

大店法改正と地域労働市場

岡 本 弥

I. はじめに

わが国の流通業については、かねてから多段階性¹⁾や複雑な商慣行²⁾に付随する閉鎖性及び不透明性がたびたび指摘されてきた。その中心をなす小売業についても、激しい国際競争にさらされている製造業と比べると改革志向に乏しいとみられることや、また収益性が低いとみられる零細小売店舗数が高水準で維持されてきたことなどを例に挙げ、非効率的な側面について活発に議論が行われてきた。それらの維持を可能にした大きな要因の一つは大規模小売店舗法（以下「大店法」）の存在であったといわれる。

大店法は1974年に施行された。当初は「消費者利益の保護」，「中小小売業の事業機会確保」，「小売業の正常な発展」の3つを目的としていた。しかし、時間が経つにつれ、運用目的が小規模小売業者の利益擁護に狭められるようになり、それらと競争する立場にある百貨店

やスーパーマーケットなどの大型店を対象とした過度な出店規制といった側面が強化された。経済厚生 of 低下を引き起こすとの懸念もたびたび示されるなか、数度の改定を経て、大型店に対する規制は一層強められることとなった。

しかし、1980年代後半以降、米国をはじめ、諸外国によるわが国の流通分野への参入意欲が高まったことで、その問題点に注目が集まり、しだいに、規制緩和あるいは撤廃要求が強まった。また当時、国内においても行政改革の機運が高まっていたことが追い風となり、日米構造協議が行われた1989年以降段階的な見直しが行われ、そして1992年に大幅な改正法が施行された。これにより、大型店の地域参入が促され、進出地域で既存の零細的な小売業者との間で競争が活発化した。その結果、競争余力に乏しい零細的な小売業者の経営がしだいに圧迫され、経営者の高齢化や後継者不足も相まって、廃業せざるをえないケースが増加したといわれる³⁾。廃業を余儀なくされた零細小売業の経営者の多くは高齢者であった。そのため、再就職先を見つけることが非常に困難であったことから、深刻な雇用問題と捉えられた。他方、進出した大型店においては、パートタイマーやアルバイトなどの非正規就業者が中心ではあったものの、新たに多く雇用が創出されるなど、労働需要を高める側面ももっていた。

受付日 2011年12月26日，受理日 2013年1月17日

- 1) 流通業は、製造業者、卸売業者、小売業者及び最終消費者が結び合って財・サービスの取引を行う「縦の組織」と、財・サービス毎に卸売業者・小売業者が相互に競争を行う「横の組織」によって形成されているが、わが国の場合、製造業者から最終消費者に至る「縦の組織」に、諸外国に比べてより多くの段階が存在することが、かねてから指摘されている。
- 2) メーカーや問屋が小売店での価格をコントロールしようとする再販価格維持行為やメーカーと問屋や小売店との間の支払いに関する様々なバート、商品の返品に関する返品制などがその代表例とされる。

3) Genda and Kambayashi [2002] は、わが国の自営業者の長期的減少傾向の一因として、地方における小売業者数の減少の影響を示唆している。

本稿の目的は、1992年の大店法の大規模改正が、地域労働市場の雇用動態にいかなる影響を与えたかを検証することである。具体的には、その影響によって、実際に零細な小売業者が減少したか、またそうであったとすれば、労働力間の代替にどのような影響を与えたか、またその影響によって増加したといわれるパートタイム・アルバイトなどの女性の非正規労働者の就業に対する影響についてそれぞれ検証する。次節では、大店法の規制内容及び規制緩和への経緯について簡単に説明し、第Ⅲ節で先行研究を紹介する。第Ⅳ節で実証分析を行い、第Ⅴ節はまとめである。

Ⅱ. 大店法の内容と規制緩和への変遷

先述のとおり、大店法の規制対象はスーパーマーケット等の大型店舗であり、それらの新築や増設に際して規制が行われた。具体的には、大規模小売店舗業者が、延床面積が1500m²（都特別区・指定都市は3000m²）以上である「第1種大規模小売店舗」の新築・増設を行う場合に、小売業者、消費者及び学識経験者によって構成される商業活動調整協議会（以下「商調協」）との調整を義務付けた。出店調整の担い手である商調協の役割や権限が明確に規定されていなかったこともあって、期待された調整機能が十分には発揮されず、大型店の参入障壁を高める効果しかもたなかった。1979年に初の改正法が施行されたが、大型店の参入障壁としての機能はさらに強化された。具体的には、調整の対象となる店舗面積の下限が、従来の1500m²から500m²へと引き下げられ、新たに対象となった店舗は、「第2種大規模小売店舗」（売場面積500m²超1500m²未満、但し都特別区・政令指定都市は同500m²超3000m²未満）と呼ばれた。規制強化という点で、調整対象の拡大と同様に重要なのは、「第2種大規模小売店舗」の出店の許認可が、地方自治体に委ねられたことである。

