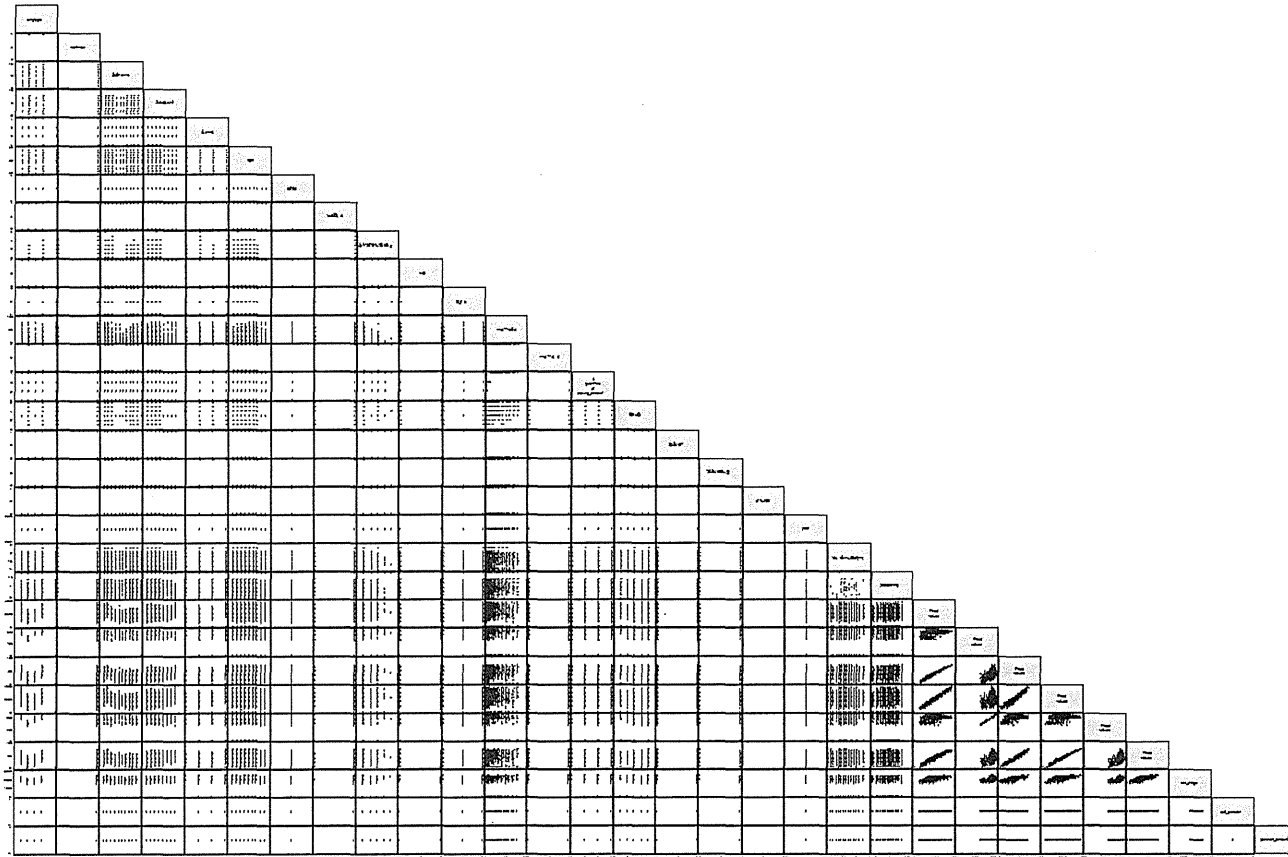


パネル C:限界代替率

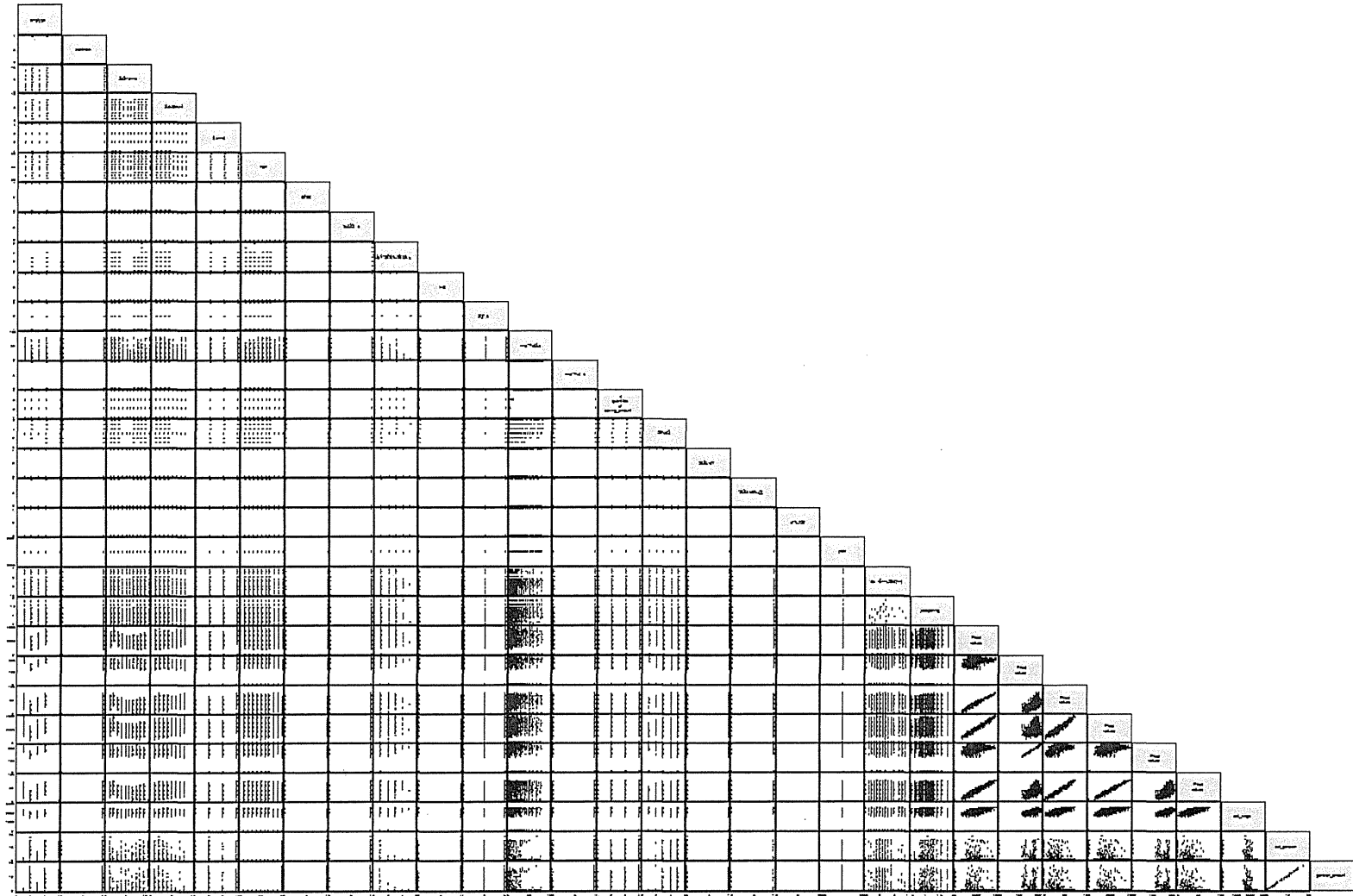
	nwage2		nwage3		nwkhr2		nwkhr3		nincome2		nincome3	
	b/se	_star	b/se	_star	b/se	_star	b/se	_star	b/se	_star	b/se	_star
d_est_wage	-0.020	***	-0.020	***								
	(0.001)		(0.001)									
d_est_wkhr					-0.924	***	-0.923	***				
					(0.032)		(0.032)					
d_est_income									-1.367	***	-1.360	***
									(0.055)		(0.056)	
N	201,062		201,062		201,062		201,062		201,062		201,062	

