

スペインにおける労働市場改革とその効果—非正規雇用契約の適用拡大を中心に—

畠山光史

岡山大学社会文化科学研究科（院）

I はじめに

ヨーロッパ諸国は 1950 年代から 1970 年代前半まで、第 2 次世界大戦後に確立された混合経済体制¹を背景に高成長・低失業経済を実現したことから「ヨーロッパの奇跡」と言われ、またこの期間は「栄光の 30 年」と称された。しかし、1970 年代に発生したオイル・ショックによってスタグフレーションが発生し、ヨーロッパ諸国の経済成長は鈍化して失業率が急激に上昇した。その結果、ヨーロッパ諸国の失業率は、1980 年代から 1990 年代にかけてアメリカ合衆国の失業率よりもはるかに高い水準で推移することとなった。

経済学研究者は、ヨーロッパ諸国の高失業率の原因をさまざまな視点から探ってきた。「1980 年代前半までは、ヨーロッパの高失業率の原因はもっぱら経済の需要・供給ショックにあると考えられていた。しかし、ヨーロッパで高失業率が長期的に継続している現実から次第に高失業率をショックのみで説明することは困難であるとの認識が経済学者の間に広がり、1980 年代半ば以降、ヨーロッパの硬直的な労働制度が高失業率の継続する原因であるという主張が盛んに行われるようになった」（Blanchard 2004）。ヨーロッパの硬直的な労働制度によって経済が停滞し高失業率が継続している状況は、「ヨーロッパ硬化症」と称された。

このようなヨーロッパ諸国の中で特に高い失業率に苦しんできた国がスペインである。スペインの高失業率の原因と労働市場改革の効果については、数は限られているもののさまざまな研究が行われている。Blanchard et al.(1995)は、団体交渉制度、高い解雇費用、地域間・職業間労働移動の法的制限、地域間労働移動の不活発さ、失業者の職探し意欲の低さ、スペインに特有の家族構成を高失業率の原因として指摘している。そし

¹ 混合経済体制は、ケインズ経済学を理論的基礎として第 2 次世界大戦後のヨーロッパで誕生した。当初は第 2 次世界大戦後の経済復興を進めるために、基幹産業国有化、規制強化などを通じて政府が経済に介入する体制が確立された。ヨーロッパで混合経済体制を最初に確立させたのは、イギリス労働党である。その後、西ドイツ、フランスも混合経済体制へ移行した。戦後復興に目途がつくと、国民所得の向上、社会福祉の拡充へと政策目標が変更された。混合経済体制によって、ヨーロッパは戦後約 30 年間高成長率、低失業率を実現することができた。しかし、1960 年代後半になると労働組合の肥大化、国営企業の慢性赤字体質などがみられるようになった。そして、1970 年代の 2 度のオイル・ショックにより混合経済体制は瓦解する。1980 年代には、フランス社会党ミッテラン政権が単独ケインズ主義を推進したが失敗した。

て、失業率低下のための団体交渉は国家レベルと企業レベルを組み合わせた交渉にすること、高い解雇費用を低下させるために経済的理由による解雇規制を撤廃すること、総需要と雇用を増加させ長期失業を減らすこと、正規雇用者の交渉力を弱めるための政策を行うこと、という提言がなされた。Blanchard and Jimeno(1999)では、失業率を 1998 年の 19%から 2005 年までに 5%に低下させるためには毎年 4.5%の経済成長率が必要だという推定結果を示し、失業率 5%という目標値は総需要増加政策と労働市場改革なしには達成できないとしている。Bentolia and Jimeno(2002)は、1997 年の労働改革には一定の効果があり評価できるが、団体交渉制度のさらなる改革こそが失業率を低下させるために必要だとしている。

以上のような先行研究は、新古典派経済学の視点からの分析であるが、新古典派の指摘する高失業率の原因は以下の 5 点であると言える。①団体交渉制度が原因で経済状況が正規雇用者の賃金に反映されないために正規雇用者の賃金が高止まりし、景気後退期に雇用量の迅速な下方調整が困難であるだけでなく、好況期の雇用創出効果も小さい。②正規雇用者の解雇費用が高く、企業にとっての新規正規雇用へのインセンティブが弱い。③地域間・職業間労働移動が法的に制限されているために労働者の転職・配置転換が困難である。④手厚い失業保険のために失業者の求職意欲が低く、失業期間が長期化する傾向がある。そして⑤スペインでは独身若年者の約 90%が家族と同居しているというスペインに特徴的な家族構成(世帯構成員全員が失業し失業保険も受け取っていない世帯は全世帯のわずか 3%程度²)のために若年失業者は家族の援助を受けながら生活でき、したがって失業していても就労意思が弱い。

他方、労働市場改革の効果に関しては以下の実証分析が存在する。

Martin(2002)によると、1994 年の労働市場改革で非正規雇用を減少させる目的で職業訓練契約や実習契約が導入されたが、「労働者の非正規雇用率を低下させることはできなかった」(Martin 2002, p.9)。Kugler et al.(2003)によると、「1985～1994 年に、非正規雇用から正規雇用への転換率はわずかに 10%であった」(Kugler et al. 2003, p.5)。

1997 年の労働市場改革によって非正規雇用から正規雇用への転換が男女ともに顕著に進んだが、正規雇用が顕著に増加したのは 29 歳以下の若年失業者と 45 歳以上の失業者であった。長期失業者と障がい者にかんしては、正規雇用は増加せず改革以前と同程度の水準にとどまっていた。また解雇補償金と社会保険料の雇用者負担額の減免措置の対象とならなかった 30～44 歳の失業者にかんしては、1997 年に正規雇用が減少したものの、1997 年第 4 四半期からは増加傾向に転じたが、増加率は若年労働者よりも小さかった。Probit モデルを用いた分析 (Arellano, 2005) によると、若年失業者が正規雇用される確率が高まり、正規雇用から失業状態に陥った労働者は 45 歳以上の正規雇用者に多く、30～44 歳の女性労働者と 29 歳以下の女性若年失業者の間には代替関係が見いだされている。

² Blanchard et al.(1995)の推計による。

2001年労働市場改革の効果については、Arellano(2005)によると、労働市場改革の結果、29歳以下の労働者は、改革によって正規雇用の可能性も失業状態から正規雇用される可能性も低下してしまった。一方で、55歳以上の労働者は、小さいながらもプラスの影響を受けた。高学歴労働者のほうが改革の影響を大きく受けた。企業側は、非正規雇用者を正規雇用者に転換するよりも、新規に正規雇用者を雇用することを選択していた。