これによって、大店法の規制の影響が、地域によって異なる状況が生まれたと推測される。また1982年には、通商産業省（現経済産業省）より、大規模店の出店が相当水準に達している地域や小規模市町村への当面の出店自粛を指導する暫定的措置がとられ、国と地方の両方で大店法の規制強化が進められた。これ以降、しばらく、大規模小売店舗の出店数は減少を辿った。

しかし、1980年代の後半から、海外からのわが国の流通機構に対する批判が強まり、国内的にも行政改革機運が高まることで、大店法の見直しを検討されはじめた。国内では、臨時行政改革推進審議会が、公的規制の緩和に関する答申で、自由競争を遵守するメリットを確認し、大店法について、法にもとづいた運用と調整手続きの簡素化及び明確化を求めた。海外に目を向ければ、1989年の日米構造協議の際に、米国によって大店法が輸入の拡大を阻害している可能性があるという見解が示され、廃止を強く要望した。その結果、段階的な規制緩和が確約され、1990年5月には運用適正化がはかられた。さらに、1991年9月に改正法が公布され、1992年1月に施行された。この改正によって、大型店の出店を調整してきた商調協が廃止されたほか、地方自治体毎に独自に設定されていた追加的な規制が、事実上効力をもたなくなるなど、大店法のもつ出店規制としての側面は大きく後退し、その結果、各地でショッピングセンターなどの進出が活発となった。

Ⅲ. 先行研究

（1992年に実施された）大店法の大規模改正以前の小売業の非効率性に関する研究に、山下他（1992）がある。山下他（1992）は、1979年以降に、先に述べたような、地方自治体が独自に設定した規制¹⁾について行われたアンケート結果を利用し、地域毎の独自規制の強さと、大規模小売店舗数との関係を分析した。その結果、

地域毎の独自規制に大規模小売店舗の参入を抑制する効果があることを明らかにした。また Nishimura and Tachibana (1996) は、山下他 (1992) で用いられたものと同様のデータから、地域毎の独自規制の程度を数値化し推計に用いることで、大規模小売店舗の従業員一人当たりの販売額が、独自規制が厳しい地域で有意に高いことを明らかにした。これについては、独自規制の影響によって、大型店の参入コストが高まり、参入後の販売価格に転嫁されたためと説明している。

本稿の分析で注目する 1992 年の大店法の大規模改正の影響と、労働市場の動向との関係について論じた先行研究は、ほとんど存在しない。そのようななか、仁田 (2003) は、1992 年の大店法の大規模改正の影響によって、大規模小売セクターにおいては労働需要が増加したが、正規雇用ベースで見れば、零細小売セクターでの労働需要減少を補いきれていないとして、その乖離分が、パートタイムなど非正規労働者に振り替わるなど、地域の就業構造が弾力的に変化した可能性を示唆している。

次節では、仁田 (2003) が指摘したように、1992 年に実施された大店法の大規模改正が、実際に地域の雇用状態に影響を与えたかについて、実証分析を行う。

IV. 実証分析

1 零細小売業者数に対する影響分析

まず、1992 年に実施された大店法の大規模改正が、零細小売業者数にいかなる影響を与えたか

を検証する。

被説明変数には、経済産業省『商業統計調査報告』から都道府県別の「常雇社員 5 人未満の小売業者数」及び「常雇社員 10 人未満の小売業者数」を抽出し、対数化して用いた。

説明変数については、まず、観察値が、大店法の大規模改正の前後のいずれのイベントであるかを表すダミー変数を作成した。大店法改正の影響の大きさは、地域毎の様々な要因に依存するが、大店法の大規模改正以前に地域毎の独自規制の強さに差があれば、それにも影響を受けるとみられる。具体的にいえば、地域の独自規制がそれほど強くなかった地域では、大店法の大規模改正によって促された大型店舗の参入が、それよりも前にすでに観察されていたと推測できる。そのようなケースでは、大店法改正のインパクトは、比較的軽微なものであったと考えてよいであろう。一方、地域毎の独自規制が強かった地域では、大店法の大規模改正以前においては、大型店舗の参入が地方自治体によって厳しく制限されていたため、改正後に大型店舗が多数進出しはじめたときのインパクトは、より大きかったと推測される。加えて、都道府県毎の独自規制の強さを表すダミー変数を作成し、大店法改正ダミーとの交差項を用いることで、この仮説を検証することが可能となる。地域毎の独自規制の強さについては、1992 年の大店法の大規模改正以前に、都道府県レベルで独自規制に関する要綱を定めていた 17 都道府県を独自規制が強い地域とみなし、その場合に 1 を、それ以外の地域で 0 をとるダミー変数を作成した。コントロール変数として、総務省『国勢調査報告』から都道府県別人口 (対数) を、厚生労働省『職業安定業務統計』から、都道府県別有効求人倍率 (前年度 7 月における全数男女合計 (新規学卒・パートタイムを除く) をそれぞれ用いた。『商業統計調査報告』は、3 年毎に調査が実施されているが、推計に際し、大店法の大規模改正以前の調査である 1988 年と 1991 年、