表 31 : 主要変数の散布図

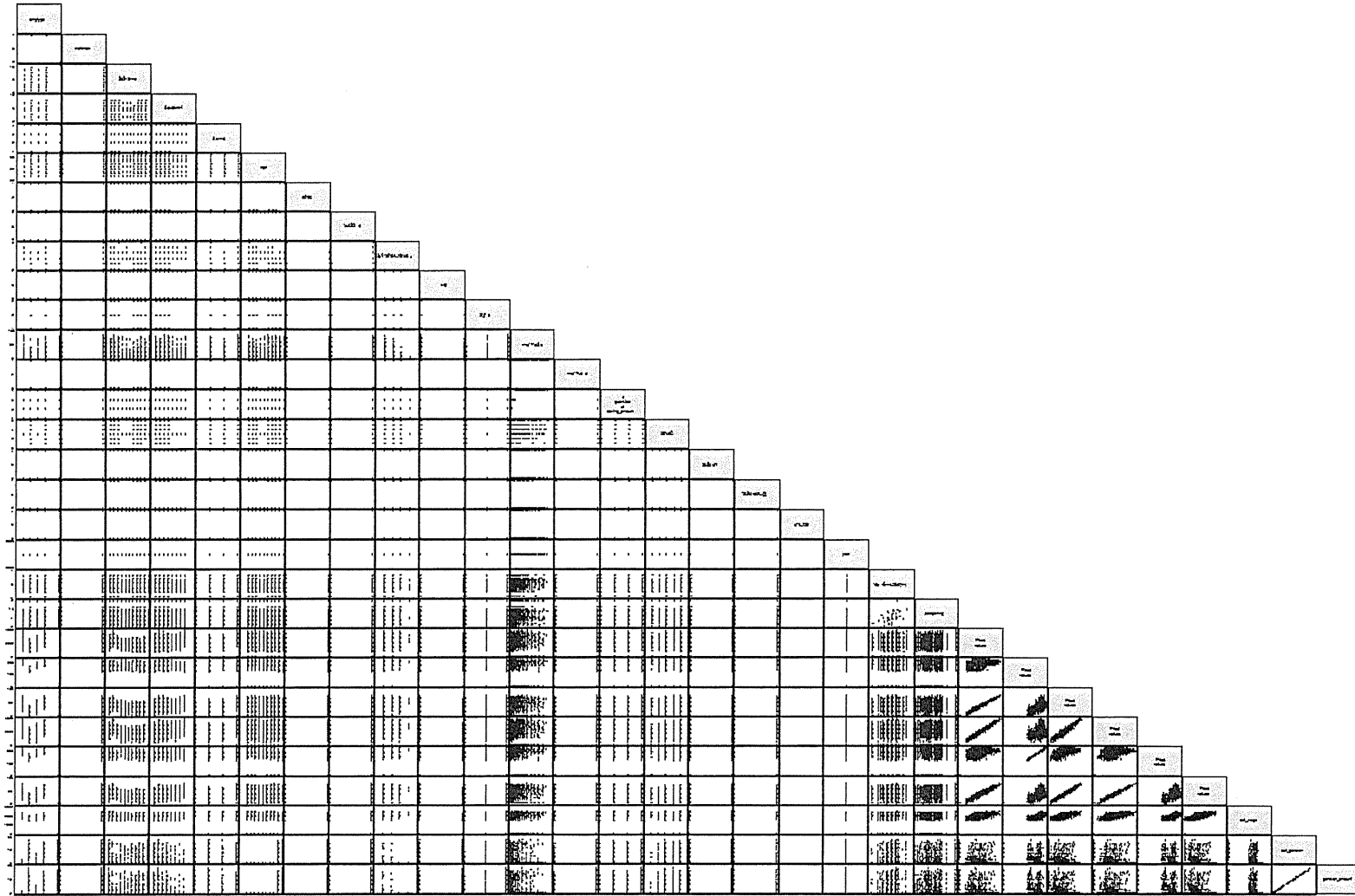
Year=2005



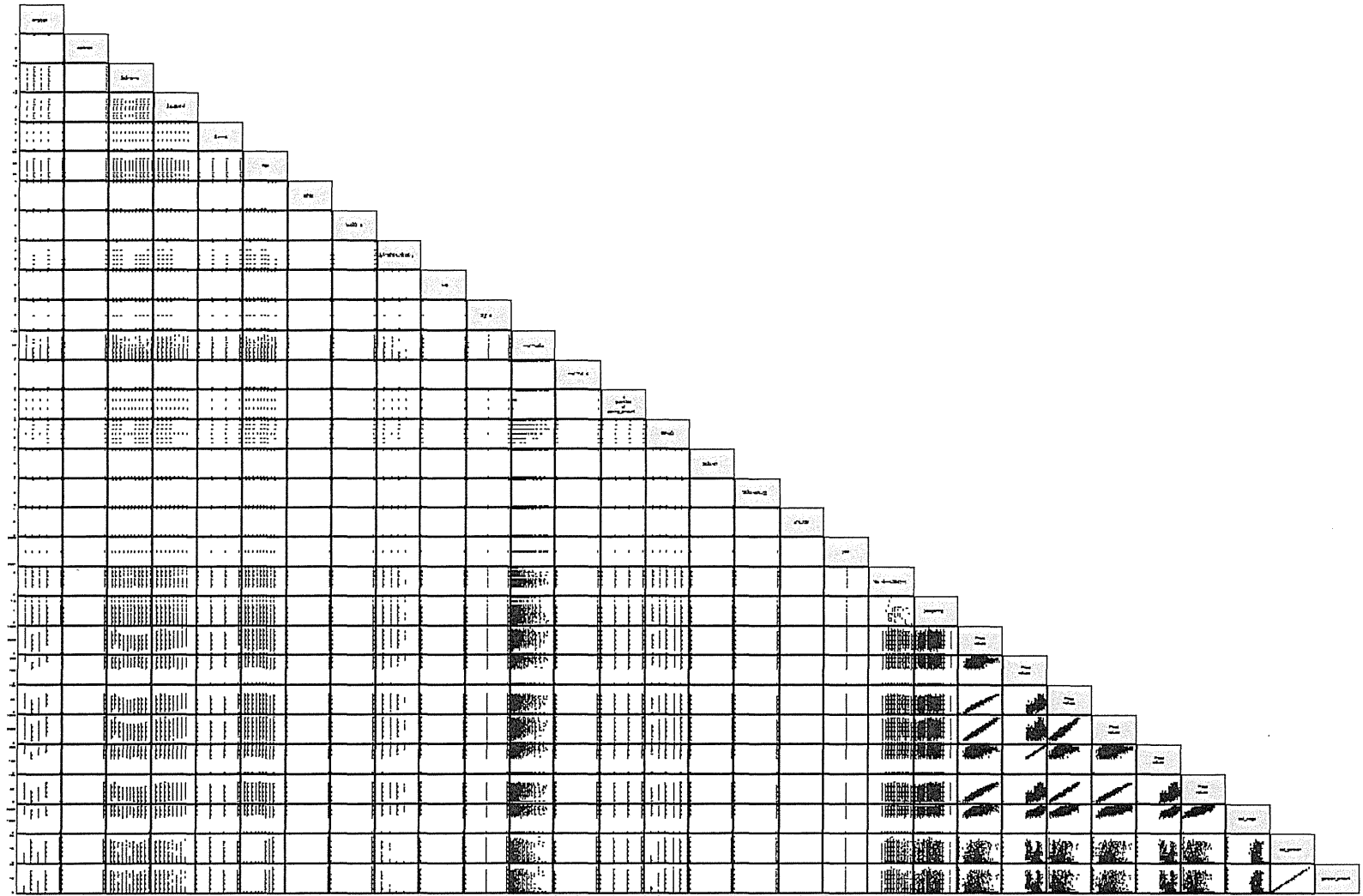
Year=2006



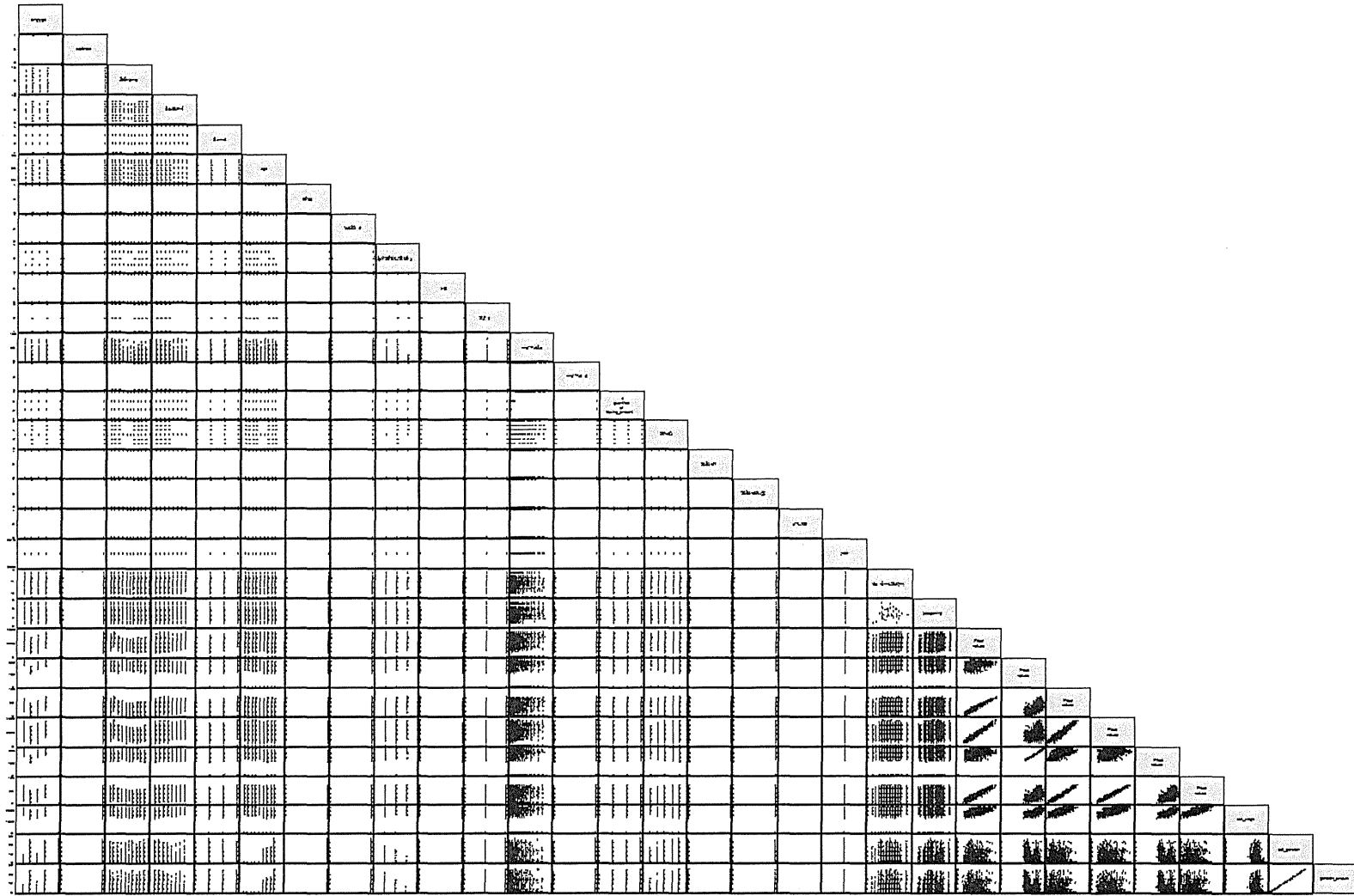
Year=2007



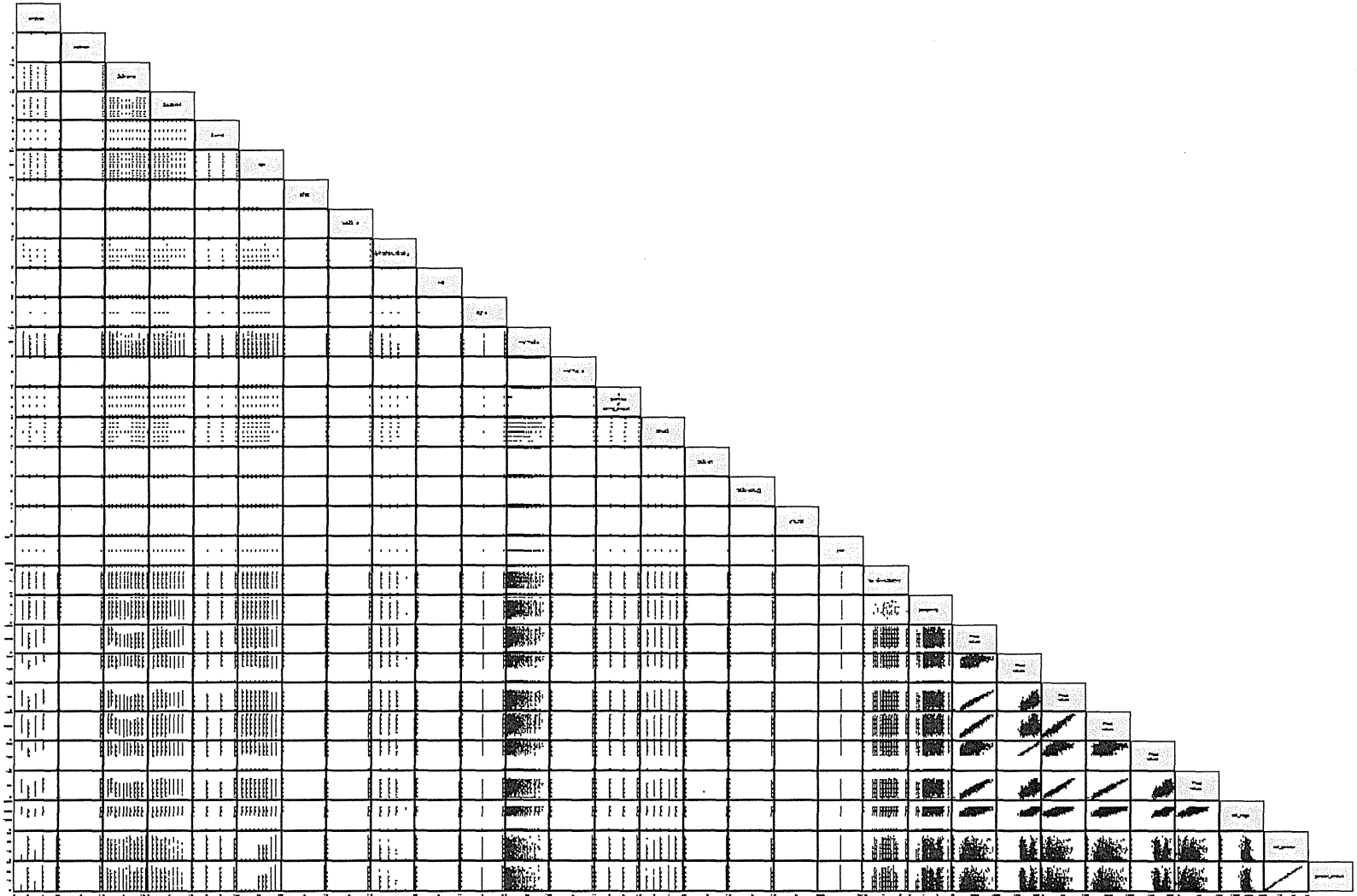
Year=2008



Year=2009



Year=2010



第2章：ワークライフバランス改善に関する次世代法の政策効果 —厚生労働省『21世紀成年者縦断調査』による分析—¹

ニッセイ基礎研究所 生活研究部門 松浦 民恵
ニッセイ基礎研究所 金融研究部門 北村 智紀
ニッセイ基礎研究所 保険研究部門 中嶋 邦夫

<要旨>

本研究は厚生労働省『21世紀成年者縦断調査』を利用して、次世代育成支援対策推進法（「次世代法」）の効果を検証した。この法律は、仕事と育児の両立支援等を通じて、子どもを生み育てる環境を整備することを目的として導入されたものである。なかでも、次世代法で企業に課された一般事業主行動計画の策定・提出義務は、とりわけ育児を担う女性の就業継続支援を狙ったものだといえる。この次世代法は2015年3月までの期限が設けられた時限立法であったが、2014年4月に有効期限がさらに10年延長された。次世代法による今後の政策を検討するうえで、これまでの政策効果を検証することは非常に重要である。しかしながら、次世代法の政策効果に関する研究は、まだ十分蓄積されているとはいえない。本研究では特に3歳以下の子どもを持つ女性のフルタイム雇用者に焦点を当てて、その就業行動を分析した。分析は多項ロジット・モデルを利用した差分法(difference in difference method)を利用した。分析では、データを二つのグループに分けている。一つ目のグループは従業員数が300人以上（法律上は301人以上だが、データの制約上の理由で300人以上としている）のグループである。このグループには、2005年以降、従業員のワークライフバランスを改善するための一般事業主行動計画を作成し、厚生労働省へ提出することが次世代法により義務付けられている。もう一つのグループは従業員数299人以下（法律上は300人以下）のグループである。このグループに対しては、一般事業主行動計画の提出は義務付けられていない。分析の結果、(1)次世代法の効果は非常に限定的であったと言える。従業員300人以上のグループと、それ以下のグループで、従業員の育児休業取得や失業に有意な差はなかった。