を直接使用する。なお、非正規職雇用 (TE) 比率が内生的である可能性があるため、操作変数 (IV) 推定 (2段階推定法) を行い、推定結果を導出する(Lisi, 2013)。

式(1)の  $f(EPL_t)$  が線形であり、PEに対するEPLとともに水準変数として特定化すると、

$$\ln LP_{jt} = a \underset{\text{顔}}{BI_j} \mp \underset{k=1}{\overset{t}{\text{裏}} ELP_k} + b \underset{k=1}{\overset{t}{\text{裏}} ELP_k} + g \underset{k=1}{\overset{t}{TE}}_{jk} + s \underset{k=1}{\overset{t}{X}}_{jk} + m_j + j_t + e_{jt} \quad (2)$$

式(2)を1次差分して、労働生産性の成長率の変数で、特定化すると式(3)のように表せる。

$$D \ln LP_{jt} = a (BI_j \mp EPL_t) + b EPL_t + g TE_{jt} + s X_{it} + q_t + w_{jt} \quad (3)$$

しかし、BIの使用することは、すべてのバインディング産業に1という固定値と、バインドされていない産業には0という固定値が適用されることになる。これは、すべてのバインディング産業はEPLの影響が同じであることを意味し、同様に、すべてのバインディングされていない産業はEPLの影響がゼロであることを意味する。この欠点を補完するためには、バインディング産業とバインディングされていない産業を1と0に区分するのではなく、正規雇用 (PE) に対する雇用保護規制 (EPL) 指数の影響を加重化することである。

式(1)のDID特定化は、次の式(4)のように変形される。

$$D \ln LP_{jt}^B - D \ln LP_{kt}^{NB} = f((FJR_j - FJR_k) \mp EPL_t) \quad (4)$$

指数の影響を重み付ける変数は、各産業の自然労働再配置率の測定値である。式(3)を変形した式(5)nにおいて、 $\alpha$  は、EPL指数が上昇すると、比較的に高い自然労働再配置(HJR)産業と比較的

に低い自然雇用再配置(LJR)産業の労働生産性の増加率がどのように変化するかを示す。例えば、推定係数  $a$  が負 (-) であれば、HJR産業の労働生産性の増加が LJR産業の労働生産性の増加に比べて小さいことを意味する。すなわち、正規雇用の雇用保護規制が生産性に否定的な影響を及ぼすという意味である。

$$D \ln LP_{jt} = a(FJR_j \mp EPL_t) + bEPL_t + gTE_{jt} + sX_{jt} + q_t + w_{jt} \quad (5)$$

本稿では、Lisi(2013)の方法論にならって、各産業ごとの自然労働再配置率( $FJR_j$ )は次の式(6)に基づいて求める。

$$JR_{jt} = p_j + b(PE_j \mp EPL_t) + q_t + u_{jt} \quad (6)$$

ここで、 $q_t$  は時間のダーミ変数であり、各年度の特有の特定効果を表す。 $(PE_j \mp EPL_t)$  は、各産業ごとの正規職雇用の比率で加重された雇用保護規制(EPL)指数の影響をコントロールし、 $p_j$  が各産業の自然労働再配置率を表す<sup>2</sup>。以下では、式(6)で推定された自然労働再配置率として  $FJR_j = p_j$  を用いる。したがって、式(5)は、一次差分モデル(式(7))と操作変数モデル(式(8))に書き換えることができる。

$$D \ln LP_{jt} = a(p_j \mp EPL_t) + bEPL_t + gTE_{jt} + sD \ln k_{jt} + q_t + w_{jt} \quad (7)$$

$$D \ln LP_{jt} = a(p_j \mp EPL_t) + bEPL_t + gTE_{jt} + sD \ln k_{jt} + q_t + w_{jt} \quad (8)$$

---

<sup>2</sup> 産業の労働再配置率データ、 $JR_j$  は Cingano et al. (2010)にならって、次のように定義する。

$$JR_{jt} = \frac{|E_{jt} - E_{j,t-1}|}{(E_{jt} + E_{j,t-1})/2}, \quad \text{ここで、} E_{jt} \text{ は } t \text{ 期の } j \text{ 産業の雇用者数である。}$$