4) 地方自治体が独自に行った規制の内容は、おおむね「上乗せ規制」と「横出し規制」に分類される。前者は、大型店が新規出店を申請する場合に、地元の既存小売業者の同意書添付を要請するものであり、後者は、小規模スーパーやコンビニエンスストアなど、大店法の対象外である店舗面積 500 m² 以下の店舗の出店を規制したものである。

大幅改正後の1994年の3時点の調査についてデータを抽出し、都道府県パネルデータを作成した。さらに、大店法大幅改正後の1994年と、改正以前の1988年もしくは1991年のいずれかの2時点をペアに選び、パネル推定を実施した。

推計結果は表1及び2に示されている。いずれもハウスマン検定によって採択された固定効果推計の結果を掲載している。まず、被説明変数を、常雇社員5人未満の小売業者数とした場合の推計結果である表1を見てみよう。1991-1994年、1988-1994年の両方のケースで、大店法改正後ダミーの単独項と、独自規制ダミーとの交差項の両方が、有意水準5%水準で負となっている。次に、表2の、被説明変数を常雇社員10人未満の小売業者数とした場合の推計結果を見てみよう。1988-1994年の推定期間の場合、常雇社員5人未満のケースとほぼ同様の傾向がみられるが、係数の絶対値は若干小さくなっている。これらから、まず、大店法が大幅に改正された1992年以降で、零細的な小売業者数が減少し、その影響は、小規模な事業者ほど大きかったとみられる。営業規模が小さい小売業者の方が、進出した大型店舗との競争余力に乏しいために、廃業を余儀なくされる傾向にあったということであろう。次に、独自規制が

表1 大店法大幅改正の小規模小売業者数に対する影響(1)

被説明変数：常雇社員5人未満の小売業者数

	(1)	(2)
推定期間	1991-94年	1988-94年
大店法改正後ダミー	-0.107*** [0.00526]	-0.125*** [0.00331]
大店法改正後ダミー* 独自規制ダミー	-0.0116** [0.00511]	-0.0109** [0.00440]
人口(対数)	0.0902 [0.252]	0.222** [0.101]
有効求人倍率	-0.00582 [0.00658]	0.0108 [0.00848]
修正済決定係数	0.658	0.887
サンプル数	94	94

表2 大店法大幅改正の小規模小売業者数に対する影響(2)

被説明変数：常雇社員10人未満の小売業者数

	(1)	(2)
推定期間	1991-94年	1988-94年
大店法改正後ダミー	-0.0869*** [0.00472]	-0.103*** [0.00342]
大店法改正後ダミー* 独自規制ダミー	-0.00743 [0.00459]	-0.00794* [0.00455]
人口(対数)	0.130 [0.226]	0.302*** [0.105]
有効求人倍率	-0.00685 [0.00592]	0.00579 [0.00876]
修正済決定係数	0.852	0.947
サンプル数	94	94

・[]は標準誤差である。

・***は1%、**は5%、*は10%水準において、それぞれ有意であることを示している。

・すべて固定効果推計の結果である。

・定数項の記載は省略した。

強かった都道府県においてより大きな減少がみられるが、これは、大店法の大幅改正の影響によって実際に零細小売業者数が減少したことを示すものである。

2 男女間雇用代替に対する影響分析

以上の分析より、大店法の大幅改正の影響で、零細的な小売業者数が減少したことが確認された。これが、大店法改正に伴う大型店の地域進出によって、小売業における生産性上昇圧力が高まった結果であるとするならば、そのような圧力は同時に、労働力間の代替を促した可能性がある。

以下では、トランスログ費用関数を用いて、大店法の大幅改正の前後で、小売業において、性・年齢・雇用形態別労働力グループ間の代替性、とりわけ、女性を中心とした非正規労働者と男性の中高年正規労働者の雇用の関係に注目して分析を行う。わが国の労働市場について、トランスログ費用関数を用いた労働力グループ間の代替・補完性の分析は多数存在するが、ここでは、性及び年齢別の労働力グループ間の代

替・補完性について検証した牧野（1987）が用いた計測方法及びモデルを用いて、推計を行う。

いま、各地域の小売業の生産量を Y とする。第 i 番目の生産要素 X_i の価格を P_i と表すとする。費用関数を

$$C = g(Y, P_1, P_2, \dots, P_n) \quad \dots(1) \text{ とする。}$$

これを 2 次の項まで近似展開し、対数変換を行うと

$$\begin{aligned} \log C &= \log C_0 + \alpha_0 \log Y + \sum_i \alpha_i \log P_i \\ &+ \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} (\log P_i) (\log P_j) \\ &+ \sum_i \gamma_i (\log Y) (\log P_i) + \frac{1}{2} (\log Y)^2 \quad \dots(2) \end{aligned}$$