(2)従業員99人以下の小規模な企業に関しては、育児休業を取得する者が増え、次世代法の効果が限定的ながら認められた。(3)育児休業の取得が増えているトレンドは確認された。しかし、コントロール変数を含めた回帰分析ではこのトレンドは弱まった。さらに失業が抑制される状況は確認されなかった。従って、次世代法それ自身では、女性の就業状況を改善する証拠は少なく、次世代法自体の効果は非常に限定的であったと言える。そのため、女性が仕事と育児を両立させながら就業を継続させるためには、次世代法自体の改善や他の政策との組み合わせが必要だと考えられる。

¹ 慶應義塾大学産業研究所共同研究員・小林徹氏、関西学院大学上村敏之先生、日本労務学会2013年大会及び日本経済学会2013年秋季大会参加者より有益なコメントを得た。この場を借りてお礼申し上げる。もちろん本稿の主張は筆者らの見解であり、本稿に誤りがあればその責はすべて筆者らに帰する。

キーワード：次世代法，一般事業主行動計画，義務化と努力義務化，育児休業，DID，多項ロジット・モデル，成年者縦断調査

1. 問題意識

1-1. 本研究の目的

本研究は，次世代育成支援対策推進法（以下，「次世代法」と呼ぶ）の効果を厚生労働省『21世紀成年者縦断調査』を利用して分析した。初年度は暫定的な分析を行った。研究期間最終年度である今年度は，昨年度の研究結果を再検討し，研究会や学会報告での議論を踏まえデータの構築方法や推計方法を見直して，Kitamura, Matsuura, and Nakashima (2014)でより精度の高い分析を行った。

次世代法は，急速な少子化の進行等のもと，次世代育成支援対策²を迅速かつ重点的に推進し，次代の社会を担う子どもが健やかに生まれ，かつ，育成される社会の形成に資することを目的として，2003年7月に公布（一部同時に施行）された。その後2年の準備期間を経た2005年4月より，従業員数301人以上の企業に対して，仕事と子育ての両立を図るために必要な雇用環境の整備（次世代育成支援対策）を進めるための「一般事業主行動計画」の策定・届出が義務づけられた（従業員数300人以下の企業については努力義務）³。また，次世代法により，行動計画（2年から5年）に定めた目標を達成し以下の8つの認定基準⁴を満たした企業は，申請を行うことによって，「子育てサポート企業」として厚生労働大臣の認定を受け，次世代認定マーク（通称「くるみん」）を広告，商品，求人広告などにつけてアピールできるようになり，最短2年の行動計画が終了した2007年から，実際の認定がスタートしている。

1. 雇用環境の整備について，行動計画策定指針に照らし適切な行動計画を策定したこと。
2. 行動計画の計画期間が，2年以上5年以下であること。