本稿で使用される変数の定義と出所は次のとおりである。

変数名	定義	データの出所
労働生産性	従事者1人当たり付加価値額の自然対数値 $\ln LP_{jt} = \ln(VA_{jt} / L_{jt})$	KOSIS, The Mining and Manufacturing Survey
労働再配置率	$JR_{jt} = \frac{ E_{jt} - E_{j,t-1} }{(E_{jt} + E_{j,t-1}) / 2}$	KOSIS, The Mining and Manufacturing Survey
自然労働再配置率	$FJR_j = p_j$	著者が推定
非正規職雇用比率	TE = [非正規職員数 / (正規職員数 + 非正規職員数)]	KOSIS, The Census on Establishments
正規職雇用比率	PE = [正規職員数 / (正規職員数 + 非正規職員数)]	KOSIS, The Census on Establishments
1人当たり資本ストック	$\ln k_{jt} = \ln(K_{jt} / L_{jt})$ K :有形固定資産残高 L : 従事者数	KOSIS, The Mining and Manufacturing Survey
雇用保護規制 (EPL) 指数	正規雇用のEPL指数 : EPL_PE, 非正規雇用のEPL指数 : EPL_TE	OECD, Employment Outlook (2020)

#### IV. 実証分析結果

この節では、推定モデル (7) と (8) に基づく実証分析の結果を見る。まず、正規雇用比率 (PE比率) と雇用保護規制 (EPL) 指数の相互作用項の有無による推定結果を<表 1>と<表 2>に提示する。<表 1>には、正規職雇用比率 (PE比率) と雇用保護規制 (EPL) 指数

の相互作用項がない場合の推定結果である。TE比率を用いた1次差分モデル(FD)と、1段階で推定されたTE比率の推定値を用いた2段階1次差分モデル(IV-FD)の係数がそれぞれ示されている。推定結果(1)と(4)には、 $FJR_j \mp EPL\_PE$ 、 $EPL\_PE$ のすべてを含む推定結果であり、推定結果(2)と(5)は $FJR_j \mp EPL\_PE$ 変数だけを、(3)と(6)は $EPL\_PE$ 変数だけを個別に含む推定結果である。

<表1>ではすべての推定モデルで、 $FJR_j \mp EPL\_PE$ 、 $EPL\_PE$ 、TE shareの係数が統計的に有意ではないが、推定モデル(1)と推定モデル(4)の $FJR_j \mp EPL\_PE$ の係数は負(-)の符号を示している。一方、従事者一人当たりの資本ストック増加率( $D \ln k_{jt}$ )は、すべての推定モデルで、統計的に有意な正(+)の符号を示している。労働生産性上昇に一人当たりの資本ストックの増加が重要な役割を果たしていることがわかる。

一方、<表1>の(4)~(6)の推定結果は、非正規職雇用保護規制を代理する非正規職雇用比率(TE share)変数の内生性を考慮した操作変数推定結果(2SLS)である。すなわち、ステップ1では、非正規雇用率の推定値を求めめる推定式は $TE_{jt} = EPL\_TE \mp d_j + q_t + b_1(FJR_j \mp EPL\_PE_t \mp PE_{jt}) + b_2(EPL\_PE_t \mp PE_{jt}) + D \ln k_{jt}$ である。次にステップ2では、ステップ1で推定された $\hat{TE}_{jt}$ を用いて労働生産性モデルを推定する(式(8))。非正規職雇用比率の内生性を考慮した式(8)に基づく推定結果でも、耐生性を考慮していない推定結果と同様の結果である。

<表1> 労働生産性(PE比率とEPL指数の相互作用なし)

	FD			IV-FD		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$p_j \mp EPL\_PE$	-0.045 (-1.604)	0.017 (0.434)		-0.045 (-1.549)	0.018 (0.426)	
$EPL\_PE$	0.014 (0.964)		0.006 (0.868)	0.013 (0.893)		0.006 (0.824)
TE share	0.071 (0.815)	0.114 (1.543)	0.093 (1.176)	0.082 (0.928)	0.124 (1.646)	0.103 (1.283)
$D \ln k_{jt}$	0.168*** (2.775)	0.173*** (2.858)	0.168*** (2.771)	0.168*** (2.769)	0.172*** (2.846)	0.167*** (2.765)
年度ダミー変数	포함	포함	포함	포함	포함	포함
標本数	360	360	360	360	360	360

次に、〈表 2〉では、正規雇用のEPL指数と正規職の雇用率（PEシェア）の相互作用を検討します。この相互作用項（ $EPL\_PE_t \times PE_{jt}$ ）を適用することにより、すべての産業に同じく適用される雇用保護規制指数（ $EPL\_PE_t$ ）とは異なり、産業別に異なる雇用保護規制指数を使用できるという利点がある。