となる。単位当たりの費用を $V (= C/Y)$ とすると、(2) は

$$\log V = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \log P_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} (\log P_i) (\log P_j) \quad \dots(3)$$

となる。一次同次性を仮定すると、式 (3) のパラメーターは相互に

$$\sum_i \alpha_i = 1, \sum_j \beta_{ij} = \sum_j \beta_{ji} = 0, \beta_{ij} = \beta_{ji} (i \neq j) \quad \dots(4)$$

が成り立つ。シェパードの補題を用いて、(3) を $\log P_i$ により微分すると、

$$M_i = \alpha_i + \sum_j \beta_{ij} (\log P_j) \quad \dots(5)$$

となる。 M_i は第 i 生産要素のコストシェア ($= P_i X_i / C$) である。代替・補完関係の指標となるアレンの偏代替弾力性 σ_{ij} は、価格弾力性 ($= \partial \log X_i / \partial \log P_i$) を η_{ij} とすると、 η_{ij} / M_j と表すことができる。さらにシェパードの補題を用いて整理すると

$$\sigma_{ii} = (\beta_{ii} + M_i^2) / M_i^2 \quad \dots(6)$$

$$\sigma_{ij} = (\beta_{ij} + M_i M_j) / M_i M_j (i \neq j, \sigma_{ij} = \sigma_{ji}) \quad \dots(7)$$

となる。これらは (5) の推計結果により計測される。 $\sigma_{ij} > 0$ となるとき、第 i 生産要素と第 j 生産要素とは代替的、 $\sigma_{ij} < 0$ のとき補完的とそ

れぞれみなすことができる。

先述のとおり、中高年の男性正規労働者と女性の非正規労働者との代替関係に注目して推計を行う。まず、男性正規労働者を 15-54 歳 (X_1) と 55 歳以上 (X_2)、女性正規労働者を 15-24 歳 (X_3) と 25 歳以上 (X_4) のグループにそれぞれ区分する。これに、女性のパートタイム労働者 (X_5) のグループを追加する。以上より、労働力は 5 つのグループからなり、推定するコストシェア方程式は次の 5 本となる。

$$\begin{aligned} M_1 &= \alpha_1 + \beta_{11} \log P_1 + \beta_{12} \log P_2 + \beta_{13} \log P_3 \\ &+ \beta_{14} \log P_4 + \beta_{15} \log P_5 \quad \dots(8) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} M_2 &= \alpha_2 + \beta_{21} \log P_1 + \beta_{22} \log P_2 + \beta_{23} \log P_3 \\ &+ \beta_{24} \log P_4 + \beta_{25} \log P_5 \quad \dots(9) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} M_3 &= \alpha_3 + \beta_{31} \log P_1 + \beta_{32} \log P_2 + \beta_{33} \log P_3 \\ &+ \beta_{34} \log P_4 + \beta_{35} \log P_5 \quad \dots(10) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} M_4 &= \alpha_4 + \beta_{41} \log P_1 + \beta_{42} \log P_2 + \beta_{43} \log P_3 \\ &+ \beta_{44} \log P_4 + \beta_{45} \log P_5 \quad \dots(11) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} M_5 &= \alpha_5 + \beta_{51} \log P_1 + \beta_{52} \log P_2 + \beta_{53} \log P_3 \\ &+ \beta_{54} \log P_4 + \beta_{55} \log P_5 \quad \dots(12) \end{aligned}$$

本推計では最初の 4 本だけを用いる。 β_{ii} を消去すると、以上の推定式は

$$\begin{aligned} M_i &= \alpha_i + \sum_j \beta_{ij} (\log P_j - \log P_i) \\ &(i=1-4, j=1-4, j \neq i) \end{aligned}$$

$\dots(13) (14) (15) (16)$ となる。

これについて SUR 推計を試みた。

大店法の大幅改正の影響を検証するため、推計には、1989 年版と 1995 年版の厚生労働省『賃金構造基本統計調査』から、卸売業・小売業・飲食店⁵⁾ に関する 47 都道府県のデータを用いた。賃金率 (P_i) の作成には「所定内賃金」と、すべての賃金費用を含めた「総賃金」⁶⁾ の両方を用いた。推計結果は、表 3 及び 4 に記した。

まず、表 3 に掲載された、賃金指標に所定内賃金率を用いた推計結果を見てみよう。偏代替弾力性値の符号が正となる場合、労働力間で代

表3 トランスログ費用関数の推計結果 (所定内賃金率)