これらのことから、スペイン政府が1984年以降積極的に行ってきた労働市場改革は、必ずしも政府が意図した結果を生み出しはしなかったと考えられる。

本報告では、スペインの労働市場改革による制度変化が失業率の経済状態に対する感応度に影響を与えるという観点から、民主化以降のスペインの労働市場改革を通じた労働市場制度の変化とマクロ経済パフォーマンスの関連性を明らかにしたい。そのため、以下においては、まず労働市場改革の具体的な内容を概観した上で、雇用統計により労働市場改革の雇用情勢への効果を確認し(II)、次いで、労働市場改革がスペインのマクロ経済パフォーマンスにどのようなインパクトを与えたのかを、第一次的接近ではあるがオークンの法則を推定することによって検討することにする(III)。

II スペインの労働市場改革

まず第1に、スペイン政府が高失業率を低下させるために1980年代以降行ってきた労働市場改革について非正規雇用契約を中心に概観し、労働市場改革の労働市場への影響をOECDデータベースの雇用関連統計によって推測しておこう³。

スペインの労働市場が硬直的で正規雇用と非正規雇用の二重構造化が進んでしまった原因を考えると、それを是とする政策方針があったことがまずあげられる。これは、1970年代半ば以降のスペインの政権与党の労働市場改革を振り返ってみれば明らかである。スペインでは、正規雇用者を保護する一方で、非正規雇用契約の拡大を通じて高失業率に対処しようとしてきたのである。

2.1 1984年の非正規雇用契約適用拡大

スペインは、スペイン内戦が終結した1939年から1975年までフランコ将軍による反共産主義をイデオロギーとする独裁国家であった。フランコ将軍の死後、再任されたアリアス首相はフランコ体制を維持しようとする極右派や軍人の激しい抵抗に遭い、積極的な民主化政策を行うことができなかった。

スペインの民主化政策が大きな進展を見せるのは、1977年に行われた約40年ぶりの

³ スペインの労働市場改革については楠(1994)、戸門(2001)、Blanchard et al.(1995)、Martin(2002)、Kugler et al.(2003)、Arellano(2005)、Pochet et al.(2010)、Jaumotte(2011)、Wolff and Mora-Sanguinetti(2011)を参照した。

民主的な総選挙において、民主中道連合政権であるスアレス政権が誕生してからである。スアレス政権の下で与野党党首の全面的合意によって、スペインの政治・経済の方向性を決めるモンクロア協定 (Pactos de la Moncloa)が締結された。同協定は経済問題に関して、第1次オイル・ショック後の景気後退・インフレーション対策として、金融引締め、産業構造の転換、政府財政支出の抑制、政府の徴税能力の強化、所得税および法人税への累進課税制度の導入、団体交渉における賃金決定は予想インフレーション率を基準にすること、を規定している⁴。しかし、スアレス政権は政治体制の民主化に重点をおいていたために、このような経済制度改革について実行できたものはごく一部に過ぎなかった。経済制度改革が実際に進められるのは、1982年に社会労働党(Partido Socialista Obrero Espanol : PSOE)政権が誕生してからである。

民主化プロセスが進展する中で、スペインの労働市場にも変化が現れた。1978年に労働法、1980年に労働者憲章が制定され、「民主主義のルールに基づいて労働者の権利・義務を明示し、労使が自由に交渉して利害調整を行う方式が法的裏づけを得てスペインでも確立した」(戸門・原 1998, p.143)のである。

しかしながら、フランコ体制下で確立していた終身雇用契約、正規雇用者の解雇、配置転換および転勤の制限といった諸制度はそのまま残された。当時の解雇規制で、企業が正規雇用者を解雇できる事由として認められていたのは、客観的事由(労働者の不適合、長期無断欠勤)・経済的事由(技術的、組織的、生産体制上の理由で雇用量を減少させる必要がある)のみである。ただし労働者に対して解雇の30日前までに事前通知が必要であり、また客観的事由による解雇の場合には、労働者は労働審判所に提訴することが可能であった。その場合、企業が労働者の不適合や長期無断欠勤を証明することができれば正当解雇と認められ、それ以外の場合には不当解雇になった。正当解雇の場合の解雇補償金は、勤続1年につき20日分(上限12ヶ月分)、不当解雇の解雇補償金は、勤続1年につき45日分(上限42ヶ月分)の給与であった(経済的事由による解雇の解雇補償金は、正当解雇の場合と同じ)。現実には、労働審判所はほとんどの解雇を不当と判断したので、企業は正規雇用者を解雇することは困難であった。他方、経済的事由による解雇については、労使間の合意が得られた場合にのみ許可された。現実には、労使間交渉において法定解雇補償金よりも多い解雇補償金が合意されることが大半であり、企業にとって解雇コストが増加する傾向があった。また、配置転換・転勤については法令によって厳密に実施可能な職務カテゴリーが規定されていたことや、フランコ時代に制定された労働法によって労働者の地域間移動が厳しく制限されていたことから、正規雇用者の配置転換・転勤は容易ではなかった。

このような解雇規制にもかかわらず、スペインではオイル・ショックによる雇用喪失が1980年代半ばまで続いた(図2-1、図2-2)。これは、1977年に成立したスアレス政権

⁴ それまでの賃金決定方式は、前年のインフレ率プラス2~3%であった。政治領域に関しては、民主化プロセスを積極的に推進することが規定されている。

が経済対策よりも民主化プロセスを優先させたこと、および経済構造を石油依存から脱却させる政策を行っていなかったことが原因である。さらに、政府が制度改革の中で賃金上昇率の抑制と引き換えに労働者への財政的・制度的給付を拡大し労働者を保護したことで、労働市場がむしろ硬直化したことも原因であった。

1980年代になると、失業率が急激に悪化していく中で新古典派経済学者らが、フランコ時代から継承した労働市場規制が労働者の産業間・地域間移動や景気変動に応じた雇用調整を困難にし、新規雇用を抑制していると指摘し始めた。実際、「1980年代初頭以降、いかにして雇用創出を行っていくかがスペイン政府にとってもっとも重要な課題のひとつとなった」(Martin 2002, p.7)のである。

1982年の総選挙で権力を掌握したPSOEは企業による新規雇用創出を促進するために、より積極的で自由主義的な労働制度改革を実行する。具体的には、1980年に制定された労働者憲章を1983年と1984年に改正し、雇用形態の多様化を図って企業に新規雇用インセンティブを与えようとしたのである。