3. 策定した行動計画を実施し，それに定めた目標を達成したこと。
4. 計画期間において，男性労働者のうち育児休業等をしたものが1人以上いること⁵。

² 「次世代育成支援対策」とは，次代の社会を担う子どもを育成し，又は育成しようとする家庭に対する支援その他の次代の社会を担う子どもが健やかに生まれ，かつ，育成される環境の整備のための国若しくは地方公共団体が講ずる施策又は事業主が行う雇用環境の整備その他の取組をいう（次世代法第2条）。

³ 地方公共団体については，「地域の子育て機能の再生」等のための具体的な取組方策を掲げた「市町村行動計画」および「都道府県行動計画」と，団体の職員に関する仕事と子育ての両立支援のための「特定事業主行動計画」の策定が義務づけられている。

⁴ 2008年公布の次世代法改正以降は，「平成21年4月1日以降に新たに策定・変更した行動計画について，公表及び従業員への周知を適切に行っていること」が認定基準に追加されている。

⁵ この基準については，改正次世代法（2008年12月公布）で，300人以下企業に対する特例措置が盛り込まれ，以下の3つのいずれかの基準に緩和された。

①計画期間内に，子の看護休暇を取得した男性従業員がいること（1歳に満たない子のために利用した場合を除く）。

5. 計画期間内の女性労働者の育児休業等取得率が70%以上であること。
6. 3歳から小学校就学の始期に達するまでの子を養育する労働者について、「育児休業に関する制度、所定外労働の制限に関する制度、所定労働時間の短縮措置又は始業時刻変更等の措置に準ずる制度」を講じていること。
7. 次の①～③のいずれかを実施していること。
 - ① 所定外労働の削減のための措置
 - ② 年次有給休暇の取得の促進のための措置
 - ③ その他働き方の見直しに資する多様な労働条件の整備のための措置
8. 法及び法に基づく命令その他関係法令に違反する重大な事実がないこと。

次世代法は、次世代育成支援のための集中的・計画的な取組を促進するために、2015年3月までの期限が設けられた時限立法であった。その後2014年4月に、その有効期限がさらに10年延長された(2025年3月まで)。今後の次世代法の政策内容を検討するうえで、これまでの政策効果を検証することは非常に重要である。しかしながら、次世代法の政策効果に関する研究は、まだ十分蓄積されているとはいえない。本研究の目的は、実態として育児を主に担っている女性の就業行動に焦点を当てて、次世代法の政策効果を検証することにある。次世代法が、どのような企業における、どのような従業員の育児休業取得や就業継続に有効だったのかを、後述するパネルデータをもとに分析することとしたい。