〈表 2〉には、非正規職雇用比率（TE share）を用いた 1次差分モデル（FD）の推定結果（推定モデル(7)～(9)）と非正規職雇用比率（TE share）の推定値（ $\Delta TE_{jt}$ ）を使用した操作変数 1次差分モデル（IV-FD）の推定結果（推定モデル(10)～(12)）が提示されている。推定モデル(7)と(10)には、 $FJR_j \times EPL\_PE_t \times PE_{jt}$ の係数推定値が統計的に有意な負(-)の値を示している。これは、正規雇用の雇用保護水準の強化が、自然雇用の再配置の必要性が比較的高い産業の生産性に悪影響を及ぼすという意味である。これは、正規雇用契約に対するEPLの強化が生産性の成長に悪影響を及ぼすことを発見した Bassanini and Venn (2007)、Bassanini et al. (2009)の研究と類似な結論である。

〈表 2〉 労働生産性(PE比率とEPL指数の相互作用あり)

	FD			IV-FD		
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
$p_j \times EPL\_PE$	-0.082*	0.011		-0.078*	0.013	
	(-1.767)	(0.267)		(-1.725)	(0.301)	
$EPL\_PE$	0.017		0.004	0.017		0.004
	(0.945)		(0.614)	(0.913)		(0.633)
$TE\ share$	0.104	0.122	0.123*	0.114	0.132*	0.133*
	(1.311)	(1.589)	(1.649)	(1.419)	(1.698)	(1.756)
$D \ln k_{jt}$	0.170***	0.174***	0.171***	0.169***	0.173***	0.170***
	(2.816)	(2.889)	(2.825)	(2.800)	(2.870)	(2.807)
年度ダミー変数	포함	포함	포함	포함	포함	포함
標本数	360	360	360	360	360	360

推定結果(8)と(11)、(9)と(12)は、それぞれとをそれぞれ  $FJR_j \times EPL\_PE_t \times PE_{jt}$ と  $EPL\_PE_t \times PE_{jt}$ を含む推定結果である。推定モデル(9)では TEシェアが統計的に有意な正(+ )の値を示し、推定モデル(11)と(12)でも TEシェアの推定値が統計的に有意な正(+ )の値



を示している。これは、非正規雇用の雇用保護の緩和（非正規職活用条件の緩和）が労働生産性を向上させる方向に作用するということである。最後に、一人当たりの資本ストック増加率は、統計的に有意な正(+)の影響を及ぼすことが分かった。

<表2>に示された推定結果を要約すると、正規職雇用に対する雇用保護規制の強化は、自然雇用再配置の必要性が高い産業の労働生産性に低下させる。すなわち、正規職雇用保護規制の強化は労働生産性の増加率を減少させる方向に作用することである。対照的に、非正規職雇用率の増加（非正規職員の使用条件の緩和）は、労働生産性の増加率を向上させる方向に作用することが示された。これらの結果は、正規雇用に対する高い雇用保護は、効率的な資源配分を歪ませ、新技術採用の障害となり、生産性の増加率を減少させるという見解を支持するものと思われる。一方、非正規雇用の雇用保護（EPL）の緩和（=TE shareの増加）は、企業が資源をより柔軟かつ効率的に使用できるようにし、潜在的に価値のあるプロジェクトに投資を円滑にするという見解を支持するものと思われる。総合的に、正規雇用の解雇規制緩和や臨時職活用条件の緩和など、雇用保護規制緩和が労働生産性の増加率の上昇に寄与できることを発見した。

## V. おわりに

本稿では、韓国の雇用保護規制の影響を把握するために、韓国の24の製造業の横断面データと2006年から2020年までの時系列データからなるパネルデータを用いて、正規雇用および非正規雇用に対する雇用保護規制(EPL)が労働生産性に及ぼす影響を分析した。特に、雇用保護規制を正規雇用の雇用保護規制と非正規雇用の雇用保護規制に分け、それらが労働生産性の成長率に及ぼす影響を分析することで、経済的成果の面で、雇用保護規制の政策への示唆点を導出することに焦点を当てた。これにより、生産性成長を達成するための労働市場政策の方向が正規職雇用保護規制の緩和か、非正規職雇用保護規制の緩和か、あるいは全般的な雇用保護規制の緩和かを議論することができた。

本稿の主な結果は、雇用保護規制の緩和が生産性の向上に寄与することである。すなわち、非正規職の活用基準の緩和（非正規職雇用比率の増加）が労働生産性の増加率向上に正(+)の影響を及ぼすということである。また、正規雇用の雇用保護規制(EPL)の強化（解雇条件の厳格化）は、労働再配置の必要性が大きい産業で労働生産性の成長をさらに減少させるという結果を示している。