この改革により、非正規雇用契約が農業、建設業、観光業だけではなく製造業などにも拡大適用された。非正規雇用を利用できる場合として、「(a)あらかじめ期間の定まっている特定の事業・サービスに従事することを目的として雇われる者、(b)市況の変動に応じるため臨時に雇われる者、(c)雇用の維持を図るために契約形態を変えて雇われる者、(d)新たな事業のために雇われる者」という類型が設けられた」(大石 2009, p.72)。

非正規雇用契約は、法的には雇用期間を最低6ヶ月、最大3年とし、3年経過した非正規雇用契約労働者については正規雇用者として雇用しなくてはならないと規定している。解雇補償金は、勤続1年当たり12日分であり、労働者は労働審判所へ解雇を不服として提訴できないとも規定されている。

1984年に非正規雇用契約の適用が拡大されたことにより、企業が「1986年から1990年までに創出された新規雇用契約の約80%を非正規雇用契約で契約し」(Blanchard et al 1995, p.128)、「1992年から94年の新規雇用契約のうち90%以上が非正規雇用契約だった」(Martin 2002, p.8)。非正規雇用契約は、「非大卒者、非熟練労働者に多く、農業、建設業、小売業、ホテル・レストラン業に多かった」(Blanchard et al 1995, p.128)。OECD雇用統計によっても、1984年の非正規雇用契約の適用拡大以降に企業に新規雇用された労働者の大半が非正規雇用契約であったことが確認できる(図2-3、図2-4、図2-5、図2-6)。スペインでは、非正規雇用契約の適用拡大以降に雇用の不安定化が急速に進んだのである。

以上のように、非正規雇用契約の適用拡大は「労働市場の二重構造化」(Blanchard et al 1995, p.129)、あるいは「労働市場分断」(Martin 2002, p.7)をもたらしたのである。

2.2 1994年労働市場改革

1986年の欧州共同体(European Community : EC)加盟はスペイン経済に大きなプラス

の効果を与えた。観光収入の増加、EC からの援助金を利用した社会的インフラストラクチャー(高速道路、高速鉄道・高速通信ネットワークなど)の整備、対外直接投資(Foreign Direct Investment : FDI)の流入が進んだのである。それによりスペインで主として建設業における新規雇用創出が進み、1980 年代後半から 1992 年までの好況を支えた(図 2-7)。EC 加盟後のスペイン経済の好調を背景に失業率は低下していった(図 2-1)。

しかし、労働組合の労働市場改革への抵抗の強まり、欧州通貨危機に端を発したヨーロッパ経済の低迷によって、スペインの経済成長は鈍化する。1992 年に行われたバルセロナ五輪、セビリア万博開催による建設ブームによってスペインの経済成長率や雇用成長率は一時的に高まったものの、景気浮揚効果は一時的なもので長くは続かなかったからである。そしてこの時期以降、失業率は再度上昇することとなった(図 2-1)。このような状況下で行われたのが 1994 年の労働市場改革である。

1994 年の労働市場改革では、雇用期間 3 年未満の非正規雇用契約の適用範囲の拡大、若年層を対象にした職業訓練契約(training contracts)と研修契約(apprenticeship contracts)が導入された。これらの契約は、若年労働者に職能の機会を与え、正規雇用される可能性を高めることを目的として創設されたものである(表 2-1)。

2.3 1997 年労働市場改革

1990 年代に次々と明らかになった PSOE 政権の数々の腐敗⁵と経済の停滞にスペイン国民が反発し、1996 年の総選挙では国民党(Partido Popular : PP)が政権を奪取した。PP 政権は、国営企業民営化(イベリア航空、電話通信業のテレフォニカ、エネルギー産業のエンデサなど)や公務員数削減、社会保険料の雇用者負担額の減免といったより自由主義的な政策を多数行った。

1997 年になると PP は、労働市場改革に積極的に取り組んだ。改革の目的は、労働市場の不安定性の軽減、団体交渉制度の改善、部門間労働移動制限の緩和であった。終身雇用契約の解雇費用が高すぎることで労働市場硬直化の原因だとする経営者団体と雇用の安定性を確保するため非正規雇用の削減と終身雇用契約の拡大を要求する労働組合との間の交渉が進み、多様であった雇用契約の形態は、常用雇成型、有期雇成型、季節限定型、パートタイム労働の 4 類型に整理された。また、特定の年齢層(18 歳以上 29 歳以下、45 歳以上)の失業者、長期失業者、非正規雇用契約労働者、女性労働者、職業訓練契約労働者、障がい者を新たに正規雇用した場合、社会保険料や解雇補償金を減免することで、企業に正規雇用者を増やすインセンティブを与えようとする政策も行われた(表 2-2)。すなわち、29 歳以下および 45 歳以上の失業者、長期失業者、障がい者を新たに正規雇用した場合、および非正規雇用契約を結んでいる労働者と新たに正規雇用契約を結んだ場合には、不当解雇の場合の解雇補償金が勤続 1 年あたり 45 日分(上限 42

⁵スペイン銀行総裁インサイダー取引事件、反テロリズムを大義名分とした国家によるテロ行為疑惑、国家諜報機関による違法な盗聴の発覚など。

ヶ月分)から 33 日分(上限 24 ヶ月分)の給与に減免された。さらには、社会保険料の雇用者負担額が、新規雇用から 2 年間は 40~90%減免されることになった(1999 年 5 月には減免率が見直される)。

このように、1997 年の労働市場改革では、非正規雇用者を正規雇用者に転換することによって雇用の安定化を図ろうとする政策が行われたのである。

2.4 2001 年労働市場改革

PP 政権下では、ユーロ加盟のために必要とされるマーストリヒト基準⁶の達成に向けて財政赤字削減、インフレーション率の抑制が行われた(図 2-7)。このような政策が功を奏してスペインは 1999 年 1 月ユーロ加盟を果たしている。

また、この時期以降、スペイン経済はアメリカ合衆国のニュー・エコノミーに端を発した IT バブル、さらにはヨーロッパの不動産バブルによる世界好況の便益を享受し、ほかのヨーロッパ諸国と比較して相対的に高い経済成長率を記録した。1995 年から 2007 年までスペイン経済は高成長を維持し続ける(図 2-7)。それに伴って失業率は低下し、2000 年代には EU 15 カ国と同等水準にまで低下した(図 2-1)。このような新規雇用の創出を牽引したのは、世界的な好況であることは言うまでもないが、スペインの労働市場が労働市場改革を通じてフレキシブルになっており、新規雇用が創出され易かったことも指摘できる。そのような新規雇用創出を促進したのが、2001 年の労働市場改革であった。

