

**TRANSFORMASI STRUKTURAL: FAKTOR-FAKTOR DAN PENGARUHNYA
TERHADAP DISPARITAS PENDAPATAN DI MADURA**
(*Structural transformation: factors and its impact on income disparity in Madura*)

Mohammad Saedy Romli¹, Manuntun Parulian Hutagaol², Dominicus Savio Priyarsono²

¹Mahasiswa Pascasarjana Ekonomi Pertanian, FEM IPB

²Staff Pengajar FEM IPB

ABSTRACT

Structural transformation is responsible for income disparity as transformation of economical structure is not supported by structural transformation of labor. This unbalanced transformation divides labour into two groups, unskilled and skilled labour. Increased income disparity is a consequence of different opportunity and intensive. This study investigated factors that account for structural transformation and its impact on disparity of income distribution in Madura using regression model of panel data. The results showed that population and income per capita significantly influenced structural transformation in Madura. Both factors significantly changed added value in agriculture and industry sector, meanwhile population was a single factor that significantly influenced service sector. Agriculture was a share sector that was effective in lowering income disparity. However, share sector of industry and service was observed to increase income disparity.

Keywords: Income disparity Structural transformation

ABSTRAK

Transformasi struktur ekonomi yang tidak diikuti oleh transformasi struktur tenaga kerja akan berpengaruh pada disparitas *income*. Kondisi *unbalanced transformation* tersebut akan membagi tenaga kerja menjadi 2 kelompok: *unskilled labor* dan *skilled labor*. Peningkatan disparitas pendapatan disebabkan oleh intensif dan peluang yang berbeda antar tenaga kerja. Penelitian ini bertujuan menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi transformasi struktural dan pengaruhnya terhadap disparitas pendapatan di Madura menggunakan model regresi data panel. Hasil penelitian menunjukkan bahwa populasi dan pendapatan per kapita berpengaruh secara signifikan terhadap terjadinya transformasi struktural di Madura. Populasi dan pendapatan per kapita menjadi faktor yang berpengaruh secara nyata dalam perubahan nilai tambah sektor pertanian dan industri, sementara pada sektor jasa, hanya populasi yang berpengaruh signifikan dalam perubahan nilai tambah sektor tersebut. Pangsa sektor pertanian berpengaruh secara signifikan dalam mengurangi disparitas pendapatan sementara pangsa sektor industri dan jasa justru meningkatkan disparitas pendapatan.

Kata Kunci: Disparitas pendapatan, Transformasi struktural

PENDAHULUAN

Pembangunan ekonomi selalu ditandai dengan transformasi struktural dimana pada periode ini beberapa sektor tumbuh lebih cepat dibandingkan dengan sektor yang lain (Mecik, 2014). Transformasi struktural didefinisikan sebagai perubahan struktur ekonomi dari sektor tradisional yang memiliki produktivitas rendah menuju sektor ekonomi dengan produktivitas tinggi (Szirmai *et al.*, 2012).

Bedasarkan model pembangunan dua sektor Arthur Lewis, perekonomian yang terbelakang terdiri dari dua sektor, yakni: (1) sektor tradisional, yaitu sektor pedesaan subsisten yang kelebihan penduduk dan ditandai dengan produktivitas marjinal tenaga kerja sama dengan nol, kondisi ini merupakan situasi yang memungkinkan Lewis untuk mendefinisikan kondisi surplus tenaga kerja (*surplus labor*) sebagai suatu fakta bahwa jika sebagian tenaga kerja tersebut ditarik dari sektor pertanian maka sektor itu tidak akan kehilangan outputnya dan (2) sektor industri perkotaan modern yang tingkat produktivitasnya tinggi dan menjadi tempat penampungan tenaga kerja yang di transfer sedikit demi sedikit dari sektor subsisten.

Model dua sektor Arthur Lewis memusatkan perhatian utamanya pada terjadinya proses pengalihan tenaga kerja, pertumbuhan output dan peningkatan penyerapan tenaga kerja pada sektor modern. Pengalihan tenaga kerja dan pertumbuhan kesempatan kerja dimungkinkan oleh adanya perluasan output sektor modern. Kecepatan perluasan penyerapan tenaga kerja pada sektor industri sangat tergantung pada tingkat investasi di bidang industri dan akumulasi modal secara keseluruhan di sektor modern.

Peningkatan investasi dimungkinkan oleh adanya kelebihan keuntungan sektor modern dari selisih upah dengan asumsi bahwa para pemilik modal yang berkecimpung di sektor modern menanamkan kembali seluruh keuntungannya. Asumsi selanjutnya adalah tingkat upah pada sektor modern diasumsikan konstan dan berdasarkan suatu premis tertentu jumlahnya ditetapkan melebihi tingkat rata-rata upah di sektor pertanian subsiten tradisional. Tingkat upah di daerah perkotaan sekurang-kurangnya harus 30% lebih tinggi dari pada rata-rata pendapatan di daerah pedesaan untuk memaksa para pekerja pindah dari desa-desa asalnya ke kota (Todaro dan Smith, 2006)

Perubahan struktur ekonomi tersebut ditandai dengan menurunnya kontribusi sektor pertanian dan meningkatnya kontribusi sektor industri dan jasa, baik dalam produk domestik bruto (PDB) maupun dalam penyerapan tenaga kerja. Pertumbuhan ekonomi dan peningkatan pendapatan akan merubah pola konsumsi masyarakat terhadap barang-barang pertanian. Peningkatan pendapatan masyarakat akan menggeser permintaan masyarakat dari barang-barang makanan (pertanian) ke barang-barang non makanan (industri dan jasa). Hal ini sejalan dengan hukum Engel yang menyatakan elastisitas pendapatan terhadap permintaan barang-barang pertanian menurun seiring meningkatnya pendapatan.

Penurunan ini terutama disebabkan oleh peningkatan konsumsi barang-barang bernilai tinggi dan keterbatasan fisik masyarakat dalam mengonsumsi makanan. Negara dengan penghasilan yang rendah memiliki elastisitas pendapatan terhadap permintaan barang-barang makanan berkisar 0,6-0,9, sementara negara maju memiliki elastisitas berkisar 0,2-0,3.

Sementara elastisitas pendapatan terhadap barang-barang industri diatas 1 yakni berkisar antara 1,11 sampai 1,90 (Budiharsono, 1996).

Perubahan pola konsumsi tersebut akan meningkatkan output sektor industri (modern) sehingga menyerap tenaga kerja dengan produktivitas marginal nol yang ada di sektor tradisional (Todaro dan Smith, 2006). Oleh karenanya, sektor industri seringkali dijadikan tolok ukur kemajuan pembangunan ekonomi suatu negara; semakin tinggi kontribusi sektor industri dalam perekonomian, semakin maju pula perkembangan pembangunan ekonominya (Sastrosoenarto, 2006).

Pada banyak negara berkembang, laju transformasi struktur tenaga kerja relatif lebih lambat dibandingkan dengan laju transformasi struktur output. Fenomena tersebut berkaitan erat dengan kritikan terhadap model dua sektor Arthur Lewis yang dianggap gagal menjelaskan fenomena tersebut. Ada beberapa asumsi yang ternyata sama sekali tidak cocok dengan kenyataan institusional dan ekonomis di sebagian negara berkembang (dunia ketiga).

Pertama, model ini secara implisit mengasumsikan bahwa tingkat pengalihan tenaga kerja dan penciptaan kesempatan kerja di sektor modern sebanding dengan tingkat akumulasi modal sektor modern. Semakin cepat tingkat akumulasi modalnya, semakin tinggi tingkat pertumbuhan sektor modern dan semakin cepat pula penciptaan lapangan kerja baru. Akan tetapi pada kenyataannya keuntungan yang didapat oleh para pemilik modal justru diinvestasikan kembali dalam bentuk barang-barang modal yang lebih canggih dan lebih hemat tenaga kerja bukan pada barang modal yang hanya merupakan duplikasi dari modal yang sudah ada sebelumnya.

Kedua, asumsi terjadinya surplus tenaga kerja di pedesaan dan terjadinya kondisi *full employment* di perkotaan tidak terbukti pada sebagian negara-negara berkembang. Faktanya jumlah pengangguran di perkotaan cukup besar sebaliknya surplus tenaga kerja di pedesaan relatif sedikit.