1-2. 次世代法に関する取組の現状と、本研究で想定する仮説

本研究で想定する仮説について述べる前に、次世代法に関する取組の現状を公表データによって概観しておきたい。次世代法の一般事業主行動計画の届出数をみると、従業員数301人以上の企業については、2006年(6月末)に12,929社、2012年(7月末)には14,503社の届出があった(図1)。この規模の実際の企業数(11,954社、総務省「経済センサス」(2012年))を考慮すれば、301人以上企業については、一般事業主行動計画の届出がほぼ浸透したと見て差し支えないだろう。一方、300人以下の企業についても届出数が年々増加しており、特に101~300人企業にも行動計画の届出義務等が課された2011年には、届出数が51,300社まで大きく増加した(前年2010年は24,276社)。300人以下の企業数全体(299人以下が1,662,438社、同)からみると部分的な広がりではあるが、このうち101~300人企業(100~299人が27,856社、同)の届出が27,515社を占めており、この規模については届出がかなり浸透した様子が見えてくる。

[図1：一般事業主行動計画の届出数の推移]

次に、「子育てサポート企業」の認定企業数の推移をみると、届出数に比べれば圧倒的に少ないものの、やはり年々増加している傾向が顕著に読みとれる(図2)。

-
- ② 計画期間内に、小学校就学前の子を養育する従業員に対する所定労働時間の短縮措置を利用した男性従業員がいること。
 - ③ 計画開始3年以内の期間に、育児休業等を取得した男性従業員がいること。

2012年には301人以上企業1,041社、300人以下企業260社、計1,301社が認定を受けている。次世代法による「子育てサポート企業」の認定を取得するために、最も高いハードルは1人以上の男性の育児休業だという声が少なくない一方で、これだけ認定企業が増加しているのだから、このデータだけを見ると、次世代法が男性の育児休業取得にも有効であったように見えなくもない。しかしながら、男性の育児休業取得率は、2004年度(0.6%)に比べると微増しているものの、2012年度でも1.9%に過ぎず、依然として極めて低い水準にとどまっている(図3)。一方、女性の育児休業取得率は2005年から2007年にかけて72.3%から89.7%に上昇し、その後も9割前後となっている。ただし、この育児休業取得率は出産者(男性の場合は配偶者が出産した者)に占める休業開始者の割合であり、出産前に退職した女性等は分母から除外されていることに留意する必要がある。このような現状を踏まえ、本研究で想定する仮説としてまずあげられるのは、「次世代法は、女性の育児休業取得には効果があったが、男性の育児休業取得に関しては十分な効果がなかったのではないか」(仮説A)という点である。次にあげられるのは、「次世代法の政策効果は、企業規模によって異なる」(仮説B)という仮説である。これについてはさらに2つの仮説が考えられる。1つは、次世代法施行当初に少なからず懸念の声があがったように、「一般事業主行動計画の策定・届出が義務化された301人以上については育児休業の取得が進むが、300人以下については十分な効果が得られない」(仮説B-1)という仮説である。もう1つは、その逆で、「301人以上は300人以下に比べれば、もともと育児休業が取得されており、義務化の効果は限定的だ(むしろ、300人以下に対する努力義務化の効果のほうが大きい)」(仮説B-2)という仮説である。どちらも一理ある仮説であるが、いずれにしても企業規模によって政策効果が異なっている可能性は高いと考えられる。

[図2：認定企業数の推移]

[図3：育児休業取得率の推移]

1-3. 育児休業取得に関する政策の変遷と現状

育児休業取得に影響を与える政策は次世代法だけではない。特に2000年代に入ってから、育児休業の取得を後押しする多面的な政策が展開されてきた。そのなかで、育児休業取得に直接的に大きな影響を及ぼすと考えられる次世代法と育児・介護休業法に絞って、次世代法公布以降の法改正等の変遷を整理してみた(表1)。次世代法については、2003年の公布の後、2008年に大きな改正が行われている(101~300人の企業に対する一般事業主行動計画の届出義務化等)。育児・介護休業法については、2004年、2009年に改正法が公布された。2004年の改正では、保育園の待機等の場合での1歳6か月までの休業期間延長が認められ、一定の範囲の期間雇用者が育児休業の対象に含まれることとなった。2009年の改正では、2010年6月30日より、父母ともに育児休業を取得する場合の休業可能期間(原則として「子が1歳まで」から「1歳2ヵ月まで」(休業期間は原則1年のまま))が延長されるとともに、子が3歳になるまでの短時間勤務制度の導入(100人以下企業には2012年7月より適用)が義務化された。

[表 1：育児休業に関連する主な法律の変遷]

1-4. 既存研究

育児休業制度に関する既存研究としては、これまで、出生率や女性の労働供給への影響等の観点から貴重な研究（樋口(1994), 滋野・松浦(2003), 森田・金子(1998), 森田(2005), 吉田・水落(2005), 樋口(2009)等）が蓄積され、多くの研究で、育児休業が出生率を向上させ、女性の労働供給を促進することが実証されてきた。また、育児休業の取得に焦点を当て、その決定要因（脇坂(1999), 樋口・阿部(1999), 西本(2004)等）や阻害要因（脇坂(2002), 佐藤・武石(2004), 武石(2006), こども未来財団(2011)等）を明らかにした有益な研究も蓄積されつつある。一方、次世代法の政策効果に焦点を当てた研究については、まだ蓄積が非常に少ない。そのなかで、水落(2012)は、2002年と2007年の就業構造基本調査を用いて DID 推定により次世代法の影響を分析し、次世代法（一般事業主行動計画の策定・届出の義務化）が出産と女性の就業継続の確率を1%程度上昇させたことを明らかにしている。また、労働政策研究・研修機構(2013)は、①一般事業主行動計画の作成をきっかけに、育児休業制度などを新設・拡充した企業が、300人以上の企業の約4割を占めていること、②一般事業主行動計画作成・くるみんマーク認定企業で、両立支援策の充実、女性の継続就業が進んでいること、③育児休業の利用経験がある割合をみても、300人以上企業ではくるみん認定企業が特に高いこと、等を明らかにしている。

1-5. 分析に使用する調査とデータ

本研究の分析に使用する調査は厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」である。第1回は2002年に、全国の20～34歳（2002年10月末現在）の男女およびその配偶者を対象として実施された。配偶者票については、以下の基準で対象が選定されている。

・第1回時点で男性票、女性票の配偶者で、年齢が19歳以下35歳以上であった者（20～34歳の配偶者には男性票もしくは女性票が配布される）。

・第2回以降は、男性票、女性票の対象者の、新たな配偶者となった者

その後第10回（2011年）まで基本的に毎年同一の対象者に対して調査が継続されてきたが、第11回（2012年）では、対象者が2012年時点の20～29歳男女（およびその配偶者）に変更されている。調査は毎年11月に実施されている。2002年から2009年および2012年は、調査員による訪問配布、訪問（密封方式）回収によって実施されたが、2010年と2011年は、厚生労働省が対象者に調査票を送付し返送してもらうという郵送配布・郵送回収方式がとられた。第1回調査（2002年）には育児休業に関する設問項目がないため、分析においては、第2回（2003年）から第9回（2010年）までの個票データを使用する。第1回（2002年）の調査対象は35,448で、うち29,052（うち男性票13,501、女性票13,924、配偶者票（男性用）1,390、配偶者票（女性用）237）が有効票として回収された（有効回収率82%）。その後第9回調査（2010年）では、調査対象が18,910、有効回収が13,063（うち男性票4,984、女性票6,039、配偶者