2001 年の労働市場改革は、1997 年の労働市場改革を拡張・修正する形で行われた。具体的には、解雇補償金の減免が中期失業者⁷にも拡大された。また、社会保険料の雇用者負担額の減免を適用される労働者が大幅に拡大し、特に女性と 45 歳以上の労働者を雇用した場合の減免が大きく拡充されている(表 2-3)。2003 年には、減免率の変更が行われ 45 歳以上で就労プログラムの資金援助を受けている失業者を新規に正規雇用した場合の 3 年目以降の減免率が引き下げられた。逆に、雇用契約期間が 7 日以下の非正規雇用契約を利用する企業に対しては、社会保険料の雇用者負担額がより大きくなった。

このように、2001 年の労働市場改革では、あまりにも雇用期間が短い非正規雇用契約労働者の利用制限と非正規雇用者の正規雇用者への転換を促進しようとする政策が行われているのである。

2.5 小括

スペインの失業の特徴は、非正規雇用契約で雇用されている 15-24 歳の若年労働者、25-54 歳労働者の比率が非常に高いことである(図 2-5、図 2-6)。1984 年の非正規雇用契

⁶ ユーロ導入のためには、財政赤字は対 GDP 比 3%以内、累積債務は対 GDP 比 60%以内であるか現在 60%を超過しているが将来的に 60%以内へと低下していくと見込まれる、インフレ率は加盟国中最低水準の 3 カ国平均プラス 2%以内に抑制しなくてはならないという収斂基準。

⁷ 失業期間が 6 ヶ月以上 1 年未満の失業者のこと。短期失業者の概念もあり、短期失業者とは、失業期間が 3 ヶ月以上 6 ヶ月未満の失業者のことをいう。

約の適用範囲拡大以降一貫して行われてきた自由主義的な労働市場改革によって、非正規雇用契約で雇用される労働者の比率が急激に上昇してきた。特に若年労働者は主に非正規雇用契約で雇用されている。スペイン労働市場では、若年労働者の非正規雇用化が進み、労働市場が二重構造化してしまったのである。

ところで、スペイン経済が好調だった 2000 年代以降、スペインの失業率が EU15 各国平均へ接近していることから、この時期にはスペインの労働市場は、先行研究で指摘されているほど硬直的であったとは思われない。また、2001 年以降スペインの労働市場はフレキシブル化したことから、失業率が実質 GDP 成長率に対して感応的に反応するようになったと想像できる。以下では、この点を検討することにした。

III 労働市場改革のインパクト

本節では、前節での議論を踏まえたうえで、スペインで行われた労働市場改革がマクロ経済パフォーマンスに与えたインパクトを明らかにしたい。スペインの労働市場がフレキシブル化していれば、需要変動に応じて失業率が感応的に変化するはずであるから、以下では第 1 次的接近として、スペインのオクン法則を推定することにする。

データは、政治体制転換期と 2008 年以降の世界同時不況の影響を取り除くために、民主化プロセスが進展した 1978 年第 1 四半期から世界不況の影響を受ける直前の 2008 年第 2 四半期までの四半期データを用いることとする⁸。

3.1 オクン法則

オクン法則とは、周知のように、失業率の変化と産出量成長率の間の負の関係を示す法則である。 u_t を失業率、 g_{yt} を実質 GDP 成長率、 \bar{g}_{yt} を潜在 GDP 成長率とすれば、オクン法則は(3-1)式で表される。

$$\Delta u_t = \alpha(g_{yt} - \bar{g}_{yt}) \quad , \quad \alpha < 0 \quad (3-1)$$

実際の実質 GDP 成長率が潜在 GDP 成長率を上回れば、失業率は低下し、下回れば失業率が上昇することになる。つまり、好況期には失業率は低下し、不況期には失業率が上昇する。

この法則を用いて実質 GDP 成長率と失業率の変化の関係を推定する場合、問題となるのは、潜在 GDP 成長率をどのようにして特定化するのかという問題である。Blanchard and Jimeno(1999)では、労働成長率と資本成長率を足し合わせたものを潜在 GDP 成長率

⁸失業率の四半期データは OECD(<http://stats.oecd.org/index.aspx>)より入手した。実質 GDP 成長率の四半期データは INE(スペイン統計局、http://www.ine.es/en/welcome_en.htm)より入手した。

と定義してオクン法則の推定を行っている。しかし、潜在 GDP 成長率の定義については、経済学者の間で認識が異なっているため議論の余地がある。

よって、以下では、潜在 GDP 成長率の部分を省略したオクン法則を用いることとする。

つまり、(3-1)式を

$$\Delta u_t = \alpha_0 + \alpha_1 g_{yt} \quad (3-2)$$

と書き換えて、係数 α_1 を推定する。オクン法則の定義から α_1 の推定値は負であることが期待される。また、I で論じた労働市場改革が失業率の変化の実質 GDP 成長率に対する感応度に影響を与えていると考えて、いくつかの分析期間にわけて分析していく。全期間のほか、ダミー変数(労働市場改革あり：1、なし：0)を用いて 1984 年の非正規雇用契約の適用拡大、1994 年、1997 年、2001 年の労働市場改革のマクロ経済パフォーマンスへのインパクトを測定する。

ただし、失業率の変化は、対前期比変化をとることとする。つまり、 $\Delta u_t = u_t - u_{t-1}$ である。

以上のことから、推定モデルは以下のようなものを想定する。

モデル 1 : 実質 GDP 成長率が失業率変化に直接与えるインパクトの測定。

$$\Delta u_t = \alpha_0 + \alpha_1 g_{yt}$$

モデル 2 : 一連の労働市場改革が失業率変化の感応度に与えるインパクトの測定。

$$\begin{aligned} \Delta u_t = & \alpha_0 + \alpha_1 g_{yt} + \alpha_2 \text{policydummy}1984 + \alpha_3 \text{policydummy}1994 + \alpha_4 \text{policydummy}1997 \\ & + \alpha_5 \text{policydummy}2001 + \alpha_6 \text{policydummy}1984 \cdot g_{yt} + \alpha_7 \text{policydummy}1994 \cdot g_{yt} \\ & + \alpha_8 \text{policydummy}1997 \cdot g_{yt} + \alpha_9 \text{policydummy}2001 \cdot g_{yt} \end{aligned}$$