Ketiga, dugaan tentang adanya pasar tenaga kerja yang kompetitif di sektor modern akan menjamin keberlangsungan upah riil di perkotaan tetap konstan sampai surplus tenaga kerja habis terpakai. Pada kenyataannya tingkat upah dan pasar tenaga kerja perkotaan di hampir semua negara sedang berkembang cenderung meningkat sangat besar dari waktu ke waktu baik secara absolut maupun secara relatif, yakni apabila dibandingkan dengan rata-rata pendapatan di daerah pedesaan.

Keempat, ketidaktepatan asumsi yang mengatakan bahwa tingkat hasil akan semakin menurun pada sektor industri modern. Banyak fakta membuktikan bahwa sektor industri modern mengalami peningkatan.

Kekurangan pada model dua sektor Arthur Lewis disempurnakan oleh model perubahan struktural. Model tersebut disusun berdasarkan penelitian empiris Hollis B. Chenery yang meneliti pola-pola pembangunan di sejumlah negara Dunia Ketiga selama kurun waktu pasca perang dunia kedua. Bahan-bahan studi meliputi transisi dari pola perekonomian agraris ke perekonomian industri, kesinambungan akumulasi modal fisik dan manusia, perubahan jenis permintaan konsumen dari produk kebutuhan pokok dan pangan ke berbagai barang dan jasa manufaktur, perkembangan daerah perkotaan terutama pusat-pusat industri berkat migrasi para pencari kerja dari daerah pertanian pedesaan dan kota-kota kecil serta pengurangan jumlah anggota

setiap keluarga. Dalam proses pembangunan, pertama-tama pertumbuhan populasi akan meningkat sebelum akhirnya menurun.

Hipotesis utama dari model perubahan struktural adalah pembangunan merupakan suatu proses pertumbuhan dan perubahan yang dapat diamati yang ciri-ciri pokoknya sama di semua negara. Perbedaan dapat terjadi di antara satu negara berkembang dengan yang lain dalam hal langkah – langkah yang ditempuhnya serta pola umum pembangunannya yang semuanya ditentukan oleh sejumlah faktor. Faktor-faktor tersebut adalah jumlah dan jenis sumber daya yang dimiliki masing-masing negara, ketepatan rangkaian kebijakan dan sasaran yang ditetapkan oleh pemerintah setempat, tersedianya modal dan teknologi dari luar, serta kondisi-kondisi lingkungan perdagangan internasional.

Transformasi struktur produksi yang terjadi di Indonesia diikuti oleh transformasi struktur tenaga kerja meskipun laju transformasinya sangat lambat dan masih didominasi oleh sektor pertanian. Budiharsono (1996) mengkaji proses transformasi struktur ekonomi antar daerah di Indonesia, mendapati Indonesia telah mengalami transformasi struktural yang dibuktikan dengan penurunan pangsa sektor pertanian dan meningkatnya pangsa sektor industri terhadap total PDB selama kurun waktu 1969-1987 akan tetapi transformasi struktural yang terjadi merupakan *unbalanced transformation* karena tidak diikuti oleh transformasi struktur tenaga kerja yang seimbang.

Pada tingkat regional, transformasi yang terjadi juga merupakan *unbalanced transformation*, Kagami (2000) melakukan penelitian di Propinsi Sumatera Selatan mendapati kesimpulan bahwa perekonomian telah

mengalami transformasi struktural akan tetapi tidak diikuti oleh transformasi struktur ketenagakerjaan. Kesimpulan yang hampir sama berdasarkan penelitian Erikasari (2005) yang mengkaji transformasi struktural di Daerah Istimewa Yogyakarta menyimpulkan transformasi tenaga kerja dari sektor pertanian ke sektor non pertanian inelastis terhadap perubahan kesempatan kerja sektor pertanian dan elastis terhadap kesempatan kerja sektor non pertanian. Amir dan Nazara (2005) mengkaji transformasi ekonomi Provinsi Jawa Timur; selama kurun waktu tahun 1994-2000 telah terjadi perubahan struktur perekonomian, yang ditunjukkan oleh perubahan dalam visualisasi *economic landscape*. Perubahan ini meng-indikasikan adanya perubahan pengaruh sektoral terhadap perekonomian atau perubahan peranan sektor-sektor penting bagi perekonomian namun tidak demikian yang terjadi pada struktur tenaga kerja.

Kondisi *Unbalanced transformation* tersebut menyebabkan titik balik aktivitas ekonomi (*economic turning point*) tercapai lebih dahulu dibanding titik balik penggunaan tenaga kerja (*labor turning point*) (Suhartini, 2001). Masalah *unbalanced transformation* ini seringkali menimbulkan perdebatan, diantaranya: (1) apakah penurunan angka PDB sebanding dengan penurunan pangsa serapan tenaga kerja sektoral, dan (2) industri mana yang berkembang lebih cepat, agroindustri atau industri manufaktur. Karena jika transformasi kurang seimbang maka dikhawatirkan akan terjadi proses pemiskinan dan eksploitasi sumber daya manusia pada sektor pertanian (Ediana, 2006). Fenomena ini lah yang sedang terjadi hingga ke daerah, dimana nilai tukar pekerja di sektor pertanian sangatlah kecil, hal ini tercermin dari pendapatan

yang rendah, kesehatan yang relative kurang baik serta tingkat pendidikan rendah membuat para pekerja sektor primer kesulitan untuk keluar dari lingkaran kemiskinan (Alfarabi *et al.*, 2014).

Unbalanced transformation juga berdampak pada ketimpangan distribusi pendapatan. Kurangnya keterkaitan antara sektor pertanian dengan sektor industri dan jasa akan menyebabkan peran sektor pertanian sebagai penyedia bahan baku dan modal tenaga kerja industri tidak begitu maksimal (Jhingan, 1999). Tenaga kerja akan terbagi menjadi *unskilled labour* dan *skilled labour* (Aizenman *et al.*, 2012). Peningkatan ketimpangan distribusi pendapatan disebabkan oleh peluang dan intensif yang berbeda antara *skilled labour* dengan *unskilled labour* (Goh *et al.*, 2009).

Menurut Dumairy (1999) Distribusi pendapatan merupakan pembagian hasil pembangunan suatu negara yang mencerminkan tingkat pemerataan atau ketimpangan dikalangan penduduknya. Para ekonom umumnya membedakan dua ukuran pokok distribusi pendapatan, yang keduanya digunakan untuk tujuan analitis dan kuantitatif: (1) Distribusi pendapatan perorangan (2) Distribusi pendapatan fungsional (Todaro & Smith 2006).

Berdasarkan laporan World Bank (2015), Ada empat pendorong utama ketimpangan di Indonesia: (1) Ketimpangan peluang, (2) Pekerjaan yang tidak merata, (3) Tingginya konsentrasi kekayaan, (4) Ketahanan ekonomi rendah (*Indonesia's rising divide* 2015). Salah satu penyebab ketimpangan adalah pekerjaan yang tidak merata, sangat berkaitan erat dengan transformasi struktural.

