

Universidad Nacional Autónoma de México

Facultad de Economía

Desviación entre precios y valores
(Los casos Español y Europeo)

TESIS

Que para obtener el título de
maestro en Economía

Presenta:

Mario Cesar Sánchez Pérez

México, D.F.

Abril, 2006.



Universidad Nacional
Autónoma de México

Dirección General de Bibliotecas de la UNAM

Biblioteca Central



UNAM – Dirección General de Bibliotecas
Tesis Digitales
Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS ©
PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

Indice

1. Introducción	2
2. Competencia Intrasectorial e Intersectorial	6
3. El MPPE (Método de Participaciones en Producto y Empleo)	11
3.1. Precios, Agregados Contables y Desviaciones entre Precios	12
3.2. Lo que expresa el PIB _i y PIB _i por trabajador Sectoriales y las DPV	14
3.2.1. El índice de Theil como medida promedio de las DPV	16
3.2.2. Descomposición de las DPV	18
3.3. Causas de las Desviaciones entre Precios de Producción y Precios directos	19
3.4. Consecuencias teóricas de las DPV	20
3.5. Antecedentes del Cálculo de las DPV	21
4. El MIP (Método de Insumo-Producto)	22
4.1. Antecedentes empíricos con el MIP	25
4.2. Diferencias en los niveles de las DPV entre países	26
4.3. Comparación entre MIP y MPPE	30
5. Estudios empíricos de las Desviaciones entre Precios y Valores	33
5.1. La DPV Industrial Sectorial en España	33
5.2. La DPV Industriales en Europa	40
5.3. Las DPV Industrial Sectorial y Regional en España, 1955-1995	45
5.4. DPV y el Ciclo Económico	51
5.5. Desviación Precio Valor y Desarrollo Económico	59
6. La Convergencia Económica	63
6.1. Necesidad de una explicación alternativa a la Convergencia Regional Española	65
6.2. Factores de la Convergencia Regional	66
7. Conclusiones	82
Apéndices	84
A.1. El Método Indirecto	84
A.2. Razones Capital-Trabajo Verticalmente Integradas como determinantes de las DPV	85
A.3. Índices de Desigualdad o Concentración	92
A.4. La familia de los índices de Theil	93
A.5. Funciones de densidad mediante el método no paramétrico de Kernel	94
A.6. Regresiones entre las DPV sectoriales y sus composiciones de capital relativas en España	96
A.7. Actividades clasificadas en BBV y sus correspondencias con CNAE y TIOE del INE.	102
Bibliografía	106

Desviación entre Precios y Valores

(Los casos: español y europeo)

César Sánchez
Universidad Nacional Autónoma de México

Resumen

La presente investigación plantea una forma alternativa y sencilla de estimar las desviaciones entre valores y precios. Existiendo el método de estimación de Morishima-Seton-Shaikh mediante el enfoque de álgebra matricial y usando información de tablas insumo-producto, una de sus desventajas principales reside precisamente en requerir una cuantiosa información, limitando con ello el análisis temporal de las divergencias entre valores y precios. Utilizando las participaciones sectoriales del valor agregado y empleo en el agregado total, es posible estimar la desviación precio-valor (DPV) promedio mediante el índice de Theil. El método se desarrolla y se aplica a tres casos concretos: a los nueve sectores industriales españoles, a los sectores industriales de diez países europeos y a las desigualdades intersectoriales e interregionales provinciales en España. Los resultados generales muestran: *primero*, que las desviaciones entre valores *versus* los precios de producción y de mercado, son relativamente pequeñas; *segundo*, que particularmente las desviaciones de valores con los precios de producción están explicadas por las razones capital-trabajo, *tercero* que existe cierta evidencia de que las DPV promedio caen, sobre todo en su elemento intrasectorial y *cuarto*, que estas DPV están asociadas con el ciclo económico y el desarrollo capitalista. Se añade una explicación alternativa al enfoque neoclásico de la convergencia regional en España, concluyendo que detrás del factor sectorial, generalmente aludido, es la *acumulación geográfica de capital* la que determinó dicha convergencia y su estancamiento en los ochenta.

Agradezco a Elisa Álvarez, de la Universidad de Valladolid, por facilitarme muy gentilmente los datos de su trabajo, los cuales utilizo para analizar las desviaciones precio valor en los países europeos. Mi reconocimiento también para Alejandro Valle y Diego Guerrero por el seguimiento de esta investigación. Las tesis y errores posibles del presente, son de mi total responsabilidad. Agradezco por último el apoyo del departamento de Intercambio Académico de la UNAM, que me permitió una estancia en la Universidad Complutense de Madrid.

1. Introducción

El siglo XIX es sin duda una etapa crucial para la conformación del capitalismo en muchos países, y en esa conformación, un papel fundamental juegan: la acumulación y la formación de precios capitalista. España es un fiel ejemplo de ello.

Así, en una bella y clásica obra de historia económica española, Nadal (1975) dibuja la génesis de dos industrias claves en su industrialización: la siderúrgica y la algodonera. Al ser la siderurgia un sector que integra y suministra al agropecuario, al mismo textil y a los transportes (vgr. ferrocarriles), su estudio implica sin duda una amplia repercusión social y económica. Alrededor de 1832 en Andalucía se dieron los primeros intentos de obtener lingotes de hierro a través de carbón vegetal, “la Constancia” y “la Concepción” fueron empresas que tuvieron un esplendor tal, que desplazaron a las pequeñas industrias del norte: Oviedo, Lugo y sobre todo a las Vascas (de una vetusta tradición), pero que bajo las guerras civiles¹ y su atraso tecnológico, no pudieron hacer nada ante el avance meridional.² Estas empresas junto con “El Pedroso” en Sevilla aportaban cerca del 72% de la fundición española en 1844. Sin embargo, la introducción del carbón mineral que podía obtenerse fácilmente en el norte (Asturias e Inglaterra) y que reducía los costes de materiales para fundición a menos de un cuarto del coste del carbón vegetal, cambio diametralmente el panorama. Ahora, dos industrias rivales como la “Concepción” en Andalucía frente a la “Felguera” Asturiana en 1964-65, producían la misma tonelada de hierro de primera fusión a 632.92 y 348.73 reales, respectivamente (¡es decir, prácticamente la mitad del precio del sur!, 55%). Los costes de mano de obra, eran de 26.72 y 22.17 con ventaja para la empresa asturiana, pero sobre todo, la gran diferencial se observaba en los costes descritos de materiales para fundición, que superaban con mucho los gastos en reparación y conservación de equipo que tenía “La Felguera”, los cuales constituían cerca del 10% del precio unitario sobre el 6% de “La Concepción”; de esta manera, Asturias produjo hasta el 68% del hierro colado nacional en 1876. En 1871 con inversión foránea, inicialmente inglesa, que implicó una mejor maquinaria se construyó en Vizcaya la empresa “San Francisco”, que para 1884 producía ya poco más

¹ Ellas fueron las llamadas Guerras Carlistas, vale la pena puntualizar sus fechas por las repercusiones sociales, regionales y sobre todo históricas que tuvieron, fueron tres: 1833-39, 1860 y 1872-76; su escenario principal fue Bilbao capital de Vizcaya, a orillas del río Nervión. No deja de ser interesante que, regiones vascoas y catalanas tomaron partido por los carlistas (Don Carlos hermano de Fernando VII), peleando por este movimiento, la clase media, el campesinado y el clero secular y regular contra los *progresistas* integrados por burgueses y parte de la nobleza.

² Vale recordar que la industria siderúrgica comenzó en Inglaterra y la tecnología de fundición de inmediato se instaló en la Europa continental con Alemania. España como se apreciará, entró y consolidó este proceso con posteridad.

del 45% de la producción nacional. Las inversiones externas, la mejor maquinaria (la incorporación de la *técnica Bessemer* ahorradora de carbón para fundir acero),³ pero sobre todo, la obtención más barata del coque galés (mediante el embarque de hierro a Inglaterra y el retorno de carbón mineral a Vizcaya), determinaron la superioridad Vizcaína, que sin sorpresa, incrementó su población de 1877-1897 en 47%. Ahora Vizcaya sola producía el 73% de la producción nacional en 1913. De esta manera, se sucedió la supremacía regional siderúrgica, primero la andaluza (1832-67), luego la asturiana (1864-79) y finalmente la vizcaína (1980-1913), supremacía que se reflejó en los precios de sus productos, y como puede fácilmente inferirse, en la distribución regional del: capital, la producción, la población y el empleo (para dar una ubicación histórica de la evolución regional del producto per cápita autonómico, de 1800 a 1990, véase la tabla A.6.1. del anexo). La competencia siderúrgica interna, estaba ahora, con mucho dominada por la región septentrional Vasca,⁴ eliminando mediante sus costes a sus competidores.

De esta manera “El Ángel”, fundidora con tecnología plagiada de “la Constancia”, cerró en 1852 para siempre jamás (*sic*). “La Constancia”, la gran empresa del sur, quebró en 1890 al no poder competir con los precios del norte; el problema de la transportación terrestre, el rezago tecnológico, al no poder consolidar otros procesos de fundición diferentes a los basados con el carbón vegetal (cuyo mejor ejemplo fue el intento fallido de la antracita),⁵ firmaron a la postre su sentencia de muerte. “El Pedroso”, también por su parte, cerró en 1877;⁶ los efectos sociales y regionales se observaron no sólo décadas después, también trazó el mapa industrial español. La industrialización del sur se había truncado. No obstante, la región Vasca, distaba mucho de equipararse al capital regulador europeo decimonónico, Inglaterra. En 1986 el precio del lingote de acero en Inglaterra era de 52.4 pesetas/tn, mientras que en Vizcaya era de 54.2; sin embargo, en un producto de mayor manufacturación como la

³ Ver Domínguez (2002).

⁴ Sólo como referencia en 1965 tenemos que el precio en pesetas por quintal métrico del hierro colado a pie de fábrica era en: Sevilla, Málaga, Oviedo, Vizcaya y Guipúzcoa de 16.7, 15, 9.7, 13.5 y 16.5, respectivamente, para 1885, estos precios -habían caído todos- de la siguiente forma: 14, 13.5, 5, 5.3, y 12. Vizcaya consolidaría su poderío bajo menores costes.

⁵ La antracita es una hulla seca, no porosa, de combustión menor, como de volumen; ésta se trajo de Gales, intentándose emular el sistema de inyección de aire caliente inglés y americano, para equilibrar su menor combustión, para lo cual Heredia, su propietario, adquirió en 1842 la maquinaria inglesa necesaria de la *Butterley Iron Co.* de Berbyshire. El intento sin embargo, no logró cebar los hornos y se regresó técnicamente al carbón vegetal, no obstante de lo anterior se deduce: la importancia del coste de transportación de materias de las empresas sureñas, al mismo tiempo se infiere el subdesarrollo del transporte terrestre y la dependencia tecnológica de Inglaterra. Este atraso significó y estructuró, la enorme diferencial de costes en materiales de fusión entre, “La Concepción” del sur y la “Felguera” del norte.

⁶ “La constancia”, esperó infructuosamente el carbón mineral de Córdoba (segunda productora de hulla), una vez más los problemas ferroviarios intervinieron. Asturias tuvo en cambio, a su disposición alrededor del 70% de la hulla nacional, de 1838-1913, debe aclararse que la hulla española no es en general, coquizable, lo que motivó grandes importaciones, que en el periodo aludido igualaron y superaron a la producción nacional.

chapa de acero, los precios reflejaban aún mejor las distancias tecnológicas, 256 pesetas/tn en Inglaterra por 360 en Vizcaya. La estructura de precios mostraba que para ambos productos Inglaterra producía con menor combustible mineral, aspecto que reflejaba una maquinaria y equipo más eficientes. Estas historias reflejan en su trasfondo, una verdadera guerra por rebajar los costes, el establecimiento de la inexorable competencia capitalista.

Una historia semejante fue la génesis de la industria textil algodonera en Cataluña (que importaba más del 90% del algodón español, de 1816-1913), cuya redistribución al interior de la región, estuvo determinada en primera instancia por el uso de energía hidráulica y vapor para los husos y telares, lo que sólo las regiones costeras como Barcelona y *Baix Camp* pudieron desarrollar, y que implicó la debacle de regiones interiores como: *Alt penedès* y *Anoia* entre 1848-1861. Este desarrollo inicial, la intensificación de capital en estas comarcas costeras, determinó la extensión de su radio de dominio (a nivel ahora, provincial y comunitario) posibilitado ahora por otras fuentes de energía alternas. La coevolución de la industria de transportes y siderurgia, las de leyes de protección (1841) y el desarrollo del sector financiero, determinaron la regulación regional y de precios de este sector por las empresas catalanas.

En la conformación regional de estos sectores clave en la industrialización española, se refleja, el desarrollo de la acumulación de capital (sectorial y regional), motivada por el sistema de precios capitalista, regulado éste en última instancia, por la rentabilidad. Nuestro estudio no puede remontarse por ahora a estos periodos, pero quisimos con lo anterior mostrar el nexo inevitable entre: tecnología, competencia, costes, precios, rentabilidad e inversiones y sus efectos regionales (y sectoriales) en la: producción, empleo, población y capital. Estos últimos reflejan entonces, el sistema de precios y la acumulación de capital sectorial y regional, nuestro trabajo abordará estos aspectos a través de las desviaciones entre precios y valores.

Dentro de la teoría marxista de los precios de producción, es bien conocido que Marx distingue entre lo que estrictamente son los precios proporcionales al valor (precios valor) y aquellos precios que están constituidos bajo la uniformidad de la tasa de ganancia (precios de producción). El estudio no pretende abordar directamente "el problema de la transformación de valores a precios de producción", en cambio, partiendo de la existencia de este proceso, pretende evaluar empíricamente algunas de las consecuencias teóricas

motivadas por tal transformación. Una inmediata, es que los precios de producción se desvían *sistemáticamente* de los precios valor.⁷

Esta divergencia para un capital, no es más que la diferencia entre el trabajo realmente *gastado* en cierta producción de mercancías y el trabajo *reconocido* por el sistema mediante los precios. Como consecuencia de las anteriores desviaciones es que en el estudio, hacemos clara distinción del significado del producto por hombre ocupado (PIB/Empleo), dependiendo de si tratamos con el capital **global** o con sus **partes**. A partir de esto, se tienen dos lecturas: la primera se aproxima al concepto de *productividad*, si utilizamos precios constantes para la economía global; la segunda, PIB_i/Empleo_i, es una medida de *concentración* (donde "i" denota un sector, rama o capital), ésta última lectura es la que se desarrollará fundamentalmente en esta investigación.

El cociente PIB_i/Empleo_i es una medida de concentración porque los precios con los que se mide el PIB monetario del sector "i", generalmente ya no expresan el trabajo *gastado en su producción*, pues éste sufre un proceso de transferencias intersectoriales, motivado precisamente por el proceso de formación de precios de producción. Debido a esto, en general, el trabajo *gastado* y el trabajo *reconocido*, no son iguales. De la relación que guarden éstos para un capital determinado, dependerá si éste cede o se apropia de trabajo social, es decir, si existe una transferencia positiva o negativa para tal capital.

Sobre la naturaleza de estas transferencias, Marx planteaba en el tomo III de *El capital* (al abordar el análisis con precios de producción), que dependiendo de si un sector producía con una composición orgánica baja o alta en relación a la media social, éste cedería o se apropiaría de valor.

⁷ El precio proporcional al valor es el precio-valor o precio directo; en este contexto: valor, precio directo, precio valor serán usados indistintamente en el presente estudio. Por otro lado, la desviación entre precios y valores (DPV) deberá ser contextualizada, pues usamos las siglas tanto para las desviaciones entre valores y precios de producción, como para las desviaciones entre valores y precios de mercado. Otro aspecto semántico es que el método que se propondrá para medir las desviaciones, hace corresponder el valor (trabajo gastado) con precios (en términos del trabajo apropiado que manifiestan); otro enfoque, (ver sección § 4) desarrolla sistemáticamente las categorías de: valores (en unidades de trabajo), luego transmutan a precios proporcionales al valor (precios directos), para después transformar a precios de producción y abordar finalmente a la categoría de precios de mercado (estos tres últimos precios, medidos en unidades monetarias). El enfoque presente es como puede verse diferente (pues nos aproximamos al valor mediante los precios), pero ambos, defienden una asociación entre los valores y los precios corrientes, es en este sentido que justificamos aquí, el uso del término desviaciones entre "precios" y "valores".

Ahora bien, la concurrencia obliga a los diversos capitales que conforman un sector, a producir bajo las condiciones medias; entre estas condiciones se destaca la de producir bajo las técnicas de producción promedio reproducibles. Rezagarse respecto de estas condiciones medias, significaría rezagarse en productividad si hablamos de una esfera en particular y de alejarse por debajo de la composición orgánica (intrasectorial) del capital promedio o regulador, y ceder por lo tanto valor y viceversa. El distanciarse de las condiciones medias, implicaría también como corolario, situarse desfavorablemente dentro del mercado y por lo tanto correr el riesgo de ser expulsado a otra esfera o de ser eliminado.

La competencia obliga entonces, a todos los capitales de una cierta esfera a tender a homologar sus composiciones de capital; y en cierta medida ocurre esto entre diferentes esferas de la producción, ya que el sistema por otro lado, concede “premios o castigos” a los diversos capitales según el nivel que guarden éstos respecto a la composición orgánica social (intersectorial). De aquí se desprende, como lo argumentaremos con más detalle que, *si las desviaciones guardan una relación directa con las composiciones, al tender a homogenizarse éstas, en esa misma medida tenderán a disminuir aquellas*. Otro aspecto importante de este estudio consiste en que, si esta conclusión se aplica a nivel internacional, un país con una industrialización avanzada, producirá bajo composiciones de capital más homogéneas *vis à vis* un país menos industrializado, y por lo tanto, *el nivel promedio de las desviaciones precio-valor de aquél serán menores respecto al de menor desarrollo industrial*. Además de tener las desviaciones entre precios y valores relación con el desarrollo capitalista, éstas podrían reflejar también el estado de equilibrio-desequilibrio de la economía. Si los precios se desligan lo suficiente de los valores, la reproducción del sistema en su conjunto corre el peligro de entrar en una fase crítica.

En resumen, las desviaciones entre precios y valores, parecen manifestarnos: aspectos relacionados con la asignación sistémica (regional y sectorial) del trabajo, capital y producto, de reflejar el desarrollo y el ciclo económico.

Estructura de la investigación y objetivos

En adelante, la investigación se dividirá en seis apartados, planteándose en ellos los objetivos puntuales de ésta. El *segundo* esbozará la relación entre la formación de los valores y precios de producción con la competencia intra e intersectorial. El *tercero*, desarrollará un método alternativo para la medición de las desviaciones entre valores y precios, el *Método de Participaciones de Producto y Empleo (MPPE)*, utilizando la *teoría de la concentración*, usaremos al índice de Theil como medida promedio de las DPV, usando precisamente participaciones de producto y empleo sectoriales. Aquí, se puntualizarán las implicaciones teóricas de estas DPV (promedio y sectoriales). El *cuarto*, describirá brevemente lo que por simplicidad denominamos, el *Método de Insumo Producto* para el cálculo de las desviaciones precio-valor (MIP), delineando brevemente una génesis de la literatura y sobre todo exponiendo sus resultados empíricos, particularmente los referidos a las desviaciones entre precios directos y de mercado. Terminamos este apartado con una comparación entre el MPPE y MIP. En el *quinto*, desarrollamos el trabajo empírico de esta investigación para los casos de España y Europa, mediante la metodología propuesta en el tercer apartado, destacaremos varios aspectos de las DPV: a) magnitud de las desviaciones entre valores *versus* precios de producción y de mercado, b) la relación de las DPV con las composiciones de capital; desde luego, intentando que estas desviaciones sean las referidas entre valores y precios de producción, c) la descomposición de estas DPV en divergencias intra e intersectoriales y también intra e interregionales, d) la relación de la DPV con el ciclo económico y terminando con e) la relación de la DPV con el desarrollo capitalista, medido éste con la productividad laboral. En el *sexto*, se argumentará una explicación alternativa de la convergencia regional en España y la posible causa de su *agotamiento*. Por último, en el *séptimo* se darán las conclusiones de la investigación.

2. Competencia Intrasectorial e Intersectorial

El análisis de los precios implica dos niveles: el intrasectorial y el intersectorial. La competencia intrasectorial por parte de los capitales individuales, implica la lucha por producir la misma mercancía al menor costo, explotando la mayor cantidad de plusvalía posible. Esta competencia puede comprenderse más fácilmente que la competencia intersectorial y puede entenderse incluso a nivel de valores y precios de producción. El incremento de la productividad del trabajo implica producir la misma mercancía con menos trabajo social. El incremento de la tasa de plusvalía puede obtenerse a través del incremento de la jornada laboral, es decir por el *mecanismo de plusvalía absoluta*, pero al existir límites sociales para esta extensión, una forma sistemática utilizada por el capital es la reducción del trabajo necesario para la reproducción de los trabajadores, es decir el *mecanismo de plusvalía relativa*, intensificando la jornada laboral; de esta manera se pueden incrementar al unísono y con aparente armonía, salarios reales y tasa de plusvalía. Existe por parte del capital una solución de minimizar los costos unitarios e incrementar la tasa de plusvalía, y esta solución es, el avance y la intensificación tecnológica en todos sus procesos productivos, esto es, el incremento de la composición orgánica de capital;¹ de forma dominante, la parte que más se eleva del capital son los desembolsos que corresponden al incremento del capital fijo. La lucha intrasectorialmente consiste entonces, en no alejarse del capital regulador (o bien de los capitales reguladores), es decir de aquel capital que produce la mercancía al menor costo. Si omitimos por el momento la existencia de la renta, es decir, de circunstancias de producción no reproducibles (como los rendimientos de tierra excepcionales, sean de naturaleza agrícola o minera, o de situaciones geográficas privilegiadas, etc.), la competencia de los capitales puede observarse como una lucha por no alejarse de la composición orgánica del capital regulador, en tanto esto significa, una tecnología similar y producir muy cerca de sus bajos costes.

¹ La composición técnica del capital (CTK) es la relación física entre los medios de producción y trabajadores, la composición en valor del capital (CVC) es la relación entre el capital constante y variable, la composición orgánica (CO) es la composición en valor que *refleja* los cambios en la composición técnica (CTK), siguiendo a Marx (tomo I, cap. XXIII) y el énfasis que sobre estas relaciones hace Cogoy (1972). En el estudio sin embargo, usaremos indistintamente los términos de composición orgánica y de capital, incluso cuando en el terreno práctico nos aproximemos a la CTK con la relación de las series contables Capital/Trabajo, la composición materializada del capital (K/L) de Shaikh (1990).

Es decir, a este nivel queda claro que existe una fuerza gravitatoria por parte del capital regulador, que hace que los otros capitales de su sector tiendan a igualar su composición orgánica.

Pero por otro lado existe la competencia intersectorial. Esta competencia se manifiesta al nivel aún abstracto de los precios de producción. Los capitales reguladores de cada sector exigen la misma masa de ganancia por un determinado *quantum* de capital invertido. Existe entonces el proceso de la igualación de las tasas de ganancia. Pero el análisis se complejiza porque en realidad todos los capitales en independencia de su sector persiguen como mínimo la tasa media de ganancia, así que, para cada capital coexisten dos fuerzas, la de seguir al capital regulador sectorial, pero también paralelamente obtener la masa media de ganancia. Como se sabe, Marx plantea que cada capital recibirá una transferencia positiva o negativa de trabajo social, en función de si este produce por encima o por debajo de la composición orgánica media. Es aquí en el sistema de precios de producción entonces, donde existe un primer encuentro entre la competencia intrasectorial e intersectorial.

Pero entonces, mientras en la competencia intrasectorial se puede admitir la convergencia de las composiciones de capital por la búsqueda del costo mínimo del capital regulador, parece ser que nada exige que a nivel de la competencia intersectorial exista un proceso similar. Pues finalmente intersectorialmente el sistema se reproduce, aunque con transferencias de valor sectorial, cada capital obtiene la tasa media de ganancia. Así que, bajo el supuesto eventual de tasas de ganancias homogéneas, el sistema puede reproducirse con desniveles intersectoriales en las composiciones orgánicas.

En adelante trataremos de sintetizar una propuesta que explica que esto no es totalmente así, ya que existen, por otro lado, procesos de arrastre hacia el incremento y la homologación de las composiciones orgánicas. Advertimos que éste es un elemento más en el juego y orilla hacia una tendencia convergente ciertamente, pero no puede plantearse como el elemento único y dominante. Esto es así, ya que se generan continuamente nuevos procesos tecnológicos sectoriales que reestablecen una nueva distribución de las composiciones de capital, además de que existen por la naturaleza de

cada sector, composiciones de capital específicas de cada actividad, exigiendo cantidades y composiciones de capital “de entrada” para la operación de actividades (verbigracia: el sector minero, siderúrgico, petrolero, etc.). Tal elemento es, la misma competencia intrasectorial.

Empecemos por definir algunos conceptos. Hemos ya hablado de la competencia intrasectorial y la regulación intersectorial por la tasa media de ganancia, la composición orgánica social y los precios de producción. Pero existen otro tipo de formas en que se manifiesta la competencia. En la economía-mundo existen diferentes economías-nación, implicando por ello, procesos de competencia internos y externos, hasta ahora hemos analizado las cosas como si existiera una sola economía, y en rigor la hay, pero en la medida en que existen economías-nación existen a su vez mecanismos de protección en un grado u otro, e impiden al menos por periodos, que la competencia internacional o la competencia-mundo riga en todo su poder, tal es el caso de: los aranceles, impuestos, cuotas de producción, etc. Pero aquí vienen los elementos más importantes a distinguir, en la actividad de cada capital, existe un proceso productivo y de circulación, si bien para algunos capitales el proceso de producción esté parcial o totalmente ausente, la distinción de estas dos esferas es importante, pues aunque no todos los capitales tienen procesos puros de producción, todos tienen procesos menores o mayores de circulación. Y en ambos procesos productivos y de circulación, coexisten, lo que denominaremos *procesos autónomos* y *compartidos*.