以下のモデルでは、それぞれの労働市場改革が失業率変化の感応度に与えるインパクトを測定する。

モデル 3

$$\Delta u_t = \alpha_0 + \alpha_1 g_{yt} + \alpha_2 \text{policydummy}1984 + \alpha_6 \text{policydummy}1984 \cdot g_{yt}$$

モデル 4

$$\Delta u_t = \alpha_0 + \alpha_1 g_{yt} + \alpha_3 \text{policydummy}1994 + \alpha_7 \text{policydummy}1994 \cdot g_{yt}$$

モデル 5

$$\Delta u_t = \alpha_0 + \alpha_1 g_{yt} + \alpha_4 \text{policydummy}1997 + \alpha_8 \text{policydummy}1997 \cdot g_{yt}$$

モデル 6

$$\Delta u_t = \alpha_0 + \alpha_1 g_{yt} + \alpha_5 \text{policydummy2001} + \alpha_9 \text{policydummy2001} \cdot g_{yt}$$

3.2 オークン法則推定結果

推定結果は、表 3-1 に示している。まず、モデル 1 より

$$\Delta u_t = 0.690 - 0.240 \cdot g_{yt} = -0.240(g_{yt} - 2.875)$$

だから、失業率を 1%低下させるためには実質 GDP 成長率が 7.04%上昇しなければならないことがわかる。民主化以降のスペインでは、このような高成長率を実現したことはない(図 2-7)。この結果は、実質 GDP 成長率が労働市場で適切に反映されていないことを反映していると解釈できる。以下では、労働市場改革の効果を具体的にみてみることにする。

モデル 2 より労働市場改革のうち統計的に有意に失業率変化の感応度に影響を与えていたのは、1984 年と 2001 年の労働市場改革のみであった。これらの労働市場改革で係数ダミーが統計的に有意に負であることから、実質 GDP 成長率が労働市場で適切に反映されるように変化してきていると解釈できる。また、2001 年労働市場改革の定数ダミーが統計的に有意に正の数をとっていることは、労働市場改革により構造的失業率自体が上昇していることを示していると解釈できる。

モデル 3 からモデル 6 では、多重共線性が原因でモデル 2 ではとらえきれない各労働市場改革単独での失業率変化の感応度へのインパクトを測定している。政策ダミーのうち統計的に有意であったのは、モデル 3 の 1984 年労働市場改革、モデル 5 の 1997 年労働市場改革、モデル 6 の 2001 年労働市場改革であった。1994 年労働市場改革にかんしては統計的に有意な結果が得られなかった。

具体的にみてみると、1984 年と 1997 年の労働市場改革では係数ダミーのみ統計的に有意に負である。係数ダミーの推計値より、労働市場改革によりオークン法則推定式の傾きが急になっている。つまり、労働市場改革により実質 GDP 成長率が労働市場で適切に反映されるようになっている。係数ダミー、定数ダミーともに統計的に有意なのは、2001 年労働市場改革のみである。係数ダミーが負であることから、実質 GDP 成長率が労働市場で適切に反映されやすくなっている。一方で、定数ダミーが正であることから労働市場改革によってオークン法則推定式自体を上方シフトさせている。労働市場改革によって構造的失業率が上昇している。これは、2001 年労働市場改革が構造的失業率の低下には貢献しなかったと解釈できる。

以上のことから、スペインでは 1984 年、1997 年、2001 年の労働市場改革がマクロ経済パフォーマンスに大きな影響を与えているといえる。労働市場改革により、実質 GDP 成長率が労働市場で適切に反映されるようになり、失業率は低下してきたといえる。構

造的失業率については、低下させることができなかつたといえる。

以上の分析は、オークン法則推定による第1次的接近にすぎないため、雇用情勢やどのような年齢層グループに大きな影響を与えたのかはとらえられず、構造的失業率が低下しなかつた原因も明らかではない。

IV 結論と今後の課題

スペイン政府は、1980年代に急激に上昇した失業率に対して、自由主義的な労働市場改革を通じて対処してきた。労働市場改革の対象とされたのは、主として失業率が相対的に高いグループ(若年層、女性、障がい者)だった。具体的手法としては、社会保険料の企業負担分を減免したり、解雇補償金を減額したりした。このような改革により、1990年代後半からのスペイン経済の好調も相まって、2000年代には失業率水準をEU15平均近傍にまで低下させることに成功した。しかし、一連の労働市場改革が不安定雇用の拡大を生み出してしまったことは改革のマイナス面といえる。

労働市場改革のマクロ経済的効果を、オークン法則を推定することを通じて明らかにした。推定結果によると、1984年、1997年、2001年労働市場改革が統計的に有意な効果を有していた。1994年労働市場改革は、統計的に有意な効果を確認することはできなかった。つまり、スペインで行われた労働市場改革のうち1984年、1997年、2001年労働市場改革により経済状況が失業率に反映されやすくなり、1990年代後半以降のスペインの失業率の低下を促進していたといえる。

本稿報告では、第1次的接近として単純なオークン法則を推定することにより労働市場改革の効果を推定したに過ぎない。今後、失業率変化を需要要因と供給要因に分解する必要がある。この点にかんしては、稿を改めてより適切なモデル(構造VARモデルなど)を利用し詳細に検討する必要がある。また、労働市場改革がどのような経路を通じてスペインのマクロ経済パフォーマンスを改善したのか、どの年齢層に効果があったのかを明らかにしなければならない。

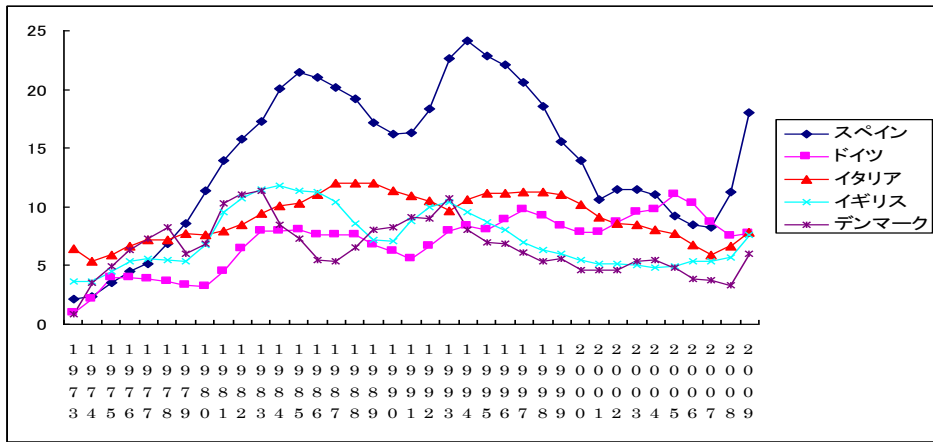
【参考文献】

- 大石玄(2009) 「EU指令の国内法化にともなうスペイン労働法の変化—男女均等待遇と有期雇用縮減への取り組みを中心に」『日本労働研究雑誌』2009年9月号(通算590号), pp.69-74.
- 川成洋・奥島孝康編(1998) 『スペインの政治—議会制君主制の「自治国家」—』早稲田大学出版部.
- 楠貞義(1994) 『スペインの現代経済』勁草書房.