Menurut Wie (1983), masalah ketimpangan dalam pembagian

pendapatan dapat ditinjau dari tiga segi, yaitu:

1. Pembagian pendapatan antara golongan pendapatan (*size distribution of income*) atau ketimpangan relatif, ketimpangan yang terjadi antar golongan ini sering kali diukur dengan menggunakan koefisien Gini. Kendati koefisien Gini bukan merupakan indikator yang ideal mengenai ketimpangan pendapatan antar berbagai golongan masyarakat, namun sedikitnya angka ini dapat memberikan gambaran mengenai kecenderungan umum dalam pola distribusi pendapatan.
2. Pembagian pendapatan antara daerah perkotaan dan daerah pedesaan (*urban-rural income disparities*), ketimpangan dalam distribusi pendapatan dapat juga ditinjau dari segi perbedaan pendapatan antara masyarakat desa dengan masyarakat perkotaan (*urban-rural income disparities*). Untuk membedakan hal ini, digunakan dua indikator: (1) perbandingan antara tingkat pendapatan per kapita di daerah perkotaan dan pedesaan, dan (2) disparitas pendapatan daerah perkotaan dan daerah pedesaan (perbedaan pendapatan rata-rata antara kedua daerah sebagai persentase dari pendapatan nasional rata-rata). Menurut Bank Dunia, pola pembangunan Indonesia memang memperlihatkan suatu urban bias dengan tekanan berat pada sektor industri, yang merupakan landasan bagi ketimpangan distribusi pendapatan di kemudian hari.
3. Pembagian pendapatan antara daerah (*regional income disparities*), satu lagi sisi lain dalam

melihat ketimpangan distribusi pendapatan nasional, adalah ketimpangan dalam perkembangan ekonomi antar berbagai daerah di Indonesia, yang mengakibatkan pula terjadinya ketimpangan pendapatan per kapita antar daerah (*regional income disparities*). Ketimpangan pendapatan seperti ini disebabkan oleh karena penyebaran sumber daya alam yang tidak merata serta perbedaan dalam laju pertumbuhan antar daerah, dan belum berhasilnya usaha-usaha pembangunan yang merata antar daerah di Indonesia.

Hipotesis Kuznet, menyatakan adanya hubungan antara tingkat pembangunan ekonomi dengan distribusi pendapatan. Hubungan antara tingkat pendapatan dan ketimpangan distribusi pendapatan dihipotesiskan berupa bentuk hubungan dengan pola U-terbalik (*inverted U shaped pattern*). Artinya, distribusi pendapatan cenderung semakin timpang pada tahap awal pembangunan dan kemudian cenderung lebih merata pada tahap selanjutnya sejalan dengan perbaikan tingkat pendapatan. Distribusi pendapatan cenderung membaik pada kasus pertumbuhan ekonomi yang terjadi sebagai akibat peningkatan pendapatan secara signifikan pada sektor tradisional (*traditonal sector enrichment*), sebaliknya distribusi pendapatan semakin memburuk karena peningkatan pendapatan sektor modern. Korelasi antara transformasi struktur ekonomi dengan distribusi pendapatan dibuktikan oleh Cheong dan WU (2014) yang melakukan penelitian di China mendapati fakta bahwa transformasi struktural dan peningkatan Industri sangat membantu dalam meningkatkan standar hidup masyarakat serta meningkatkan pertumbuhan ekonomi China meskipun pertumbuhan ekonomi

tersebut diikuti dengan meluasnya ketimpangan distribusi pendapatan.

Fenomena *unbalanced transformation* terjadi pada perekonomian Madura, kontribusi sektor pertanian terhadap pembentukan PDRB pada perekonomian Bangkalan, pada tahun 1998 berkontribusi sebesar 44,12% menurun menjadi hanya 19,59% pada tahun 2014, sementara di Sampang pada tahun 1998 sektor pertanian menyumbang 53,68% menurun menjadi 30,60%, demikian juga yang terjadi pada perekonomian Pamekasan dan Sumenep. Di Pamekasan sektor jasa menjadi *leading sector* pada akhir tahun 2014 dengan kontribusi sektoral sebesar 46,88%. Sementara di Kabupaten Sumenep, pada tahun 1998 *share* sektor pertanian Sumenep terhadap pembentukan PDRB sebesar 41,11% menurun menjadi 32,06% pada akhir tahun 2014 (BPS Jawa Timur 2015^a).

Kondisi yang berbeda terjadi pada transformasi struktur tenaga kerja dimana sektor pertanian masih menjadi sektor dengan serapan tenaga kerja terbesar di Madura. Tercatat sektor pertanian masih menjadi sektor dengan serapan tenaga kerja terbesar dibandingkan sektor ekonomi yang lain. Pada akhir tahun 2014 sektor pertanian menyerap tenaga kerja sebesar 60,60% di Bangkalan, di Sampang pada tahun yang sama sektor pertanian menyerap tenaga kerja sebesar 56,67%. Hal yang serupa terjadi di Pamekasan, sektor pertanian menyerap tenaga kerja sebesar 65,54% pada tahun 2014. Demikian juga di Kabupaten Sumenep, pada akhir tahun 2014, sektor pertanian bahkan menyerap tenaga kerja sebesar 76,54% (BPS Jawa Timur 2015^b).

Kondisi perekonomian Madura tersebut menjadi latar belakang tujuan penelitian ini, diantaranya: (1) menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi terjadinya transformasi

struktural di Madura (2) menganalisis pengaruh transformasi struktural terhadap ketimpangan distribusi pendapatan di Madura.

METODOLOGI PENELITIAN

Jenis dan Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder berupa data panel (*pooled data*), yaitu kombinasi antara data *time series* dan data *cross section*. Data yang digunakan adalah data 4 Kabupaten di Pulau Madura dari tahun 1998 sampai dengan tahun 2014.

Data-data tersebut dikumpulkan dengan metode kepustakaan bersumber dari berbagai publikasi Badan Pusat Statistik (BPS) Republik Indonesia, Badan Pusat Statistik (BPS) Provinsi Jawa Timur, Badan Pusat Statistik (BPS) Kabupaten Bangkalan, Badan Pusat Statistik (BPS) Kabupaten Sampang, Badan Pusat Statistik (BPS) Kabupaten Pamekasan dan Badan Pusat Statistik (BPS) Kabupaten Sumenep.

Data dasar yang digunakan dalam penelitian ini adalah data populasi, pendapatan regional menurut lapangan usaha dan data tenaga kerja menurut lapangan usaha. Data pendapatan regional adalah Pendapatan Domestik Regional Bruto (PDRB) Kabupaten-Kabupaten di Pulau Madura yang dirinci menurut lapangan usaha. Untuk menghilangkan pengaruh harga, digunakan PDRB harga konstan 2000. Data tenaga kerja menurut lapangan usaha merupakan data jumlah penduduk yang berusia 15 tahun ke atas yang bekerja selama seminggu yang lalu menurut Kabupaten-Kabupaten di Pulau Madura dan dirinci menurut lapangan usaha. Lapangan usaha sebagai rincian data PDRB maupun jumlah tenaga kerja dirinci menjadi

sembilan sektor yang meliputi: (1) Pertanian, Kehutanan, Perburuan dan Perikanan, (2) Per-tambangan & Penggalian, (3) Industri Pengolahan, (4) Pengadaan Listrik dan Gas, (5) Pengadaan air, pengelolaan sampah, limbah, dan daur ulang, (6) Kontruksi, (7) Perdagangan besar dan eceran, (8) Transportasi dan pergudangan, (9) Penyediaan akomodasi dan makan minum, (10) Informasi dan komunikasi, (11) Jasa keuangan dan asuransi, (12) Real estate, (13) Jasa perusahaan, (14) Administrasi pemerintahan, pertahanan dan jaminan sosial wajib, (15) Jasa pendidikan, (16) Jasa kesehatan dan kegiatan sosial, (17) Jasa lainnya.

Tujuh belas sektor diatas selanjutnya dikelompokkan menjadi tiga sektor sesuai dengan pengelompokkan yang dilakukan oleh Chenery-Syrquin yang terdiri dari: (1) Sektor Pertanian, (2) Sektor Industri, (3) Sektor Jasa. Pengelompokkan ini bertujuan untuk memudahkan dalam menganalisa kondisi struktur ekonomi di Madura. Sektor pertanian terdiri dari pertanian, kehutanan, perburuan dan perikanan, sementara sektor industri terdiri dari pertambangan & penggalian, industri pengolahan, listrik, gas dan air bersih, bangunan dan kontruksi. Sektor jasa terdiri dari perdagangan besar dan eceran, transportasi dan pergudangan, penyediaan akomodasi dan makan minum, informasi dan komunikasi, jasa keuangan dan asuransi, real estate, jasa perusahaan, administrasi pemerintahan, pertahanan dan jaminan sosial wajib, jasa pendidikan, jasa kesehatan dan kegiatan sosial, jasa lainnya.