票（男性用）1,393、配偶者票（女性用）647）となっている（有効回収率 69%）。

2. 分析その1～育児休業取得率の年次推移と DID

2-1. 分析の内容

育児休業の取得有無は、当初「この1年間に会社等にお勤めの経験がある方（アルバイト、パート等を含む）で、かつ、この1年間に小学校入学前だったお子さんがいらっしゃる方」に対する設問だったが、途中から後半の条件が「かつ現在、3歳未満のお子さんがある方」に変更されている。調査年による回答対象の相違を是正するために、いずれの調査年も3歳未満の子を持つ者を分母として育児休業取得率を算定し、2003年から2010年の推移を、男女、企業規模それぞれにみる。なお、育児・介護休業法で規定されている育児休業は原則として1歳までなので、1歳未満の子を持つ者を分母とする育児休業利用率の推移もみておきたい。

本研究の目的は育児休業取得に対する次世代法の政策効果を検証することであることから、次に、2003～2004年と2005年以降で育児休業取得率に差があるかどうかを、一般事業主行動計画が義務化された301人以上の企業と、努力義務化された300人以下の企業に分けてみることにしたい。その際、配偶者票には勤務先の従業者数が設問項目に含まれていないことから、本人票（男性票および女性票）に関する個票データを使用することとしたい。また、これらの分析は、1年前の調査で、現在所得を伴う「仕事についている」もしくは「仕事についているが、休業中（育児休業、介護休業など）である」と回答し、かつ民間企業の「正規の職員・従業員」であったサンプルを対象として行う。「正規の職員・従業員」に分析対象を限定するのは、2004年までは期間雇用者は原則として育児休業の対象外であり、2005年以降も、育児休業の適用は一定の範囲の期間雇用者にとどまっているためである。1年前の調査時点での就業状況で、分析対象を判断するのは、出産のために離職した「正規の職員・従業員」を分析対象に含めるためである。さらに、勤務先が民間企業のサンプルに分析対象を限定するのは、民間企業と公務では、次世代法による政策の内容が異なるためである。たとえば、市町村、都道府県、国及び地方公共団体の機関等についても行動計画の届出が義務づけられているが、子育てサポート企業の認定制度はない。

2-2. 分析結果と考察

表2は、3歳未満の子を持つ者、1歳未満の子を持つ者を分母（育児休業取得有無について無回答の者を含む）として算出した育児休業取得率の推移を、企業規模（1年前の調査の勤務先の従業者数）別にみたものである。まず、3歳未満の子を持つ女性について育児休業取得率の推移をみると、300人以上の企業では2004年の38.5%から、2005年には49.0%まで上昇し、さらに2009年に63.6%になった後、2010年に41.3%に低下している。299人以下の企業については、2003年の27.9%、2004年の36.5%から、2005年には42.9%に上昇しているものの、その後は伸び悩み、2009年には37.2%まで低下し、2010年には43.3%と又上昇に転じている。1歳未満の子を持つ女性の育児休業取得率については、いずれの規模も3歳未満の子を持つ女性の場合より高いが、300人以上では2009年をピークに低下し、299人以下では2008年をピークに低下して

2010年に上昇に転じるという、年次推移の大まかな傾向は似通っている。ただし、1歳未満の299人以下については、2004年と2005年で育児休業取得率がほぼ横ばい（やや低下）という結果になっている。一方、男性の育児休業取得率はいずれの年、いずれの企業規模でも非常に低く、顕著な傾向が読み取れないが、やはり2009年以降は若干低下している。男女とも、2008年もしくは2009年の後に育児休業取得率が低下していることについては、2008年9月のリーマンショックを契機とした経済環境の低迷が大きく影響している可能性がある。

[表2：育児休業取得率の推移]

表3は、企業規模と調査年別に、主な政策の影響を整理したものである。本研究の目的は2005年に施行された次世代法の効果を評価することだが、育児休業取得に影響を及ぼすのは、次世代法だけではない。次世代法以外に育児休業取得に特に影響を及ぼす政策という意味では、2005年以降には2004年公布の改正育児・介護休業法の影響が、2010年には2009年公布の改正育児・介護休業法の影響が、一部含まれると考えられる。ただし、2004年公布の育児・介護休業法改正は、保育園の待機等一定の事由に該当する場合の休業期間の延長にとどまっており、育児休業取得率に大きな影響を及ぼすとは考えにくい。また、①2010年調査は11月に実施されており、2009年公布の改正育児・介護休業法の施行後間もないため、影響は限定的だと考えられること、②2009年公布の改正内容は父親の育児休業取得を促すことを主な目的とするものであること、から、これについても育児休業取得率に及ぼす影響は少ないと推測される。さらに、育児・介護休業法の改正は2010年改正の一部を除き、企業規模にかかわらず適用されていることから、次世代法の一般事業主行動計画の策定・届出の義務化（301人以上）もしくは努力義務化（300人以下）の政策効果の相違については、育児・介護休業法はおおむね影響しないと考えられる。そこで、ここでは2003～2004年と2005～2010年の育児休業取得率を比較することによって、2005年の一般事業主行動計画の法定化に効果があったか、さらに法定化のなかでも義務化と努力義務化で効果に相違があったかといった点について、さらに詳しくみていきたい。

[表3：主な政策の影響（2003～2010年）]

表4は、2005年以降、育児休業取得率に変化がみられた女性について、2003～2004年と2005～2010年の育児休業取得率の差をみたものである。1年前に300人以上の企業に勤務していた、1歳未満の子を持つ女性を分母とする育児休業取得率を除けば、いずれのケースも、2003～2004年から2005～2010年の増加が有意な差となっている。

さらに詳しくみると、299人以下では3歳未満の子を持つ女性で9.2ポイント、1歳未満の子を持つ女性で7.2ポイント、300人以上では同6.8、5.7ポイント増加している。義務化と努力義務化の差として、300人以上の増加分から299人以下の増加分を差し引いた値（表中のD-C）をみると、3歳未満の子を持つ女性では-2.4ポイント、

1歳未満の子では-1.5ポイントに過ぎない（むしろ299人以下の育児休業取得率増加幅のほうが大きくなっている）。なお、男性の育児休業取得率については、どの区分においても、2003～2004年と2005～2009年で有意な差がみられなかった。

[表4：政策効果の比較（2003～2004年と2005～2010年）－女性について]

3. 分析その2～女性の育児休業取得状況に関する多項ロジット・モデル

3-1. 分析の内容

分析その1では、パネルデータをもとに2005年以降の政策効果を概観したが、次世代法の政策効果をより正確に評価するためには、2003年から2010年間の経済環境の変化を含めて、政策効果以外に育児休業取得に影響する変数をコントロールして回帰分析を行う必要がある。そこで、分析その2では、サンプルの構造上、回帰分析に耐える女性について、育児休業取得状況を被説明変数とするプール回帰分析を行う（分析対象を女性票に限定する）。推計モデルとしては、育児休業取得有無を被説明変数とするプロビット・モデルと就業行動を表す「就業者」「育児休業」「無職」「その他休業」を被説明変数とする多項ロジット・モデルを検討した。前者のプロビット・モデルについては2つの問題がある。まず、育児休業の取得有無に関して無回答が多く、無回答の数が推計結果に大きな影響を及ぼすという問題がある。無回答を除いた推計は実態を表していない懸念が大きい一方で、無回答を0とする推計も根拠が希薄である。次に、「育児休業取得」以外には、育児休業を取得しないで就業しているケース、育児休業を取得しないで退職したケースの双方が、「育児休業取得」についてもその後退職したケースまでが含まれることになる。つまり、まったく意味が全く異なる状況を混在させて政策効果を推計することになってしまうという問題がある。一方、多項ロジット・モデルについては、「就業者」「育児休業」「無職」「その他休業」という状況を区分して推計することが可能であり、より正確に女性の就業行動を把握し、次世代法の政策効果を明らかにすることができると考えられることから、本稿では、多項ロジット・モデルの推計結果を示すこととしたい。なお、多項ロジット・モデルによる推計は、このなかの「就業者」を基準として行うこととする。