- 楠貞義(2011) 『現代スペインの経済社会』 勁草書房.
- 新川敏光・篠田徹編(2009) 『労働と福祉国家の可能性—労働運動再生の国際比較—』 ミネルヴァ書房 pp.231-249.
- 戸門一衛・原輝史編(1998) 『スペインの経済—新しい欧州先進国の課題—』 早稲田大学出版部.
- 戸門一衛(2001) 『「経済の発展・衰退・再生に関する研究会」報告書』 財務省財務総合研究所 pp.113-138.
- 日本労働研究機構(2003) 「海外労働時報 2003 年増刊号」『海外労働時報 No.336』, pp.195-209.
- 横田正顕(2008) 『戦略的行動としての「社会的協調」』『大原社会問題研究所雑誌』 2008年6月号(No.595), pp.2-17.
- 横田正顕(2011) 「グローバル経済危機下のスペイン労働組合」『生活経済政策』 2011年4月号(No.171), pp.29-33.
- 横田正顕(2011) 「金融危機後のスペインにおける労働問題」 『労働調査』, 労働調査協議会, 2011年5月号(通巻497号), pp.15-19.
- Arellano, F. Alfonso (2005) “Evaluating The Effects of Labour Market Reforms ‘At The Margin’ on Unemployment Stability: The Spanish Case”, *Universidad Carlos III de Madrid Working Papers Economic Series*, No.05-12.
- Avdgic, Sabina, Martin Rhodes and Jell Visser ed. (2011) *Social Pacts in Europe: Emergence, Evolution, and Institutionalization*, Oxford University Press, New York.
- Bentolila, Samuel and Juan F. Jimeno (2003) “Spanish Unemployment: The End of the Wild Ride?”, *FEDEA Working Papers*, No.2003-10.
- Blanchard, Olivier, et al (1995) *Spanish unemployment: Is there a solution?*, Centre for Economic Policy Research, London.
- Blanchard, Olivier (2004) “Explaining European Unemployment”, *The National Bureau of Economic Research (NBER) Reporter*: Research Summary.
- Blanchard, Olivier and Juan F. Jimeno(1995) “Structural Unemployment: Spain versus Portugal”, *The American Economic Review*, Vol.85, No.2, pp.212-218.
- Blanchard, Olivier and Juan F. Jimeno (1999) “Reducing Spanish Unemployment under the EMU”, *FEDEA Working Papers*, No.99-02.
- Blanchard, Olivier and Justin Wolfers (1999) “The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence”, *NBER Working Paper Series*, No.7282.
- Jaumotte, Florence (2011) “The Spanish Labor Market in a Cross-Country Perspective”, *IMF Working Paper*, No.11/11.
- Kugler, Adriana, Juan F. Jimeno and Virginia Hernanz(2003) “Employment Consequences of

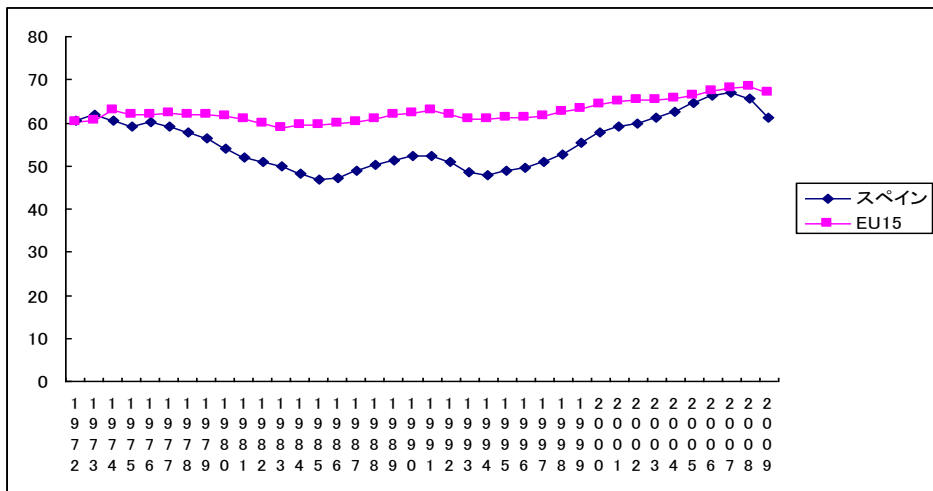
- Restrictive Permanent Contracts: Evidence from Spanish Labor Market Reforms”,
DOCUMENT DE TRABAJO No.2003-14.
- Martin, Gil, Samuel (2002) “An overview of Spanish labour market reforms, 1985-2002”,
Unidad de Plotocas Comparadas Working Paper, No.02-17.
- OECD(2006) *Employment Outlook 2006*, Paris.
- Ortega, Fernando (2011) “High level of Temporary contracts of employment in Spanish labour
market: Causes and Remedies”, *Olsztyn Economic Journal*, Vol.6, No.2011-1.
- Pochet, Philippe, Marten Keune and David Natalie ed. (2010) *After the euro and enlargement:
Social Pacts in the EU*, European Trade Union Institute, Brussels.
- Werding, Martin, ed.(2006) *STRUCTURAL UNEMPLOYMENT IN WESTERN EUROPA:
Reasons and Remedies*, CESifo Seminar Series, MIT Press, Cambridge.
- Wolf, Anita and Juan S. Mora-Sanguinetti (2011) “Reforming the Labour Market in Spain”,
OECD Economic Department Working Papers, No.845.