Metode Analisis

Model Chenery-Syrquin diadopsi untuk menjawab tujuan penelitian faktor-faktor yang mempengaruhi

terjadinya transformasi struktural di Madura.

$$\text{LnX}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{LnPOP}_{it} + \beta_2 \text{LnKAPITA}_{it} + \varepsilon$$

Keterangan:

- X = Nilai tambah struktur output
- Kapita = Pendapatan perkapita
- POP = Jumlah penduduk
- i = 1, 2, ..., n (Data Cross-section 4 Kabupaten di Pulau Madura)
- t = 1, 2, ..., t (Data Time Series tahun 1998-2014)
- ε = Error term

Tabel 1 Variabel transformasi struktural

Variabel Dependen	Symbol
a. PDRB Sektor Pertanian	PDRB _P
b. PDRB sektor Industri	PDRB _I
c. PDRB Sektor Jasa	PDRB _J

Pemilihan variabel didasarkan pada kajian empiris *Chenery-Syrquin* bahwa nilai tambah sektoral sangat dipengaruhi oleh pendapatan perkapita dan tingkat populasi masyarakat. Populasi masyarakat mewakili tingkat kuantitas permintaan (*market size*) yang akan mempengaruhi struktur produksi, sementara tingkat pendapatan perkapita mewakili perubahan pola konsumsi masyarakat dari barang-barang pertanian menuju barang-barang manufaktur dan jasa. Kedua variabel tersebut akan mempengaruhi tingkat permintaan yang akan berimplikasi pada perubahan pola produksi, selanjutnya juga akan diikuti oleh pergeseran tenaga kerja.

Sedangkan untuk menganalisis dampak transformasi struktur ekonomi terhadap ketimpangan distribusi pendapatan di Pulau Madura, digunakanlah model regresi data panel dengan Indeks gini sebagai variabel terikat.

$$\text{Kpit} = \alpha_0 + \beta_1 \text{LN_PSP}_{it} + \beta_2 \text{LN_PSI}_{it} + \beta_3 \text{LN_PSJ}_{it} + \varepsilon$$

Keterangan:

- KP = Disparitas Pendapatan
- PSP = Pangsa sektor pertanian
- PSI = Pangsa sektor industri
- PSJ = Pangsa sektor jasa
- i = 1, 2, ..., n (Data *Cross-section* Kabupaten-Kabupaten di Pulau Madura)
- t = 1, 2, ..., t (Data *Time Series* tahun 2008-2014)
- ε = *Error term*

Pemilihan variabel didasarkan pada tujuan penelitian. Pangsa sektor pertanian (PSP), Pangsa sektor industri (PSI) dan Pangsa sektor jasa mewakili transformasi struktural dimana transformasi struktural didefinisikan sebagai perubahan kontribusi sektoral terhadap pembentukan PDRB. Sementara indeks GINI digunakan sebagai proksi untuk mengukur ketimpangan distribusi pendapatan.

Model Regresi Data Panel

Regresi data panel (*pooled data*) merupakan metode atau teknik regresi yang menggabungkan antara data *time series* dengan data *cross section*. Penggunaan data panel yang merupakan data yang dikumpulkan secara *cross section* dan diikuti pada periode waktu tertentu akan memberikan hasil yang lebih menyeluruh dibandingkan hasil estimasi *cross section* maupun *time series* saja. Penggunaan data panel berarti juga menambah jumlah observasi sehingga akan memperbesar derajat kebebasan (*degree of freedom*) dan menurunkan kemungkinan terjadinya kolinieritas (hubungan linier yang signifikan) antar variabel bebas. Oleh karenanya, hasil estimasi dengan data panel akan lebih

baik dibandingkan dengan penggunaan data *cross section* maupun *time series*.

Keuntungan penggunaan data panel menurut Baltagi (2008) diantaranya: (1) data panel mampu mengakomodasi tingkat heterogenitas variabel-variabel yang tidak dimasukkan dalam model (*unobserved individual heterogeneity*), (2) data panel mampu mengurangi kolinearitas antar variabel, (3) data panel dapat meminimalkan bias yang dihasilkan oleh agregasi individu karena unit data lebih banyak. Adapun bentuk umum dari persamaan data panel diperlihatkan pada persamaan berikut.

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_{it};$$

$$i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T$$

Dimana :

N = jumlah unit cross section (individu)

T = jumlah periode waktu

N x T = jumlah data panel

Menurut Juanda dan Junaidi (2012), terdapat tiga metode estimasi model regresi data panel, yaitu (1) Common-Constant Model (Pooled Ordinary Least Square = PLS); (2) Fixed Effect Model (FEM); dan (3) Random Effect Model (REM). Pada beberapa penelitian data panel, metode common-constant model jarang digunakan sebagai estimasi utama karena sifat model ini yang tidak membedakan perilaku data. Metode ini hanya mengkombinasikan data *time series* dan *cross section* tanpa melihat perbedaan antar waktu dan individu sehingga dapat dikatakan bahwa model ini sama dengan metode OLS karena menggunakan kuadrat kecil biasa.

Fixed Effect Model

Pendekatan *fixed effect model* menggunakan variabel boneka yang

dikenal dengan sebutan *least square dummy variabel* atau disebut juga *covariance model*. Pada metode *fixed effect*, estimasi dapat dilakukan dengan tanpa pembobotan (*no weight*) atau *least square dummy variabel* (LSDV) dan dengan pembobotan (*Cross section weight*) atau *General Least Square* (GLS). Tujuan dilakukan pembobotan adalah untuk mengurangi heterogenitas antar unit *cross section* (Gujarati 2004). Penggunaan model ini tepat untuk melihat perubahan perilaku data dari masing-masing variabel sehingga data lebih dinamis dalam menginterpretasikan data.

Secara matematis model fixed effect dinyatakan dengan persamaan berikut.

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma_2 W_{2t} + \dots + \gamma_N W_{Nt} + \delta_2 Z_{i2} + \dots + \delta_T Z_{iT} + \varepsilon_{it}$$

Dimana :

Y_{it} = Variabel terikat untuk individu ke-i dan waktu ke-t

X_{it} = Variabel bebas untuk individu ke-i dan waktu ke-t

W_{it} dan Z_{it} merupakan variabel dummy yang didefinisikan sebagai berikut :

W_{it} = 1 ; untuk individu i; i = 1, 2, ...,

N = 0 ; untuk lainnya

Z_{it} = 1 ; untuk periode i; i = 1, 2, ...,

T = 0 ; untuk lainnya

Dari model di atas terlihat bahwa sesungguhnya model *fixed effect* adalah sama dengan regresi yang menggunakan *dummy variable* sebagai variabel bebas, sehingga dapat diestimasi dengan model OLS. Oleh karenanya, model ini sering disebut sebagai model *Least Square Dummy Variable*. Model ini telah menambahkan sebanyak (N-1) variabel dummy ke dalam model dan menghilangkan satu sisanya untuk menghindari kolinieritas sempurna antar

variabel penjelas. Dengan menggunakan model ini derajat bebas sebesar $NT-N-k$.

Random Effect Model

Sementara itu, model efek acak (*Random Effect*) memasukkan parameter-parameter yang berbeda antar daerah maupun antar waktu ke dalam *error*. Karena hal inilah, model effect acak juga disebut model komponen error (*error component model*). Perbedaan karakteristik individu dan waktu dicerminkan pada error dari model. Dengan demikian, maka random error diurai menjadi error untuk komponen individu, error komponen waktu dan error gabungan. Modelnya dinyatakan dalam bentuk persamaan sebagai berikut.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = u_i + V_t + W_{it}$$

Dimana :

u_i = komponen *error cross section*

V_t = komponen *error time series*

W_{it} = komponen *error gabungan*

Berdasarkan persamaan diatas, maka dapat dinyatakan bahwa model random effect menganggap efek rata-rata dari data *cross section* dan *time series* direpresentasikan dalam intercept. Sedangkan deviasi efek secara acak untuk data time series direpresentasikan dalam V_t dan deviasi untuk data cross section dinyatakan dalam u_i . Dalam model random effect ini diasumsikan bahwa error secara individual tidak saling berkorelasi begitu juga dengan error kombinasinya. Dengan menggunakan model random effect ini, maka dapat menghemat pemakaian derajat bebas dan tidak mengurangi jumlahnya seperti pada model *fixed effect*. Hal ini berimplikasi pada tingkat efisiensi parameter hasil estimasi yang akan menjadi lebih efisien.