パラメーター	1989年		1995年	
	推定値	t値	推定値	t値
a_1	0.395***	7.052	0.500***	7.853
a_2	0.001	0.067	0.070*	1.879
a_3	0.120***	8.128	0.063**	2.485
a_4	0.287***	6.409	0.248***	4.164
a_5	0.195***	5.330	0.115***	2.667
β_{11}	0.467***	3.788	0.198*	1.809
β_{12}	0.012	0.224	-0.031	-0.743
β_{13}	-0.245*	-1.852	-0.225	-1.633
β_{14}	-0.152***	-3.944	-0.151**	2.214
β_{15}	-0.082	-0.854	-0.093	-1.187
β_{22}	0.020	1.341	0.038	1.548
β_{23}	-0.098***	-2.759	-0.097	-1.203
β_{24}	-0.008	-0.086	0.011	0.287
β_{25}	0.042*	1.650	0.065	1.414
β_{33}	0.118***	3.394	0.009	0.177
β_{34}	-0.021**	-2.092	0.013	0.497
β_{35}	-0.037	-1.472	-0.016	-0.531
β_{44}	0.187***	6.073	-0.105*	-1.646
β_{45}	0.146*	1.898	0.039	0.538
β_{55}	-0.217	-0.988	-0.214	-1.090
σ_{11}	0.589***	7.236	-0.062**	-2.178
σ_{22}	-7.310	-0.516	-3.017	-0.616
σ_{33}	9.029	1.663	-11.806***	-6.424
σ_{44}	5.109	1.241	-10.211***	-3.484
σ_{55}	-38.485	-1.535	-115.582	-1.353
σ_{12}	1.583***	6.175	0.127	0.446
σ_{13}	-4.073***	-4.306	-4.213***	-4.690
σ_{14}	-0.804*	-1.999	2.508***	10.411
σ_{15}	-0.387	-0.960	-1.822*	-1.669
σ_{23}	-36.584**	-2.183	-25.719**	-2.507
σ_{24}	0.801***	8.029	2.347***	3.093
σ_{25}	14.101**	2.368	23.533**	2.541
σ_{34}	-1.149*	-1.713	2.361***	7.107
σ_{35}	-4.445*	-1.999	-4.018*	-1.963
σ_{45}	13.258**	2.298	6.026***	3.266

修正済決定係数	1989年	1995年
(13) 式	0.415	0.187
(14) 式	0.181	0.112
(15) 式	0.282	0.021
(16) 式	0.503	0.171

注)・下添数字は1:男性15-54歳正規労働者, 2:男性55歳以上正規労働者, 3:女性15-24歳正規労働者, 4:女性25歳以上正規労働者, 5:女性パートタイム労働者, をそれぞれ表す。

・***は1%, **は5%, *は10%水準においてそれぞれ有意であることを示している。

表4 トランスログ費用関数の推計結果 (総賃金率)

パラメーター	1989年		1995年	
	推定値	t値	推定値	t値
a_1	0.460***	11.894	0.491***	8.360
a_2	0.023**	2.153	0.079**	2.232
a_3	0.112***	10.219	0.072***	3.091
a_4	0.246***	7.786	0.244***	4.506
a_5	0.157***	7.192	0.112***	3.362
β_{11}	0.332***	4.476	0.200**	2.298
β_{12}	0.001	0.031	-0.039	-1.079
β_{13}	-0.207**	-2.211	-0.176*	-1.778
β_{14}	-0.050	-1.000	0.128**	2.143
β_{15}	-0.075	-1.052	-0.113**	-1.962
β_{22}	0.020	1.433	0.038*	1.737
β_{23}	-0.067**	2.547	-0.035	-0.589
β_{24}	0.020	1.433	0.006	0.189
β_{25}	0.030	0.020	0.035	1.021
β_{33}	0.091***	3.436	0.037	0.945
β_{34}	-0.014	-0.976	0.011	0.488
β_{35}	-0.024	-1.190	-0.018	0.819
β_{44}	0.045	1.101	-0.095*	-1.728
β_{45}	0.082	1.416	0.083	1.562
β_{55}	-0.146	-0.924	-0.027	-0.197
σ_{11}	0.252***	30.418	-0.040	-1.451
σ_{22}	-5.977	-0.276	-3.030	-0.624
σ_{33}	5.184	1.258	-5.076***	-4.651
σ_{44}	-3.863***	-7.398	-10.275***	-3.605
σ_{55}	-42.270	-1.409	-42.631	-1.673
σ_{12}	1.067***	33.038	-0.069	-0.203
σ_{13}	-3.284***	-5.175	-3.154***	-4.314
σ_{14}	0.398***	3.042	2.284***	11.504
σ_{15}	-0.496	-1.025	-3.165*	-1.906
σ_{23}	-26.692*	-1.872	-9.317**	-2.395
σ_{24}	5.919*	1.996	1.844***	6.640
σ_{25}	12.647	2.024*	16.418**	2.626
σ_{34}	-0.566	-1.094	2.257***	7.320
σ_{35}	-3.574*	-1.728	-6.305*	-1.987
σ_{45}	9.916**	2.247**	14.468*	2.036