GDP成長において労働生産性の増加の重要な役割に照らして、本研究の結果は、重要な政策

的な示唆を提供する。i) 正規雇用の雇用保護規制の強化が労働生産性の成長を阻害することから、正規雇用の雇用保護のための厳格な基準を緩和させる必要がある。つまり、正規雇用に関して社会安全網が損なわれない範囲内で、正規雇用の雇用保護水準を緩和する必要がある。ii) 非正規雇用の拡大が労働生産性の成長を促進することから、非正規雇の雇用規制緩和(非正規職活用基準の緩和)を導入する必要がある。ただし、非正規雇用の拡大による労働市場の二極化が社会二極化の核心的な要因として指摘されている点を考慮して、断片的に非正規職の雇用保護規制緩和(臨時職使用基準を緩和)だけを求めるのではなく、相対的に劣悪な非正規職の労働条件の改善とともに、労働生産性の成長の持続可能性を確保する。

本研究は韓国の産業別データを利用して、韓国の労働市場分析に焦点が当てられているということから研究の範囲において限界がある。今後、日本の産業別データを追加して韓国と日本の労働市場分析に拡張することも興味深い課題であろう。

## 〈参考文献〉

- Bartelsman, E. J., Hinloopen, J. (2005), “Unleashing animal spirits: investment in ICT and economic growth,” In: Soete, L., terWeel, B. (eds.) *The Economics of the Digital Society*. Edward Elgar, Northampton.
- Bassanini, A., & Venn, D. (2007), “Assessing the impact of labour market policies on productivity: a difference-in-differences approach,” *OECD Social Employment and Migration Working Papers*, No. 54. OECD Publishing.
- Bassanini, A., Nunziata, L., & Venn, D. (2009), “Job protection legislation and productivity growth in OECD countries,” *Economic Policy*, 24, 349–402.
- Cingano, F., Leonardi, M., Messina, J., & Pica, G. (2010), “The effect of employment protection legislation and financial market imperfections on investment: evidence from a firm-level panel of EU countries,” *Economic Policy*, 25, 117–163.
- DeFreitas, G., Marshall, A. (1998), “Labour surplus, worker rights and productivity growth: a comparative analysis of Asia and Latin America,” *Labour* 12(3), 515–539.
- Dolado, J.J., & Stucchi, R. (2008), “Do temporary contracts affects TFP? Evidence from Spanish manufacturing firms,” *CEPR Discussion Paper* No. 7055.
- Engellandt, A., & Riphahn, R. (2004), “Temporary contracts and employee effort,” *CEPR Discussion Paper* No. 4178.
- Fella, G. (2004), “Efficiency wage and efficient redundancy pay,” *European Economic Review*, 44, 1473–1490.
- Hopenhayn, H., Rogerson, R. (1993), “Job turnover and policy evaluation: a general equilibrium

- analysis,” *Journal of Political Economics*. 101(5), 915–938.
- Ichino, A., & Riphahn, R. T. (2005), “The effect of employment protection on worker effort: a comparison of absenteeism during and after probation,” *Journal of European Economic Association*, 3(1), 120–143.
- Koeniger, W. (2005), “Dismissal costs and innovation,” *Economic Letters*, 88(1), 79–85.
- Lisi, D. (2012), “Analysis of employment protection legislation: a model with endogenous labour productivity,” *Journal of Academic Research in Economics*, 4, 209–245.
- (2013), “The impact of temporary employment and employment protection on labour productivity: evidence from an industry-level panel of EU countries,” *Journal of Labour Market Research*, 46, 119–144.
- Micco, A., Pagés, C. (2006), “The economic effects of employment protection: evidence from international industry-level data,” *IZA Discussion Paper* No. 2433.
- Nickell, S., Layard, R. (1999), “Labour market institutions and economic performance,” In: Ashenfelter, O., Card, D. (eds.) *Handbook of Labour Economics*, North Holland, Amsterdam.
- Riphahn, R. T. (2004), “Employment protection and effort among German employees,” *Economic Letters*, 85(3), 353–357.
- Saint-Paul, G. (1997), “Is labour rigidity harming Europe’s competitiveness? The effect of job protection on the pattern of trade and welfare,” *European Economic Review*, 41, 499–506.
- Samaniego, R. (2006), “Employment protection and high-tech aversion,” *Review of Economic Dynamics*, 9(2), 224–241.