Signifikansi Model

Keputusan pemakaian model *fixed effect* ataupun *random effect* ditentukan dengan Uji Hausman. Uji Hausman dilakukan untuk memilih model yang paling baik antara model *fixed effect* atau *random effect*. Hausman telah mengembangkan suatu uji statistik untuk memilih apakah menggunakan *fixed effect* atau *random effect*, uji Hausman menggunakan statistik uji H yang mengikuti distribusi chi-square dengan derajat bebas (db) sebesar jumlah variabel independen. Kesimpulan yang diambil adalah: jika H_0 ditolak, maka model regresi *fixed effect* lebih baik daripada *random effect*, tetapi jika H_0 diterima, berarti model regresi random effect lebih baik daripada *fixed effect*.

Secara lebih terperinci, pengujian Hausman dilakukan untuk melihat ada tidaknya korelasi antara regresor dan efek individu. Uji Hausman merumuskan hipotesis sebagai berikut.

$H_0 : E(\tau_i|x_{it}) = 0$ - menggunakan REM

$H_1 : E(\tau_i|x_{it}) \neq 0$ - menggunakan FEM

Sebagai dasar penolakan H_0 maka digunakan statistik Hausman dan membandingkannya dengan *Chi square*. Statistik *Hausman* dirumuskan dengan:

$$H = (\beta_{REM} - \beta_{FEM}) (M_{FEM} - M_{REM})^{-1} (\beta_{REM} - \beta_{FEM}) - \chi^2(k)$$

Dimana:

M = matriks kovarians untuk parameter β

k = degrees of freedom

Jika nilai H hasil pengujian lebih besar dari χ^2 tabel, maka cukup bukti untuk melakukan penolakan terhadap H_0 sehingga model yang digunakan adalah model fixed effects, begitu juga sebaliknya.

Pada pengujian Hausman menggunakan software Eviews, pemilihan fixed effect dan random effect bisa dengan melihat nilai Chi-square ataupun nilai probabilitasnya. Apabila nilai probabilitasnya lebih kecil dari 0,05 maka menggunakan *fixed effect model*, namun jika nilai probabilitasnya lebih besar dari 0,05 maka penggunaan *random effect model* lebih tepat.

Asumsi Klasik

Model ekonometrik yang bagus adalah model yang fesibel dan konsisten, untuk menghasilkan model tersebut, diperlukan pendeteksian pelanggaran asumsi klasik pada model yaitu gangguan antar waktu (*time-related disturbance*), gangguan antar individu (*cross sectional disturbance*), dan gangguan akibat keduanya. Jika terdapat pelanggaran tersebut, maka hasil pendugaan parameter akan tidak bersifat *BLUE (Best Linier Unbiased Estimator)*. Adapun pelanggaran-pelanggaran tersebut adalah multikolinearitas, autokorelasi, dan heteroskedastisitas.

Multikolinearitas adalah suatu keadaan dimana satu atau lebih dua variabel bebas dapat dinyatakan sebagai kombinasi linier dari variabel bebas lainnya. Untuk mendeteksi ada atau tidaknya multikolinearitas dapat dilihat dari nilai R², F hitung serta t hitung. Adapun indikasi-indikasi terjadinya multikolinearitas menurut Gujarati (2007) adalah sebagai berikut: (1) nilai R² yang tinggi dan nilai F statistik yang signifikan tetapi sebagian besar nilai t statistik tidak signifikan, (2) korelasi sederhana yang relatif tinggi (0,8 atau lebih) antara satu atau lebih pasang variabel bebas. Jika koefisien korelasi kurang dari 0,8 berarti tidak terjadi multikolinearitas, (3) regresi bantuan

(*Auxiliary Regression*) dengan cara meregresi masing-masing variabel bebas pada variabel bebas lainnya. Apabila nilai R² nya tinggi maka ada indikasi ketergantungan linier yang hampir pasti diantara variabel-variabel bebas.

Autokorelasi adalah suatu keadaan dimana terdapat hubungan antar galat pada suatu periode tertentu dengan galat lainnya. Autokorelasi biasanya terjadi pada data time series, dan tidak muncul pada data cross section karena hanya menunjukkan satu titik waktu saja. Autokorelasi ini menjadi masalah karena akan menghasilkan koefisien dan varians yang bukan sebenarnya (Gujarati, 2007). Keberadaan autokorelasi dapat dideteksi melalui nilai Durbin Watson Test yang membandingkan DW hitung dengan nilai batas bawah (dL) dan batas atas (du) dari tabel Durbin Watson berdasarkan jumlah observasi dan variabel bebas.

Sementara itu, heteroskedastisitas terjadi karena varians dari setiap galat tidak konstan, sehingga tidak dapat menghasilkan estimasi yang efisien meskipun hasil estimasi tetap konsisten dan tidak bias. Masalah heteroskedastisitas umumnya terjadi pada data *cross section* yang mengakibatkan hasil uji t dan uji F menjadi bias (Gujarati 2007). Keberadaan heteroskedastisitas dapat diuji dengan *Park Test*, *Goldfeld-Quandt Test*, *Breusch-Pagan-Godfrey Test* dan *White General Heteroscedasticity*. Masalah heteroskedastisitas dapat diatasi dengan cara melakukan transformasi variabel model OLS menjadi GLS dengan cara membobot seluruh variabel pada model OLS dengan nilai *Sum Square of Residual (SSR)*.

Uji Statistik

Sebuah pengujian ekonometrik harus melalui tahapan uji statistik yang terdiri dari: (1) koefisien determinasi (R^2), (2) Uji overall (uji F), (3) uji parsial (uji t). Pengamatan terhadap koefisien determinasi dilakukan untuk melihat seberapa besar kemampuan variabel independen secara bersama-sama memberi penjelasan terhadap variabel dependen. Nilai R^2 berkisar antara 0 sampai 1 ($0 < R^2 < 1$). Koefisien determinasi berguna untuk menguji kekuatan variabel-variabel independen dalam menjelaskan variabel dependen.

Uji F-statistik adalah pengujian yang bertujuan untuk mengetahui pengaruh semua variabel independen secara bersama-sama terhadap variabel dependen dengan statistik uji F. Statistik uji F mengikuti distribusi F dengan derajat bebas sebanyak $(k-1)$ untuk numerator dan $(n-k)$ untuk denominator, dimana k merupakan banyaknya parameter termasuk intersep/konstanta, sedangkan n adalah banyaknya observasi.

Kriteria uji F tersebut adalah sebagai berikut: pada taraf uji α , jika nilai statistik uji F (F_{hitung}) lebih besar dari nilai F kritis ($F_{\alpha;(k-1),(n-k)}$) maka H_0 ditolak dan H_1 diterima, sebaliknya jika nilai statistik uji F (F_{hitung}) lebih kecil dari nilai F kritis ($F_{\alpha;(k-1),(n-k)}$) maka H_0 diterima dan H_1 ditolak. Kesimpulan yang diambil adalah: jika H_0 ditolak, maka variabel independen secara bersama-sama berpengaruh terhadap variabel dependen, sebaliknya jika H_0 diterima, berarti variabel independen secara bersama-sama tidak berpengaruh terhadap variabel dependen.

Tujuan uji t adalah untuk mengetahui ada atau tidak pengaruh setiap variabel independen secara individual (parsial) terhadap perubahan variasi dari variabel dependen.

Pengujian dilakukan terhadap koefisien regresi secara individual, dengan menggunakan statistik uji t yang mengikuti distribusi student dengan derajat bebas $(n-k)$ dengan n adalah jumlah observasi dan k adalah banyaknya variabel independen ditambah dengan konstanta.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Faktor-Faktor Transformasi Struktur Ekonomi

Terjadinya transformasi struktural dalam sebuah perekonomian bisa dilihat dari kontribusi sektoral masing-masing sektor terhadap pembentukan PDRB dan serapan tenaga kerja, disamping itu, untuk mempertajam analisis dan menyempurnakan informasi maka diperlukan analisa terhadap faktor-faktor yang menyebabkan terjadinya transformasi struktural.