修正済決定係数	1989年	1995年
(13) 式	0.411	0.229
(14) 式	0.224	0.093
(15) 式	0.252	0.057
(16) 式	0.315	0.153

注)・下添数字は1:男性15-54歳正規労働者, 2:男性55歳以上正規労働者, 3:女性15-24歳正規労働者, 4:女性25歳以上正規労働者, 5:女性パートタイム労働者, をそれぞれ表す。

・***は1%, **は5%, *は10%水準においてそれぞれ有意であることを示している。

替関係が存在することになる。統計的に有意な代替関係にある労働力グループは、偏代替弾力性値の高い順に、1989年は55歳以上の男性正規労働者と女性パートタイム労働者($\sigma_{25}=14.101$)、25歳以上の女性正規労働者と女性パートタイム労働者($\sigma_{45}=13.258$)、1995年でも1989年と同様に、55歳以上の男性正規労働者と女性パートタイム労働者($\sigma_{25}=23.533$)、25歳以上の女性正規労働者と女性パートタイム労働者($\sigma_{45}=6.026$)という順番になっている。このうち、2時点を通じて偏代替弾力性が最も高かった55歳以上の男性正規労働者と女性パートタイム労働者間の弾力性値は、1989年と比べて1995年の方が高くなっている。そのほか、高い値ではないものの、男性55歳以上と女性25歳以上のグループ間の弾力性値 σ_{24} が有意に正值をとり、かつ上昇している。

次に、表4の賃金指標に総賃金率を用いた結果を見てみよう。統計的に有意な代替関係にある労働力グループは、弾力性値の高い順に、1989年55歳以上の男性正規労働者と女性パートタイム労働者($\sigma_{25}=12.647$)、25歳以上の女性正規労働者と女性パートタイム労働者($\sigma_{45}=9.916$)、1995年でも1989年と同様、55歳以上の男性正規労働者と女性パートタイム労働者($\sigma_{25}=16.418$)、25歳以上の女性正規労働者と女性パートタイム労働者($\sigma_{45}=14.468$)と続いている。

以上、2種類の賃金系列を利用した推定結果

5) 『賃金構造基本統計調査』では、「卸売業・小売業・飲食店」より小さいカテゴリーとして「小売業」に関する記述があるが、都道府県によっては記載が省略されるため、本件ではやむをえず、小売業より大きい区分である「卸売業・小売業・飲食店」を用いることにした。

6) 所定内賃金率=所定内現金給与支給額÷所定内労働時間数、総賃金率=(決まって支給する現金給与額+年間賞与÷12)÷(所定内労働時間数+超過労働時間数)。

から、次のことがいえよう。まず、一つは、女性労働力の間には、代替的な関係が存在するということである。次に、55歳以上の中高年の男性正規労働者は、正規・非正規を問わず、女性労働力と代替的であるということである。とくに、女性パートタイム労働者の代替の弾力性については、大店法改正の前後で明らかに高まりがみられる。これは、大店法改正によって販売競争が激しくなり、事業継続が困難となって廃業した小規模小売業経営者またはその従業員の少なくない部分が、高齢の男性正規従業員であり、他方、地域進出を果たした大型小売店において労働需要が増加したのが、女性のパートタイム労働者であったという事実と整合的であるといえよう。以上より、大店法の大幅改正の前後で観察された労働力グループ間の代替関係のうち、とくに中高年の男性正規労働者と、非正規の女性労働者との間の労働力代替が、大店法の影響によって高まった可能性が示唆される。

3 女性の非正規化に対する影響分析

最後に、大店法の大幅改正によって促されたとみられる女性の非正規就業が、どの年齢層で顕著にみられたか検証する。現在までの公開資料において、小売業を対象とし、都道府県の別に年齢階層別非正規労働者数を掲載したものは存在せず、総務省統計局『就業構造基本統計調査』に、産業計の年齢階層別非正規労働者数が掲載されているのみである。また当該資料についても、1980年代に刊行されたものについては、年齢階級別の正規及びパート・アルバイト雇用者数の記載がない。やむをえず、以下では、分析対象を小売業から全産業に拡大し、年齢階級別の正規及びパート・アルバイト雇用者数が記載された1992年以降に発行された同資料にもとづいて分析を行う。