推計モデルで利用する被説明変数である育児休業取得状況については、表5の考え方で作成した。「仕事についている」（就業者）かつ、この1年間に育児休業制度の「利用なし」もしくは制度利用が「無回答」の場合は、「1.就業者」として区分した。次に、「仕事についている」（就業者）かつ、この1年間に育児休業制度の「利用あり」、もしくは「仕事についているが、休業中（育児休業、介護休業など）である」（休業中）かつ、この1年間に育児休業制度「利用あり」については、「育児休業」に区分した。「仕事についているが、休業中（育児休業、介護休業など）である」（休業中）でこの1年間に育児休業制度の「利用なし」もしくは「無回答」については「その他休業」とした。最後に、「仕事についていない」については、この1年間の育児休業制度利用有無の回答結果にかかわらず、「無職」とした。つまり、育児休業を取得して1年以内に退職したサンプルはこの「無職」に含まれる。

[表 5：被説明変数作成の考え方]

推計モデルで利用する説明変数は表 6 のとおりである。コントロール変数のうち、経済変数として投入する地域別失業率、地域別インフレ率、株価収益率以外のデータは、パネルデータにあるデータから変数を作成する。説明変数のなかで特に注目すべき政策変数は、2005 年以降ダミー、従業者数のダミー変数と 2005 年以降ダミーの交差項である。2005 年以降ダミーは、2005 年以降の一般事業主行動計画策定・届出の法定化の影響をみるための変数である。交差項は、法定化のなかでも、301 人以上の企業に対しては義務化を課したことに対する政策効果、すなわち義務化が努力義務化に比べてより大きな政策効果があったかどうかをみるための変数である。

[表 6：説明変数の定義]

3-2. 分析結果と考察

表 7 および表 8 は多項ロジット・モデルによって女性の就業行動の決定要因を推計したものである。ここでは代表的な推計結果のみを示している。表 7、表 8 とともに、分析の前提条件別に 3 つの推計結果を示す。分析の前提条件として、1 年前の雇用形態が正規の職員・従業員であることは共通である。一方、1 年前の就業有無については、「就業者中（休業を除く）」か「就業者中（休業を含む）」でパターンを区分している。また、子どもの年齢については、1 歳未満もしくは 3 歳未満でパターンを区分している。整理すると、パターン 1 は「就業者中（休業を除く）」「3 歳未満の子どもあり」、パターン 2 は「就業者中（休業を含む）」「1 歳未満の子どもあり」、パターン 3 は「就業者中（休業を含む）」「3 歳未満の子どもあり」を前提とした推計結果である。なお、表 11 に、推計に使用する被説明変数および説明変数の記述統計量を推計パターン別に示す。なお、この組み合わせで最も厳しい前提条件にあたる「就業者中（休業を除く）」「1 歳未満の子どもあり」については、他のモデルと同様の説明変数を投入したモデルが 100 回の反復を経ても収束しなかったため、本文中には掲載していない。

まず、表 7 は従業者数 300 人以上ダミーを使用したモデルである。まず、被説明変数「育児休業」に関して政策変数をみると、最も緩やかな前提条件である「就業者中（休業を含む）」「3 歳未満の子どもあり」については、2005 年以降ダミーが正に有意になっている。一方、交差項については、いずれのパターンも有意にならなかった。なお、従業者数 300 人以上ダミーについては、いずれのパターンでも正に有意になっている。その他のコントロール変数については、被説明変数「育児休業」に関する結果をみると、専門学校・短大・高専ダミー、大学・大学院ダミーがいずれのパターンでも正に有意になっている。すなわち、最終学歴が高いほうが育児休業を取得しやすい傾向が読み取れる。一方、親同居ダミーはいずれのパターンでも負に有意となっており、親が同居していると育児休業を取得せず、産休明けで復帰する可能性が高いことが示唆されている。仕事内容については、パターン 2 で管理的な仕事ダミーが正に、パターン 3 でサービスの仕事ダミーが負に、有意になっていることが注目される。管理的な仕事では、一定の裁量性を持って働けることが、育児休業の取得しやす

さにつながっている可能性がある。なお、農林漁業の仕事ダミーについては、いずれのパターンでも負に有意になっている。本人の年齢、待機児童 1000 人以上都道府県ダミー、経済変数に関する結果については、被説明変数「育児休業」だけでなく、被説明変数「無職」についても言及しておきたい。まず、本人の年齢は「育児休業」についてはパターン 1 とパターン 3 で、「無職」についてはいずれのパターンでも負に有意になっており、年齢が高いと、育児休業を取得しないで、就業し続ける傾向がみてとれる。次に、待機児童 1000 人以上都道府県ダミーは、「育児休業」「無職」のいずれについても、パターン 1 とパターン 3 で正に有意になっている。つまり、待機児童が多い都道府県では、育児休業を取得する傾向が強いと同時に、無職になる可能性も高いことが示唆されている。最後に、経済変数についてみてみよう。地域別失業率は、「育児休業」についてはいずれのパターンでも、「無職」についてはパターン 1 とパターン 3 で負に有意になっている。つまり、失業率が高まると就業を継続する傾向が強くなる一方で、育児休業の取得は阻害される懸念が大きい。株価収益率は、「育児休業」についてはパターン 1 とパターン 3 で負に、「無職」についてはパターン 1 とパターン 3 で正に有意になっている。景気がよくなることで、就業する必要性が低くなり退職する傾向が強くなる一方で、業務が多忙になり、育児休業が取得しにくくなる可能性が考えられる。

この推計結果をまとめると、次世代法の一般事業主行動計画の策定・届出の法定化は、育児休業の取得に一定の効果を及ぼしたと考えられるが、策定・届出に関する義務化と努力義務化の間には、政策効果に相違がみられなかったということになる。ただし、2005 年以降ダミーが有意なのはパターン 3 のみであること、パターン 1 と 3 については、2005 年以降ダミーが被説明変数「無職」にも正に有意になっていることを踏まえると、その効果は限定的であり、十分な効果があったとはいえない状況にある。また、パターン 3 については、1 年前の休業者も分析対象に含んでいることから、系列相関（1 年前に休業していれば、その翌年も休業しやすい）によって係数が過大になっている懸念がある。

従業者数については、300 人以上ダミーの他にも 100 人以上ダミー、500 人以上ダミー、1000 人以上ダミー、5000 人以上ダミーを投入して推計したが、唯一、交差項が有意になったのは 100 人以上ダミーの推計結果だけであった。その結果を表 8 に示す。被説明変数「育児休業」に関する政策変数をみると、パターン 1 とパターン 3 で 2005 年以降ダミーが正に有意になっている。ただし、300 人以上ダミーの推計結果と同様、被説明変数「無職」についても、パターン 1 とパターン 3 で 2005 年以降ダミーが正に有意になっていることに留意する必要がある。交差項はパターン 3 で負に有意になっている。これは、100 人以上の企業のほうが育児休業である割合が低くなるということであり、裏返せば、100 人未満の企業のほうが育児休業を取得されやすくなったと解釈できる。すなわち、一般事業主行動計画の策定・届出について、義務ではなく、努力義務が課された 300 人以下の企業のうち、もともと制度の整備が相対的に遅れていた 100 人未満の企業において、努力義務化の政策効果があったと考えられる。その他のコントロール変数については、300 人以上ダミーの推計結果と概ね同様の傾向がみてとれる。

- [表7：多項ロジット・モデルの分析結果（従業者数300人以上ダミー）]
 [表8：多項ロジット・モデルの分析結果（従業者数100人以上ダミー）]
 [表9：推計パターン別 使用変数の記述統計量]