Persamaan Chenery-Syrquin digunakan untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi perubahan kontribusi sektor pertanian, sektor industri dan sektor jasa terhadap pembentukan PDRB. Dengan menggunakan data panel dari 4 Kabupaten selama periode 1998-2014. Estimasi model dilakukan dengan model efek tetap (*fixed effect model*) dan model efek acak (*random effect model*). Untuk memilih estimasi terbaik dari kedua model, dilakukan uji Hausman (Hausman Test). Berikut hasil estimasi dari ke 3 variabel transformasi yang struktural yang dianalisis.

1. Perubahan Nilai Tambah Sektor Pertanian

Setelah melakukan uji Hausman, didapatkan nilai probabilitas Chi Square yang lebih kecil dari 0.05, artinya metode estimasi model dilakukan

menggunakan Model Efek Tetap (*Fixed Effect Model*).

Tabel 2 Hasil estimasi model analisis faktor yang mempengaruhi nilai tambah sektor pertanian dengan model efek tetap (*fixed effect model*)

Variabel	Variabel Dependen		
	Koefisien	Std. Error	Prob
C	4,517554	3,535479	0,2061
LN_POP	0,725353	0,266312	0,0084*
LN_KAPITA	0,445082	0,146403	0,0035*
R Square	0,883030		
Prob (F-Stat)	0,000000		
Number Of Observation	68		
Hausman Test Probability	0,0012		

Keterangan: * berbeda nyata pada taraf 5% (P<0,05)

Berdasarkan tabel diatas dapat dilihat bahwa model faktor yang mempengaruhi nilai tambah sektor pertanian terhadap pembentukan PDRB memiliki koefisien determinasi (R^2) sebesar 0,88. artinya variabel bebas dalam model mampu menjelaskan 88% variasi variabel terikat dan sisanya 12% dijelaskan oleh variabel lain diluar model. Hasil estimasi menunjukkan bahwa uji F signifikan pada taraf nyata 5% (0,05) dengan probabilitas F statistic sebesar 0.000 yang lebih kecil dari 0.05. Hal ini menunjukkan bahwa variabel-variabel bebas dalam model secara bersama-sama memberikan pengaruh nyata terhadap perubahan nilai tambah sektor pertanian terhadap PDRB.

Tabel diatas juga menunjukkan bahwa seluruh variabel bebas pada model secara parsial berpengaruh signifikan terhadap perubahan nilai tambah sektor pertanian pada taraf nyata 5% ($\alpha = 0,05$) dengan nilai probabilitas sebesar 0,0084 pada variabel populasi

(LN_POP) dan 0,0035 pada variabel pendapatan perkapita (LN_Kapita).

Variabel populasi memiliki parameter yang positif dan signifikan terhadap nilai tambah sektor pertanian. Artinya, semakin tinggi populasi masyarakat semakin tinggi pula nilai tambah sektor pertanian. Hal ini tampaknya berhubungan dengan tingkat konsumsi produksi hasil-hasil pertanian terutama bahan pangan dimana tingkat populasi masyarakat menggambarkan *market size* dan tingkat skala ekonomi (Tarp *et al.* 2002).

Sementara itu, variabel pendapatan perkapita memiliki parameter yang negatif dan signifikan terhadap perubahan nilai tambah sektor pertanian. Artinya peningkatan pendapatan perkapita akan menyebabkan penurunan nilai tambah sektor pertanian terhadap PDRB. Hal ini sesuai dengan hasil penelitian Clark (1951) yang menyatakan bahwa semakin tinggi pendapatan perkapita suatu negara semakin kecil peranan sektor pertaniannya. Kesimpulan yang sama juga didapatkan dari hasil penelitian yang dilakukan oleh Tarp *et al.* (2002) pada Negara Mozambique yang menyimpulkan bahwa peningkatan pendapatan perkapita berpengaruh negatif terhadap nilai tambah sektor pertanian. Demikian juga dengan penelitian Budiharsono (1996) yang menyimpulkan bahwa kontribusi sektor pertanian mengalami penurunan seiring dengan peningkatan pendapatan perkapita.

2. Perubahan Nilai Tambah Sektor Industri

Setelah melakukan uji Hausman, didapatkan nilai probabilitas Chi Square yang lebih kecil dari 0,05, artinya metode estimasi model dilakukan menggunakan Model Efek Tetap (*Fixed Effect Model*).

Tabel 3 Hasil estimasi model analisis faktor yang mempengaruhi nilai tambah sektor industri dengan model efek tetap (*fixed effect model*)

Variabel	Variabel Dependen		
	Koefisien	Std. Error	Prob
C	23,39416	10,62019	0,0313
LN_POP	2,292899	0,793849	0,0053*
LN_KAPIT A	4,258186	0,410396	0,0000*
R Square	0,911958		
Prob (F-Stat)	0,000000		
Number Of Observation	68		
Hausman Test Probability	0,0000		

Keterangan: * berbeda nyata pada taraf 5% (P<0,05)

Berdasarkan tabel diatas dapat dilihat bahwa model faktor yang mempengaruhi nilai tambah sektor industri terhadap pembentukan PDRB memiliki koefisien determinasi (R^2) sebesar 0,91. Artinya variabel bebas dalam model mampu menjelaskan 91% variasi variabel terikat dan sisanya 9% dijelaskan oleh variabel lain diluar model. Hasil estimasi menunjukkan bahwa uji F signifikan pada taraf nyata 5% (0,05) dengan probabilitas F statistic sebesar 0,000 yang lebih kecil dari 0,05. Hal ini menunjukkan bahwa variabel-variabel bebas dalam model secara bersama-sama memberikan pengaruh nyata terhadap perubahan nilai tambah sektor industri terhadap PDRB.

Tabel diatas juga menunjukkan bahwa seluruh variabel bebas pada model secara parsial berpengaruh signifikan terhadap perubahan nilai tambah sektor industri pada taraf nyata 5% ($\alpha = 0,05$) dengan nilai probabilitas sebesar 0,0053 pada variabel populasi

(LN_POP) dan 0,0000 pada variabel pendapatan perkapita (LN_Kapita).

Variabel populasi memiliki parameter yang positif dan signifikan terhadap nilai tambah sektor industri. Artinya, semakin tinggi populasi masyarakat semakin tinggi pula nilai tambah sektor industri terhadap pembentukan PDRB. Secara tersirat populasi menggambarkan tingkat tenaga kerja pada sebuah sektor ekonomi dimana berdasarkan model dua sektor Arthur Lewis sektor industri merupakan sektor yang masih membutuhkan tenaga kerja sehingga tingkat populasi akan berpengaruh positif terhadap nilai tambah sektor industri. Hasil penelitian ini sama dengan hasil penelitian yang dilakukan oleh Tarp *et al.* (2002) yang melakukan penelitian di Negara Mozambique bahwa populasi berpengaruh positif terhadap nilai tambah sektor industri.

Variabel pendapatan perkapita memiliki parameter yang positif dan signifikan terhadap perubahan nilai tambah sektor industri. Artinya peningkatan pendapatan perkapita akan meningkatkan nilai tambah sektor industri. Hasil penelitian ini sesuai dengan analisis pola pembangunan Chenery-Syrquin; peningkatan pendapatan perkapita akan meningkatkan nilai tambah sektor industri. Peningkatan tersebut disebabkan oleh adanya perubahan pola konsumsi masyarakat dimana ada pergeseran pola konsumsi dari barang-barang pangan ke barang-barang manufaktur bernilai tinggi sebagai akibat keterbatasan manusia dalam mengkonsumsi barang-barang pangan. Kenyataan tersebut juga didukung oleh hukum Engels yang menyatakan bahwa elastisitas permintaan sebagai akibat peningkatan pendapatan adalah inelastis untuk barang-barang pangan (pertanian)

dan elastis untuk barang-barang manufaktur dan jasa.

Identik dengan hasil penelitian diatas, penelitian Haraguchi dan Rezonja (2011), yang meneliti struktur ekonomi negara-negara di dunia mendapatkan kesimpulan bahwa pendapatan perkapita berkorelasi positif terhadap nilai tambah sektor industri. Hasil yang sama juga didapat dari penelitian Tarp *et al.* (2002).