Cada actividad de un capital puede definirse como una integración de procesos autónomos de producción (y/o de circulación) y otros procesos que comparte con los demás capitales de todos los sectores y no sólo del suyo. Cada sector,² tiene un proceso autónomo en el sentido de que le es particular a su actividad y lo distingue de los demás, en la misma tesitura en que Marx distinguía los diferentes tipos de trabajos concretos. Este proceso autónomo, queda más claro en la medida en que pasamos de una gran división sectorial, al sector, luego a la rama y de ahí al departamento específico que produce una mercancía particular. Pero con estos procesos coexisten procesos que son

² Entendiendo por sector, en el contexto que estamos manejando, el agrupamiento de empresas o capitales que producen una mercancía o una canasta comparable de ellas.

compartidos por todos los sectores, son procesos productivos o de circulación comunes a todos ellos, como: la producción interna de energía eléctrica, la distribución de productos y servicios, la movilización de aparatos administrativos, de cómputo, etc. En la misma esfera estrictamente productiva, intersectorialmente, se comparten técnicas, infraestructuras, equipos, máquinas y herramientas.

Hemos asentado ya la competencia intrasectorial y la existencia de un capital o capitales que regulan a cada sector. Luego con ello hemos determinado la existencia de una gravitación de todos los capitales hacia la composición orgánica del capital regulador. Pero observamos que puede admitirse la existencia de composiciones orgánicas intersectoriales, que aparentemente, no están orilladas a tender a una composición orgánica determinada. Pues intersectorialmente, pueden existir diferencias de composiciones de capital, ya que les es asegurada la ganancia promedio por mediación de la tasa media de ganancia. De tal manera, que a cada *quantum* de capital invertido, independientemente del sector, sea productivo o no, el sistema de precios de producción le asigna una misma cantidad de ganancia. Y no obstante que el proceso de competencia por costos opera intrasectorialmente, este proceso es neutralizado en cierta medida para esferas de diferente naturaleza. Como consecuencia, la reproducción del sistema puede darse bajo la diferencial sectorial de composiciones orgánicas.

Pero existe una fuerza que viene desde la competencia intrasectorial misma que opera en el sentido de aproximar las composiciones orgánicas sectoriales (dentro de sus diferencias *connaturales* y *económicas*). El proceso es el siguiente.

Al operar el capital regulador de cada sector, con la necesidad de producir con los menores costes posibles para establecer su liderazgo, investiga e indaga continuamente en abaratarlos, en un proceso perpetuo de búsqueda de ahorro de trabajo. Ahora bien, este capital regulador comparte procesos de su producción (o circulación) con otros capitales. Estos procesos compartidos pueden comprenderse a partir de: mercancías insumo, servicios, procesos de producción ejercidos a partir de una combinación definida

de mercancías de capital fijo y circulante, procesos y estrategias de trabajo (*fordismo*, *fordismo*, segmentación de la producción), etc.³

El capitalista hará uso de todo aquél insumo o proceso que abarate sus costes, venga de su departamento de “I & D”, del capital regulador de otro sector o de donde sea. En la medida en que los otros capitales reguladores avanzan es su productividad, estos avances tratará de incorporarlos en su proceso directo de producción con la consecuente difusión tecnológica intersectorial (e intrasectorial, pues como hemos desarrollado antes, el capital regulado ejerce una fuerza de arrastre interna en su sector). Esta “integración” se realiza precisamente en los *procesos compartidos* por todos los capitales, pero como se observa *potencialmente* en primera instancia, entre los capitales líderes de cada sector. En la medida en que la competencia es más intensa, el capital regulador intentará apropiarse del nuevo y más barato insumo-mercancía o proceso, intentando con ello, abaratar una vez más el valor unitario de su mercancía, es decir, incrementando su productividad por la vía de incrementar su composición de capital.⁴ Nuevamente se modifica la composición orgánica del capital regulador, elevándose, y en ese proceso una vez más los demás capitales del sector se ven impelidos y arrastrados a seguirle técnicamente. Incrementándose en este camino, el monto de la composición orgánica promedio sectorial, luego global (con la consecuente caída en la rentabilidad media), pero tendiendo en el sentido planteado, a cierta homogenización intra e intersectorial y con esto acercando los precios de producción a sus valores.

El análisis insumo-producto puede darnos cuenta de una parte de la competencia e integración tecnológica mediante los costos. La interconexión sectorial hace evidente que la adopción de un proceso más eficaz en un sector, repercute en todos los demás sectores que le insumen directa o indirectamente. De esta manera se puede comprender más profundamente el proceso de integración de competencia intersectorial. Empero, por construcción, el aparato *contable* de insumo-producto da cuenta sólo de una parte de esta integración, pues asume que cada sector produce con una técnica fija, como si fuese uno sólo y homogéneo, luego omite la distinción de la competencia intrasectorial. No se puede distinguir al *capital regulador sectorial*, es más, el *constructo conceptual* de insumo-producto se reduce más bien a representar a un *capital promedio sectorial*. Esta es una limitante del

³ Entonces podemos definir un proceso como el consumo de una mercancía insumo o una combinación de ellas.

⁴ Debe recordarse que la composición orgánica del capital comprende el cociente de *todos* los componentes del capital: fijo y circulante, sobre el capital variable.

esquema contable insumo producto. Sin embargo, puede comprenderse que la competencia intrasectorial juega un papel dentro de la integración tecnológica del sistema en su conjunto. Pues, al incorporar procesos más eficientes en la producción, por parte del capital regulador, no sólo repercutirá en la competencia intrasectorial (con su “efecto de arrastre”), sino también en los costes de los otros sectores, afectando indirectamente con ello, la competencia intrasectorial de los otros sectores. Conllevando con lo anterior, la modificación de la *composición en valor del capital verticalmente integrada* de los capitales de su sector, pero también la de los otros sectores.

Por supuesto que la competencia intrasectorial con los procesos compartidos que le unen intersectorialmente, es tan sólo un elemento más, como advertíamos arriba, hacia la conformación de la distribución de composiciones orgánicas intersectorial; en el proceso, existen otros que operan en sentido totalmente contrario. Intrasectorialmente por ejemplo, la misma tecnificación, o lo que llama Shaikh (1990), *la mecanización y capitalización del producto*, puede ser tan intensa en el capital regulador, que el proceso de homogenización, puede tardar varios años para intentar siquiera acercarse a un porcentaje significativo de la composición orgánica del capital regulador, pudiendo dominar este movimiento al planteado con anterioridad pero sin eliminarlo (piénsese en una gran monto de inversión en capital fijo, no sólo de maquinaria sino también de infraestructuras). En todo caso, la integración de costes dentro de los sectores y entre ellos a través de la competencia, pone de manifiesto, el carácter social del proceso de formación de valores y precios de producción.

Tal proceso de formación de precios, como lo hemos apuntado, arroja sus divergencias con los valores, vamos a estudiar ahora un método sencillo para calcular estas desviaciones.

3. El MPPE (Método de Participaciones en Producto y Empleo)

Valle (1991, 1994) demuestra que si las participaciones sectoriales del empleo son iguales a las del valor agregado, entonces los precios son proporcionales a los valores. Luego entonces, si estas participaciones difieren estamos ante otro tipo de precios. Éste es sucintamente el MPPE, la demostración matemática la hemos dejado en el apéndice (A.1.); cabe destacar que lo anterior es válido para un sistema de capital circulante puro, como también cuando se considera la existencia de la depreciación del capital fijo. Vamos a exponer en el presente apartado, una forma alterna de comprender el MPPE. En esta propuesta hacemos usos de participaciones en producto y empleo, pero las desviaciones entre precios (de producción y de mercado), respecto a sus valores, se obtiene desde la perspectiva de la teoría de la concentración.

Para ello, vamos a dividir al presente apartado en cinco secciones, abordaremos: las diferencias conceptuales de los valores y precios de producción en los agregados contables (sección § 3.1.); el significado en términos del valor del PIB y del PIB por trabajador sectoriales, y de cómo a partir de ellos y la expresión dineraria del valor, podemos inferir una aproximación a las desviaciones sectoriales entre valores y precios. En esta sección plantaremos además, como obtener una medida promedio de las desviaciones entre precios y valores y como las podemos descomponer en desviaciones *intrasectoriales* e *intersectoriales* (§ 3.2); posteriormente, se analizarán las causas de las desviaciones entre precios valor y los precios de producción (§ 3.3); para puntualizar después, algunas implicaciones teóricas de estas desviaciones (§ 3.4); terminaremos el apartado con algunos antecedentes empíricos del cálculo de las DPV mediante el MPPE (§ 3.5).

3.1. Precios, Agregados Contables y Desviaciones entre Precios

Abordemos brevemente las categorías de precios en los agregados contables: PIB, VAB y el concepto de desviaciones entre precios valor y de producción (como se sabe el PIB es el Producto Interno Bruto y VAB, el Valor Agregado Bruto). La teoría del valor trabajo y en realidad cualquier teoría, explican la distribución de los capitales en todas las actividades económicas, porque cada uno de ellos tiene la posibilidad de recibir una parte proporcional o "alícuota" de las ganancias producidas en el sistema (ganancia media); esta característica es crucial, pues reproduce de este modo al sistema en su conjunto. Esta particular distribución de la ganancia, da fundamento a la formación de precios de producción. Siendo necesaria para la reproducción del sistema, la ganancia media de un capital particular, *-debe-* manifestar una divergencia entre ella y la plusvalía; y más en general, una divergencia entre el precio de producción y el precio valor. De esta manera, y esto es muy importante, el sistema hace *aparecer* al capital, como el otro factor generador del valor (además del trabajo); pues de esta forma la ganancia es ahora, dada una tasa media de beneficio, el producto de ésta por todo el capital desembolsado (C+V), y no sólo de V como se determinaba en el sistema de valores.

Estas divergencias construyen un complejo sistema de transferencias entre cada uno de los sectores, más precisamente entre el trabajo *implicado* representado en las categorías dinerarias marxistas del valor: capital constante, capital variable y plusvalía: c, v y p (precios valor) *vis à vis* al trabajo *reconocido* y representado en sus categorías dinerarias en precios de producción (y que implican desviaciones respecto a sus precios valor): c^* , v^* y g^* , siendo g^* la ganancia.

En el estudio de concentración hacemos uso del PIB o bien del VAB, a los que aludiremos de manera indistinta; el llamado valor agregado iguala contablemente a la suma de salarios y ganancias (v^*+g^*). El PIB, es una aproximación gruesa a nivel agregado del *producto de valor* o del nuevo producto generado por la economía global (V+P). Por lo anterior, si eventualmente se consideran al margen las transferencias debidas por el capital constante, a nivel global tenemos: $V+P = V^*+G^*$, empero, no se cumple siempre para un capital "i" que: $v_i+p_i = v_i^*+g_i^*$.

Por lo anterior se desprende que, utilizando al PIB, habrá una diferencia entre el trabajo *gastado* (v_i+p_i) es decir el <<valor>> de esa producción, y el trabajo reconocido por el sistema ($v_i^*+g_i^*$) manifestado en el precio del producto <<precio de producción>>. Estas divergencias han sido denominadas como *desviaciones entre precios y valores* (DPV, en adelante), y la magnitud y sentido para un capital determinado, estará en función de su composición orgánica individual respecto a la media social.

Como los precios que habitualmente se manejan en la economía no son los precios valor, lo anterior nos muestra como el PIB sectorial (PIB_i) no contiene solamente la expresión en dinero del valor generado por ella, específicamente del v_i+p_i , sino que además, añade una transferencia positiva o negativa. Si el PIB monetario expresara sólo el valor, estaríamos hablando de *precios proporcionales al valor* (precios valor o precios directos). Pero tal y como hemos analizado, el sistema necesita regular la formación de precios, sobre el mecanismo de ganancia media, que se agrega, al precio de costo de cada capital, generando con ello el vector de *precios de producción* (para una representación formal ver la sección § 4, ecuación 4.3). En la medida en que el VAB es solamente la suma de salarios y ganancias, lo que contablemente se conoce como *VAB a coste de factores (PIB cf)*, esta medida nos acercará a los precios de producción del valor nuevo generado. En cambio, si además la medida del PIB incorpora: impuestos a la producción (impuestos indirectos), impuestos al valor agregado, impuestos a las importaciones, subsidios o cualquier otro tipo de transferencia (vgr. en el análisis regional, las transferencias interregionales, etc.), el VAB en general se acercará más a los *precios de mercado* (PIB pm). Por supuesto, esta diferencia contable debe de tomarse en cuenta a la hora de calcular los tipos de DPV que se quieren medir.

Una consideración por separado, merece señalar la diferencia entre el *trabajo productivo e improductivo*; entre actividades productivas que generan valor y de las que no y

de los capitales que intervienen en las actividades productivas y de los que no. Para Marx no todo tipo de trabajo es productor de plusvalía, hay trabajos que sólo la transfieren, esto mismo pasa con ciertas actividades y capitales (como son los trabajadores administrativos o por cuenta propia, las actividades burocráticas o estrictamente comerciales y los capitales invertidos en ellas, etc.). Aunque es evidente que esta distinción también debería de ponderarse, debido a las estadísticas disponibles en cuentas nacionales y a que escapa por ahora de los objetivos del estudio, nos las tomaremos en cuenta aquí.¹

3.2. Lo que expresa el PIB_i y PIB_i por trabajador Sectoriales y las DPV

Podríamos ahora preguntarnos ¿cuánto valor estará realmente implicado entonces en el PIB_i? Sabemos porque lo hemos desarrollado, que en la generalidad de los casos el trabajo *gastado* no será igual al trabajo *realizado* o representado por el PIB_i monetario, ¿cómo saber en qué grado se desvía uno de otro? Si utilizamos la expresión dineraria del valor planteada por Foley² (Foley 1989, pp: 25 y ss., y antes en Marx, en el tomo I de *El capital*) nos acercáramos a una respuesta. Esta expresión es un cociente entre el PIB corriente total y el empleo total: $PIB_T/L_T = z$. Este cociente alude a las siguientes unidades: €/trabajo, al dividir con esta *expresión dineraria del valor* a otro precio, por ejemplo al PIB de un sector, tenemos: PIB_i / z , con unidades: $€ / (€ / \text{trabajo}) = \text{trabajo}$. Mediante el simple mecanismo anterior, podemos entonces indagar sobre cuanto trabajo directo expresan los precios del PIB.

Esta expresión dineraria del valor $(v^*i+g^*i)/L_t$, destaquémoslo de una vez, puede implicar un sesgo, dado que su cálculo omite las ponderaciones de valor y de precio del capital constante, lo que si intenta ponderar el método por insumo producto, empero puede considerarse una buena aproximación sobre todo ante un estudio temporal.

¹ Pero queda claro que a nivel sectorial y global, el trabajo total es igual a la suma del trabajo productivo más el improductivo, es decir: $(L= L_p+L_i)$.

² Shaikh & Tonak (1994) han criticado el uso de la Expresión Dineraria del Valor, y más concretamente, el pasar de precios a valores, particularmente a Mage-Foley-Lipietz. Sin embargo, la justificación de obtener aparentemente el trabajo social manifestado en estos agregados sectoriales, está en función del poder que tienen estos procesos para explicarnos fenómenos reales. Siguiendo la crítica de Marx a Feuerbach, la validez de una idea tiene como juez a la realidad misma. Nosotros intentamos indagar el poder explicativo que tiene o puede tener el mecanismo planteado.

También ahora podemos relacionar esta cantidad de trabajo apropiado con la de trabajo directo gastado (L_i), al realizar tal operación, observaríamos si este capital en particular ha cedido o captado valor, tenemos entonces:

$$\frac{PIB_i / z}{L_i} = \frac{PIB_i / (PIB_T / L_T)}{L_i} = \frac{\text{Trabajo apropiado}}{\text{Trabajo gastado}} \quad (3.1)$$

Pero se observa que:

$$\frac{PIB_i / (PIB_T / L_T)}{L_i} = \frac{y_i}{l_i} \quad \text{Donde : } y_i = \frac{Y_i}{Y}; l_i = \frac{L_i}{L}$$

(3.2)

Esta forma indirecta de medir la desviación individual (DPV individual o sectorial) es equivalente a $(y_i/l_i)=m_i$, es decir lo que en términos del *análisis de concentración* se conoce como *razón de ventaja*. La justificación de denominarla en nuestro contexto: *razón de apropiación* es porque mide precisamente la relación entre el trabajo apropiado y gastado.³

Podemos entonces clarificar con las anteriores ecuaciones, los cuestionamientos de: ¿qué mide el PIB_i/L_i?, es decir, ¿Qué mide el producto a precios corrientes por trabajador a nivel sectorial? En general y a través de la expresión dineraria del valor, podemos ver que el PIB_i/L_i: es la cantidad de trabajo apropiado por unidad de trabajo gastado en el sector;⁴ pero podemos precisar aún más esta idea. Si tenemos en cuenta que estamos ponderando sólo las cantidades de trabajo directo y atendiendo a lo señalado con anterioridad, es decir, las diferencias entre el PIB a coste de factores y el PIB a precios de mercado, tenemos estas dos lecturas en el cuadro 1:

³ Las razones de ventaja m_i pueden identificarse aparentemente como índices de productividad sectorial (Cortés y Rubalcava 1984, p.186 y ss), sin embargo, tal lectura tiene límites ya que supone una comparación entre unidades iguales que no necesariamente lo son. No tiene mucho sentido comparar el valor agregado real por persona ocupada del sector “energía eléctrica” respecto al de “servicios turísticos”, las productividades estarían comparando canastas de mercancías totalmente diferentes (y eso, en el caso de que el PIB esté a precios constantes); debe quedar claro que al medir en precios corrientes al PIB, la comparación no se haría bajo el criterio de productividad sino de otro, nosotros proponemos que ese criterio es el de *apropiación* de trabajo social.

⁴ De hecho, este mecanismo ofrecido por la expresión dineraria del valor, podemos utilizarlo para aproximarnos al trabajo contenido en el precio de alguna mercancía, al eliminar (en parte) el efecto de la denominación monetaria del valor:

Tipo de precios	Componentes	Eliminando α	Unidades	Valor expresado
Precios Directos	$d = w \alpha$	$d / \alpha = w$	$(a-h)/q$	Valor mercancía (VM)
Precios de Producción	$p = w \alpha \beta$	$p / \alpha = w \beta$	$[(a-h)/q] \cdot \beta$	(VM) [desviación (p/d)]
Precios de Mercado	$m = w \alpha \beta \omega$	$m / \alpha = w \beta \omega$	$[(a-h)/q] \cdot \beta \omega$	(VM) [desviación (m/d)]

Cuadro 1. Tipo de Desviaciones entre Precios y Valores

Medida	Expresa	Desviación Sectorial (Razón de apropiación)	Tipo de DPV promedio que aproxima a medir
(PIB cf) $_i / L_i$	Trabajo global directo apropiado (<i>mediante los precios de producción</i>) por unidad de trabajo directo gastado.	$\frac{\text{Trabajo apropiado}}{\text{Trabajo gastado}} = m_{(d,p)}$	Desviación entre precios directos y de producción (d,p)
(PIB pm) $_i / L_i$	Trabajo global directo apropiado (<i>mediante los precios de mercado</i>) por unidad de trabajo directo gastado.	$\frac{\text{Trabajo apropiado}}{\text{Trabajo gastado}} = m_{(d,m)}$	Desviación entre precios directos y de mercado (d,m)

Entonces concluimos que las desviaciones entre precios y valores sectoriales (**d,p** y **d,m**), las deducimos indirectamente a partir del mecanismo anterior. Podemos plantearnos ahora como calcular una medida promedio de estas desviaciones individuales. A continuación abordaremos este tema.

3.2.1. El índice de Theil como medida promedio de las DPV

Existen una variedad de índices que podríamos utilizar para el cálculo de la desviación promedio (y de hecho varios y no sólo uno de ellos, los utilizaremos a lo largo del estudio). Existe sin embargo un índice que por sus bondades estadísticas, pero sobre todo por su estructura, nos interesa utilizar aquí, éste es el índice de Theil (H).⁵ Este índice se

Donde: w es el valor de una mercancía con sus unidades (años-humano/valor de uso), por su parte las letras griegas constituyen la expresión dineraria del valor (α), la desviación entre precios directos y precios de producción (β) y por último la desviación entre precios de producción y de mercado (ω). Desde luego, siempre presenta una dificultad conocer el tipo de precios de una mercancía, para el caso de Cuentas Nacionales, se supone que distingue componente como: impuestos, subsidios y otras transferencias, aunque hay otras, como la renta que escapan de este tipo de desgloses en los insumos. Nuevamente, debe tomarse tal mecanismo para encontrar el valor de una mercancía, como una aproximación.

⁵ La estructura de utilizar el cociente de las participaciones de producto y empleo, que como vimos, refleja al trabajo apropiado, es en rigor el índice de Theil (1) en su versión con el parámetro $\beta=1$ que pondera con producto, la otra versión Theil (0) pondera con las participaciones de empleo; esta medida puede ser también compatible con el objetivo de obtener el trabajo apropiado, la relación (desviación sectorial) sin embargo se

basa en las razones de ventaja $m_i = y_i/l_i$, que como hemos visto ya, nos refleja la desviación precio-valor sectorial. La *razón de apropiación* o de ventaja no es más que el cociente de las participaciones del producto (y_i) entre la del empleo (l_i) de la entidad "i" en el total (agregado: industrial, global; regional, etc.); esta *razón de apropiación* mide entonces las desviaciones precio-valor individuales.

De esta manera en contraste con los estudios comunes de concentración del ingreso, en donde se relacionan proporciones de población *versus* su ingreso, aquí, se examinan las desviaciones sectoriales mediante la confrontación del trabajo *global directo apropiado versus* el trabajo *local directo gastado*.

Algunas de las bondades de Theil. El índice de concentración de Theil cumple con tres características ideales: la primera es que anula los cambios en la escala de medición, *efecto escala*; la segunda es que H' siempre se incrementa positivamente al acontecer una redistribución que haga caer por debajo del promedio a alguna(s) observación(es), lo que asegura tener la propiedad *Dalton-Pigou*,⁶ y por último, H' a diferencia de otras medidas de desigualdad (como la varianza relativa o Gini) tiene la cualidad de ponderar más intensamente las transferencias extremas (entre unidades muy pobres a muy ricas) que las moderadas (entre unidades contiguas), es decir, tiene la propiedad de *cambio relativo*; el índice de concentración de Theil es una de las medidas de mayor sensibilidad y como hemos visto tiene la cualidad de utilizar las *razones de ventaja* (y_i/l_i) teniendo además la facultad de descomponer su desigualdad total para datos agrupados en: intradesigualdad (H_D) e interdesigualdad (H_E) de grupos:⁷

revierte en: trabajo gastado/trabajo apropiado. Otro índice que utiliza una similar estructura de Theil (1), es el índice Rm que también utilizamos en el estudio.

⁶ Por ejemplo el rango relativo no contiene esta característica y la desviación media relativa sólo parcialmente.

⁷ En este sentido Gini (G) tiene otra limitación, su descomposición exige incorporar la información de desigualdad producida por sobre posición ($G_t = G_D + G_E + G_s$, significando los subíndices, desigualdad: total, intradesigualdad, interdesigualdad y por sobre posición, respectivamente). Recordemos que el cálculo de G requiere una ordenación ascendente, al dejar el orden general por tantos órdenes parciales como grupos, nada garantiza que no haya intersecciones entre ellos, esto subestima la concentración de G en G_s (Cortés y Rubalcava, 1984, p. 147).

$$H_T = H_D + H_E \quad (3.3)$$

Theil se formaliza para datos desagregados, como:

$$H = \sum y_i \ln \frac{y_i}{l_i} \quad H = \sum y_i \ln m_i \quad (3.4 \text{ y } 3.5)$$

Como puede fácilmente deducirse de **3.4**, Theil representa el promedio ponderado de las razones de apropiación, el promedio ponderado de las desviaciones. Si H toma el valor de cero, significa que existe una equidistribución entre las unidades, por el contrario, si se aleja de este valor a $+\infty$, entonces expresará un nivel de concentración creciente. Dejamos para el apéndice (A.4.) la ecuación generadora del índice.⁸

No obstante, hay que remarcar que el cálculo de las DPV queda influenciado en parte por la medida de desigualdad utilizada, pero también, por los niveles de desagregación manejados, lo cual involucra problemas de sesgo al comparar diferentes distribuciones o países. De esta manera, si sólo computamos la interdesigualdad, al comparar dos distribuciones con diferente número de agrupación, el resultado estará inevitablemente sesgado (como queda demostrado con la ecuación **3.6**). De ahí la importancia, de intentar comparar dos distribuciones con agrupaciones más o menos homogéneas. Por supuesto, la DPV queda también sesgada si las metodologías de agrupación son también diferentes. Las anteriores puntualizaciones valen para cualquier índice de concentración utilizado.

⁸ Theil en este estudio generalmente no está estandarizado entre los valores de 0 a 1, ya que el valor máximo es variable en cada cálculo transversal. Esto es debido a que $l_i \neq l_j$, si lo fueran, ante una total concentración (cuando una observación concentra todo) se tendría que para cualquier "i", $l_i = 1/n$ por lo que el valor máximo de $H' = \ln n$. Conocido el valor máximo, la estandarización del índice de concentración de Theil quedaría: $H'_e = H'/\ln n$.

El uso de Theil queda sugerido en nuestra investigación, en tanto nos muestra de inmediato las razones entre trabajo apropiado y gastado, y en tanto como veremos, se descompone muy fácilmente.

Sintetizando, si las mercancías se intercambian por sus valores, las razones de apropiación serán iguales para cualquier sector "i", y por tanto, la concentración sería nula ($H=0$), expresando con ello, que los precios son perfectamente proporcionales a los valores, y por tanto, no existe desviación alguna ellos. Por el contrario, si las razones de apropiación son muy desiguales o asimétricas entonces $H \rightarrow +\infty$ expresando en esa medida, la existencia de mayores desviaciones entre precios y valores.