図 2-1 失業率(1973 年以降)



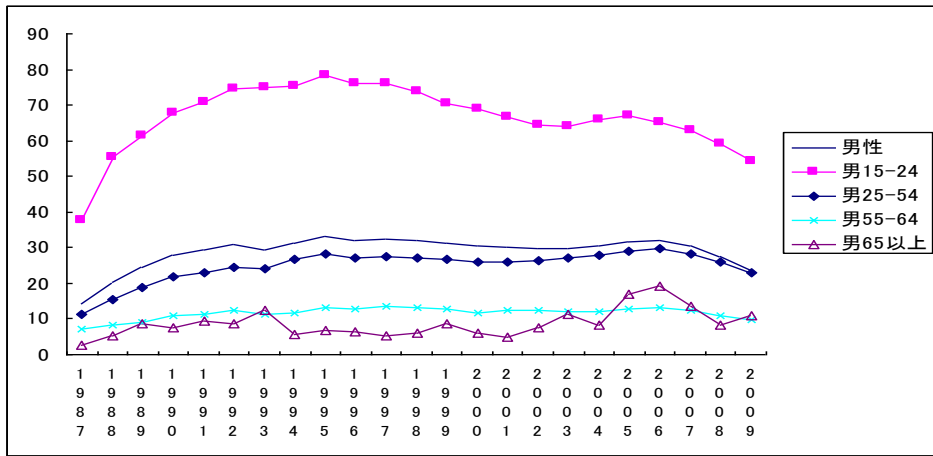
(出所) OECD Labor Force Statistics のデータを基に筆者が作成。

図 2-2 就業率(1972 年以降)



(出所) OECD Labor Force Statistics のデータを基に筆者が作成。

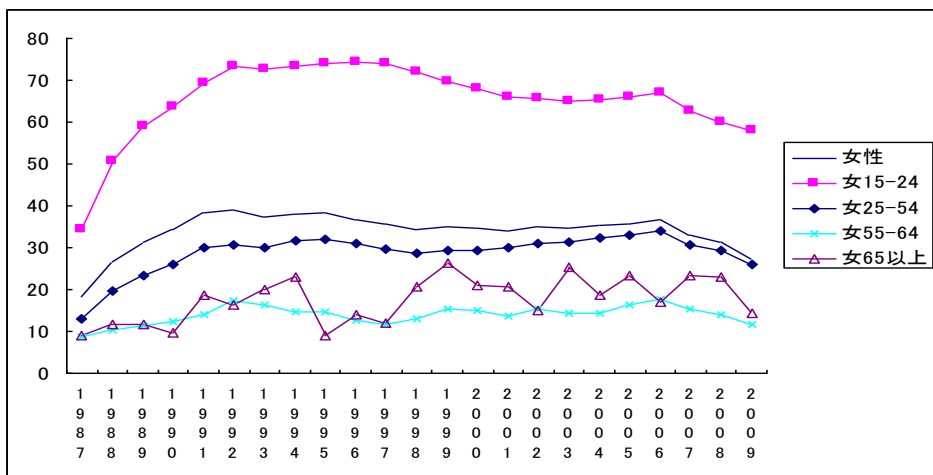
図 2-3 非正規雇用率(スペイン男性)



(出所)OECD Labor Force Statistics のデータを基に筆者が作成。

(注)データは1987年以降のみ入手できた。

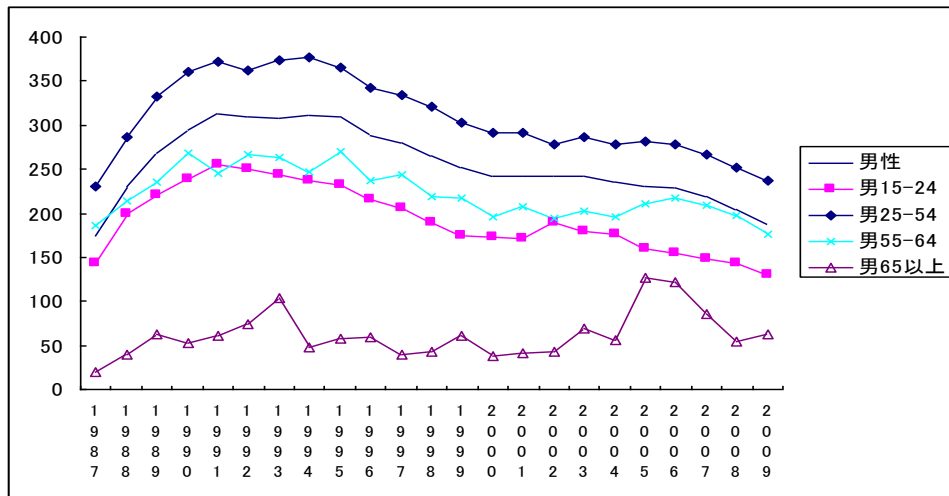
図 2-4 非正規雇用率(スペイン女性)



(出所)OECD Labor Force Statistics のデータを基に筆者が作成。

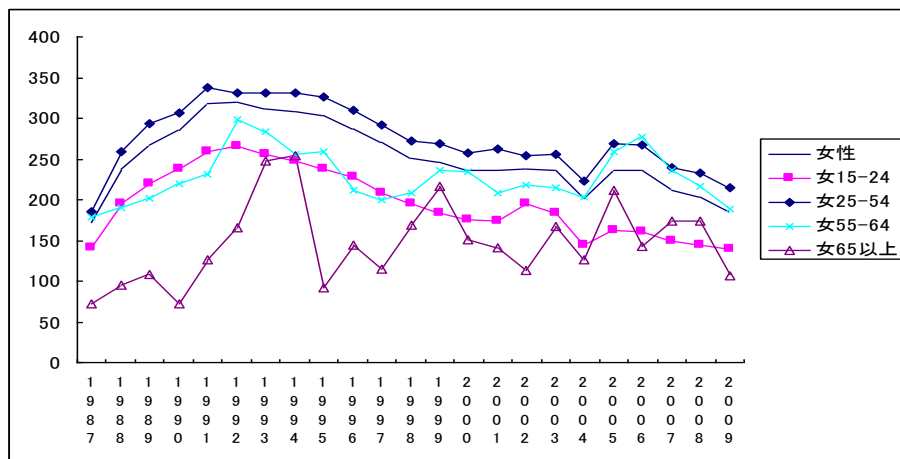
(注)データは1987年以降のみ入手できた。

図 2-5 非正規雇用率(スペイン男性、EU15=100)