3. Perubahan Nilai Tambah Sektor Jasa

Setelah melakukan uji Hausman, didapatkan nilai probabilitas Chi Square yang lebih besar dari 0,05, artinya metode estimasi model dilakukan menggunakan Model Efek Acak (*Random Effect Model*).

Berdasarkan tabel 4 dapat dilihat bahwa model faktor yang mempengaruhi nilai tambah sektor jasa terhadap pembentukan PDRB memiliki koefisien determinasi (R^2) sebesar 0,32. Artinya variabel bebas dalam model menjelaskan 32% variasi variabel terikat dan sisanya 68% dijelaskan oleh variabel lain diluar model.

Tabel 4 Hasil estimasi model analisis faktor yang mempengaruhi nilai tambah sektor jasa dengan model acak (*random effect model*)

Variabel	Variabel Dependen		
	Koefisie n	Std. Error	Prob
C	6,543272	6,561816	0,3224
LN_POP	1,478234	0,483803	0,0033*
LN_KAPITA	0,170578	0,165349	0,3061
R Square	0,329162		
Prob (F-Stat)	0,000002		
Number Of Observation	68		
Hausman Test Probability	0,6900		

Keterangan: * berbeda nyata pada taraf 5% ($P < 0,05$)

Hasil estimasi menunjukkan bahwa uji F signifikan pada taraf nyata 5% (0,05) dengan probabilitas F statistic sebesar 0,0002 yang lebih kecil dari 0,05. Hal ini menunjukkan bahwa variabel-variabel bebas dalam model secara bersama-sama memberikan pengaruh nyata terhadap perubahan nilai tambah sektor jasa terhadap PDRB.

Tabel diatas juga menunjukkan hanya variabel populasi yang berpengaruh signifikan terhadap perubahan nilai tambah sektor jasa pada taraf nyata 5% ($\alpha = 0,05$) dengan nilai probabilitas sebesar 0,0033 pada variabel populasi (LN_POP), sementara itu variabel pendapatan perkapita (LN_Kapita) tidak signifikan dengan probabilitas sebesar 0,3061.

Variabel populasi memiliki parameter yang positif dan signifikan terhadap nilai tambah sektor jasa. Artinya, semakin tinggi populasi masyarakat semakin tinggi pula nilai tambah sektor jasa terhadap pembentukan PDRB. Tingkat populasi menggambarkan *market size*; semakin tinggi tingkat populasi masyarakat semakin besar nilai tambah yang bisa dihasilkan oleh sektor jasa. Hasil estimasi ini sejalan dengan hasil penelitian Fransiskus *et al.* (2015) dimana populasi memiliki pengaruh yang signifikan terhadap peningkatan nilai tambah sektor jasa.

Sementara itu, variabel pendapatan perkapita memiliki parameter yang positif meskipun tidak signifikan. Artinya peningkatan pendapatan perkapita akan meningkatkan nilai tambah sektor jasa secara tidak signifikan. Hal ini agak berbeda dengan pola pembangunan Chenery-Syrquin yang menyatakan peningkatan pendapatan perkapita akan meningkatkan nilai tambah sektor

industri dan jasa secara signifikan. Hal ini tampaknya berhubungan erat dengan pola konsumsi masyarakat Madura yang masih mengalokasikan peningkatan pendapatannya ke barang-barang industri dan belum banyak dialokasikan untuk sektor jasa.

Korelasi positif antara pendapatan perkapita dengan nilai tambah sektor jasa juga ditemukan pada penelitian Tarp *et al.* (2002). Hasil penelitian Fransiskus *et al.* (2015) juga mendapatkan hasil yang berbeda dimana pendapatan per kapita hanya berpengaruh secara signifikan terhadap peningkatan nilai tambah sub sektor perdagangan, perhotelan dan restoran. Hasil tersebut mempertegas kenapa anomali terjadi pada hasil estimasi penelitian ini, dimana nilai tambah sub sektor jasa tidak semuanya dipengaruhi oleh peningkatan pendapatan perkapita, hanya sektor perdagangan, perhotelan dan restoran. Ketiga sub sektor jasa tersebut masih jarang di akses oleh mayoritas masyarakat madura.

Pengaruh Transformasi Struktur Ekonomi terhadap Ketimpangan Distribusi Pendapatan

Secara teoritis, transformasi struktural akan menggeser tenaga kerja dari sektor dengan produktivitas rendah menuju sektor dengan produktivitas tinggi. Namun penelitian empiris banyak yang membuktikan bahwa transformasi struktur output seringkali relatif lebih cepat dibandingkan dengan transformasi struktur tenaga kerja. *Unbalanced transformaton* ini akan menimbulkan perbedaan pendapatan yang diterima oleh tenaga kerja sektoral yang selanjutnya akan berakibat pada disparitas *income*.

Setelah melakukan uji Hausman, didapatkan nilai probabilitas Chi Square yang lebih besar dari 0,05, artinya

metode estimasi model dilakukan menggunakan Model Efek Acak (*Random Effect Model*).

Berdasarkan Tabel 5 dapat dilihat bahwa model dampak transformasi struktural terhadap ketimpangan distribusi pendapatan memiliki koefisien determinasi (R^2) sebesar 0,43. Artinya variabel bebas dalam model menjelaskan 43% variasi variabel terikat dan sisanya 57% dijelaskan oleh variabel lain diluar model. Hasil estimasi menunjukkan bahwa uji F signifikan pada taraf nyata 5% (0,05) dengan probabilitas F statistic sebesar 0,003 yang lebih kecil dari 0,05. Hal ini menunjukkan bahwa variabel-variabel bebas dalam model secara bersama-sama memberikan pengaruh nyata terhadap variabel terikat.

Tabel 5 Hasil estimasi model analisis pengaruh transformasi struktural terhadap ketimpangan distribusi pendapatan dengan model efect acak (*random effect model*)

Variabel	Variabel Dependen		
	Koefisien	Std. Error	Prob
C	0,370632	0,192633	0,0663
LN_PDRBP	0,057529	0,015205	0,0009*
LN_PDRBI	0,014785	0,003619	0,0004*
LN_PDRBJ	0,088390	0,019380	0,0001*
R Square	0,431208		
Prob (F-Stat)	0,003182		
Number Of Observation	28		
Hausman Test Probability	1,0000		

Keterangan: * berbeda nyata pada taraf 5% (P<0,05)

Tabel 5 menunjukkan variabel PDRB sektor pertanian (LN_PDRBP) berpengaruh signifikan terhadap ketimpangan distribusi pendapatan pada taraf nyata 5% ($\alpha = 0,05$) dengan nilai

probabilitas sebesar 0,0009. Variabel PDRB sektor industri (LN_PDRBI) dan PDRB sektor jasa (LN_PDRBJ) juga berpengaruh signifikan terhadap ketimpangan dengan probabilitas berturut-turut sebesar 0,0004 dan 0,0001.

Variabel PDRB sektor pertanian memiliki parameter yang negatif dan signifikan terhadap ketimpangan distribusi pendapatan. Artinya, semakin tinggi kontribusi sektor pertanian akan semakin rendah ketimpangan distribusi pendapatan. Sebagaimana diketahui bahwa mayoritas masyarakat Madura berprofesi sebagai petani dengan pendapatan rendah sehingga menjadi sangat logis ketika angka statistik menunjukkan bahwa peningkatan kontribusi PDRB sektor pertanian akan mengurangi ketimpangan distribusi pendapatan. Peningkatan kontribusi sektor pertanian berarti meningkatkan produktivitas sektoral yang selanjutnya akan berimplikasi pada tingkat pendapatan yang diterima oleh tenaga kerja yang ada di sektor tersebut. Peningkatan pendapatan tersebut akan mempersempit jurang pemisah antar sektor ekonomi sehingga ketimpangan distribusi pendapatan secara otomatis akan berkurang. Berdasarkan hasil penelitian Tarp *et al.* (2002) ekspansi pada sektor pertanian merupakan cara paling tepat dalam mengurangi ketimpangan distribusi pendapatan di pedesaan dan perkotaan.