3.2.2. Descomposición de las DPV

Por otro lado, como ya se apuntaba en la ecuación 3.3, la descomposición de la desigualdad total para datos agrupados está conformada por la suma de la llamada inter-entropía y la intra-entropía de los grupos k (o interdesigualdad e intradesigualdad), precisando ésta es:

$$H_T = \text{interdesigualdad}_k + \text{intradeseigualdad}_k$$

$$H_T = \sum_{k=1}^m y_k \ln \frac{y_k}{l_k} + \sum_{k=1}^m y_k \sum_{j=1}^{n_k} \frac{y_{j,k}}{y_k} \ln \frac{y_k}{\frac{y_{j,k}}{l_k}} \quad (3.6)$$

Donde (m) representa el número máximo de los grupos (k), que agrupan a su vez a los individuos (j); por su parte, (nk) representa el número máximo de individuos de un cierto grupo k; claro está que podemos calcular (3.6) inmediatamente con (3.4), pero en algunos casos nos conviene distinguir la interdesigualdad bajo cierto agrupamiento. Nosotros haremos la descomposición de la DPV tanto a nivel intersectorial e intrasectorial, como a nivel interregional e intraregional (ver secciones § 6.4 y siguientes). En la presente investigación utilizaremos intensamente al índice de Theil.

3.3. Causas de las Desviaciones entre Precios de Producción y Precios directos

Si partimos del análisis de las categorías de valores y precios, tal y como Marx los planteó en el tomo III, y si eventualmente asumimos (por simplicidad) tasas de plusvalías homogéneas del 100%,⁹ en una economía de capital circulante puro, podemos demostrar que la relación PP/W es igual a la razón de las participaciones (cd_i) sobre valores (w_i).

$$\begin{aligned}
 Si: \quad PP_i &= C_i + V_i + (CD_i \cdot g'_m) \\
 W_i &= C_i + V_i + CD_i \cdot g' \\
 \frac{PP}{W} &= \frac{cd_i}{w_i} \quad (3.7, 3.8 \text{ y } 3.9)^{10} \\
 \text{Donde: } cd_i &= \frac{CD_i}{CD} \quad \text{y} \quad cd_i = \frac{W_i}{W}
 \end{aligned}$$

Este resultado a pesar de ser tan restrictivo por sus supuestos (y si se quiere, por encerrarse en la transformación misma de Marx), es empero de valor heurístico, pues nos muestra que las desviaciones entre precios y valores están en función de las participaciones del capital desembolsado y del trabajo directo e indirecto, para un determinado capital, respecto a la media de la economía. Si por hipótesis, asumimos como una variable proxy de (w_i) a las participaciones del trabajo directo, es decir, la participación del empleo sectorial al empleo global (li), y que al capital desembolsado se le aproxima mediante el stock de capital, entonces:

$$DPV_i \approx f\left(\frac{cd_i}{l_i}\right) \approx f\left(\frac{K_i/L_i}{K/L}\right) = \text{composiciones de capital relativas} \quad (3.10)$$

Es decir, la desviación entre precios y valores para un capital queda en función del cociente de las participaciones del capital desembolsado y del trabajo, o bien, de la relación capital/trabajo individual a la media de la economía (que en una fuerte simplificación llamaremos a este ratio, simplemente como *composiciones de capital relativas*). Como se puede apreciarse, ésta es, una variable aproximativa y explicativa de la desviación entre precios y valores. Hay un desarrollo más general para el cálculo de valores y de los precios de producción por parte de Shaikh (1984, 1990); el autor determina las desviaciones entre los precios y valores en función de un concepto explicativo más potente, las relaciones *capital-*

⁹ Este supuesto es simplificador, llegamos a las mismas conclusiones con tasas de plusvalía diferentes: la relación PP/W es igual a cd/w .

¹⁰ Donde: CD es el capital desembolsado= C+V, el valor= C+V+P, por otra parte, la tasa de plusvalía= P/V, la composición orgánica=C/V, la tasa de ganancia= P/(C+V). Para la economía el sistema en su conjunto, se define la tasa de ganancia media= $\sum P_i / \sum (C_i+V_i)$, la tasa de plusvalía media= $\sum P / \sum V$, la composición orgánica media= $\sum C / \sum V$.

trabajo *integradas* (ver apéndice A.2.).

3.4. Consecuencias teóricas de las DPV

En resumen, la *primer* consecuencia teórica derivada del proceso de formación de precios de producción es, si las m_i son razones de apropiación, éstas se encuentran correlacionadas muy fuertemente a las composiciones de capital relativas, tal y como lo planteamos *supra*. La *segunda* consecuencia es que entonces, la desviación promedio entre valores y precios de producción sería directamente proporcional a la dispersión de las composiciones de capital de una economía. *Tercera*, y en relación al sentido de las desviaciones, si existen capitales que producen con composición de capital por encima de la media social, estos tendrían que apropiarse de una cantidad mayor de valor y entonces $m_i > 1$, es decir se apropiarían de trabajo social; y diametralmente, si los capitales producen por debajo de esta composición media sus $m_i < 1$, es decir transferirán valor. Una *cuarta* consecuencia teórica es que las desviaciones entre precios directos y de mercado serían mayores a las desviaciones entre precios directos y de producción, pues esta última integraría otros elementos de divergencia como impuestos y otras transferencias. Al incorporar los aspectos de competencia, podemos también deducir que las DPV promedio, especial y más puramente las de tipo **(d,p)**, estarían reflejando indirectamente las dispersiones de las composiciones de capital; ésta sería un corolario de la segunda consecuencia, pero a partir de ella podríamos puntualizar una *quinta*: las DPV intrasectoriales nos estarían reflejando las dispersiones de capital intrasectoriales y en ese sentido, nos reflejarían también su desarrollo tecnológico y económico, que puede vincularse con una mayor productividad.

Además de las anteriores, valdría señalar eventualmente como hipótesis, tres aspectos relacionados con las DPV. Primero, se esperaría que la DPV promedio de un país reflejara, al menos en parte, el desarrollo capitalista de una economía. Así, y como lo hemos argumentado arriba, la DPV promedio reflejaría la dispersión de las composiciones de capital intra e intersectoriales, y con ello el estado tecnológico de toda la economía y su productividad. En segundo término, al ser la DPV promedio el resultado de un estudio transversal de la economía, podría reflejar su estado de equilibrio (o desequilibrio), asociándose a los ciclos económicos del sistema en su conjunto. Por último, creemos que las desigualdades entre trabajo apropiado y gastado a nivel interregional, estarían reflejando

también las dotaciones o *quantum* de capital-trabajo interregional. Estas tres últimas especulaciones precisan de desarrollarse todavía más, pero creemos que existen elementos teóricos e indicios empíricos para poder seguir las desarrollando. Los aspectos teóricos anteriores, los intentaremos contrastar empíricamente en adelante.

3.5. Antecedentes del Cálculo de las DPV

Valle (1991) propone una forma de aproximarse a estas desviaciones utilizando el coeficiente de Gini, y es él, quien propone originalmente lo que nosotros denominamos por simplicidad MPPE (la demostración del método indirecto, como hemos mencionado, está en el apéndice A.1.). Con participaciones de producto y empleo manufactureros, el autor construye una curva de *Lorenz* que contrapone con otra de equidistribución. En el contexto, de ser iguales estas curvas estaríamos hablando de una igualdad entre valores (o trabajos gastados) y precios (o trabajos realizados); si estas curvas en cambio se separan y forman un área de concentración, la desviación promedio de valores y precios crecerá en la medida en que crezca esta área. Para el caso de la manufactura, la DPV con Gini es en EUA y México: de 18.2% y 38.3%, respectivamente.¹¹

Este cálculo es una medida: aproximada, indirecta y resumida de la *Desviación Precio Valor* en estos países, y arroja un resultado interesante pero esperado por la teoría: que las diferencias entre los trabajos generados y realizados en una economía capitalista subdesarrollada, serán relativamente mayores a una desarrollada, aquí son casi el doble. *Lo anterior, es una aproximación del desnivel de la desviación precio-valor en estos dos países.*

En un artículo posterior, Valle (1994) encuentra que utilizando las desviaciones absolutas medias ponderadas (DAMP ponderadas con trabajo o valor agregado, índices N y Z respectivamente, ver nota apéndice A.3.) a tres grandes sectores económicos, las diferencias entre estos dos países pasaban a ser entre 14 y 10 veces más grandes en México. Por otro lado, estas DPV eran crecientes en la medida en que el análisis se realiza de países industrializados, a

¹¹ La desagregación en Estados Unidos es de 20 clases de actividad y para México de 56, como lo hemos argumentado este tipo de cálculos pueden implicar un sesgo.

países de ingreso medio e ingreso bajo. Es decir, en la medida en que la evaluación se dirige a grupos de países de ingresos más bajos, las DPV promedio crecen (ver cuadro 2).

Cuadro 2

Proximidad entre las participaciones de trabajo y valor agregado Diferentes grupos de países para tres sectores de agregación

1978 Grupo de países	Desviación absoluta media ponderada por	
	Valor Agregado Z	Trabajo N
México	48.81	56.0
Estados Unidos	4.47	4.0
Industrializados	7.52	8.0
Ingreso medio	54.70	58.0
Ingreso bajo	93.25	68.0

Fuente: Valle (1994), "Correspondence between labor values and prices: A New Approach", *Review of Radical Political Economics*, vol. 26 (2), p.60. Para ver la formulación de la DAM y DAMP, ver apéndice A.3., índice 10.

Este simple resultado justificaría, como paso lógico siguiente, indagar si se mantiene la misma relación en un análisis más desagregado y con series más o menos homologadas en producto y empleo para los países analizados; de esta manera, observaríamos si existe una relación sistemática entre DPV y desarrollo. Vale destacar, que el autor argumenta que otra posible explicación de estas diferentes DPV entre países de alto y bajo ingreso, a parte de las composiciones orgánicas, son las participaciones significativas de empleo agrícola en el empleo global y que su producto no siempre se vende bajo los esquemas capitalistas; esta posición es también apoyada por Tsoufidis y Maniatis (2002), sin embargo, podemos evitar en cierta medida esta distorsión para evaluar DPV y desarrollo, acotando la verificación empírica a países con un grado de ingreso e industrialización similar. En estas circunstancias, la investigación encuentra correlación entre estas dos variables para países europeos (§ 5.5). Vamos a mostrar que también existen indicios mediante el método de insumo producto (MIP), de diferenciales en los niveles de DPV entre países según su desarrollo económico. Eso nos obliga entonces esbozar en que consiste el anterior método.

Sinteticemos algunas conclusiones. El método de participaciones de producto y empleo (MPPE), se plantea como una aproximación al método de insumo-producto (MIP); como veremos en la siguiente sección, si bien el MIP es un método más preciso para calcular las desviaciones entre precios y valores, la información requerida es mayor comparada con el MPPE (precisa de tablas insumo-producto). La ventaja del MPPE consiste en su sencillez y precisamente en su relativa poca información requerida, sólo precisa de manejar adecuadamente series de VAB y Empleo. El MPPE puede hacer con algunos supuestos, evaluaciones temporales de manera más simple que con el MIP, y como veremos, podemos calcular no sólo la DPV promedio sino también las desviaciones entre precios y valores sectoriales. Otras ventajas adicionales y que son la propuesta propiamente de este trabajo, es que la DPV puede compararse entre países más fácilmente; además como lo hemos tratado, la DPV tienen una relación teórica con el ciclo y con

el desarrollo capitalista. Para poder comparar estos dos métodos, revisemos someramente entonces al MIP.

4. El MIP (Método de Insumo-Producto)

El propósito del presente apartado, es simplemente delinear la definición y obtención de precios directos, de producción y de mercado, y luego las desviaciones entre estos, mediante el Método de Insumo Producto. De esta manera, podremos comparar mejor los alcances y límites del MPPE.¹ Para ello, esbozaremos en la presente sección dicho método; posteriormente presentaremos un breve repaso de los antecedentes empíricos (sección § 4.1); presentando después, algunos de sus resultados internacionales más significativos, para las desviaciones entre precios directos y de mercado, paralelamente mostraremos evidencia de desniveles en estas desviaciones entre países (sección § 4.2); terminaremos con una comparación entre los métodos MIP y MPPE (sección § 4.3).

No obstante que la evolución de la obtención de los valores trabajo mediante el álgebra lineal tuvo puntos de encuentro con: la evolución de esta disciplina matemática (de la programación y optimización), del desarrollo de las tablas *input-output*, de la necesidad de planeación de los países *socialistas* de la primera mitad del siglo XX, parece haber cierto consenso, que quienes influenciaron más en la metodología del cálculo actual fueron Morishima y Seton y sobre todo la influencia que ha ejercido directa e indirectamente Anwar Shaikh.² A partir de esta tradición, los valores pueden ser definidos como:

$$v = a_0 + v(A+D) \quad (4.1)$$

Donde la variable (v) es el vector de los valores de una mercancía, (a_0) es el vector de los requerimientos directos de trabajo, (A) la matriz cuadrada de los coeficientes técnicos y que muestra el consumo del capital circulante, (D) es la matriz de la depreciación del Capital Fijo, por lo tanto los valores aquí pueden interpretarse como la suma del trabajo directo e indirecto. La solución algebraica del sistema es el vector de *coeficientes de trabajo verticalmente integrado*, los valores:

¹ El lector interesado puede profundizar mediante las referencias a las que aludiremos, pero recomendamos como referencia inicial el estudio de Guerrero (2000), del cual haremos uso en esta sección, en el anterior se hace una muy buena síntesis de la literatura escrita sobre el nexo teórico y empírico de los precios y valores.

² Hacemos simple referencia a estos estudios pioneros, a los cuales no tuvimos acceso, de Guerrero (2000). El de Morishima citado por el autor es de 1973 y el de Seton de 1957. Existe sin embargo una coautoría anterior de Morishima y Seton (1951) no registrada en Guerrero (2000). Vale mencionar, que Guerrero hace justicia a la obra de Bródy (1970), remarcando los aspectos del cálculo del valor ya observados por Bródy, este libro al cual pudimos acceder, ofrece en efecto un análisis inicial de los valores (pero que distan de ser los valores: $v=a_0+vA$, como suelen plantearse en su forma más simple actual, él plantea: $p = a_0+pA$, identificando precio paralelamente con valor (Ibid. p.27). La obra sin duda demarca vetas aún por trabajar. Sobre Shaikh, es conocido que fue él, quien dirigió e inspiró el armazón teórico del cálculo de valor de la tesis doctoral de Ochoa (1984), quizás el primer trabajo de contraste plenamente empírico marxista.

$$\mathbf{v} = \mathbf{a}_0 (\mathbf{I} - (\mathbf{A} + \mathbf{D}))^{-1} \quad (4.2)$$

La conversión de los coeficientes de trabajo verticalmente integrados en precios directos (**d**), es decir, en precios proporcionales al valor, se hace mediante un coeficiente que represente el promedio del valor de una unidad monetaria.³

En algunos estudios, se omiten la matriz de depreciación (D), calculando los valores simplemente con capital circulante (A). La solución para este tipo de modelos sin depreciación es: $\mathbf{v} = \mathbf{a}_0 (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1}$; desde luego, tal modelo hará que el cálculo de los valores sea subestimado y luego el de los precios de producción. Implica también obtener una tasa media de beneficio mayor por ponderar sólo al capital circulante, y en consecuencia, las desviaciones entre valores y precios serán más amplias.⁴

Los precios de producción (**p**) los podemos definir como:

$$\mathbf{p} = \mathbf{p} (\mathbf{A} + \mathbf{B} + \mathbf{D}) + r \mathbf{p} \mathbf{K} \quad (4.3)$$

Donde: (A) como se puntualizó, es la matriz de coeficientes técnicos, (B) es ahora la matriz de los consumos de los trabajadores, (D) la depreciación del Capital Fijo (K) y (r) la tasa de beneficio. De inmediato salta a la vista que el primer componente en la derecha de la igualdad es el precio de costo y el segundo, la masa de beneficios, una definición fiel del precio de producción de Marx. La solución del modelo anterior consiste en encontrar primeramente la tasa de beneficio. Pero para llegar a ella primero debemos observar que:

$$\mathbf{p} = \mathbf{p} (\mathbf{A} + \mathbf{D} + \mathbf{B}) + r \mathbf{p} \mathbf{K} \Rightarrow \mathbf{p} = \mathbf{p} \mathbf{A}' + r \mathbf{p} \mathbf{K} \Rightarrow \mathbf{p} - \mathbf{p} \mathbf{A}' = r \mathbf{p} \mathbf{K} \Rightarrow \mathbf{p} (\mathbf{I} - \mathbf{A}') = r \mathbf{p} \mathbf{K},$$

lo que a su vez implica :

$$\mathbf{p} = r \mathbf{p} \mathbf{K} (\mathbf{I} - \mathbf{A}')^{-1} \Rightarrow \mathbf{p} = r \mathbf{p} \mathbf{K} \mathbf{H}' \Rightarrow \mathbf{p} = r \mathbf{p} \mathbf{M}$$

³ Esta expresión dineraria del valor (α) en el anterior contexto puede definirse como: $\sum p_i \cdot x_i / \sum l_i \cdot x_i$, donde tanto numerador como denominador expresan los agregados de precio (VAB) y los valores (empleo directo total).

⁴ Los modelos que omiten el capital fijo tienden a generar para el cálculo de los precios de producción tasas de ganancias más altas, Shaikh (1990, p.113) comenta en este sentido, el estudio de Graziella Marzi y Paolo Varri; lo demuestran también los trabajos empíricos ulteriores: ante tasas de ganancia mayores, crecen las desviaciones precio-valor (véase sólo como ejemplo el análisis de Petrović, 1987, p: 202 y ss., para la economía yugoslava)

Las denominaciones básicas han sido ya señaladas y las sustituciones saltan a la vista. Lo más importante de las ecuaciones anteriores es que: la tasa de ganancia queda definida en estos modelos como el autovalor máximo de la Matriz M (por el teorema de *Perron-Frobenius*), y los precios de producción como el autovector izquierdo de ese mismo autovalor.

Por tanto, los precios de producción y la tasa de beneficio quedan determinados por:

$$p = r p M \quad (4.4)$$

$$(1/r) p = p M \quad (4.5)$$

A partir de elementos como: los insumos intermedios, la depreciación, el capital fijo, la rotación del capital circulante y utilización de la capacidad instalada, se pueden obtener diferentes versiones de los precios de producción,⁵ en cualquier caso las desviaciones entre precios directos (d) y de producción (p) quedan en función en general de las anteriores definiciones; los precios de mercado (m) quedan aproximados a los precios representados por los valores brutos de producción, los cuales añaden al coste de factores: impuestos, subsidios y transferencias diversas.

Siguiendo la terminología de Ochoa (1989) las desviaciones entre precios directos y precios de producción la denotamos como: **(d,p)** y la de estos últimos respecto a los de mercado como: **(d,m)**, existe también la divergencia entre precios de producción y de mercado: **(p,m)**, estas no se abordarán en el presente estudio. Como se sabe en las desviaciones **(d,p)**, el factor explicativo es la composición en valor del capital verticalmente integrada, mientras que para las divergencias entre **(d,m)**, se añaden otros elementos como: impuestos, las regulaciones de precios, el efecto de la renta (en el más amplio de sus connotaciones y no sólo la mera renta de la tierra, vgr. urbana, de

⁵ $p_1 = p_1 \cdot (A+D+B) + r \cdot p_1 \cdot (A+B)$ es decir, incluye insumos intermedios y depreciación,
 $p_2 = p_2 \cdot (A+D+B) + r \cdot p_2 \cdot (K+A+B)$, además de incluir lo dicho en p_1 , pondera al capital fijo,
 $p_3 = p_3 \cdot (A+D+B) + r \cdot p_3 \cdot [K+(A+B) \cdot T]$, agrega la ponderación de la rotación del capital circulante
(T),
 $p_4 = p_4 \cdot (A+D+B) + r \cdot p_4 \cdot [K(U)+A+B]$, agrega el grado de capacidad utilizada (U) sin la rotación
y
 $p_5 = p_5 \cdot (A+D+B) + r \cdot p_5 \cdot [K(U)+(A+B) \cdot T]$, considera a todos los elementos aludidos.

localización, petrolera, etc.) y otros elementos coyunturales, azarosos y de errores en la producción estadística de los datos económicos.

4.1. Antecedentes empíricos con el MIP

Aunque las evaluaciones empíricas con el MIP se pueden remontar a decir de Guerrero (2000), con Kantorovich (1939) y Brody (1970) para la economía húngara y Arda (1976) para la economía turca, no es sino a partir de los ochenta donde se han realizado más sistemáticamente los cálculos empíricos de las desviaciones entre precios directos, de producción y de mercado, encontrándose gran asociación entre ellos. Dichas desviaciones se calculan con varios índices de desviación,⁶ entre los vectores de precios: **d**, **p**, **m**, partiendo del método de Shaikh (1984) o bajo otra estructura conceptual que usa las tablas insumo-producto (MIP) y el álgebra matricial. Existen ya varios intentos empíricos en tal sentido. Por ejemplo desde una inspiración sraffiana, Marzi y Varri (1977) realizaron cálculos de los requerimientos de trabajo para Italia, aunque sin capital fijo; para Yugoslavia, Petrović (1987) utiliza varios tipos de precios (valor, de producción, sraffianos, precios proporcionales al trabajo vivo, etc.), encontrando desviaciones muy pequeñas; para EUA, Ochoa (1989) hace una evaluación empírica profusa para varias tablas insumo-producto, es el anterior trabajo probablemente uno de los más conocidos y clásicos en el tema, para el mismo país Chilcote (1997) retoma la obra anterior de Shaikh y Ochoa, fortaleciendo la teoría del valor trabajo al evaluar los requerimientos totales de otros factores de producción (otros tipos de “valores base”, por ejemplo el acero)⁷ quienes terminan por explicar a los precios **p** y **m** en menor medida que los valores-trabajo; para la economía Griega (Tsoulfidis & Maniatis, 2002), encuentran nuevamente una gran asociación entre **d**, **p** y **m**; para España, Guerrero (2000) encuentra esto mismo, pero además, constata que son las *composiciones orgánicas verticalmente integradas* las principales causantes de estas desviaciones entre precios directos y de producción; para

⁶ Generalmente: la DAM (ver nota 32), DAMP, Coeficiente de variación, (NVD) Distancia del Vector Normalizado, (RMS%E) raíz media cuadrada del porcentaje de error, los dos anteriores por sus siglas en inglés; algunas de estas medidas y otras usadas en el estudio, las hemos sintetizamos en el apéndice (A.3).

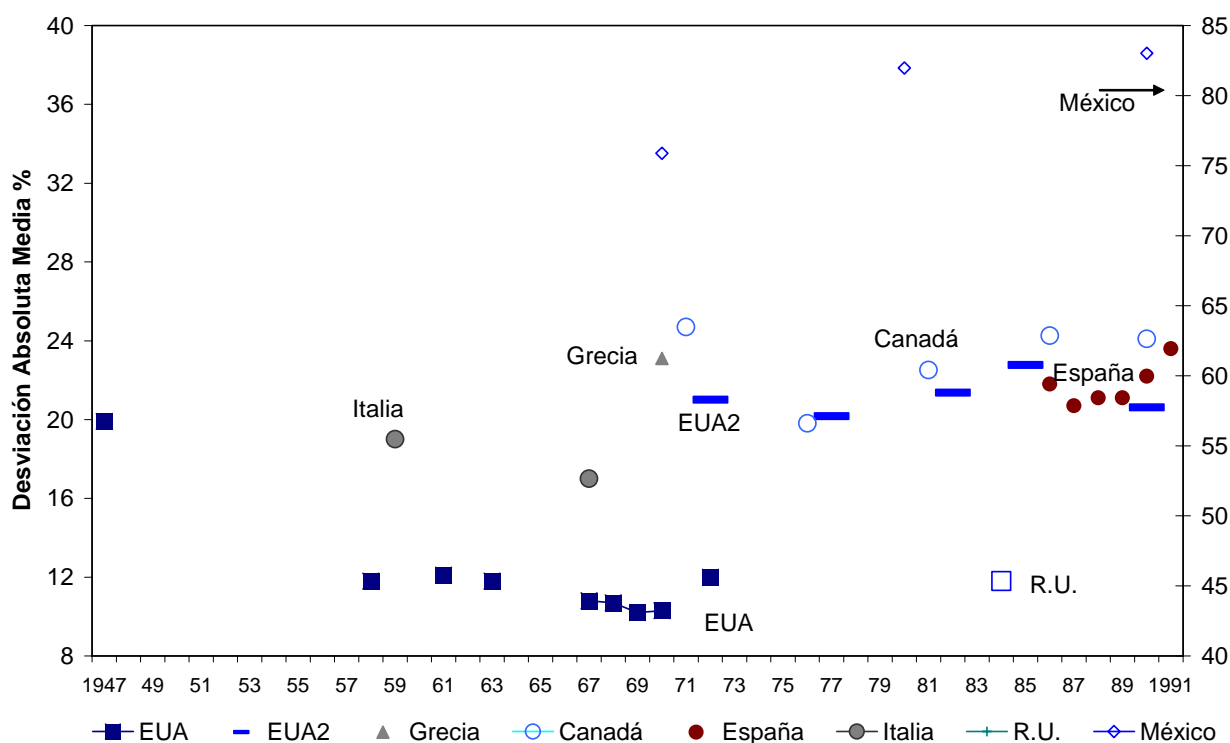
⁷ En el mismo sentido fue la investigación de Cockshott y Cottrell (1997, p.547), al demostrar que los valores trabajo explican más que otros valores base. Para la economía del Reino Unido de 1984 el coeficiente de determinación entre “valores base” fue: con Trabajo (97.6%), Electricidad (68.2%), Petróleo (63.9%) e Hierro y Acero (63.2%). Donde se registró la mayor bondad de ajuste con trabajo y otro “valor base”, fue con Trabajo y Petróleo (98.4%), las demás combinaciones no incrementaron la bondad que el Trabajo por sí sólo explicaba. Quizás otro aspecto a enfatizar, es que la prueba de significancia “t” que evalúa la validez del impacto de una variable en otra, es siempre con mucho más significativa en el Trabajo (46.07) que sobre los otros “valores base”, el inmediato que le sigue (la Electricidad), cuenta con (14.6). Tsoulfidis y Maniatis (2002, p.365), para la economía griega, llegan a estas mismas conclusiones.

el Reino Unido, Cockshott y Cottrell (1996, 1997, 2005) encuentran una asociación robusta entre precios directos, de producción y de mercado. Tomada como sólo una lista ilustrativa, lo anterior nos señala por un lado, el gran soporte empírico internacional de la teoría del valor trabajo, y por otro, nos brinda variadas experiencias con el método MIP que utilizaremos empíricamente en las siguientes secciones.