被説明変数には、『就業構造基本統計調査』から、都道府県の別に、20歳以上について5歳毎に10年齢階層に区分した女性の就業形態別雇

用者数のうち、「パート」及び「アルバイト」の合計を「非正規雇用者」とし、対数化したものを用いた。なお、記載が省略されたケースも散見されたため、バランスパネルとはなっていない点に注意が必要である。説明変数には、まず、独自規制強化ダミーとタイムトレンドの交差項を用いた。トレンド項は1992年に1、1997年に2をとっている。この交差項については、独自規制が強かった地域の方が、大店法改正直後から時間が経過するにつれて、より非正規労働化が進んだかについて検証する狙いがある。コントロール変数には、都道府県別人口のほか、女性の実質賃金として厚生労働省『賃金センサス』から、「パートタイム労働者1時間当たりの所定給与額」を「実労働日数」と「1日当たり所定内実働時間数」で掛け合わせたものを、各都道府県の県庁所在地の消費者物価指数で割ったものを用いた。また、有配偶者については世帯の実質所得を付加して推計した。具体的には、厚生労働省『毎月勤労統計調査特別調査』から、「事業所規模30人以上の決まって支給する現金給与額（男性）」を抽出し、女性の実質賃金と同じ方法で実質化したものを用いた。

推計には、大店法改正とほぼ同時点である1992年と、1997年の2時点からなる都道府県別のパネルデータを作成して利用した。ハウスマン検定を実施したところ、5%の有意水準において帰無仮説を棄却できないケースもみられた。しかしながら、固定効果モデルによる推定量が常に不偏性をもつことや、概ね固定効果のフィット感が高い推計結果が多かったことを勘案し、推定結果はすべて固定効果モデルの結果とし、表5及び6に記載した。

有配偶者、独身者の順番で見てみよう。まず、表5の有配偶者のケースでは、女性の非正規労働者全体で、独自規制ダミーとタイムトレンドの交差項が正で統計的に有意となっている。年齢階級別では25-29歳の若年層と45歳から64歳までの4年齢階級において、上述の交差項が

正で統計的に有意となっている。次に表6の独身者のケースを見てみよう。このケースでも、有配偶者の場合と同様に、女性の非正規労働者全体で独自規制ダミーとタイムトレンドとの交差項が正で統計的に有意となっている。年齢階級別では、交差項は20歳代の2年齢階級、45歳から54歳までの2年齢階級、及び60-64歳の合計5年齢階級において正で統計的に有意となっている。これらから次のことがいえる。まず、女性の有配偶者か独身者にかかわらず、非正規労働者全体において、大店法の大幅改正以降、それ以前に地域の独自規制が強かった地域で、そうでない地域に比べて、就業率が高まったといえる。次に、20歳代の若年層と40歳代後半以降60歳前後までの中高年層で、有配偶者・独身者ともに、大店法改正の影響で、その就業率が高まったといえよう。

V. おわりに

本稿では、1992年の大店法の大幅改正によって、地域の雇用状況にどのような変化が生じたかを確認した。まず、小規模小売業者数に対する影響を確認した。大店法の大幅改正以降、それ以前に、独自規制が強かった地域では、そうでない地域と比べて、常雇社員5人もしくは10人未満の零細小売業者数が大きく減少したことが明らかとなった。この結果は、大店法の大幅改正の影響によって、零細小売業者数が実際に減少したことを意味するものである。続いて、大店法の大幅改正がもたらした小売業における就業構造の変化を確認するため、性・年齢・雇用形態別労働力グループ間の雇用代替、とくに、大店法の大幅改正の影響をより強く受けたことが予想された男性の中高年正規労働者と女性の非正規労働者の間の雇用代替に注目した。その結果、男性の中高年労働者と女性の非正規労働者の間で代替関係が確認され、さらに弾性値が大店法の大幅改正の前後で高まったことがわ

表5 女性非正規労働者（有配偶者）の就業関数の推計結果

被説明変数：年齢階級別女性非正規労働者数（有配偶者）[対数]

年齢階層	全体	20-24歳	25-29歳	30-34歳
独自規制ダミー*タイムトレンド	0.134*** (0.031)	-0.030 (0.162)	0.175* (0.107)	0.058 (0.060)
女性の実質賃金率（対数）	0.220 (0.288)	1.347 (1.813)	-0.449 (1.002)	-0.166 (0.565)
世帯の実質所得（対数）	0.014 (0.047)	0.124 (0.179)	0.046 (0.164)	-0.003 (0.092)
都道府県別人口（対数）	3.337*** (1.008)	0.732 (4.881)	6.578 (3.501)	1.209 (1.976)
サンプル数	94	62	94	94
修正済決定係数	0.991	0.810	0.911	0.960
年齢階層	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳
独自規制ダミー*タイムトレンド	0.024 (0.046)	-0.042 (0.047)	0.417*** (0.100)	0.173*** (0.048)
女性の実質賃金率（対数）	0.058 (0.430)	0.753* (0.437)	0.773 (0.929)	0.170 (0.454)
世帯の実質所得（対数）	0.004 (0.070)	-0.131 (0.071)	0.026 (0.152)	-0.024 (0.074)
都道府県別人口（対数）	0.574 (1.504)	-3.921** (1.529)	9.230*** (3.248)	3.969** (1.588)
サンプル数	94	94	94	94
修正済決定係数	0.943	0.981	0.935	0.984
年齢階層	55-59歳	60-64歳	65歳以上	
独自規制ダミー*タイムトレンド	0.132* (0.082)	0.247** (0.098)	0.216 (0.132)	
女性の実質賃金率（対数）	-0.821 (0.765)	-0.759 (0.915)	0.285 (1.313)	
世帯の実質所得（対数）	0.101 (0.125)	0.255*** (0.150)	0.169 (0.194)	
都道府県別人口（対数）	8.434*** (2.673)	11.034*** (3.198)	5.375 (4.592)	
サンプル数	94	94	89	
修正済決定係数	0.953	0.914	0.796	