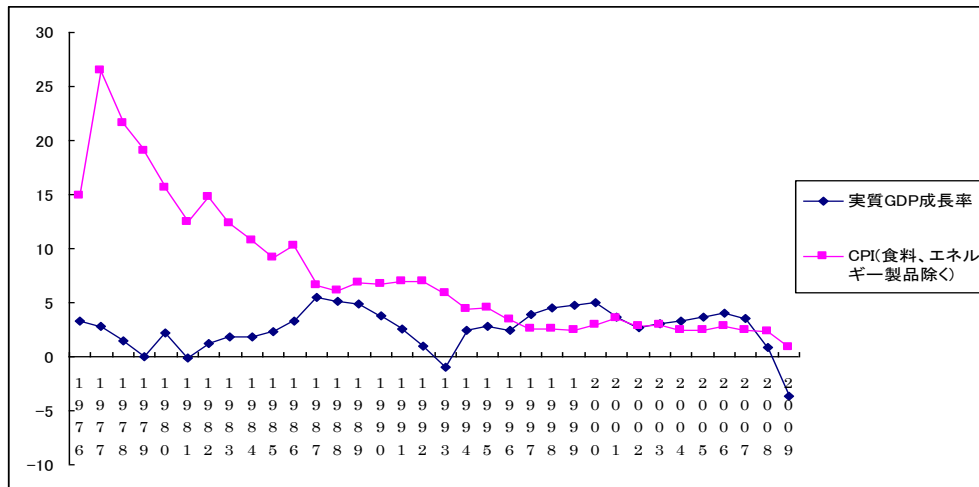
(出所) OECD Labor Force Statistics のデータを基に筆者が作成。

図 2-6 非正規雇用率(スペイン女性、EU15=100)



(出所) OECD Labor Force Statistics のデータを基に筆者が作成。

図 2-7 スペインの実質 GDP 成長率、インフレ率の長期的推移



(出所) OECD のデータを基に筆者が作成。

表 2-1 職業訓練契約と研修契約

	職業訓練契約*	研修契約*
対象	大卒、高等職業教育修了から 4 年未満の労働者	左記のような学歴のない 16 歳から 22 歳までの労働者
雇用期間	6 ヶ月以上 2 年未満	6 ヶ月以上 3 年未満

(出所) 戸門(2001) p.135 を参考に筆者作成。*は筆者が変更。

表 2-2 1997 年労働市場改革による社会保険料減免率と解雇補償金減免

対象	既存の正規雇用契約の場合の解雇補償金	正規雇用契約を結んだ場合の解雇補償金	正規雇用した場合の社会保険料の雇用者負担減免率 (1997年5月16日から1999年5月16日まで)	正規雇用した場合の社会保険料の雇用者負担減免率 (1999年5月17日から1999年12月31日まで)
30-44歳の失業者	正当解雇 : 勤続1年につき 20日分(上限は12ヶ月分) 不当解雇 : 勤続1年につき 45日分(上限は42ヶ月分)	同左	なし	なし
29歳以下の若年失業者		正当解雇は同左 不当解雇: 勤続1年につき33日分(上限は24ヶ月分)	40%(2年間)	35%(1年目) 25%(2年目)
45歳以上の失業者			60%(1年目) 50%(2年目)	45%(1年目) 40%(2年目)
長期失業者			40%(2年間)	40%(1年目) 30%(2年目)
非正規雇用契約労働者			50%(1年目) 20%(2年目)	なし
女性の進出が遅れている分野に就業する長期女性失業者			60%(2年間) 20%(3年目)	45%(2年間) 40%(3年目)
職業訓練契約労働者			50%(1年目) 20%(2年目)	25%(2年間)
45歳以上の非正規雇用契約労働者			60%(2年間) 20%(3年目)	60%(2年間) 20%(3年目)
障がい者			雇用期間に応じて 70-90%	雇用期間に応じて 70-90%

(出所) Kugler et al(2003)、Arellano(2005)、戸門(2001)を基に筆者が作成。

表 2-3 2001 年労働市場改革による社会保険料減免率

対象	正規雇用した場合の 社会保険料の雇用者 負担減免率(2001 年か ら 2002 年)	正規雇用した場合の 社会保険料の雇用者 負担減免率(2003 年)
44 歳以下の女性失業者	25%	25%
中期失業者	20%	20%
女性の進出が遅れている分野に就業する女性失業者	35%	35%
女性の進出が遅れている分野に就業する 45 歳以上の女性 失業者	70%(1 年目) 60%(2 年目)	70%(1 年目) 60%(2 年目)
女性の進出が遅れている分野に就業する女性中期失業者		
少なくとも来年も失業保険を受給可能な失業者	50%(1 年目) 45%(2 年目)	50%(1 年目) 45%(2 年目)
45 歳以上 54 歳以下の失業者	50%(1 年目) 45%(2 年目)	50%(1 年目) 45%(2 年目)
55 歳以上 64 歳以下の失業者	55%(1 年目) 50%(2 年目)	55%(1 年目) 50%(2 年目)
経済的社会的に非常に困難な状況下にある失業者	65%(最大 2 年)	65%(最大 2 年)
45 歳以上 54 歳以下で就労支援プログラムの資金援助を受 けている失業者	65%	65%(2 年間) 45%(3 年目以降)
55 歳以上 64 歳以下で終了支援プログラムの資金援助を受 けている失業者	65%	65%(2 年間) 50%(3 年目以降)
2 年前には雇用されていた出産後の女性長期失業者	100%(1 年のみ)	100%(1 年のみ)
農業社会保険制度に含まれる失業者	90%(1 年目) 85%(2 年目)	90%(1 年目) 85%(2 年目)
正規雇用契約への転換	25%	25%

(出所) Arellano(2005) TableB5 を基に筆者が作成。

表 3-1 スペインのオーケン法則推定結果

	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4	モデル 5	モデル 6
α_0	0.690*** (9.30)	0.520*** (4.486)	0.521*** (4.187)	0.686*** (8.837)	0.650*** (8.444)	0.658*** (9.020)
α_1	-0.240*** (-10.17)	-0.008 (-0.094)	-0.008 (-0.088)	-0.201*** (-6.909)	-0.212*** (-7.292)	-0.229*** (-9.634)
α_2		0.192 (1.244)	0.171 (1.084)			
α_3		0.098 (0.129)		-0.023 (-0.098)		
α_4		-1.360 (-1.344)			0.454 (1.499)	
α_5		2.733*** (3.356)				1.525*** (3.121)
α_6		-0.212** (-2.398)	-0.238** (-2.559)			
α_7		-0.179 (-0.600)		-0.053 (-0.796)		
α_8		0.409 (1.233)			-0.1445* (-1.772)	
α_9		-0.691*** (-3.461)				-0.452*** (-3.122)
自由度修正済み 決定係数	0.49	0.55	0.48	0.48	0.47	0.49

(注)***,**,*はそれぞれ有意水準 1%,5%,10%で統計的に有意であることを示している。()内は t 値。