4.2. Diferencias en los niveles de las DPV entre países

Vamos a mostrar en esta sección dos aspectos de sumo interés teórico y empírico. Primeramente la corroboración empírica de la gran asociación entre precios directos y de mercado, y segundo, paralelamente la existencia de diferencias significativas en las desviaciones (d,m) entre países de acuerdo a su desarrollo. La gráfica 1 muestra -con todas las salvedades del caso-, los resultados más conocidos del MIP. Presentamos los cálculos de las DAM únicamente entre (d,m), para algunos países del mundo.

Gráfica 1. Diferentes niveles internacionales de DPV. Desviaciones (d,m) Método Insumo Producto, varios países y años



Fuentes: Para EUA, Ochoa (1989) a 71 sectores industriales, para el R. Unido, Cockshott (1995, 1998) a 97 sectores, para Italia, Marzi y Varri (1977) utilizan 25 sectores, para Grecia, Tsoulfidis y Maniatis (2002) a 33 sectores, para México, Domínguez, R.(2000) a 72 sectores. La gráfica añade además los datos actualizados

para la economía de EUA2 y Canadá de Chilcote (1997) a 71 sectores.

Los datos muestran a pesar de las enormes limitaciones de estas comparaciones, la gran asociación entre precios directos y de mercado, que no exceden en lo general desviaciones mayores al 25%, y las diferencias de niveles de estas desviaciones entre los países. Insistimos que por la diferente desagregación, por el cambio de metodologías en la las tablas insumo-producto, no sólo entre países sino dentro ellos mismos, la comparación temporal es ciertamente limitada, pero hay estudios como el de Ochoa que tratan de homogenizar sus tablas para hacer comparaciones en el tiempo y varios de estos autores se permiten obtener los promedios de sus observaciones anuales (tal es el caso *verbigracia* de: Ochoa, 1989; Shaikh, 1990 y Chilcote ,1997).

Tomando en cuentas estas salvedades, podemos hacer comparaciones entre países como el caso de las series de EUA2 y Canadá con los resultados de Chilcote. Parece mostrarse que para años más o menos similares las dos potencias norteamericanas difieren de sus niveles, encontrándose EUA2 por debajo de la de Canadá. Otro par de países, en cierta medida comparables en la muestra, por ponderar solamente el capital circulante, son Italia y México, en ellos queda muy evidente el gran desnivel de las DAM. Por otro lado, Reino Unido y Grecia, cuyos resultados han sido comparados dentro del trabajo de Tsoulfidis y Maniatis (2002), muestra un desnivel considerable; a pesar del desfase temporal, parece poco creíble que el Reino Unido (11.8%) haya tenido los niveles de Grecia (23.1%) en DAM como se ve en la gráfica 1.

Antes de observar estos desniveles con mayor detalle, debemos adelantar un aspecto que trataremos más adelante en el estudio. Para las evaluaciones detalladas de Ochoa y Chilcote, los datos de los Estados Unidos no dejan de tener una asociación con el ciclo económico, obsérvese el incremento de la DAM para la serie EUA de Ochoa en 1972, cerca de la crisis del petróleo y rentabilidad, y por otro lado, el incremento comparativo de la EUA2 de Chilcote⁸ para el año 1985, e incluso esto se observa para Canadá en 1986 (ver el ciclo recesivo para EUA en 1980-85, gráfica 17). Parecen sugerir

⁸ El mismo autor hace un estudio bastante meticuloso, obtiene una serie anterior y más amplia EUA3 que no graficamos aquí pues prácticamente tiene la misma tendencia que los datos de Ochoa aunque con mayor nivel, los datos a trabajo reducido de las desviaciones absolutas medias son para los años:1958, 1963, 1967 1972, 1977, 1982 y 1987 de 16.09, 16.17, 12.84, 12.87, 12.56, **20.17** y 13.17 respectivamente; nótese el valor de 1982 que recoge sin duda los desequilibrios de la economía estadounidense de esos años. Resulta evidente que estas series de desviaciones entre precios de mercado y valores para EUA, nos muestran cierta tendencia periódica y al menos se observa que están correlacionadas con el ciclo económico, pues para la muestra de países antes de 1970 las DAM parecen disminuir, después de este, año generalmente aumentan.

estos datos que las desviaciones entre precios directos y de mercado son sensibles al ciclo económico, algo que no debería de sorprender, en el sentido de que tratamos con variables que reflejan el equilibrio del sistema.

Como resulta relevante el cálculo de EUA en contraposición al de Canadá con los datos de Chilcote (1997), mostraremos estos datos en detalle. Su investigación doctoral además de ser en efecto una continuación del trabajo de Ochoa (1984), analiza lo ocurrido en países de la OCDE, mostraremos por separado la DAM y DAMP de Estados Unidos y Canadá con la intención de comparar sus niveles de desviación (**d,m**), los datos se muestran en las siguientes cuadros.

Cuadros 3 y 4							
Estados Unidos				Canadá			
Desviación entre precios directos y de mercado				Desviación entre precios directos y de mercado			
EUA	DAM%	DAMP%	C.V.	Canadá	DAM%	DAMP%	C.V.
1972	21,01	23,6	27,69	1971	24,7	24,74	25
1977	20,17	23,31	26,74	1976	19,81	23,08	27,03
1982	21,36	25,37	28,43	1981	22,52	25,97	30,86
1985	22,77	26,95	29,99	1986	24,26	26,55	31,92
1990	20,62	23,23	26,69	1990	24,10	25,08	30,95
Media	21.18	24.49	27.90	Media	23.07	25.08	29.15

Fuente: Datos de Chilcote (1997), a 71 sectores. Nota: DAM%, es la desviación absoluta media, DAMP% es la desviación absoluta media ponderada y C.V., es el coeficiente de variación.

Los resultados señalan que estos dos países con desarrollo económico muy similar, tienen en Canadá un ligero mayor nivel en las medidas de desviación frente a las de Estados Unidos; obsérvese con cuidado que además todos los medias son mayores en Canadá. Se advierte además, un incremento de las desviaciones en los setenta y ochenta, disminuyendo un poco en 1990 para ambos países. De hecho, este parece ser el patrón general del dinamismo de los demás países investigados por Chilcote de países de la OCDE.

Queremos terminar esta comparación de métodos con dos estudios de caso: uno

de Maniatis (1998) para Grecia, y el otro, el de Guerrero (2000) para España. Maniatis realiza un investigación para Grecia con la misma metodología MIP, el interés añadido para nosotros es que presenta la comparación con los EUA para el año de 1970 (es decir, se nos presenta la comparación de desviaciones entre dos países con “desarrollo económico” *a priori* muy desigual), estos son los resultados.

Cuadro 5. Grecia y EUA. Desviación entre precios directos y de mercado

	Grecia (1970)	EUA (1972)
DAM%	23.1	12.0
DAMP%	21.6	13.8

Fuente: Con datos de Maniatis (1998, p. 18) y Tsoulfidis y Maniatis (2000, p.363). Para Grecia 33 sectores, para los EUA 71 sectores. Los autores presentan además la comparación del coeficiente de variación para Grecia (1970) *versus* Reino Unido (1984) las (**d,m**), es de 29.1 y 10.4 respectivamente.

Es indiscutible de nuevo que el nivel de las desviaciones es superior en Grecia *versus* los EUA (inclusive con una mayor desagregación en los EUA).⁹ El último caso es el de Guerrero (2000) quien utiliza básicamente la misma metodología de Chilcote (1997, 1997b), comparando y observando las asociaciones de distintos vectores de precios, entre ellos, los que nos interesa ahora, la desviación entre precios directos y los de mercado (**d,m**), además dedica un espacio para analizar las causas de las desviaciones (**d,p**) mediante tres versiones de composiciones de capital sectorial, encontrando como planteaban: inicialmente, Pasinetti (1973, 1977) con su enfoque de integración vertical, y empíricamente desde la ortodoxia marxista, los trabajos de Ochoa y Chilcote, quienes examinan si las desviaciones entre (**d,p**) se explican mejor, con las *composiciones en valor del capital verticalmente integradas*. Las desviaciones entre precios directos y de mercado para España son los siguientes:

⁹ Utilizando el coeficiente de variación, Zachariah (1998, p. 4), encuentra para Suecia que la dispersión de los precios directos a los de producción y de mercado (es decir: d,p y d,m) es poco más del orden de 4 a 1 en relación al Reino Unido (los datos utilizados son de 1999 para Suecia a 47 sectores y de 1984 para el Reino Unidos a 97 sectores).

Cuadro 6. España. Desviación entre (d,m)

Año	DAMP%	DAM%	Coefficiente de Variación
1986	14.0	21.8	34.7
1987	14.0	20.7	32.9
1988	13.7	21.1	34.0
1989	13.4	21.1	33.0
1990	14.3	22.2	33.1
1991	15.2	23.6	35.2

Fuente: Con datos de Guerrero (2000), p.127., el estudio es con 51 sectores

Para el periodo analizado por el autor las medidas de desviación sufren un ligero incremento. Este incremento de las desviaciones se corrobora de hecho con nuestros cálculos, como los mostraremos para un periodo más amplio (ver sección § 5.3).

Por ahora, debemos concluir que se ha encontrado bastante corroboración empírica de que los valores están muy cercanos a los “precios corrientes”. En realidad, hemos omitido, por los objetivos de nuestro estudio, la gran asociación detallada que presentan estas investigaciones entre (d,p) (p,m) y (d,m), pero con lo anterior, simplemente hemos querido mostrar que los valores siguen manteniendo su poder explicativo sobre los precios de mercado. También hemos mostrado que el MIP sugiere un desnivel entre las divergencias (d,m) entre países. Desde luego, es necesario e importante apuntar que las desviaciones (d,p), reflejarían más correctamente las divergencias en composiciones de capital que las (d,m), pero como se observa, estas últimas son una buena aproximación de las (d,p), (además de que como veremos no siempre se cumple con que (d,m) > (d,p) debido a problemas con los Stocks de Capital). En la siguiente sección vamos a tratar de demostrar que el MPPE sirve muy bien como una aproximación de estos resultados encontrados por el MIP.

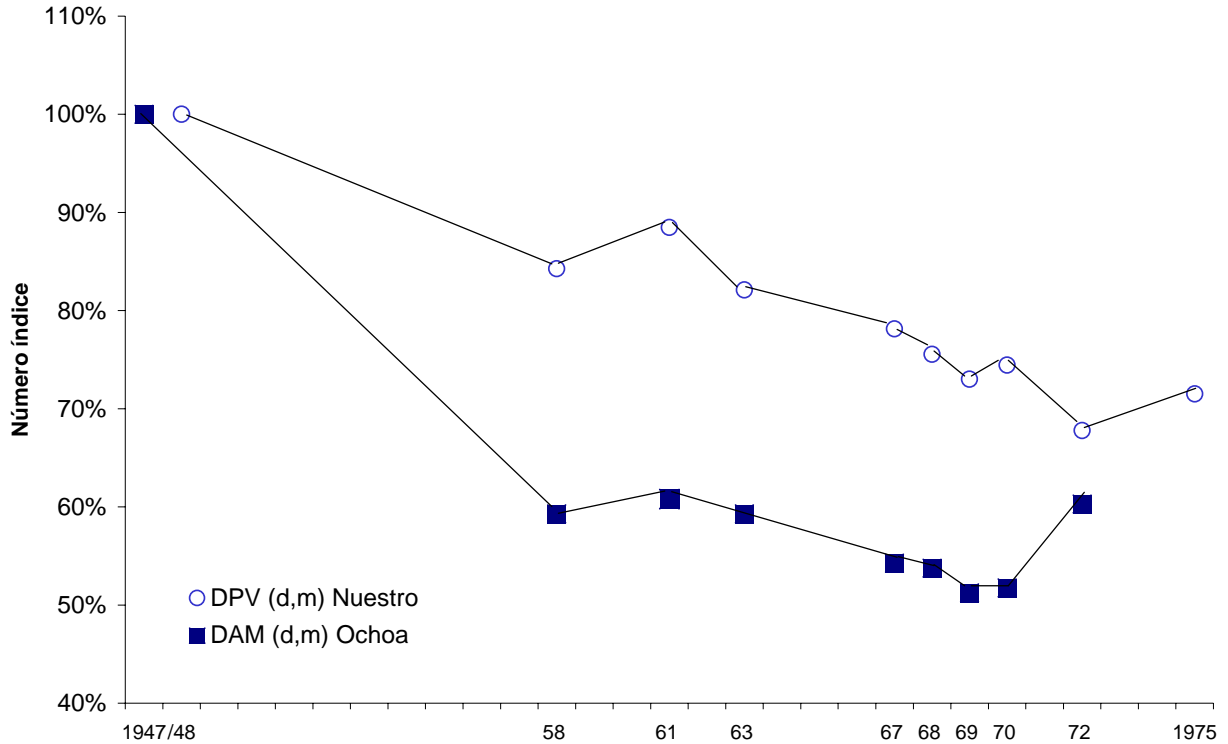
4.3. Comparación entre MIP y MPPE

En la sección vamos a mostrar como a pesar de las grandes diferencias entre el método de insumo-producto (MIP) y el Método de Participaciones en Producto y Empleo (MPPE), ambos métodos parecen moverse con las misma sincronía al evaluar las DPV.

Utilizando los datos del artículo de Ochoa (1989), inspirado en las ideas de Shaikh (1984, 1990), el autor presenta para los EUA la Desviación Absoluta Media (DAM) entre los precios directos y los de mercado¹⁰ para: 1947, 1958, 1961, 1963, 1967, 1968, 1969, 1970 y 1972 encontrando una alta asociación entre ellos. Toda una verdadera paradoja empírica e historiográfica del debate, pues el promedio de tales desviaciones en el tiempo es del 93%, ¡precisamente la predicción del mismísimo Ricardo! Dado que podemos considerar la DPV arrojada por Theil, como una aproximación de las desviaciones entre precios y valores del MIP, hemos obtenido la serie de DPV de Estados Unidos de 1948-1985 con los datos del NIPA (ver Sánchez, 2000), en la gráfica 2 se presenta en los años de acople el número índice 1947=100 de la DAM con el método usado por Ochoa *versus* el número índice 1948=100 de la DPV con nuestro método. Ciertamente es limitada la comparación de una tabla insumo-producto de un año a otro (dado los cambios en productos y metodologías, etc.), e incluso la comparación de tendencias de los métodos con índices de: Theil y DAM, sin embargo, comparándolos en términos de crecimiento existe un indicio muy evidente de que ambos se movieron en las mismas direcciones, al reflejar las desviaciones entre precios directos y precios de mercado. Nos hemos permitido la conexión de puntos en la gráfica 2, sólo con el fin de ilustrar mejor la sincronía entre ambos métodos.

Gráfica 2. EUA. Comparación del MIP y MPPE, 1947-1975
Desviación entre precios directos y de mercado

¹⁰ El trabajo de Ochoa (1989, pp: 420-421), como se conoce, es uno de los más completos en el tema y presenta en realidad varios índices de desviación para: (d,p), (d,m) y (p,m), a nosotros sólo nos interesarán en este estudio las dos primeras desviaciones calculadas con la Desviación Absoluta Media. La $DAM = \sum |y_i - l_i| / l_i$, todos los elementos son participaciones en producto (y_i) y empleo (l_i).

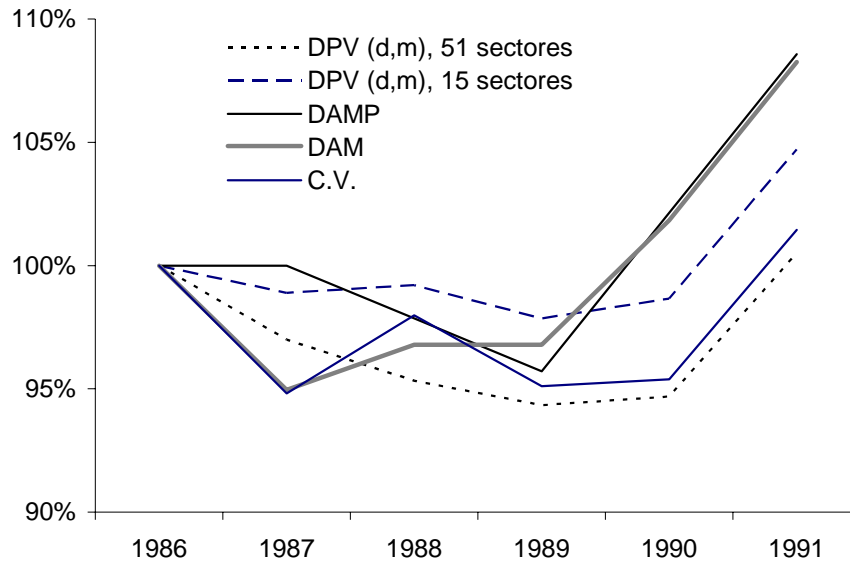


Fuente: Se utilizan las DAM de Ochoa (1989) que difieren un poco de de las citadas por Shaikh (1990), se trata de las desviaciones entre precios directos y de mercado (**d,m**) a 71 sectores. Para el cálculo de las desviaciones entre precios y valores con MPPE, utilizamos el NIPA de los Estados Unidos con producto y empleo a 57 sectores; el valor agregado está a precios de 1982. Dado que se incorporan al Valor Agregado: impuestos, subsidios, transferencias y otros ajustes la DPV se aproxima a la desviación entre precios de mercado y valores DPV (**d,m**).

El gráfico pone en evidencia el paralelismo en las evoluciones de ambos métodos. Debemos advertir que el cálculo de las DPV se realizó con precios constantes, el comportamiento con precios corrientes es más errático. La ponderación con unos u otros precios en estos cálculos y en otras categorías en la literatura (vgr. la tasa de ganancia), es todavía una discusión abierta.¹¹ Sin embargo, en un contraste para España entre ambos métodos, incluso más válido y significativo (porque se utilizó las misma información que la del MIP del estudio de Guerrero, 2000), encontramos la misma sincronía. Aquí, la evaluación se hizo usando el VAB a precios corrientes, de tal suerte que tenemos más elementos para afirmar que el MPPE arroja resultados similares al MIP en términos de tendencia. La gráfica 3 expone estos resultados.

¹¹ Sobre la ambigüedad de los resultados de la deflactación de precios para observar su relación con los valores, véase a Valle (1991, pp: 125 y ss.).

Gráfica 3. España. Comparación del MIP y MPPE, 1986-1991
Número índice de las medidas de desviación, 1986=100



Fuente: Datos de Guerrero y de las tablas insumo-producto del Instituto Nacional de Estadística, INE, España.

Como en el caso de los EUA, pero esta vez con VAB a precios corrientes y de mercado, se verifica que el movimiento de ambos métodos es similar; el método MPPE es mediante la DPV a 51 y 15 sectores para toda la economía, mientras que con el MIP Guerrero obtiene los valores de DAM, DAMP y C.V. Ambos métodos captan incluso un cambio de tendencia en las desviaciones en 1989 entre (d,m); las correspondencias contables de agregación pueden verse en el apéndice A.7.

Resumiendo. Lo más importante de los anteriores resultados y con lo que concluimos el apartado es que además de que los dos métodos MIP y MPPE tienen tendencias más o menos similares, ambos métodos captan los desniveles en las desviaciones precio-valor entre países, por lo que podemos considerar a este último método propuesto como una buena aproximación del primero.

A partir del siguiente apartado haremos la evaluación empírica, propiamente dicha del Método de Participaciones en Producto y Empleo, nos dedicaremos a demostrar empíricamente que mediante Theil podemos obtener una medida promedio de las DPV sectoriales, lo haremos para el caso de los sectores industriales españoles, para algunos países europeos y para el caso de las regiones y sectores industriales de España.

5. Estudios empíricos de las Desviaciones entre Precios y Valores

El presente apartado tratará sobre la corroboración empírica de las DPV mediante el método propuesto del MPPE. Las evaluaciones se harán fundamentalmente para España y Europa.

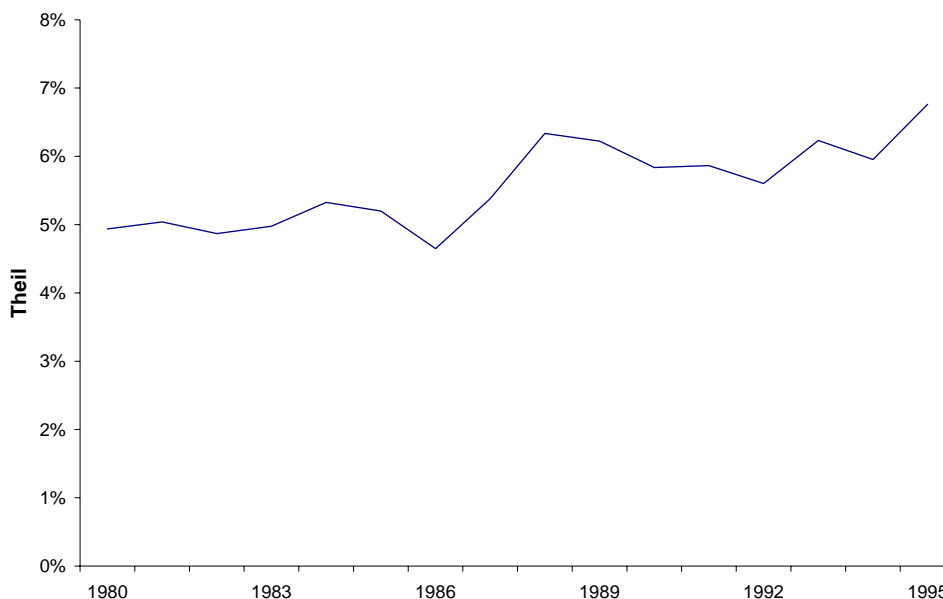
Dividiremos el presente apartado en cinco secciones: la primera se referirá a las evaluaciones de las DPV industriales intrasectoriales para España de 1970-1995 (sección § 5.1); la segunda tratará las DPV intrasectoriales e intersectoriales en la industria de diez países europeos (§ 5.2); en la tercera, ahondaremos el estudio de las DPV para España con otra base de datos, la BBV que es utilizada ampliamente en una gran cantidad de investigaciones por su amplia desagregación sectorial y regional (§ 5.3); posteriormente trataremos de vincular las DPV con el ciclo económico, esto para el mismo caso de los países tratados con anterioridad añadiendo sólo en esta sección a los EUA (§ 5.4); en la última sección analizaremos si existe evidencia entre las DPV intrasectoriales y el desarrollo económico (§ 5.5).

5.1. La DPV Industrial Sectorial en España

Con datos del BDMORES de la investigación de Díaz, et. al. (1995) y Dabán, et. al (1998) para VAB a coste de factores a precios constantes y empleo para 9 sectores industriales de 1980-1995, calculamos la desviación precio-valor *promedio* en la industria española. Para este periodo se encuentra un elevamiento de tal índice. La explicación inmediata del movimiento de las DPV sectoriales son las dispersiones de las composiciones de capital como mostraremos empíricamente *infra*, sin embargo, debemos de anotar que éstas, a su vez, están asociadas a los movimientos de la rentabilidad, aunque no profundizaremos teóricamente en esta última relación, baste señalar que en un análisis de mayor amplitud temporal, puede observarse una correlación entre DPV y rentabilidad en España, compárense las gráficas 13 y 14 de DPV intra e intersectoriales, respecto a las grandes tendencias de la gráfica de rentabilidad española (el cambio estructural de 1980-82 observado en la rentabilidad se aprecia con varias estimaciones de la misma, apéndice A.6.6.a). Por lo demás, volveremos a abordar esta relación cuando analicemos la correlación entre los ciclos de ambas variables, § 5.4., (aunque puntualmente para los EUA).

Acotando, por ahora, para la industria parece que existen indicios de que no sólo se detuvo el proceso de homologación en las DPV sectoriales,¹ sino que se elevaron un poco a partir de 1992 (la DPV es el índice de Theil, gráfica 4).

Gráfica 4. España. DPV en la manufactura, 1980-1995, BDEMORES.