・***は1%，**は5%，*は10%水準において、それぞれ有意であることを示している。

・括弧内は標準誤差である。

・定数項の記載は省略した。

・すべて固定効果モデルの推計結果である。

かった。これは、大店法改正後に地域の労働市場で観察された雇用変動と整合的である。最後に産業全体で、年齢別の女性の非正規就業の変化を確かめた。その結果、有配偶者、独身者ともに、地域独自の規制が強かった地域ほど、大店法の大幅改正が行われた時期以降に、20歳代の若年層と40歳代後半から60歳前後までの中高年層にかけて非正規労働者が増加しており、これらの変化は大店法の大幅改正によってもた

らされた可能性が高いことを示すものである。

参考文献

- 仁田道夫 [2003] 『変化のなかの雇用システム』東京大学出版会。
 樋口美雄 [2001] 『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社。
 古郡頼子 [1997] 『非正規労働の経済分析』東洋経済新報社。

表6 女性非正規労働者（独身者）の就業関数の推計結果

被説明変数：年齢階級別女性非正規労働者数（独身者）[対数]

年齢階層	全体	20-24歳	25-29歳	30-34歳
独自規制ダミー*タイムトレンド	0.297*** (0.079)	0.395*** (0.127)	0.371** (0.1489)	0.119 (0.133)
女性の実質賃金率（対数）	0.229 (0.778)	-0.502 (1.248)	2.482* (1.470)	-0.887 (1.542)
都道府県別人口（対数）	9.471*** (2.720)	14.315*** (4.358)	12.840** (5.063)	20.591*** (4.995)
サンプル数	94	94	94	77
修正済決定係数	0.950	0.903	0.841	0.822
年齢階層	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳
独自規制ダミー*タイムトレンド	-0.014 (0.149)	0.015 (0.089)	0.240* (0.134)	0.151* (0.094)
女性の実質賃金率（対数）	-1.435 (1.722)	-0.298 (0.894)	1.571 (1.616)	-0.076 (1.009)
都道府県別人口（対数）	2.256 (6.072)	-1.202 (3.011)	10.041*** (4.339)	5.242 (3.565)
サンプル数	94	94	94	87
修正済決定係数	0.756	0.916	0.845	0.907
年齢階層	55-59歳	60-64歳	65歳以上	
独自規制ダミー*タイムトレンド	0.099 (0.137)	0.418*** (0.121)	0.241 (0.147)	
女性の実質賃金率（対数）	-1.576 (1.483)	0.225 (1.190)	-2.668 (1.647)	
都道府県別人口（対数）	6.681 (4.727)	2.215 (4.082)	-7.130 (5.942)	
サンプル数	94	94	94	
修正済決定係数	0.795	0.815	0.784	

・***は1%, **は5%, *は10%水準において、それぞれ有意であることを示している。

・括弧内は標準誤差である。

・定数項の記載は省略した。

・すべて固定効果モデルの推計結果である。

牧野文夫 [1987] 「女子労働の増大と男女間雇用代替」

雇用促進事業団雇用職業総合研究所編『女子労働の新時代 キャッチ・アップを超えて』東京大学出版会、pp. 163-180。

山下道子・井場浩之・新井孝一 [1992] 「大型小売店の参入規制と小売価格の変動—大規模小売店舗法の経済的評価—」『経済分析』127号、pp. 1-74。

Genda, Y. and R. Kambayashi [2002] “Declining Self-Employment in Japan” *Journal of the Japanese and*

International economies, Vol. 16, pp. 73-91.

Nishimura, K. G. and T. Tachibana [1996] “Entry Regulations, Tax Distortions and the Bipolarized Market: The Japanese Retail Sector,” in Sato, R., R. Ramachandran, and H. Hori, eds. *ORGANIZATION, PERFORMANCE, AND EQUITY: Perspective on the Japanese Economy*, Norwell, Massachusetts: Kluwer Academic Publishers, pp. 1-57.