これまでの分析結果をみる限り、1.2で述べた仮説A（男性の育児休業取得には十分な効果がなかった）と仮説B（規模によって効果に相違がある）の双方が概ね支持されている。仮説Aに関しては、今後、こうした男女間での政策効果のアンバランスを是正していく必要性の高さが示唆されている。また、仮説Bについては、仮説B-2（むしろ、300人以下に対する努力義務化の効果のほうが大きい）が部分的に（100人未満で政策効果）支持された。ただし、企業規模全体としての政策効果（2005年以降ダミー）も100人未満の企業に対する政策効果も、有意性が認められたのは一部のモデルにとどまっている。むしろ、一部のモデルでは、2005年以降ダミーが無職に対して正の効果を及ぼしている。したがって、これらの結果をみる限り、政策効果が強固に実証できたとは到底いえない。

4. 女性の就業行動に関する追加分析

Kitamura, Matsuura, and Nakahsima(2014)は、前年度の分析結果を再検討し、研究会や学科報告等による議論を踏まえ、次世代法の効果について詳細かつ追加的な分析を行っている。仕事内容及び収入の定義を変更や、回帰分析の推計方法等を精査し、より検証の制度を高めている。

女性の就業行動を分析するための被説明変数は、これまと同様に就業行動（status）である。この変数は、育児休業取得ダミーと就業状況を表す変数（workstatus）の2つの変数から構築する。この理由は、育児休業取得ダミーは全回答者が回答していないと考えられることと、就業状況を表す変数（workstatus）だけでは育児休業取得とその他の休業取得が区別できないからである。被説明変数（status）の構築方法は表5（被説明変数作成の考え方）と同様である。分析対象は昨年の分析と同様、調査1年前に正社員として就業中の女性であり、以下の条件(A)～(D)のもとで推計を行った。

- ・ 条件（Condition）(A)：調査1年前に就業中（「育児休業」「その他休業」を含む）で、調査時点で3歳以下の子を持つ
- ・ 条件（Condition）(B)：調査1年前に就業中（「育児休業」「その他休業」を含む）で、調査時点で1歳以下の子を持つ
- ・ 条件（Condition）(C)：調査1年前に就業中（「育児休業」「その他休業」を除く）で、調査時点で3歳以下の子を持つ
- ・ 条件（Condition）(D)：調査1年前に就業中（「育児休業」「その他休業」を除く）で、調査時点で1歳以下の子を持つ

表10は本節で使用したデータの記述統計である。表11は全体データ及び条件(A)～(D)別の被説明変数（status）のサンプル数である。表12は条件(A)～(D)別で被説明変数（status）のサンプル数の年毎の推移である。

[表 10：記述統計]

[表 11：被説明変数 status の条件別サンプル数]

[表 12：被説明変数 status のサンプル数の推移]

表 13 は 2005 年前後で育児休業選択率の差異を示している。育児休業選択率とは就業と育児休業の合計に占める育児休業の選択割合である。失業、その他休業は除いてある。条件(A)では全企業及び従業員数 299 人以下、条件(B)では全企業の場合、条件(C)では全企業及び従業員数 299 人以下で、2005 年以降に有意（5%水準）に育児休業選択率が増加している。このことから、相対的に小規模の企業において、育児休業選択率が高まっていると考えられる。

[表 13：2005 年前後での育児休業選択率の差異]

表 14 は 2005 年前後で失業選択率の差異を示している。失業選択率とは被説明変数 (status) 全体に対する失業を選択した割合である。条件(B)における従業員 299 人以下の場合を除き、失業選択率に有意な差はなかった（5%水準）。

[表 14：2005 年前後での失業選択率の差異]

表 15 は多項ロジット・モデルの推計結果である。被説明変数は就業行動を表す status である。就業、育児休業、失業、その他休業のいずれかの値をとる。政策効果を測る変数として 2005 年ダミー、企業サイズを区別するダミー、及びこれらの交差項を利用している。企業サイズを区別するダミーは、従業員数 100 人以上ダミー (Lcomp100)、従業員数 300 人以上ダミー (Lcomp300)、従業員数 500 人以上ダミー (Lcomp500)、あるいは従業員数 1000 人以上ダミー (Lcomp1000) のいずれかである。

推計結果は就業を基準とした相対的な効果である。被説明変数 status が育児休業である場合に関しては、2005 年ダミーが有意であり、2005 年以降育児休業を選択する確率が高まっている。各企業サイズダミーは何れも正で有意であり、大企業ほど育児休業を選択する確率が高い。しかし、ほとんどの交差項は有意ではなく、次世代法の育児休業取得促進に対する効果は確認されなかった。唯一の例外として、2005 年ダミーと従業員数 100 人以上ダミーの交差項は負で有意であった。これは 100 人以下の小さな企業で育児休業の選択確率が有意に高まっていることを表している。これは 100 人以下の企業は一般事業主行動計画の作成が義務化されていないが、次世代法のアナウンスメント効果があったと解釈される昨年の推計結果と整合的である。この結果は他の説明変数を追加した場合も同様な結果であった。

また、被説明変数 (status) が失業である場合に関しても、政策効果を検証する 2005 年ダミー、企業サイズダミー、交差項のいずれも有意ではない場合が多く、失業を低減するという次世代法の効果は確認されなかった。

[表 15：多項ロジット・モデル推計結果－2005 年ダミーの場合]

表 16 も、就業行動を表す status を被説明変数とする多項ロジット・モデルの推計結果である。ここでは、政策効果を測る変数として、2005 年ダミーの代わりに 2006 年ダミーを使って検証を行った。次世代法は 2005 年より義務化されたが、実際の効果は 2006 年以降に現れる可能も考えられるからである。しかし、推計結果は表 15 とほぼ同様な結果であった。

[表 16：多項ロジット・モデル推計結果－2006 年ダミーの場合]

表 17 は多項ロジット・モデルによる限界効果である。従業員数は 300 人で区別している。コントロール変数は利用していない。次世代法の効果は、交差項 Year2005×L.compsize300 に現れるはずだが、条件(A)～(D)のいずれも有意ではなく、効果は確認されなかった。

[表 17：多項ロジット・モデル限界効果－従業員 300 人で区別・コントロールなし]

表 18 は、コントロール変数を含む多項ロジット・モデルによる限界効果である（従業員数は 300 人で区別）。ここでも交差項 Year2005×L.compsize300 は、条件(A)～(D)のいずれでも有意ではなく、次世代法の効果は確認されなかった。

[表 18：多項ロジット・モデル限界効果－従業員 300 人で区別・コントロールあり]

表 19 は多項ロジット・モデルによる限界効果である。従業員数は 100 人で区別している。コントロール変数は利用していない。条件(A)では、被説明変数の就業（Work）で交差項が正で有意、育児休業（childcare leave）で交差項が負で有意であった。これは、言い換えると、従業員数 100 人未満の小規模企業では、次世代法により、女性が育児休業を取得する傾向は強くなったものの、就業継続にはつながっていないと解釈できる。失業についても、交差項は条件（B）を除けば有意ではなく、失業を減らす効果も十分に確認されなかった。このように、次世代法の効果は、最も条件が緩い条件(A)ではわずかにみられるものの、その他の条件では確認されず、効果は限定的であったと言える。

[表 19：多項ロジット・モデル限界効果－従業員 100 人で区別・コントロールなし]

表 20 は多項ロジット・モデルによる限界効果であり、従業員数は 100 人で区別しており、コントロール変数も追加した推計結果である。コントロール変数がない表 19 と同様に、条件(A)では交差項が、被説明変数の就業（Work）で正に有意、育児休業（childcare leave）で負に有意になっている。また、条件（c）でも就業（work）で交差項が正に有意になっている。つまり、前述のとおり、従業員数 100 人未満の小規模企業では、次世代法により、女性が育児休業を取得する傾向は強くなったものの、