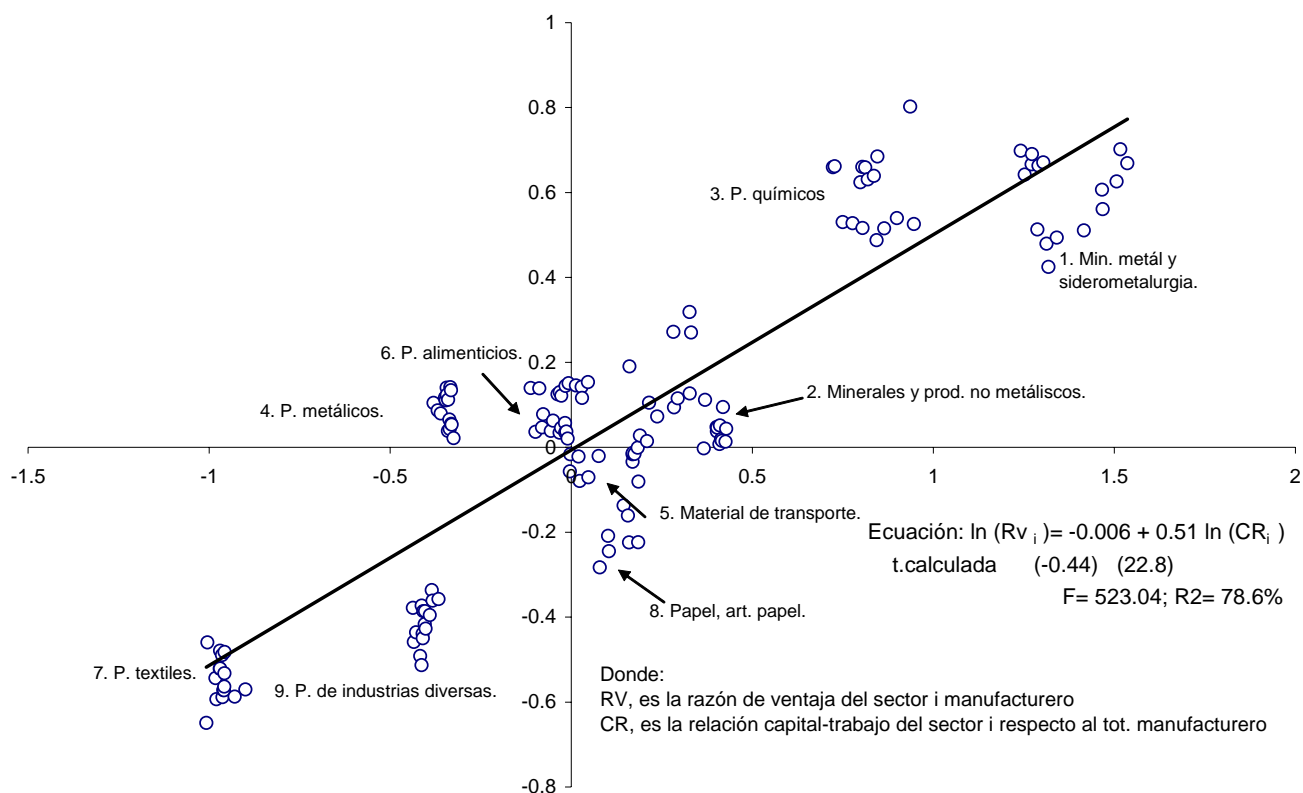
Fuente: BDMORES. Se utilizó VAB real a coste de factores, base 1980=100, esto es así porque BDMORES cuenta sólo con stock de capital en pesetas de 1980, como más adelante intentaremos explicar la naturaleza de la DPV con la distribución del capital por trabajador, forzó a calcular tanto VAB como al capital con la misma base.

Hemos comentado ya que el nivel y signo de las DPV sectoriales tienen como uno de sus principales fundamentos el ratio $[(K_i/L_i) / (K/L)]$, que denominamos *composición de capital relativa* o simplemente *composición relativa* (es decir, el cociente capital/trabajo sectorial sobre el cociente capital/trabajo del agregado total industrial). Podemos aproximarnos a las desviaciones precio-valor sectoriales de una manera simple con las *razones de apropiación* q_i/l_i (es decir, la participación en el VAB real (q) del sector “i” en el total sobre la participación en el empleo del sector “i” en el total industrial). Como en el caso de Chilcote (1997), Guerrero (2000), etc., aunque con un método menos costoso, evaluaremos temporalmente la DPV promedio, mostraremos que existe una correlación importante entre estas dos variables, en una forma funcional: $q_i/l_i = f [(K_i/L_i) / (K/L)]$, donde las *composiciones relativas* impactan positivamente en las razones de apropiación.

¹ El cual se verá más adelante con los datos del BBV de la investigación de Mas, et.al (1996), para 1955-1995, aunque con otra desagregación.

Con una estimación log-log, disminuiríamos un poco la heterocedasticidad habitual en datos transversales, los datos corresponden a los 9 sectores industriales de 1980 a 1995, en la gráfica 5, además de la ecuación de regresión, se muestran el lugar que ocupan con regularidad los diferentes sectores, síntoma de una persistencia en la jerarquía de unos sectores sobre otros en la apropiación del trabajo social.

Gráfica 5. España. Regresión *log-log* entre Composiciones de Capital Relativas y Desviaciones Sectoriales, manufacturas, 1970-1995



Nota: Composiciones relativas (X) vs. Razones de Ventaja (Y). Fuente: Cálculos propios con datos BDMORES. Dabán, et. al. (1998). Series utilizadas: VAB, Empleo y Capital, las series monetarias están a precios constantes de 1980 (calculado con 9 sectores manufactureros de 1980-1995).

Como se aprecia, se sugiere una relación en efecto positiva entre una y otra variable, tal como lo prevé la teoría. Se descarta que el impacto de las composiciones relativas sobre las razones de ventaja sea nula, a la vez que el modelo si bien simple, es estadísticamente correcto (ver prueba t y F), la correlación medida por $R^2 = 78.6\%$ es

aceptable, partiendo de que trabajamos también con datos transversales y no sólo temporales.

Hemos realizado un estudio de regresión más completo para reforzar los resultados anteriores, además de correr los *MCO* comunes, corrimos *Mínimos Cuadrados Ponderados* y construimos un *Análisis de Panel Balanceado* a través del *Método de Efectos Fijos*, las conclusiones se mantienen: las composiciones de capital relativas explican a las desviaciones precio valor sectoriales, teniéndose que, si se incrementan aquéllas en 1%, las desviaciones lo hacen en 1.2% (estos resultados los tenemos en el apéndice A.6.).

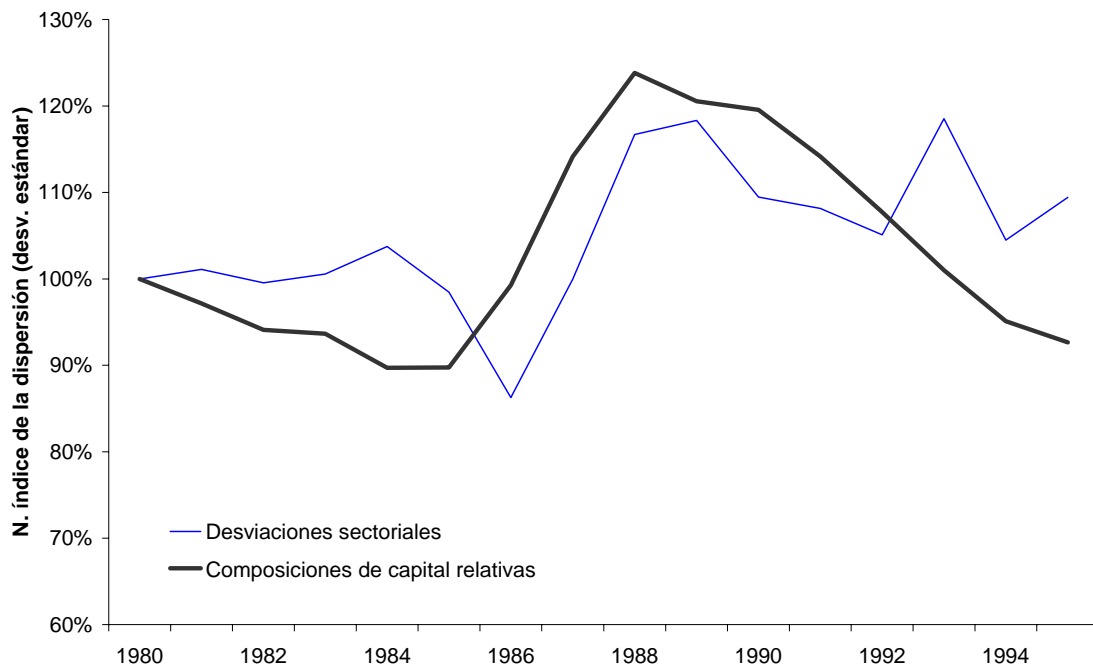
La gráfica 5 además de mostrar cierta inmovilidad dentro de sus cuadrantes respectivos por parte de algunos sectores, resalta algunos como los *alimentos*, que estando en el tercer cuadrante ceden valor al producir y vender a precios de producción *reales*; en promedio este conglomerado sectorial está por debajo de la composición media, mientras el sector de *productos químicos y minerales metálicos y siderometalúrgica* están en el primer cuadrante, apropiándose de trabajo ya que tienen una composición por encima de la media industrial; los puntos de los otros cuadrantes y cercanos a cero producirían bajo condiciones medias, y por lo tanto, venderían en precios de producción reales que implican muy cercanamente su trabajo gastado (valor). Estos dos aspectos teóricos pretendíamos corroborarlos empíricamente: 1) la correlación de la razones de apropiación (RV) con las composiciones relativas (CR) y 2) mayores razones de apropiación en sectores con composiciones de capital relativas por encima de la media y viceversa. En la sección (§ 3.4) adelantábamos estas deducciones, al parecer, existen indicios en la industria española para corroborar estas dos deducciones teóricas.²

Tenemos otra forma de asociar las dos distribuciones RV y CR en el tiempo. Analizamos la evolución de las dispersiones de las razones de apropiación (o de ventaja) frente a las composiciones de capital relativas. Mediante la simple desviación estándar mediremos la dispersión, nos interesa saber si al crecer la dispersión CR lo hace también

² Al mismo resultado llegamos para el caso de las manufacturas mexicanas, en Sánchez (2000).

la de RV. La gráfica 6 muestra la evolución de las dispersiones con 1980=100, de esta manera eliminamos el nivel inicial de las divergencias, centrandó nuestra atención en la cadencia de las dispersiones ejercidas cada año.

Gráfica 6. España. Dispersión comparada
DPV sectorial vs. Composiciones de Capital Relativas, 1970=100



Fuente: Datos de BDMORES.

El resultado indica una relación positiva entre las dispersiones CR y RV. Debe observarse que el movimiento de las composiciones parece anticipar al de las desviaciones sectoriales (RV). El análisis *temporal* de la asociación de las desviaciones con las composiciones del capital, es otra posibilidad y ventaja del MPPE sobre el MIP, podemos complementar este tipo de asociación con el análisis *transversal* del MIP. En Guerrero (1990) tenemos que las desviaciones entre precios directos y de producción para 51 sectores de la economía española. El ejercicio nos sirve también para comparar dos variantes explicativas de las desviaciones: 1) las composiciones en valor del capital (cvc) y 2) las composiciones en valor del capital verticalmente integradas (cvcvi).

Cuadro 7. España.
Explicación de las desviaciones sectoriales entre precios directos y de producción, 1990

	Ln (p/d) = a + b Ln (cvc)		Ln (p/d) = a + b Ln (cvcvi)	
	Desviación entre (p,d) vs cvc		Desviación entre (p,d) vs cvcvi	
	a	b	a	b
Coefficiente [elasticidad]	4.75	0.22	3.25	0.94
E.están. del Coef.	0.02	0.02	0.02	0.02
t	292.71	13.61	132.16	59.08
R ²	79.07%		98.62%	
F	185.14		3489.96	
Error están para estim.	0.110		0.028	
G de libertad	49		49	
Sum. resid cuadrad.	0.596		0.039	

Fuente: Cálculos propios, con datos de Guerrero (2000). Tabla insumo-producto de 1990.

De las regresiones anteriores puede observarse que las elasticidades de los modelos tanto para (cvc) como para (cvcvi) son significativas. Hay que aclarar que para Marx, las desviaciones están en función de los ratios de las composiciones del capital “i” respecto a la media social, empero, en un análisis como el anterior, que la variable explicativa sea X o X/k, arroja los mismos resultados (donde k es una constante, en este caso, la composición media). Los dos modelos en general son estadísticamente buenos en ajuste, pero sin duda las (cvcvi) tienen un poder explicativo mayor, haciendo que el ajuste sea mejor, no sólo por el coeficiente de determinación, sino por la significancia de la elasticidad casi unitaria, la disminución de los errores y el error estándar de las regresión, como también por la validez del modelo en conjunto mediante la prueba F. No deja de sorprender que al elevarse en 1% la cvcvi de un sector, las transferencias a su favor mediante los precios de producción crecen en casi ese mismo porcentaje. Esta potencia de las cvcvi se debe a que el cálculo contabiliza no sólo los suministros de capital gastados directamente en la producción, sino porque *integra* además

todo el capital indirectamente gastado también en su producción (la demostración matemática de esta afirmación se encuentra en el apéndice A.2.). Este aspecto, debe recordarse, en la sección tratada arriba sobre competencia intra e intersectorial implicaba precisamente un nexo entre estas dos tipos de competencia, pues la composición de capital no se restringe a la directamente ejercida por el sector sino a la directa e indirectamente ejercida a través de sus insumos requeridos.

Sea mediante el Método de Participaciones de Producto y Empleo (MPPE) o mediante el Método de Insumo-Producto (MIP), las composiciones de capital explican en una medida muy importante a las desviaciones entre precios y valores. El MIP arroja resultados más robustos en este sentido y más con las *cvcvi* que con *cvc*, aunque como hemos repetido, tiende a circunscribirse a un análisis transversal, mientras que el MPPE, nos puede complementar el estudio al permitirnos una evaluación temporal.

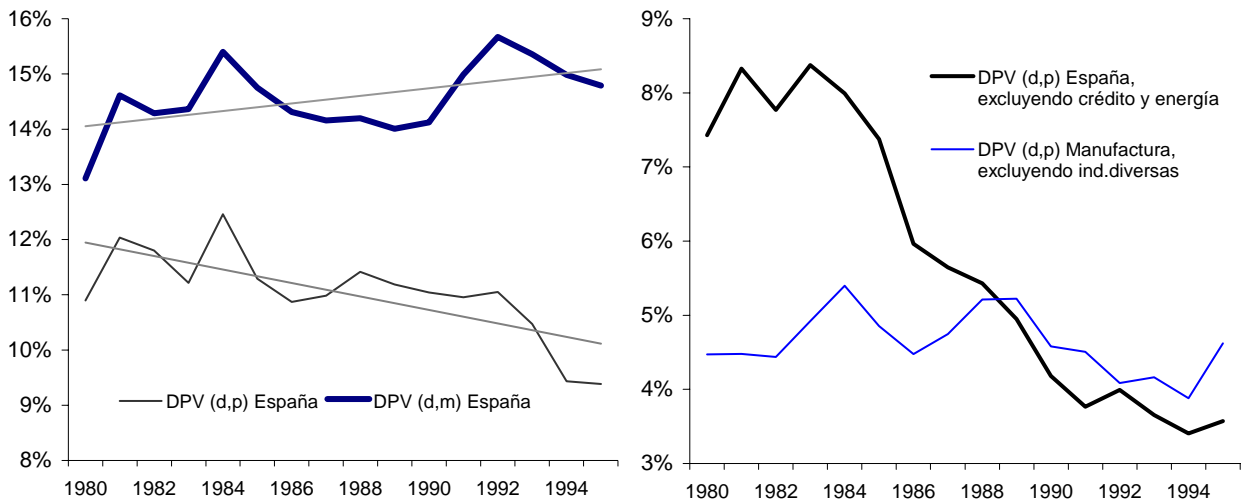
De esta manera podemos concluir que para la economía española de 1980-1995 las desviaciones entre precios y valores se explicaron por las composiciones de capital, tanto temporal como transversalmente.

En la literatura de las DPV se ha investigado sobre la relación entre: (d,p) y (d,m) , argumentando que, dado que en los precios de mercado intervienen otros factores en su formación como: impuestos, transferencias etc., los precios de mercado se alejarían mucho más que los precios de producción de los precios directos, es decir $(d,m) > (d,p)$. A partir del MIP, por ejemplo con Ochoa (1989), el promedio de las desviaciones para los años ya citados eran: $(d,m)=12.2\%$, $(d,p)=16.9\%$ y $(p,m)=13.6\%$, como glosaba el autor estos resultados son inesperados; él encuentra una posible explicación de la paradoja por los *Stocks* de Capital, dado que éstos se miden con el método de inventarios perpetuos, entonces existirían posibles problemas de sensibilidad en las funciones de probabilidad que se asumen para integrar los flujos de inversión.

Los mismos problemas los tienen Chilcote, 1997 y Guerrero, 2000. Chilcote opera con precios de producción ponderando la capacidad utilizada (precios tipo p_4 , ver nota 27), sin embargo el problema no se soluciona, Guerrero no dispuso de estos datos y no pudo avanzar por las limitaciones estadísticas, ya que encontró que: $(d,m)=21.8\%$, $(d,p)=22.3\%$ y $(p,m)=18.6\%$, luego paradójicamente $(d,p)>(d,m)$, es muy posible que la argumentación de Ochoa sobre que existen problemas en los *Stocks* de Capital sea la

misma explicación para estos dos casos. De cualquier modo, existe en Tsoufidis y Maniatis (2002) datos que corresponden a lo teóricamente esperado,³ ellos encuentran con DAM para los datos ya citados de la economía griega: $(d,m)=23.1\% > (d,p)=18.7\% > (p,m)=14.3\%$. Esto va demostrando el avance de la corroboración empírica de la teoría del valor trabajo. Por nuestra parte, para la economía española y en la medida en que nos lo permitieron los datos que dispusimos, con información de VAB aproximados hipotéticamente a los precios de producción y de mercado, mediante el MPPE parece corroborarse fácilmente que la divergencias $(d,m) > (d,p)$, veamos los resultados.

Gráficas 7 y 8. España. Desviaciones (d,m) y (d,p), 1980-1995



Fuente: Datos BDMORES con VAB a coste de factores y de mercado, valuados a precios corrientes, estas series y las del empleo están desagregadas a 15 sectores.

La desviación (d,p) , se encuentra en un rango entre 9% y 12% aproximadamente, mientras la (d,m) se sitúa en un nivel algo mayor, entre 13% y 16% (gráfica 7). Es interesante observar que para el periodo, la DPV entre precios directos y de mercado tiende a crecer; mientras esta tendencia es exactamente la opuesta en la DPV entre precios directos y de producción. La tendencia decreciente para la economía global queda

³ Tsoufidis y Maniatis (2002), señalan que los cálculos de Cockshott y Cottrell tan poco son conclusivos en este sentido, ya que para ellos con el coeficiente de variación y para la información del R. Unido ya citada hay: $10\%=(d,m)>(p,m)=11.4\%$. Entonces, la paradoja para Steedman ahora es, que en cierto modo los precios de producción ¡ahora son redundantes!, pues se aproximan más los precios directos a los precios de mercado que los mismos precios de producción. Pero en realidad como va demostrando la evolución del trabajo empírico ni la redundancia de los valores es cierta (ni los precios de producción), ni tampoco la apreciación de Steedman y Tomkins (1998), sobre que existen problemas con las medidas de desviación, pues los resultados de los autores griegos ponderan las desviaciones con la medida del ángulo θ sin que esto modifique significativamente los resultados citados arriba.

más de manifiesto, cuando eliminamos del cálculo al Crédito y a la Energía (gráfica 8). Por su parte para la manufactura eliminando el sector “industrias diversas” que como se sabe, generalmente tiene bastantes problemas de agregación, la tendencia es a disminuir, no obstante ésta es menos significativa.

Debe enfatizarse que se observa en la gráfica 7 una consistencia en los desniveles de las divergencias: **(d,p)** y **(d,m)**, evaluada con facilidad mediante el MPPE, la evaluación de las desviaciones en el tiempo es como se observa una de las ventajas de este método sobre el MIP.

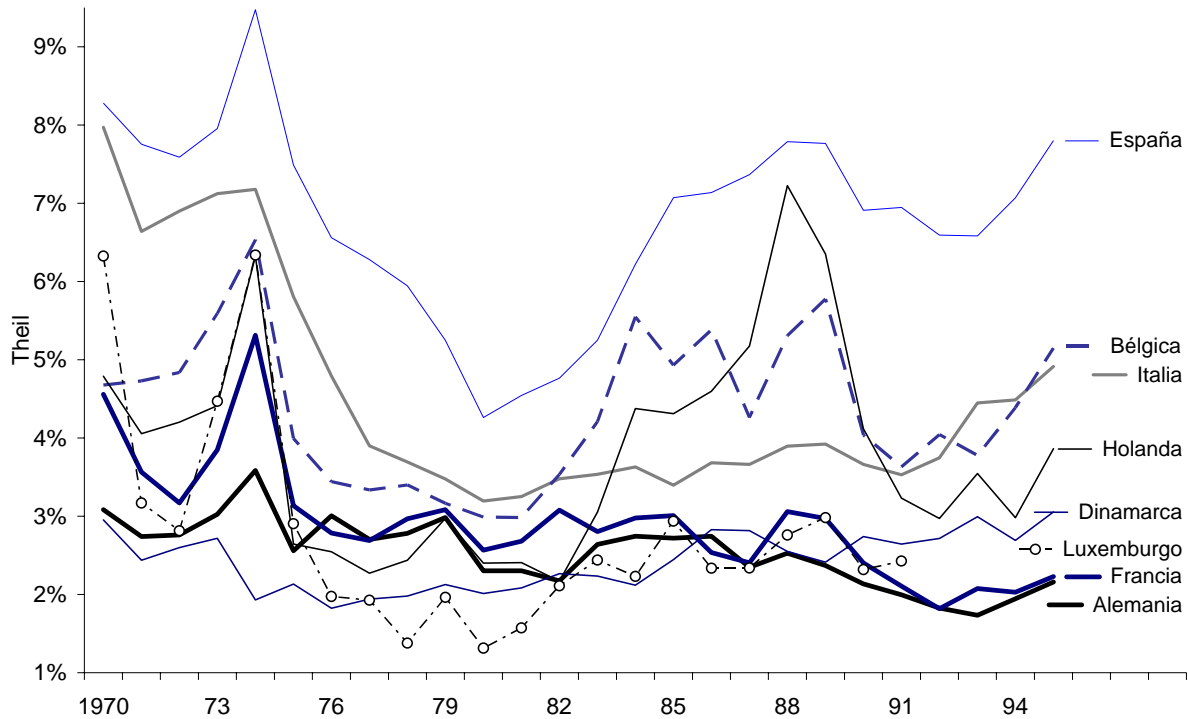
Pasaremos a analizar los niveles industriales de DPV sectoriales en Europa. Si la DPV promedio de un país está afectada por las divergencias sectoriales de composiciones de capital. En países cuyos niveles altos de ingreso per cápita se basan en altos e intensos niveles de capitalización, y cuyo proceso de acumulación tiene sus orígenes desde el siglo XIX, puede ser razonable, pensar no sólo en una intensa acumulación de capital, sino también, de una continua redistribución de capital a través de los sectores y regiones económicas que los integran.

5.2. La DPV Industriales en Europa

Mostraremos las desviaciones entre precios y valores con la metodología MPPE, para el caso de algunos países europeos. Para las comparaciones entre países, es importante que el cálculo proceda bajo series descompuestas en sectores o ramas de actividades industriales más o menos equiparables. Contamos para ello con los datos homogenizados de Álvarez (1998, puede obtenerse un resumen en Álvarez 1998a) quien elabora series homogéneas de VAB a precios de mercado. y empleo en Europa. El análisis se basa en ecus corrientes para el VAB y en “personas empleadas” para el empleo, ambas variables agregadas en trece sectores industriales de 1970 a 1995, para diez países europeos. Después de una depuración estadística y tipográfica presentamos las DPV en ocho de estos diez países.⁴ En general, se observa que el nivel de la DPV refleja el desarrollo industrial de cada país como lo muestra la gráfica 9 siguiente.

⁴ Existen ciertas limitaciones de los datos para algunos países que se advierten por un lado en el trabajo de Álvarez (1998, p.94 y ss.) y por otro, por nuestro análisis en la evolución de los pesos sectoriales para cada país en VAB y empleo. Los datos de Portugal tienen problemas respecto a su homogenización sectorial con el resto de países, además existe un rompimiento significativo de pautas de los pesos sectoriales en 1986 para las dos variables,

Gráfica 9. Países europeos. DPV, 1970-1995



Fuente: Cálculos propios con datos de Álvarez (1998). Se trata de las DPV (d,m).

Salvo Italia y España (e incluimos a Portugal sólo como referencia en el cuadro 8, pues puede verse claramente que su nivel está en desventaja respecto a España), los demás países están con ventaja respecto al nivel medio europeo (4.36). Incluso la dinámica de la tasa media de crecimiento de la DPV europea es descendente. La consistencia en una disminución del nivel de la DPV para Francia y Alemania es evidente, evidenciando su poderío industrial. De manera general, los países observan un acoplamiento a la relación inversa entre DPV y desarrollo industrial (puede verse la productividad industrial en la gráfica A.6.3, para estos datos inclusive el Reino Unido tiene una inusual productividad, sólo por encima de Portugal), no sin algunas irregularidades. Por ejemplo Bélgica y Holanda se

Álvarez menciona que incluso para este año acontece una revisión metodológica (debe advertirse que su DPV de 1977-1985 el índice es decreciente y de mayor nivel al español, después el índice crece desproporcionadamente). Otro país cuya desagregación tiene problemas es Holanda, sin embargo no presenta el mismo grado problemático que Portugal, motivo por el cual se incluye. El problema más relevante es el R. Unido que sale totalmente del orden de niveles, obteniendo un nivel por encima de España y con un comportamiento creciente a partir de 1975. Es probable que la tendencia pueda ser correcta pero es poco creíble que el nivel lo sea, por lo que sin descartar el problema y la revisión de otras fuentes, en nuestro análisis lo excluimos en algunos cálculos. Por lo demás, debemos advertir que la serie de DPV total europea no se ve significativamente influida por la exclusión del R.U; incluyéndolo o no, la serie es decreciente. Entonces en Europa, sectorialmente los precios tienden aproximarse a sus valores implicados.

encuentran con estructuras productivas que implican básicamente niveles similares de DPV, situándose alrededor de Italia, aunque con más años por debajo que la serie de este país, lo cual indica que estos países siguen siendo bastante competitivos a pesar de su relativa baja participación en VAB industrial europeo. El caso de Dinamarca y Luxemburgo es más irregular. Dinamarca parece tener en la mitad del periodo un índice bastante inferior que lo calificaría como un país industrial portentoso, pero posteriormente a decir de los datos, ha decaído un poco en la última década. Por su parte Luxemburgo, a pesar de su peso mínimo en el VAB europeo, conserva una estructura industrial muy homogénea y un nivel muy competitivo, no obstante su índice se elevó a partir de 1981.