Sebaliknya, variabel PDRB sektor industri dan jasa memiliki parameter yang positif dan signifikan terhadap ketimpangan distribusi pendapatan. Artinya, peningkatan kontribusi sektor industri dan jasa akan meningkatkan ketimpangan distribusi pendapatan. Peningkatan kontribusi sektor industri dan jasa akan meningkatkan pendapatan tenaga kerja yang ada di kedua sektor tersebut dengan demikian akan semakin

meninggalkan pendapatan sektor pertanian, sehingga akan berimplikasi pada melebarnya jurang pemisah antara pendapatan pada sektor pertanian dengan sektor industri dan jasa. Hasil penelitian ini sesuai dengan hasil penelitian Cheong dan WU (2014) dan Pinem (1990). Selain itu, ketimpangan juga diperparah dengan adanya perbedaan akses dan kesempatan antara *skilled labor* dengan *unskilled labor* (Ariyo *et al.* 2014).

KESIMPULAN DAN SARAN

Kesimpulan

Berdasarkan hasil analisis yang telah dilakukan, kesimpulan yang dapat diperoleh dari penelitian ini adalah :

1. Populasi dan pendapatan perkapita menjadi faktor yang berpengaruh terhadap terjadinya transformasi struktural di Madura. Tingkat populasi dan pendapatan perkapita berpengaruh secara signifikan terhadap perubahan nilai tambah sektor pertanian dan industri sementara pada sektor jasa hanya variabel populasi yang berpengaruh secara signifikan.
2. Pada pengujian dampak transformasi struktural terhadap ketimpangan distribusi pendapatan didapatkan kesimpulan bahwa variabel PDRB sektor pertanian berpengaruh secara signifikan dan memiliki parameter yang negatif, artinya, peningkatan kontribusi PDRB sektor pertanian akan efektif dalam mengurangi ketimpangan distribusi pendapatan. Sebaliknya, variabel PDRB sektor industri dan jasa berpengaruh secara signifikan dan memiliki parameter yang positif, artinya, peningkatan kontribusi PDRB sektor industri

dan jasa akan meningkatkan ketimpangan distribusi pendapatan.

Saran

1. Pemerintah Pusat dan Daerah perlu menyikapi *unbalanced trans-formation* dengan mem-
industrialisasi di Madura terutama dengan mempercepat pembangunan industri padat karya yang berbasis pertanian serta memiliki keterkaitan sektoral yang kuat.
2. Pemerintah Pusat maupun Daerah hendaknya melakukan upaya peningkatan produktivitas sektor pertanian dengan mempercepat terjadinya transformasi pertanian (*agricultural transformation*) karena secara statistik terbukti bahwa sektor pertanian menjadi sektor yang efektif dalam mengurangi disparitas *income*. Upaya tersebut bisa dilakukan dengan Modernisasi, memperkuat kelembagaan pertanian serta merubah pola pertanian menjadi lebih *market oriented*.

DAFTAR PUSTAKA

- Aizenman J, Minsoo Lee, Donghyun Park. 2012. The Relationship between Structural Change and Inequality: A Conceptual Overview with Special Reference to Developing Asia. Asian Development Bank Institute.
- Alfarabi M, Surya H, Slamet R. 2014. Perubahan Struktur Ekonomi dan Dampaknya Terhadap Kemiskinan di Provinsi Jambi. Jurnal Perspektif Pembiayaan dan Pembangunan Daerah 1 (3).
- Amir H, Suahasil N. 2005. Analisis perubahan struktur ekonomi (economic landscape) dan kebijakan strategi pembangunan Jawa Timur tahun 1994-2000: Analisis input-output. Jurnal Ekonomi dan Pembangunan Indonesia, Vol 5, No 2 2005.
- Ariyo A, Olanrewaju O. 2014. Inequalities in the Context of Structural Transformation: Evidence from Nigeria. University of Ibadan, Nigeria
- Badan Pusat Statistik Jawa Timura. 2015. Statistik Jawa Timur. BPS Jatim, Surabaya.
- Badan Pusat Statistik Jawa Timurb. 2015. Laporan Eksekutif Keadaan Angkatan Kerja Di Jawa Timur. BPS Jatim, Surabaya
- Baltagi, Badi H. 2008. Econometrics (4th). Springer, USA
- Budiharsono S. 1996. Transformasi struktural dan pertumbuhan ekonomi antar daerah di Indonesia, 1969-1987. Disertasi. Program Pascasarjana Institut Pertanian Bogor, Bogor
- Cheong TS, Yanrui WU. 2014. The impacts of structural transformation and industrial upgrading on regional inequality in China. China Economic Review 31 (2014) 339–350
- Clark C. 1951. The Condition of Economic Progress. Macmillan & Co Ltd, London
- Dumairy. 1999. Perekonomian Indonesia. Erlangga, Jakarta
- Ediana IW. 2006. Struktur ekonomi dan kesempatan kerja sektor pertanian dan non pertanian serta kualitas

- sumberdaya manusia di Indonesia. Tesis. Bogor: Program Pascasarjana. Institut Pertanian Bogor.
- Erikasari, Silvia Eveline. 2005. Kesempatan kerja, migrasi dan transformasi tenaga kerja dari sektor pertanian ke sektor non pertanian di Daerah Istimewa Yogyakarta. Tesis. Program Pascasarjana Institut Pertanian Bogor, Bogor.
- Fransiskus X, Aba L, Osman Y, Saidatul A. 2015. Analysis Of Economic Structure In Poverty Eradication In The Province Of East Nusa Tenggara Indonesia. *Procedia - Social and Behavioral Sciences* 211 (2015) 81 – 88
- Gujarati, Damodar. 2007. “Dasar-dasar Ekonometrika”. Erlangga, Jakarta
- GOH CC, Xubei LUO dan, Nong ZHU. 2008. Income growth, inequality and poverty reduction: A case study of eight provinces in China: *China Economic Review*: 20 (2009) 485–496
- Haraguchi N dan Rezonja, Gorazd. 2011. *Emerging Patterns of Manufacturing Structural Change*. United Nations Industrial Development Organization, Vienna.
- Herrick, B, Kindleberger. 1983. *Ekonomi Pembangunan*. Bina Aksara, Jakarta
- Jhingan, M. L. 1999. *Ekonomi Pembangunan dan perencanaan*. PT. Raja Grafindo Persada, Jakarta
- Juanda, Junaidi. 2012. *Ekonometrika deret waktu: teori dan aplikasi*. Bogor: IPB Press.
- Kagami, H. 2000. Perubahan struktur ekonomi dan kesempatan kerja serta transformasi tenaga kerja dari sektor pertanian ke sektor non pertanian di propinsi Sumatera Selatan. Tesis. Bogor: Program Pascasarjana, Institut Pertanian Bogor.
- Mecik, Oytun. 2014. *The Effects of Structural Transformations in Economy on Labor Markets: the Case of OECD Countries*. *International Journal of Business and Social Science*.
- Pinem B. 1990. Dampak industri kerajinan rumah tangga terhadap tingkat pendapatan dan penyerapan tenaga kerja wilayah serta upaya untuk meningkatkan produktivitasnya di Kabupaten Deli Serdang. Tesis. Bogor: Program Pascasarjana Institut Pertanian Bogor.
- Sastrosoenarto H. 2006. *Industrialisasi serta pembangunan sektor pertanian dan Jasa*. Jakarta: Gramedia
- Suhartini, S.H. 2001. Transformasi Struktur Kesempatan Kerja Sektor Pertanian ke Non Pertanian di Indonesia. *Jurnal Agro Ekonomi*, 2(4) : 17-19.
- Szirmai A, Wim N , Nobuya H 2012. *Structural Change, Poverty Reduction And Industrial policy In The Brics*. Viena. United Nations Industrial Development Organization (UNIDO)
- Tarp F, Channing A, Henning T, Sherman R, Rasmus H. 2002. *Facing the Development Challenge in Mozambique; An Economywide Perspective*.

Washington. International food policy research institute.

Todaro MP, Smith SC. 2006. Pembangunan Ekonomi. Edisi Kesembilan. Erlangga, Jakarta

Wie, T.K. 1983. Pembangunan Ekonomi dan Pemerataan, Beberapa Pendekatan Alternatif. Jakarta: LP3ES,.

World Bank. 2015. Indonesia's rising divide. World Bank, Jakarta.