Puede resultar interesante eliminar estas irregularidades a partir de un promedio de la DPV en el periodo y analizar el “ranking” de estos países, el cuadro 8 despliega estos resultados junto a las tasas medias de crecimiento de cada una de las DPV de los países europeos analizados.

Cuadro 8. Países europeos. La DPV niveles promedio y tendencia, 1970-1995

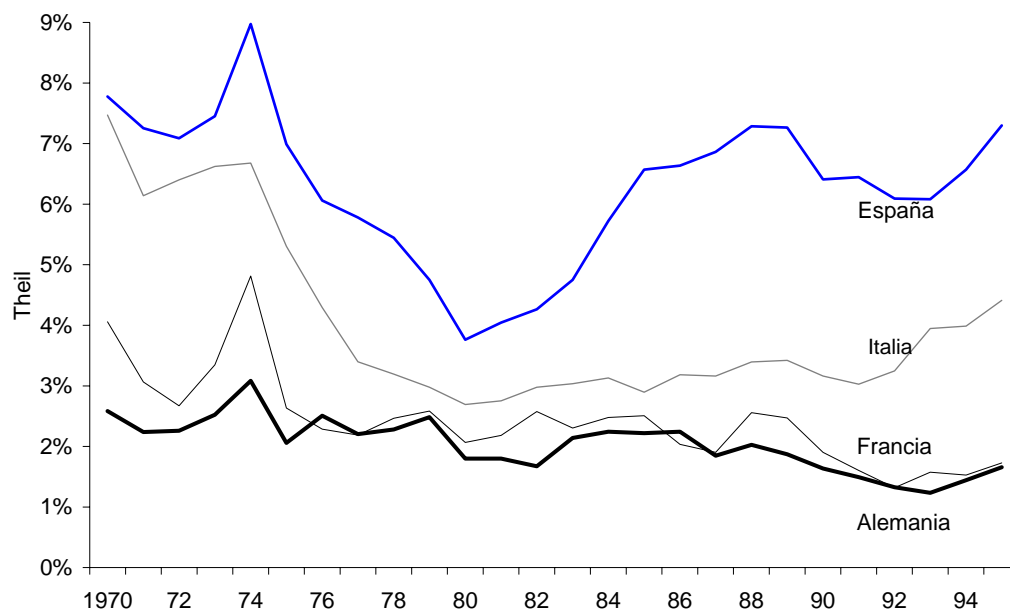
País	DPV promedio	TMC
Dinamarca	1,93	0,17%
Alemania	2,03	-1,76%
Luxemburgo	2,27	-5,13%
Francia	2,42	-3,35%
Holanda	3,32	-0,97%
Bélgica	3,87	0,43%
Italia	4,04	-2,08%
España	6,29	-0,25%
Portugal	8,92	4.86%
Europa	4,36	-0,86%

Fuente: Cálculos propios con datos de Álvarez (1998). DPV es la desviación precio-valor de 1970 a 1995, salvo en el caso de Portugal (1977-1995) y Luxemburgo (1970-1991). TMC: Tasa media de crecimiento con el periodo y salvedades anteriores. El cálculo medio Europeo contempló la interdesigualdad entre los países (excluyendo a Portugal).

Recordemos que el nivel de las DPV reflejaba la estructura productiva industrial de cada país. Un índice bajo refleja producir con una distribución sectorial más homogénea en capital por trabajador. Es interesante observar como: Alemania, Francia, Italia y España,

países que en el periodo participan con prácticamente el 85% del valor agregado industrial europeo,⁵ se cumple un ordenamiento más o menos esperado de su grado de desarrollo industrial. Tal como se esperaba, Alemania tiene el menor índice seguido de Francia, Italia y España; el caso de estos países que cubren fundamentalmente el VAB del grupo se muestra en la gráfica 10.

Gráfica 10. Países europeos. Desniveles en las DPV, 1970-1995
Países seleccionados



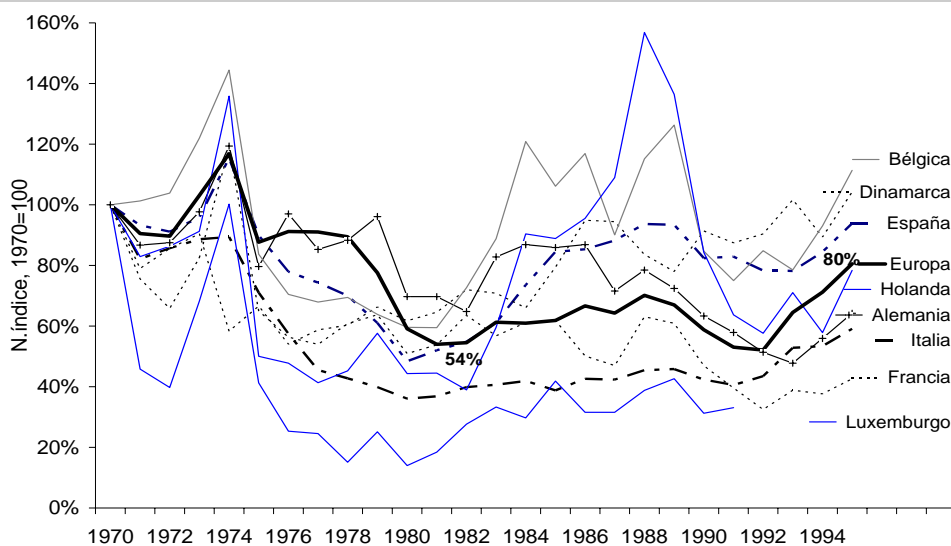
Fuente: Selección de datos de la gráfica 9 anterior.

La gráfica selecciona los países mencionados arriba, mostrando con ello más claramente los desniveles de DPV y su relación con su desarrollo industrial.

⁵ Como porcentaje del Valor Añadido Bruto industrial tenemos las siguientes participaciones: Alemania 38,90%, Bélgica 3,99%, Dinamarca 1,97%, España 8,25%, Francia, 22,60%, Holanda, 4,73%, Italia 19,34% y Luxemburgo 0,22%, datos de Álvarez (1998).

Por su parte la evolución de la DPV en los ocho países, es en general, ligeramente decreciente si bien existen dos subperiodos: uno descendente de 1970 a 1981 (aunque con un incremento puntual en 1972-74) y otro de estancamiento y tendencia ascendente de 1982 a 1995 (correlativa a los problemas de rentabilidad europeos, véase gráfica A.6.6.b.). Con todo, la tasa media de crecimiento europea es negativa -0.86%. Una forma de ver la evolución pura (eliminando el nivel) es calculando un número índice en base al primer año de análisis, es interesante observar que la dinámica en todos los países es muy similar, reflejo de una integración competitiva creciente entre ellos. Basta observar por ejemplo, como incidió en todos ellos la crisis mundial de inicios de los setenta, el incremento de la DPV no obstante puntual es también general, lo que manifiesta que el índice es capaz de captar los desequilibrios cíclicos de las desviaciones entre trabajos apropiados y generados; algo similar sucede en la recesión de inicios de los ochenta.⁶ Una DPV decreciente se observa mejor si obtenemos el número índice del promedio europeo, éste decae en 1995 a 80.5 puntos, es decir, las divergencias disminuyeron también sectorialmente dentro de la supra-región europea (gráfica 11). Además se obtiene que incluyendo al R. Unido, lo anterior también se mantiene.⁷

Gráfica 11. Países y agregado europeos. Evolución DPV, 1970=100



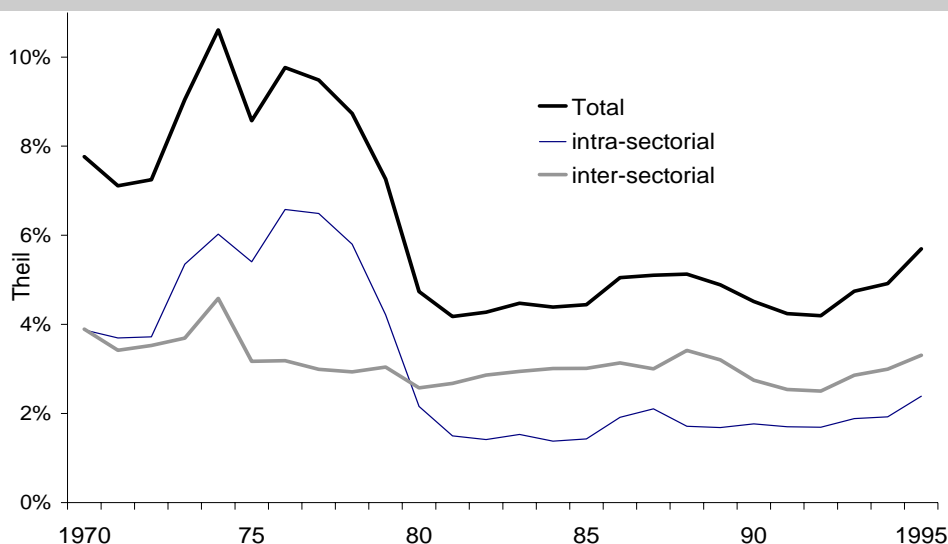
Fuente: Elaboración propia con datos del Cuadro 8.

⁶ Véase la evolución de los 11 países de la unión monetaria europea en cuanto a producto y otras series de indicadores para 1970-1998 en el estudio del BBV (1998): "UEM-11: una primera visión". BBV. Servicio de Estudios. Ahí, a modo de comparación, con los incrementos de la DPV en este trabajo, se pueden corresponder tres crisis en el producto real: 1973-1975, 1980-1983 y 1990-1993. Crisis que se reflejaron en los indicadores de paro y salario.

⁷ La TMC cae a -1.23%, aunque el nivel promedio sube a 6,18, debido como lo comentamos, al alto nivel del R. Unido.

Analizando una vez más al agregado europeo como un todo, un análisis de la descomposición de las divergencias totales, muestra que éstas estuvieron dominadas por el movimiento de las divergencias intrasectoriales (gráfica 12); por otro lado, las divergencias intersectoriales tienen una desaceleración menor. Como vimos en los tipos de competencia (sección § 2.), esta divergencia intrasectorial nos refleja indirectamente la homogeneidad de productividades entre estos países. Debemos hacer un *ad cautelam*, pues hemos argumentado antes (sección § 1.), que la productividad se entiende como el producto real por trabajador, pero la lectura que hacemos ahora, es que una disminución en la DPV intrasectorial (con precios corrientes), refleja una menor dispersión en las composiciones de capital también intrasectoriales, luego también se espera, una mayor uniformidad en las productividades intrasectoriales de la supraregión europea. Estas lecturas de las diferentes desigualdades serán puntualizadas en la siguiente sección.

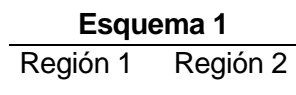
Gráfica 12. Países europeos. Descomposición de la DPV Europea, 1970-1995



Fuente: Cálculos propios con datos de Álvarez (1998).

5.3. Las DPV Industrial Sectorial y Regional en España, 1955-1995

Si consideramos tan sólo dos sectores económicos y dos regiones podemos comprender la descomposición de las divergencias de dos formas, dado que partimos de datos en: a) sectores "i" y b) regiones "j". Podemos esquematizar la desigualdad total por regiones como:



Sector 1	S_{11}	S_{12}
Sector 2	S_{21}	S_{22}

La desigualdad total (H_t) en el anterior sentido viene dada por la suma de:

$$H_t = \text{Desigualdad entre países} + \text{Desigualdad al interior de los países.}$$

Advirtiendo que hemos estado hablando de países, pero podemos extrapolar el análisis a regiones o para el caso particular de España a provincias. De otro modo, podemos comprender la desigualdad total desde este otro esquema de agrupación, por sectores:

Esquema 2

	Región 1	Región 2
Sector 1	S_{11}	S_{12}
Sector 2	S_{21}	S_{22}

La desigualdad total (H_t), entonces, ahora o viene dada por la suma de:

$$H_t = \text{Desigualdad entre sectores} + \text{Desigualdad al interior de los sectores.}$$

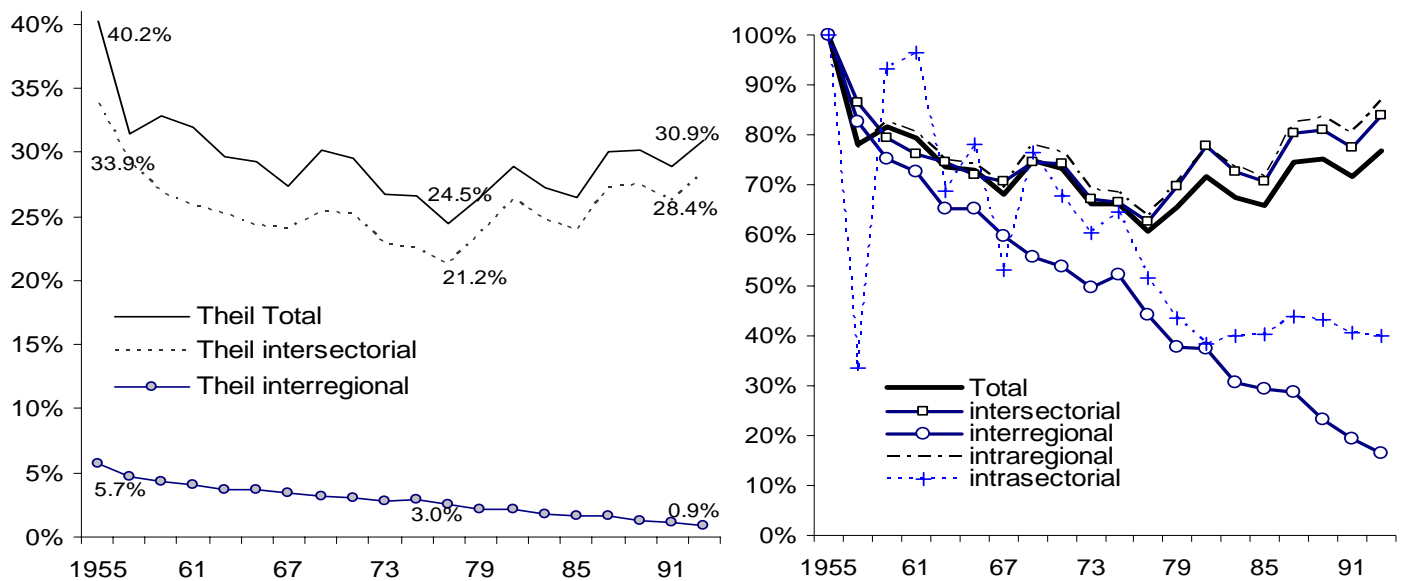
Adviértase que *el monto de la desigualdad total es la misma en los dos esquemas* pues partimos de una misma unidad (S_{ij}), aunque conceptualmente con diferente agrupación, en uno, regiones (j) y en otro, sectores (i).⁸ Cada uno de estos cuatro componentes de H tiene una lectura propia y si bien el análisis de las desviaciones entre precios y valores se ha contemplado solamente para los sectores, nosotros planteamos que éste se puede extender al estudio de las regiones. En este sentido y en el aspecto regional, nos parece interesante en particular la DPV interregional, pues nos manifiesta las divergencias regionales en una variable muy importante, el Capital por trabajador. Vamos a dar la lectura de cada una de estas desigualdades.

Si utilizamos como unidad de análisis el VAB a coste de factores por trabajador sectorial de cada región podemos llegar a las siguientes cuatro lecturas. La desigualdad intersectorial refleja la DPV entre los sectores y particularmente el efecto de las transferencias entre ellos, motivadas por las composiciones de capital divergentes, la regulación de la tasa de beneficio media y la formación de precios de producción, en esta medida eventualmente no afectaría la

⁸ De hecho, cada agrupación por regiones (esquema 1) o sectores (esquema 2), puede formularse con la ecuación (3.6. de § 3.3)

distribución regional. La desigualdad intrasectorial refleja la desigualdad de composiciones de capital, al interior de los sectores y aunque también esta presente el efecto de los precios de producción, aquí se ve más claramente el de la productividad y el efecto de “arrastre” ejercido por el capital regulador. Es aquí, donde podemos más nítidamente hacer corresponder: DPV con productividad. La desigualdad interregional, estaría arrojando la DPV entre las regiones y reflejando con ello las divergencias de dotaciones de capital por trabajador regionales; esta desigualdad eventualmente omite como se distribuye este capital en los diferentes sectores que componen a la región, pero nos arroja la divergencia del *quantum (K/L)* entre regiones; nosotros argumentamos que podemos utilizar este mecanismo para observar indirectamente estas divergencias, consideramos que éste es uno de los hallazgos más importante de este trabajo. La desigualdad intraregional estaría evaluando las DPV dentro de cada una de las regiones conformando un promedio de cómo divergen los precios de los valores en independencia del concepto región. Aquí no existe como criterio de comparación la productividad sino el efecto de las transferencias por la formación de precios de producción, al hablar de un conglomerado supraregional, ésta es quizás la medida que más representaría la DPV en una región. Con datos bianuales del BBV de VAB cf y Empleo por 52 provincias y a 24 sectores y de acuerdo a la metodología propuesta (ecuación 3.6), encontramos los cuatro anteriores tipos de desigualdad mediante Theil, estos son los resultados.

Gráficas 13 y 14. España. Desigualdades Sectoriales y Regionales, 1955-1993 (Absolutos y número índice 1955=100)



Fuente: Datos de Alcaide (1999). Los índices de Theil se calcularon a partir del VAB con 24 sectores y 52 regiones a coste de factores y a precios corrientes, el empleo contempló la misma desagregación sectorial y

regional. Por lo tanto, estamos tratando con una aproximación muy gruesa de las desviaciones entre precios directos y de producción DPV (d,p).

Absolutamente todas las desigualdades medidas con unidades monetarias corrientes descienden sus índices (gráfica 14). Al abordar un periodo más amplio, que incluye información antes del gran cambio estructural de la crisis de los setenta, parece que con precios próximos a los precios de producción las desviaciones tienden a ser menores. Pero destacan dos desigualdades, la *interregional* y la *intrasectorial*, las dos referidas al aspecto regional. La primera nos dice que las dotaciones de capital tendieron a hacerse más iguales entre las regiones y la segunda que las regiones (provincias), a través de los sectores, tendieron a producir con composiciones más homogéneas. Esta última desigualdad intrasectorial nos estaría mostrando además que en términos de productividad existe una tendencia regional a la homogenización.

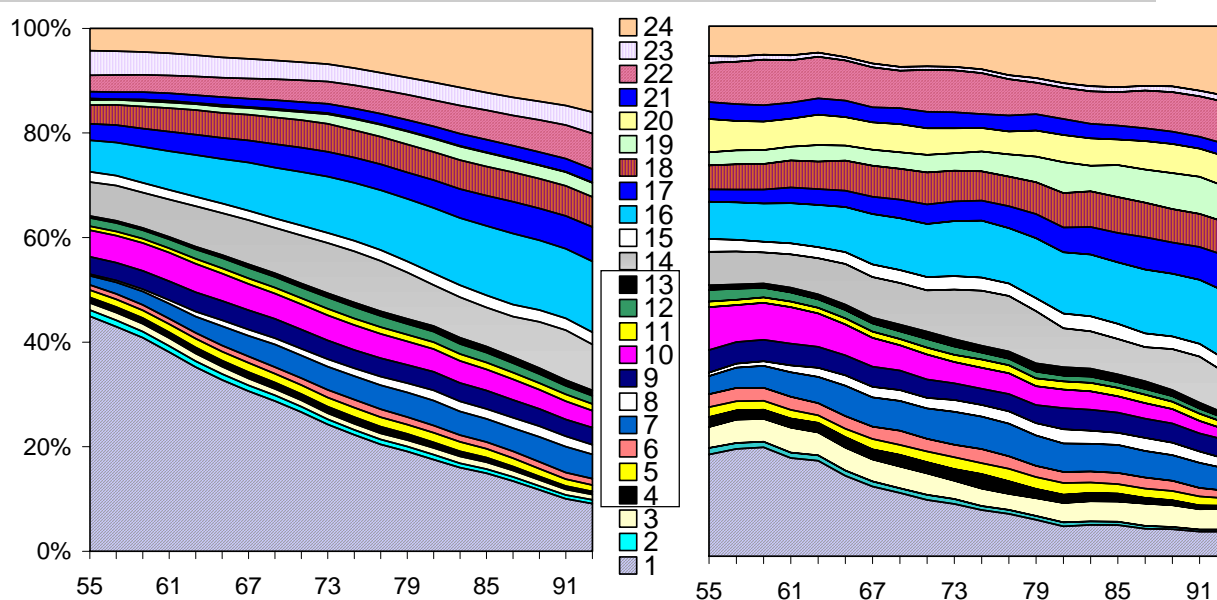
La tendencia de la desigualdad total empero, como puede apreciarse en las dos anteriores gráficas (13 y 14), fue dominada por la desigualdad tanto *intersectorial* como *intraregional*, ambas medidas están relacionadas al aspecto sectorial. Hay que insistir que las desigualdades están ponderándose a los precios de producción, es decir sugerentemente estamos eliminando aquí los elementos como: impuestos, subsidios y otras transferencias, y en ese sentido, las DPV reflejan un poco mejor las dispersiones correspondientes de las composiciones de capital.

Estas últimas divergencias de carácter sectorial, nos exige hacer un análisis un poco más extenso de la dispersión del capital/trabajo a nivel sectorial. Si bien tal evaluación tiene una forma definitivamente eventual, la hemos realizado y expuesto en el apéndice A.6, dicha dispersión se obtuvo a través de todos los sectores regionales provinciales de España, aquí se muestra una caída consistente hasta 1979, a partir de ahí hubo un estancamiento y un elevamiento de tal índice, (véase gráfica A.6.2.). Lo anterior, aunque eventual, está absolutamente correlacionado a las cuatro divergencias, pero particularmente a la: intersectorial e intraregional.

El gran peso del aspecto sectorial, requiere poner un poco de atención a la evolución de las estructuras de empleo y producto; como se ha documentado bastante en la historia económica de España, la agricultura, ha jugado un papel importantísimo en su transformación. Puede observarse que el peso de ésta en 1955 era de 45%, para terminar en 1993 en 9.1% (¡una espectacular caída de más del 35%!), mientras su producto pasó de

19% a 4.6% para los mismos años (primera área de la gráfica 15). El “transvase” del empleo agrícola a los demás sectores ha tenido un impacto casi determinante en fenómenos como: el desempleo actual, la migración interna, etc., pero y en nuestro caso, afectó la redistribución del empleo a los requerimientos y asignaciones que marcaba la rentabilidad de capital. Recordemos que el proceso de precios de producción redistribuye las ganancias, con ello modifica las rentabilidades, los procesos de inversión y en ese sentido la demanda de empleo.

Gráfica 15. España. Estructura Sectorial del Empleo y VAB corriente, 24 sectores, 1955-1993



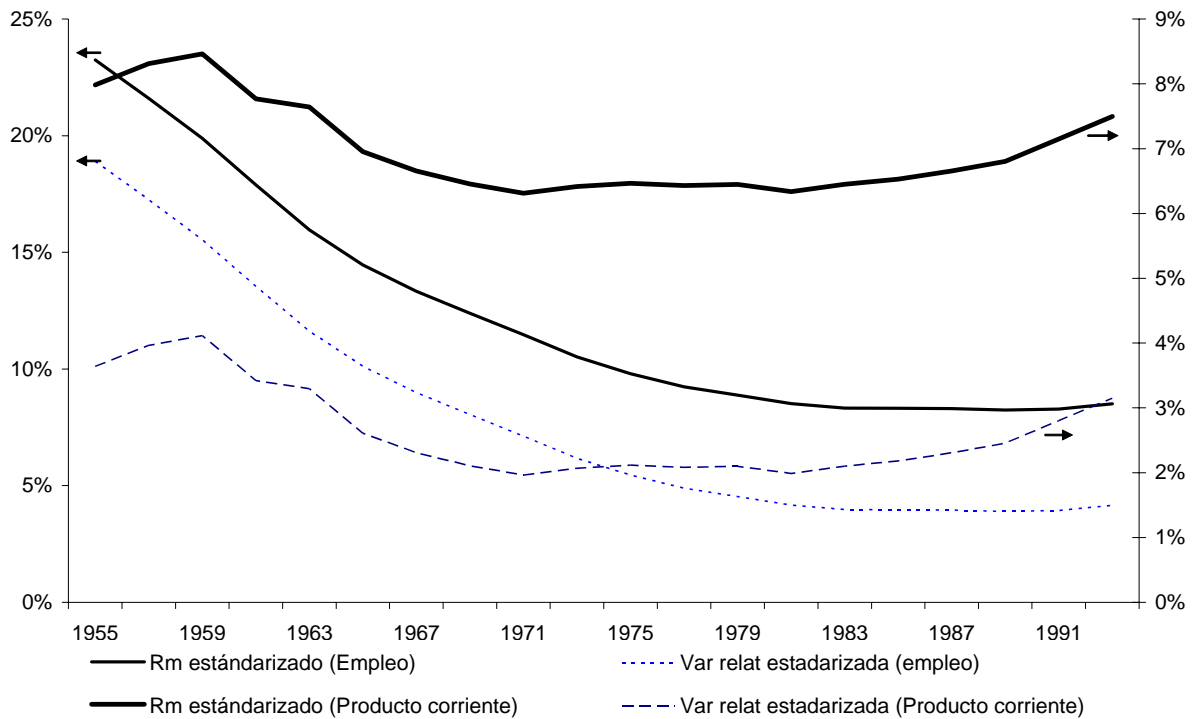
Fuente: Datos del BBV, Alcaide (1999). Donde los sectores son: 1. Agricultura, 2. Pesca marítima, 3. Productos Energéticos y Agua, 4. Minerales y Metales, 5. Minerales y Productos no Metálicos, 6. Productos Químicos, 7. Productos Metálicos y Maquinaria, 8. Material de Transporte, 9. Productos Alimenticios, Bebidas y Tabaco, 10. Textil, Cuero y Calzado, 11. Papel, Artículos de Papel e Impresión, 12. Madera, Corcho y Muebles, 13. Caucho, Plásticos y Otras Manufacturas, 14. Construcción e Ingeniería, 15. Recuperación y Reparaciones, 16. Servicios Comerciales, 17. Hostelería y Restaurantes, 18. Transportes y Comunicaciones, 19. Crédito y Seguros, 20. Alquiler de Inmuebles, 21. Enseñanza y Sanidad Privadas, 22. Otros Servicios para la Venta, 23. Servicio Doméstico, 24. Servicios Públicos. En la presente se resaltan los sectores manufactureros (rectángulo), cuya participación va decreciendo en el total y se excluye en la graficación al sector energético.

El cambio estructural del empleo, motivado por la expulsión de empleo agrícola fue espectacular, pero veamos si esto aconteció con la estructura del producto,⁹ con un análisis

⁹ Aunque nos referimos a las participaciones del producto agrícola en el producto global, sirvan las siguientes cifras como comparación del gran cambio ejercido en España: en 1965, participaba la agricultura con 15.1% y en 1995 alrededor de 3%; mientras en Estados Unidos fue de 3.5% y 1.6% respectivamente; Reino Unido: 3.1% y 1.9%; México: 13.8% y 5%; Brasil: 18.7% y 9%; China: 37.9 y 20.5, datos del *Global Development Finance & World Development Indicators*. Banco Mundial, *website* del Banco Mundial.

estadístico. Realicemos una evaluación sobre la redistribución del empleo y producto en los diferentes sectores, con la Varianza relativa o el mismo índice Rm podemos verificar si en efecto, estas dos variables se han distribuido mejor transversalmente en todos los sectores económicos. Supondremos (como mera referencia analítica), que cada sector obtendrá el mismo porcentaje de variable, en este sentido recibe (1/24) del valor de ella en cada año; con esta suposición además podemos estandarizar los índices entre cero y uno.¹⁰ La gráfica 16 muestra los dos índices, en el eje izquierdo la distribución del empleo y en el derecho la del producto.

Gráfica 16. España. Distribución Sectorial del Empleo y Producto



Fuente: Cálculos propios con datos de Alcaide (1999).

Como se demuestra los dos índices tienen las mismas tendencias, sin embargo, el empleo ha tendido a distribuirse mejor en los sectores que el producto. De hecho, la

¹⁰ En el apéndice A.3. puede verse la forma de estandarizar los dos índices aludidos.

explicación de la concentración del empleo en 1955 era explicada en 90% por la agricultura y en 1993 esto pasó a tan sólo el 10%; hay que enfatizar también, que el producto tuvo su “redistribución sectorial” a partir de 1971, donde empieza a mostrar un incremento de la concentración, motivado por sectores como: el comercio, construcción, hostelería y créditos y seguros. Tenemos entonces que en general, el empleo se ha “adaptado” mejor a los cambiantes deseos de la economía, si bien quizás menos de lo que muchos economistas desearían.¹¹

Dejaremos el análisis de las DPV sectoriales en sus tendencias generales, no haremos aquí un estudio pormenorizado de los periodos, esto quedará un poco más detallado cuando abordemos la relación entre la DPV *versus* ciclo y desarrollo (§ 5.4). Mencionemos en cambio, respecto a la homogeneidad regional, que encontramos similitudes con otros estudios. Nosotros hemos defendido la idea de que una homogeneidad en las DPV implican una mayor homogeneidad en las razones capital/trabajo (vale decir ahora, sectoriales y regionales). Tortosa-Ausina (2001) investiga la distribución provincial de capital en España, con datos del mismo BBV basado en el trabajo muy conocido de Mas, et. al (1996), Tortosa-Ausina encuentra una homogeneidad en el capital por trabajador provincial (eliminando el sector energético y los bienes inmuebles) y aunque ciertamente la desagregación es un poco diferente, el sentido de la distribución es lo que nos importa. Las DPV Interregionales comunitarias en 1965-95 caían a una tasa promedio de -1,73%,

¹¹ Por ejemplo, para Marimón (1994) la relativa gran tasa de desempleo que sufre España, es motivada precisamente por la estructura de empleo que tenía España en 1974 (en su estudio que va de 1974 a 1991, pero como vemos nosotros ahora, esta estructura viene desde mucho tiempo antes); en el análisis comparativo que realiza para varios países europeos, el autor asienta que con la misma dinámica de crecimiento del empleo sectorial española, pero con la estructura de empleo europea de 1974, España podría ahora tener una tasa menor de desempleo. Mediante este mecanismo de estimación de series de empleo “virtuales”, el autor determina que los aspectos estructurales explican en 80% la evolución del empleo de largo plazo. Sin embargo, y a pesar de observar los grandes cambios en el empleo agrícola (cambios que quedan más en evidencia en el periodo extendido de 1955-1993), el autor no tiene reparo de mencionar al observar las inflexibilidades del mercado de trabajo de baja calificación, que este estrato, podría haber bajado su salario promedio con el consecuente y esperado incremento de la demanda de trabajo. El autor critica los enfoques macroeconómicos e institucionalistas, que creen encontrar con la homologación de España hacia Europa en estos aspectos, una solución al desempleo, obviando los aspectos sectoriales.

“Si la mayor parte de paro proviene de efectos de “composición sectorial”, es ingenuo pensar que las reformas que tienden a homogenizar los sistemas legales y financieros con los otros países europeos sean una condición suficiente para rebajar la tasa de desempleo al nivel de esas economías europeas en un periodo breve. De hecho, esto no supone que no se emprendan futuras reformas del mercado laboral, sino que se enmarquen dentro de una perspectiva *adecuada*.” Marimon (1996, p.87), cursivas nuestras.

En realidad el aspecto del desempleo con raíces estructurales ciertamente, no se explica sin embargo por lo “estructural” en si mismo, sino por la dinámica de la acumulación como lo veremos más adelante, al plantear una nueva forma de enfocar el llamado tema de la convergencia (§. 7). Después de todo, el análisis no puede terminar en lo “estructural”, ¿qué determina entonces el cambio de las estructuras sectoriales, sino las mismas pautas de rentabilidad-acumulación?

mientras que según Tortosa-Ausina, el coeficiente de variación del capital por habitante provincial caía en $-2,30\%$ para el mismo periodo.¹² En realidad con un estudio regional más extendido y homogéneo (§ 6.2.), para las 52 provincias de 1965-1999, la tasa media de crecimiento de la dispersión del producto por trabajador era de -4.49% , mientras la de capital por trabajador asalariado fue de -3.37% (ambas dispersiones fueron calculadas mediante Theil).

Con lo anterior y a nivel regional, mostramos que muy sugerentemente se asociaron positivamente las dos distribuciones provinciales, de un lado, las desviaciones precio-valor y de otro, las de capital privado por trabajador. Tal aspecto se detallará en secciones siguientes. Por ahora nos interesa evaluar si las DPV se correlacionan con el ciclo económico, esto lo haremos para reforzar el soporte empírico con tres casos: EUA, Europa y España.

5.4. DPV y el Ciclo Económico

Al ser las desviaciones entre precios y valores una información suministrada de todos los capitales que componen transversalmente a la economía, parece razonable plantear que estas desviaciones estarían asociadas al ciclo económico global. Los resultados obtenidos en este sentido parecen avalar la anterior aseveración. En Marx, se plantean tres nociones de crisis capitalista: por subconsumo, desproporcionalidad y por sobreacumulación. No obstante que no existe una teoría acabada de las crisis

¹² Tomamos esta tendencia como mera referencia ya que Tortosa-Ausina no presenta los datos precisos de capital por trabajador, sin embargo en su gráfica 4, pág. 186, muestra un descendente coeficiente de variación; para 1965 el coeficiente de variación es poco más de 0.35 y en 1995 cae a menos del 0,20, es decir cae a una tasa promedio alrededor de $-1,85\%$.

económicas, el discurso analítico apunta que el enfoque integrador debería basarse en esta última noción, es decir en la tendencia decreciente de la tasa de ganancia que manifiesta la sobreacumulación de capital y particularmente la dominación del incremento de la composición orgánica del capital sobre la tasa de plusvalía.

La caída generalizada de la actividad económica, el desempleo de la fuerza de trabajo (y precarización del empleo existente), la disminución en el consumo, el incremento de las tasas de interés y la consecuente depresión de los indicadores sociales, etc., son para Marx una secuela de la caída y de los ciclos de la rentabilidad. Existe toda una tradición en la literatura sobre las crisis y ciclos asociados a la caída de la rentabilidad, etc.,¹³ no abordaremos estos debatidos temas, pero si nos interesa enfatizar que existe un nexo intrínseco entre las DPV, la actividad económica y la rentabilidad. Nos parece que la literatura económica sobre desviaciones entre precios y valores no ha abordado suficientemente este nexo; siendo como es la teoría marxista una teoría de la explicación del capitalismo, debe desarrollarse la integración lógica y empírica de sus conceptos, parece entonces justificado abordar, aunque sea tangencialmente, tal nexo. De esta manera, vamos a indagar empíricamente si existe relación del ciclo económico con las DPV. Hay que definir entonces que entendemos por ciclo. Marx en el tomo II de *El Capital* abordaba ya la relación entre el ciclo del capital fijo y las crisis capitalistas, particularmente con el llamado “ciclo de los negocios”, el mismo Engels se congratulaba del hallazgo de Marx al explicar el ciclo (que era un absoluto misterio para aquellos años) con el ciclo vital del capital fijo y sus rotaciones. Puede ser útil sin embargo la definición del ciclo a partir de Shaikh (1990), pues el autor discierne entre las crisis parciales, los ciclos económicos y las crisis generales.

Entre los ciclos económicos estarían los relacionados a los inventarios de bienes de inversión (entre 3 y 4 años), al ciclo asociado al equipo de capital fijo (entre 7 y 11 años) y al ciclo asociado a las estructuras del capital fijo (15-25 años). El ciclo de

¹³ Sin hacer en absoluto un recuento del debate, algunas referencias obligadas son: Duménil y Lévy (1993), Shaikh (1990, 1994), Moseley (1990, 1991), estos tres autores han desplegado un enorme trabajo empírico para EUA, Francia y otros países, y por supuesto, han participado en el debate, en este terreno de forma pionera destacan: Gillman (1957) y Mage (1963); los primeros en criticar la caída en la rentabilidad y sus causas: Sweezy (1945), Robinson (1976), Blaug (1960), Hogdson (1974), Van Parijs (1980), Fine (1991), Groll & Orzech (1987), por supuesto la crítica destacable aquí es la de Okishio (1961); otros autores que contribuyeron al debate de manera heterodoxa: Weisskopf (1979), Glyn y Sutcliffe (1972), Boddy y Crotty (1975), Wolff (1986) y algunos que rebaten en cierta forma ortodoxa: Grossman (1929), Rosdolsky (1968), Yaffe (1973), Shaikh (1978, 1992), Guerrero (1989). En Cámara (2003) se pueden encontrar mayores referencias. Recomiendo para una revisión del debate, el estudio del maestro Jaime Puyana (Puyana, 1994) que hace una excelente genealogía argumentativa del mismo.

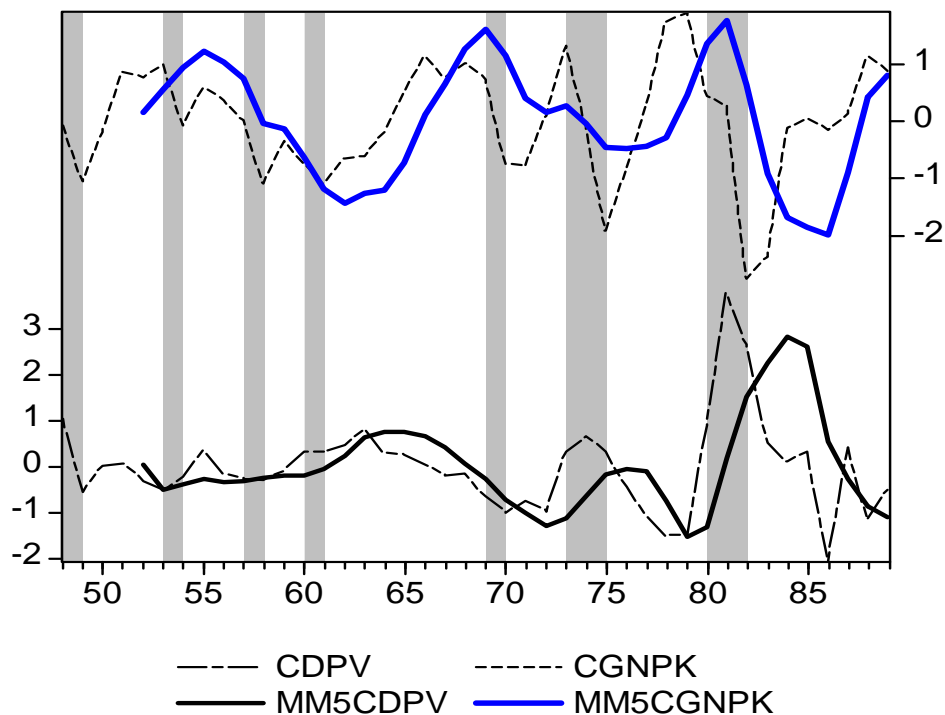
depresión generalizada, propiamente *la crisis general*, estaría dentro de un ritmo largo de entre los 45 y 60 años.¹⁴ Dada la extensión temporal y transversal de los datos manejados, podemos por ahora limitar el estudio a la asociación del ciclo de 5-6 años, es decir, muy cercano al ciclo del equipo del capital fijo.

Una serie de tiempo económica está compuesta básicamente por cuatro elementos: tendencia, estacionalidad, ciclo y un elemento azaroso. Podemos eliminar de una serie su elemento tendencial y dado que manejamos series anuales podemos obviar la estacionalidad; el filtro de Hodrick-Prescott (HP) puede servirnos para “eliminar” el efecto tendencial (si bien podríamos utilizar otros métodos, como el análisis de regresión, etc.). Si consideramos al Producto Real Global como una medida de la actividad económica, podemos utilizar el filtro (HP) y obtener la serie cíclica del Producto Real (sustrayendo su tendencia histórica) y observar si tiene asociación con el ciclo de las DPV de esa economía.

La gráfica 17 muestra para los EUA la asociación inversa entre DPV y el ciclo del producto real (GNPK, Producto Nacional Bruto a precios reales). Aquí se muestran las series cíclicas y con el objetivo de observar mejor la asociación, hemos obtenido sus medias móviles de cinco periodos (de esa manera eliminamos efectos erráticos que escapan por ahora de la atención de un análisis como el que queremos realizar). La correlación entre ambas series es de $R = -54.7\%$.

¹⁴ Las crisis parciales estarían entonces limitadas a las perturbaciones provocadas por efectos naturales (terremotos, sequías, etc); por efectos económicos pero propios de la anarquía del mercado, (desequilibrios monetarios y financieros, etc.); o bien, por efectos sociales (turbulencias políticas), pero en todo caso estos eventos serían menos sistemáticos que los ciclos.

Gráfica 17. EUA. Correspondencia entre el Ciclo del Producto Real y las DPV 1948-1989, series cíclicas, normalizadas



Fuente: Datos del NIPA-BEA. DPV es la desviación precio-valor, GNPK es el Producto Nacional Bruto Real; la C y la MM5 denotan ciclo y media móvil de 5 años respectivamente. El ciclo se obtuvo sustrayendo a la variable original la tendencia, estimada esta con el filtro Hodrick-Prescott con el parámetro de suavizamiento de 100. Para la DPV se utilizó el Valor Agregado a dólares corrientes y series de empleo, desagregados ambos a 57 sectores. Dado que se incorporan al Valor Agregado: impuestos, subsidios, transferencias y otros ajustes la DPV se aproxima a la desviación entre precios de mercado y valores DPV (d,m). El Agregado del Producto Real es el Producto Nacional Bruto a dólares de 1982, este agregado está tomado de Duménil & Lévy (1993). Se agregan con sombreados a la gráfica aproximadamente las recesiones mensuales del "Business Cycle Expansions and Contractions." (NBER Website).

Parece incuestionable que en términos de ciclo, la mayor dispersión entre precios (de mercado) y valores implican una actividad económica menor y viceversa; podemos establecer que teóricamente se esperaría que la DPV causara fundamentalmente los movimientos cíclicos de la actividad económica y aunque no hay pruebas conclusivas, la prueba de Granger parece así mostrarlo (cuadro 9).¹⁵

¹⁵ Este modelo de "causalidad" puede plantearse para las variables estudiadas con n rezagos como sigue (en el estudio sin embargo se corrió el modelo con 6 rezagos). La prueba arrojó *causalidad unidireccional*.

Cuadro 9. EUA. Prueba *Granger* de Causalidad entre los ciclos de DPV y Producto real

Hipótesis Nula: (con 36 observaciones y 6 rezagos)	F- Estad.	Prob.	Decisión
CGNPK no es causa Granger de CDPV	0.85293	(0.5431)	Se rechaza hipótesis nula
CDPV no es causa Granger CGNPK	4.49802	(0.0037)	No se rechaza hipótesis nula

De esta manera podríamos entender que el ciclo agregado es explicado anticipadamente por la evolución transversal de los capitales de esa economía. Los movimientos de las DPV en su elemento original y cíclico, explican los cambios en la actividad económica y no a la inversa.

Hemos argumentado que una alta DPV refleja a su vez una alta dispersión de las composiciones orgánicas (o su proxy materializada K/L) de todos los capitales que conforman el sistema. Puede pensarse que un incremento de la dispersión del capital en un tiempo relativamente corto estaría manifestando problemas en sección cruzada de: costos, productividad, acumulación y rentabilidad, intrasectoriales e intersectoriales. La gráfica 17 muestra además que la mayor crisis de la actividad económica en el periodo estudiado (la de 1980-1982, 22 meses recesivos interrumpidos por 1 año intermedio según la NBER) es correspondida en amplitud e intensidad por un incremento de la DPV; En general, se correlacionan inversamente las recesiones de la NBER con incrementos en las desviaciones precio-valor, pero particularmente al detenernos en los ciclos de las medias móviles del periodo se observan las tres depresiones y picos de las actividad económica y las DPV respectivamente.

Pero las DPV como reflejo del ciclo económico se observan en otras variables, el empleo es otra medida del ciclo (planteado por la NBER también), hemos efectuado el mismo proceso de filtrado para esta variable y la tasa de ganancia (TG) en la gráfica 18,

$$CGNPK = \sum_{i=1}^n \alpha_i \cdot DPV_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i \cdot CGNPK_{t-j} + u_{1t}$$

$$DPV = \sum_{i=1}^n \alpha_i \cdot CGNPK_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i \cdot DPV_{t-j} + u_{2t}$$

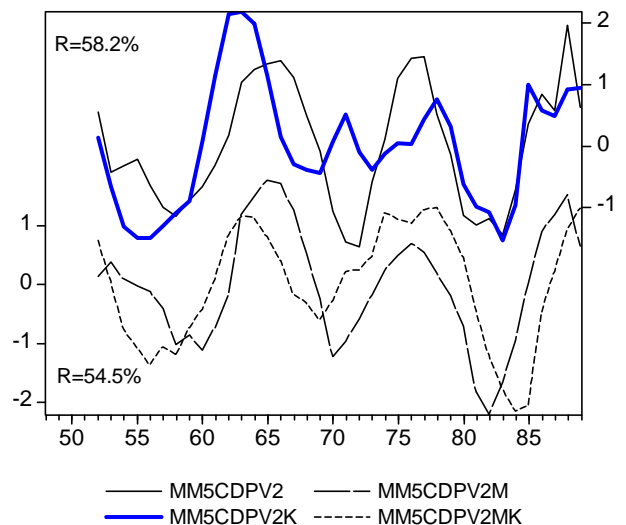
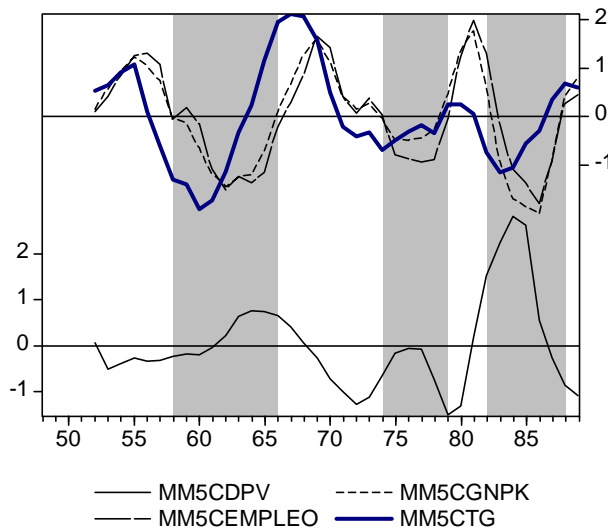
La prueba se corrió con las variables cíclicas, ambas variables era estacionarias según la prueba *Dickey-Fuller Aumentada* sin intercepto ni pendiente a 6 rezagos; sin embargo, para reforzar la "causalidad" se corrió también el modelo con las series originales DPV y GNPk en sus primeras diferencias (transformándolas estacionarias), la conclusión de la causalidad unidireccional se mantiene al 5% de significancia.

correlacionándolas con el ciclo de la DPV, de esta manera podemos utilizar a estas dos últimas como *variables de control*, pues podría argumentarse que de cualquier modo las DPV están necesariamente asociadas pues existe un factor común -el producto global-, aunque esto no es totalmente cierto pues eliminamos por construcción la tendencia y no hablamos de correlaciones únicamente sino de dispersiones, las otras variables refuerzan las asociaciones planteadas; (por lo demás, realizamos también un análisis de regresión donde reforzamos la asociación la DPV y las otras variables). Mostremos por ahora la alta correlación entre el ciclo de la DPV y las variables de actividad económica mediante las siguientes gráficas 18 y 19.

Gráficas 18 y 19

EUA. Ciclo DPV vs: Producto, Empleo y Rentabilidad Manufactura
1948-1989. Series cíclicas normalizadas normalizadas

EUA. DPV: Economía Total y
1948-1989. Series cíclicas



Fuente: Elaboración propia, con datos del NIPA-BEA. Utilizando la anterior notación de ciclos y medias móviles, sólo basta añadir que la (M) denota la DPV de la manufactura desagregada en 30 sectores, (K) denota el cálculo con precios constantes (1982=100), la ausencia de estas notaciones se refieren a la economía global y al cálculo a precios corrientes respectivamente. El agregado del Producto real es el Producto Nacional Bruto a dólares de 1982, este agregado, el Empleo y la tasa de ganancia (TG), están tomados de Duménil & Lévy (1993).

La correlación de las medias móviles de las DPV respecto al: Producto, Empleo y Rentabilidad es, -54.7%, -37.0% y -16.3%, respectivamente (sin embargo, la correlación

entre DPV y la rentabilidad llega incluso a casi el 68% si se restringe a 1970-1989). Puede observarse además que el ciclo de la tasa de ganancia (MM5CTG) antecede en cierta medida al del Producto Real (MM5CGNPK) y Empleo (MM5CEMPLEO); el ciclo de la DPV está inversamente asociada a estas tres variables, pero más fuertemente a la del Producto y Empleo (sombreamos los picos de DPV y depresiones GNPk). Una prueba sencilla de regresión con las variables originales, refuerza estadísticamente estas asociaciones entre DPV vs el Producto Real y la tasa de ganancia (EUA).

$$\text{Ln (Tasa de Ganancia)}_i = -2.138 - 0.385 \text{ Ln (DPV)}_i + u_i$$

$$(-16.1)^* \quad (-7.1)^*$$

F=83.4*; R² Ajust.= 66.8%; White térm. cruz.= 1.5 prob.(0.234)

D.W.= 0.7; JB=1.47 prob.(0.47).

$$\text{Ln (Producto Real)}_i = 13.397 - 0.165 \text{ Ln (DPV)}_i + 0.033 t + u_i$$

$$(114.3)^* \quad (-4.2)^* \quad (38.0)^*$$

F=2925*; R² Ajust.= 99.3% ; White térm. cruz.= 0.82 prob.(0.537)

D.W.= 1.01; JB=1.03 prob.(0.595).

Notas: Ambos modelos se regresaron con la corrección Newey-West, que ajusta el modelo de autocorrelación y heterocedasticidad, aunque esta corrección no aumentó significativamente la eficiencia de los estimadores y es probable la presencia de autocorrelación serial positiva, la prueba Jarque-Bera muestra normalidad en las perturbaciones y la F determina significancia estadística en ambos modelos. La variable (t) es el tiempo y su estimador representa la tendencia, este instrumento suele utilizarse para eliminar la correlación espúrea ante dos variables con tendencias similares, el caso del primer modelo; en el segundo no es significativa esta tendencia, por lo que se elimina. Las t calculadas se encierran en paréntesis y (*) expresa significancia al 1%.

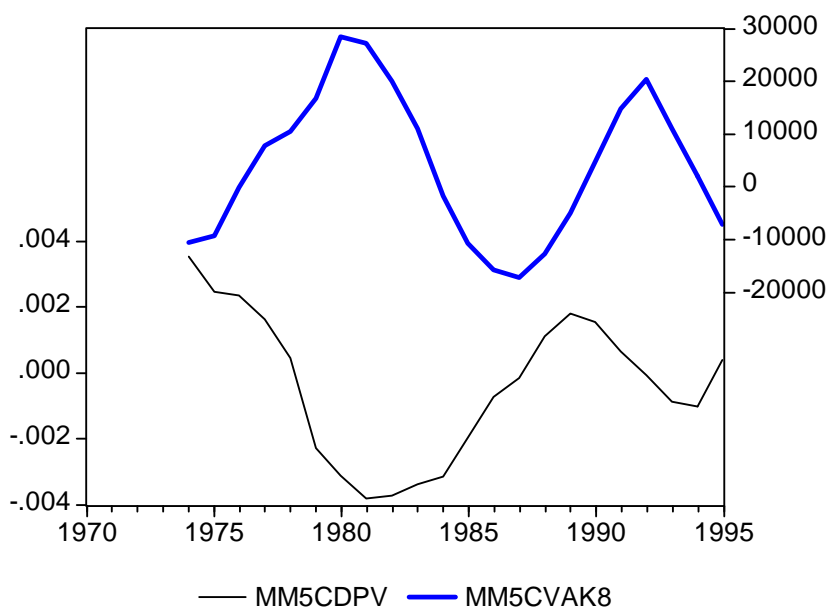
Las regresiones muestran una elasticidad negativa, teóricamente consistente entre DPV y la tasa de rentabilidad; esto mismo se presenta para la elasticidad con el Producto Real. El impacto es como se aprecia mayor con la tasa de ganancia y ambas elasticidades son estadísticamente significativas.

Hemos dicho que es un discusión aún abierta la medida de las DPV a precios constantes, pues no queda muy claro teóricamente el efecto de “deflactar”, sin embargo en términos de sus ciclos, las DPV a precios corrientes y constantes tienen evoluciones semejantes y aunque es parte de otra investigación analizar con más profundidad las diferencias entre estas dos medidas, la investigación presente encuentra una asociación importante y positiva entre sus ciclos, esta asociación parece ser más elevada entre las

DPV a precios constantes (MM5CDPV2K) y corrientes (MM5CDPV2) de toda la economía que en la manufactura, empero esto no es conclusivo, gráficamente se observa un desfase entre las series que requiere de un análisis pormenorizado, por ahora sólo nos interesa resaltar y concluir que aquí, si bien la tendencia entre estas dos variables difiere y puede ser opuesta al utilizarlas como información para las dispersiones, existe una asociación cíclica entre las DPV en independencia de su valoración corriente o “real”.

Ya hemos visto con anterioridad que las desviaciones entre precios y valores tendrían una correspondencia inversa. Al analizar la relación cíclica del producto real y las DPV en los Estados Unidos se observó que era la correlación casi del -55%. Este no es un caso aislado, la misma asociación negativa la encontramos para el caso de Europa y España. Para las manufacturas de ocho países europeos tenemos una importante asociación entre el ciclo de las DPV y el ciclo del producto real manufacturero de estos ocho países (ver gráfica 20). La correlación es de $R = -51.7\%$, nuevamente es importante y con el signo esperado.

Gráfica 20. Países europeos. Correspondencia: Ciclo del Producto Real y DPV 1970-1995



(normalizada)

Fuente: Elaboración propia con datos de BDEMORES, Díaz et. al.(1995) y Dabán et. al.(1998). Para los datos del BBV, Alcaide (1999); para el caso de los datos del BBV se obtuvo una media móvil de 3 periodos, luego de 6 años, por ser información bianual. Como se ha nominado antes DPV es la desviación precio-valor y VAB el valor añadido bruto. La correlación entre ambas series para la base BDEMORES es de $R = -64.2\%$, mientras que para la BBV es de $R = -21.2\%$, sin embargo esta asociación se eleva para 1971-1993 al -51.1% . Para la BDEMORES la DPV consideró a todos los (15) sectores económicos con el VAB a precios de mercado y corrientes y utilizando datos de empleo, por lo tanto, se trata de una aproximación a las desviaciones entre precios directos y de mercado DPV (d,m). El VAB Real (VABK) es para el Total Nacional a precios de mercado; mientras que para la base de datos del BBV la DPV consideró a todos los (24) sectores económicos con el VAB a coste de factores y precios corrientes y utilizando datos de empleo, por lo tanto, se trata de una aproximación a las desviaciones entre precios directos y de producción DPV (d,p). El VAB Real (VABK) es para el Total Nacional a coste de factores y a precios de 1986.

Primero lo que habría que resaltar es que gráficamente la asociación inversa es realmente sorprendente. El análisis del ciclo de las series nos arroja que a pesar de que tratemos dos bases de datos distintas, en ambas se aprecia la presencia de asociación de la DPV con el ciclo económico, incluso esta correlación se aprecia visualmente con las series originales o bien con el filtrado de tendencia y suavizamiento a través de las medias móviles.

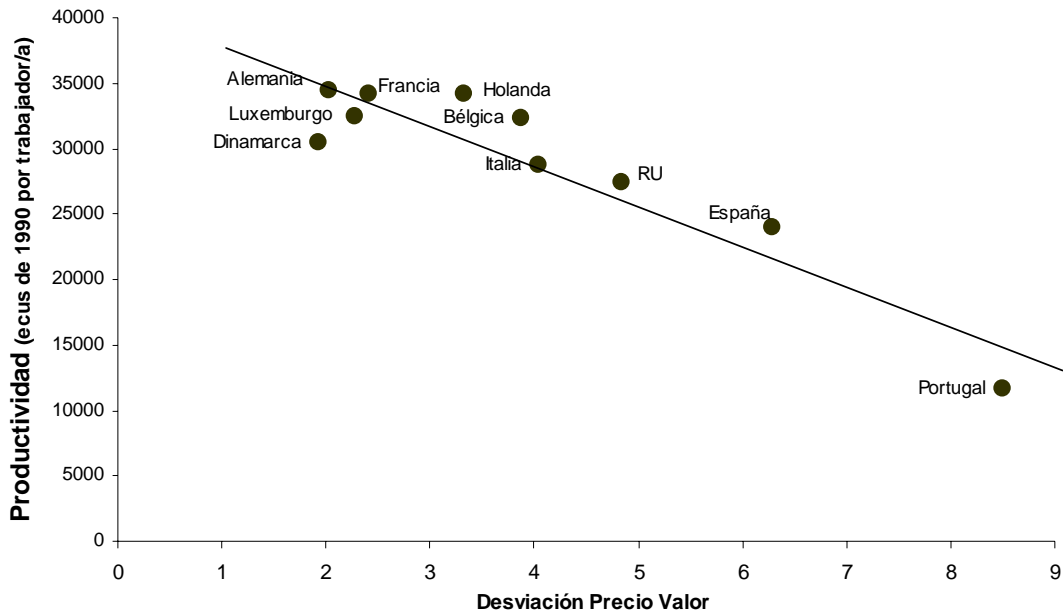
Podemos concluir sobre la base empírica anterior que en efecto, las DPV están asociadas inversamente al ciclo económico de la economía global. De esta manera además de los ciclos propios de la rentabilidad que afectan al producto, empleo, tasas de interés, etc., podemos complementar el análisis con los ciclos de las DPV. Pero tenemos el otro aspecto de asociación entre las DPV intrasectorial y el desarrollo económico, vamos a tratar este aspecto con la información de Europa y España.

5.5. Desviación Precio Valor y Desarrollo Económico

Dado que la DPV puede reflejar el mayor desarrollo capitalista y particularmente la DPV intrasectorial y como en el caso de los países europeos las DPV totales e intrasectoriales son muy similares (ver gráfica 12, § 5.2), podemos indagar si existe una relación inversa entre DPV y desarrollo. Si asumimos como una variable que refleja el desarrollo económico el nivel global de la productividad del trabajo, podemos evaluar la hipótesis anterior. La gráfica 23 muestra que a mayor DPV la productividad del trabajo es más alta, esto es para el caso de las manufacturas sectoriales de los diez países europeos

analizados. Puede observarse que Alemania y Francia (los países eje de la Unión Europea actual) por un lado, y por otro España y Portugal, reflejan su desarrollo económico -siempre claro está- en relación a la muestra de países estudiados.

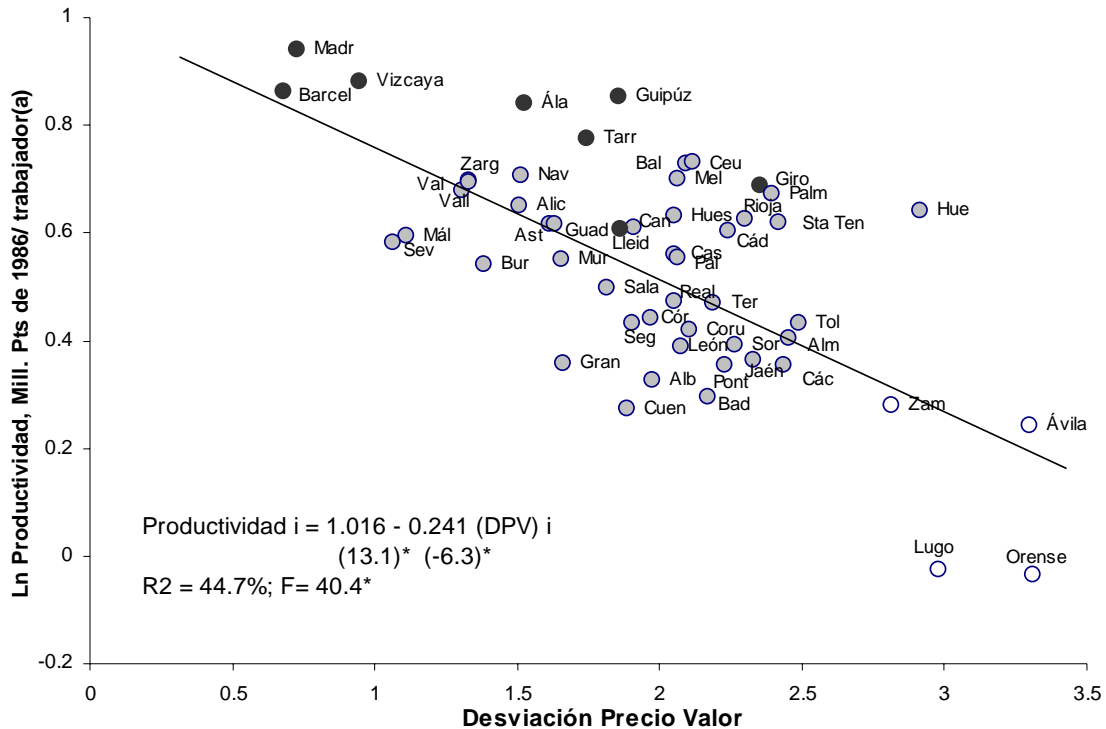
Gráfica 23. Países europeos. DPV y Productividad Manufactura, promedios de 1970-1995



Fuente: Elaboración propia, todos los datos utilizados son de Álvarez, et. al. (1998). Para la obtención de la DPV (d,m) se utilizó el VAB a precios de mercado y corrientes desagregado en 13 ramas manufactureras. Las series de empleo utilizadas tiene la misma desagregación. El VAB Real es a precios de mercado y ecus constantes de 1990.

El resultado nos parece sorprendente. La relación inversa esperada entre DPV y desarrollo es muy interesante para el caso europeo, pero con datos más desagregados regionalmente para España en 52 provincias, la relación se mantiene. A mayor nivel en la DPV, el nivel de la productividad laboral de las provincias es menor y viceversa. Análogamente a las observaciones para los países europeos, las provincias que *a priori* muestran un desarrollo económico mayor relativo, medido con alguna variable sintética de desarrollo (PIB per cápita, productividad, etc.) se encuentran otra vez en la parte superior: Madrid, Barcelona y Vizcaya; por el contrario, en este análisis Lugo y Orense se encuentran en la parte inferior.

Gráfica 24. España. DPV y Productividad. 52 provincias Total sectorial provincial, promedios de 1955-1993.



Fuente: Elaboración propia con datos del BBV, en Alcaide (1999, t.II. p. 68, 180, 472, 496 y ss.), para el VAB corriente, empleo (R24), empleo (R4) y el VAB constante (R4) respectivamente. La DPV (d.p) se calculó a precios de coste de factores y corrientes y con empleo a 24 sectores o ramas (R24), mediante el índice de concentración R_m pues este pondera en menor medida que Theil las observaciones que se encuentran más abajo en la distribución, y por tanto, restringe la dispersión gráfica. La productividad se obtuvo con la misma fuente con el VAB a precios constantes de 1986 y empleo a 4 sectores (R4).

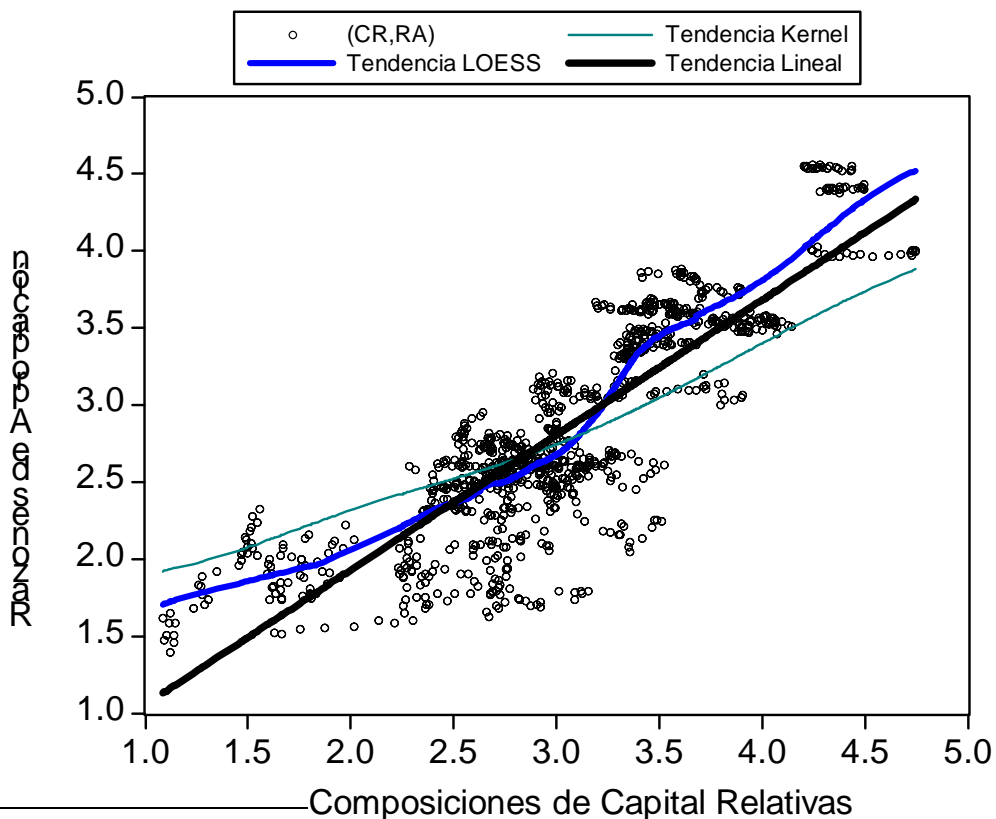
Un sencillo estudio de regresión, muestra que la variable DPV es estadísticamente significativa incluso al 1% de significancia, lo mismo vale para el modelo en su conjunto evaluado con la prueba F, la correlación es de -66.8%, lo cual muestra una asociación significativa y de signo negativo. Desde luego el análisis para Europa y España, sólo indica una asociación negativa entre DPV y desarrollo, no significa que el desarrollo se explique sólo por la DPV, la dispersión, demuestra que para ese objetivo faltan aún variables que ponderar.¹⁷ La gráfica 24 enfatiza a las provincias de Madrid, Cataluña y País Vasco, que obtienen los mayores niveles de productividad asociados a menores niveles de DPV; también se enfatizan las provincias con menor productividad (en el anexo se presenta la evolución de algunas de estas provincias con mayor y menor productividad en el periodo, gráfica A.6.3b).

¹⁷ No está por demás insistir en que los resultados anteriores deben contrastarse todavía con otras bases de datos y países (a pesar de la robustez y calidad de los datos del BBV estos no son oficiales) y por tanto, los resultados son primeras aproximaciones; sin embargo, el respaldo estadístico de estas series es corroborada por la enorme cantidad de investigaciones que los utiliza, prácticamente toda la pléyade de estudios sobre convergencia en España, los ha utilizado de una u otra manera. La misma precaución vale para los datos europeos.

Podemos concluir aquí, con las reservas que siempre tiene un estudio con series aproximadas, que la investigación parece mostrar que la DPV (total e intrasectorial) a precios corrientes se encuentra, en efecto, inversamente relacionada al desarrollo capitalista.

Dado de que disponemos de una amplia información regional para el caso de España, podemos aprovecharla para evaluar la correlación desagregada de DPV *vis à vis* las dotaciones de capital/trabajo relativas de las provincias. Tomando como unidad de análisis a la región (con 52 provincias), con una temporalidad de 19 años (serie bianual de 1963-1999), lo que nos dan 988 datos, queremos cerrar esta sección con la muestra de información transversal-temporal. No haremos la regresión de panel balanceado para verificar el impacto y relación de las DPV sectoriales frente a las composiciones de capital relativas. Nos interesa simplemente mostrar desagregadamente la relación de estas dos variables, para ello computaremos un ajuste de tendencia mediante tres métodos: por Mínimos Cuadrados Ponderados, por la estimación del Método robusto de LOESS¹⁸ y el método de suavizamiento ya aludido de Kernel (gráfico 25).

Gráfica 25. España. Composiciones de Capital vs Desviaciones sectoriales



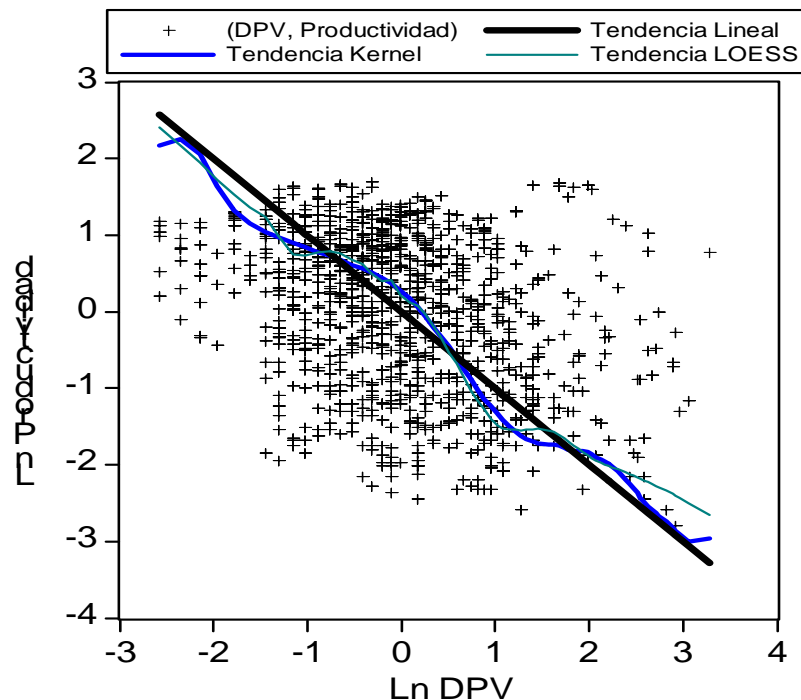
¹⁸ El método de (Cleveland, 1993) es usado por Foley (2002), para estudiar los tipos de cambio tecnológico con los datos internacionales y extendidos del *Penn World Table 6.1*. de Summers y Heston.

Fuente: Elaboración propia con datos del BBV, ya citados.

No nos interesa, por ahora, profundizar en el análisis econométrico de esta relación, basta con mostrar que mediante tres métodos diferentes tal relación es indiscutiblemente positiva; en la medida en que las dotaciones de capital/trabajo relativas crecen, la DPV de esa región lo hace también, esta aseveración se mantiene en el tiempo, añadiendo incluso, un nivel de desagregación regional bastante considerable.

El mismo ejercicio puede realizarse, pero ahora para evaluar la relación entre DPV y productividad, estas estimaciones de tendencia se realizan en la gráfica 26.

Gráfica 26. España. DPV y Productividad. 52 Provincias, 1955-1993



Fuente: Elaboración propia con datos del BBV, ya citados. Debemos advertir la gráfica opera con logaritmos en ambas variables y para una mejor ilustración ambos ejes están normalizados.

La relación es inversa bajo los tres métodos utilizados, tal y como la encontrábamos en los datos promedio (gráfica 24). Hay que hacer énfasis que en la investigación con la muestra completa, la estimación de LOESS y Kernel mostraban que la productividad en los niveles más altos de las DPV era más heterogénea (la tendencia en este tramo tendía a incrementarse incluso), al eliminar las tres observaciones con mayor DPV, la estimación mejoró (actual gráfica 26); sin embargo, con y sin estos *outliers*, para los datos en conjunto, no parece haber espacio para dudar que ambas relaciones mantienen una asociación negativa, a mayor nivel de DPV existe una productividad menor (en datos temporales-transversales, de panel).

Desde luego que la existencia de una considerable dispersión, indica que debemos de considerar aún otros factores, pero una evaluación profunda en ese sentido, escapa de los objetivos de este trabajo. Por ahora, nos interesa dilucidar sobre un debate en el que España, al pertenecer a la UE, se ha visto implicada necesariamente a discutir y evaluar, el tema de la convergencia regional. La justificación de abordar este tema viene dada por razón doble, primero, por la gran profusión empírica en la literatura económica, con el predominio de enfoque de la ortodoxia neoclásica, y segundo, porque hemos observado que podemos analizar parte del desarrollo capitalista, a partir de la distribución regional de las dotaciones de capital.

6. La Convergencia Económica

Se ha publicado una producción inconmensurable de análisis empíricos en los ochenta sobre la convergencia del producto per cápita en el mundo; existe desde entonces, una reapertura del problema de la convergencia, resultante del modelo de Solow (1956). En general se observa que existe convergencia de tipo sigma para países desarrollados, es decir que la dispersión regional disminuye en términos del producto por habitante entre estos países (e incluso al interior de ellos); tales hallazgos empíricos puede aceptarse sin asumir necesariamente el armazón neoclásico, que si implica por ejemplo, la convergencia beta. No es lugar para citar a los autores más importantes de tal debate e investigaciones empíricas, pero si vale la pena aludir a algunos trabajos clave, donde se pueden obtener mayores referencias, puede verse a Baumol, et al. (1986), Sala i Martí (1990, 1994, 1994a), Barro, et al (1992, 1995) y para el caso especial de España: Raymond, J. L. y García, B. (1994), De la Fuente (1996, 1996a, 1997, 1998, 2004), García-Milà, y Marimón (1996, 1996a), etc. La otra definición de convergencia, la convergencia beta, supone que existiría una relación entre el nivel del PIB por habitante inicial y el crecimiento observado de éste en un cierto periodo de tiempo, la relación entre ambos debería ser inversa (pues la referencia es el estado estacionario); para los EUA y otros países se encuentran convergencias del orden del 2% (ver aparte de los trabajos de Sala i Martí, a Zarta, 2001 y Cuervo, ILPES, 2003).¹ En general, se puede observar que estas dos convergencias pueden operar cuando tratamos con regiones de ingreso alto, pero cuando queremos evaluar dicha convergencia con regiones de menor ingreso, los resultados no conclusivos; las evaluaciones se hacen más complejas (aludiendo ahora a la “convergencia beta condicional”), esto es una sintomatología clara de que hay problemas con la teoría.

Al margen del debate actual de este tipo de convergencias, y de otros aspectos como los agentes del crecimiento económico (educación, cambio tecnológico, acumulación, etc.), del aspecto del movimiento de las estructuras de las participaciones de los diferentes sectores, etc., es claro que no resuelven el problema subyacente de la teoría del valor, de la distribución y del capital implicado en los modelos que utilizan las funciones de producción.

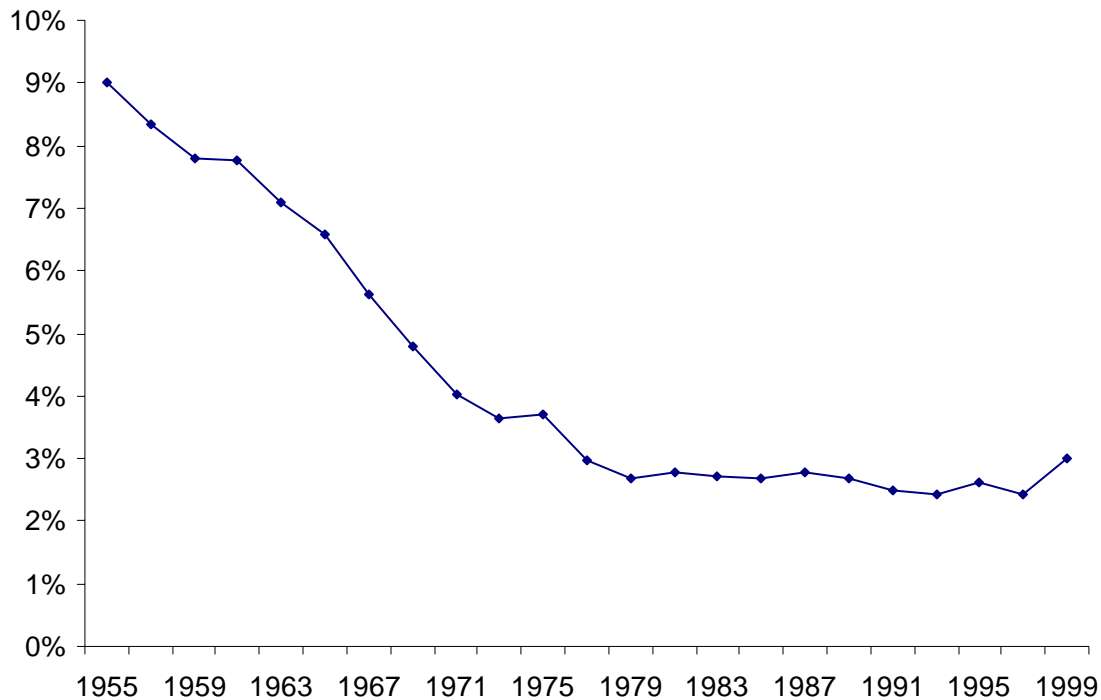
A pesar de lo anterior, muestran un aspecto interesante todos estos estudios. El debate replantea el tema general de la *desigualdad económica regional*. Aquí es donde también queremos situar nuestro análisis, dada la actualidad del tema, pero no sólo de ello sino porque creemos que

¹ Sala i Martí bautiza estos tipos de convergencia: mientras la sigma le suelen evaluar con algún índice de desigualdad, como por ejemplo el coeficiente de variación, la convergencia beta absoluta asume la expresión entre corchetes rectangulares y la beta condicionada toda la expresión: $[\ln y_{i,T} - \ln y_{i,T-K} = \alpha + \beta \ln(y_{i,T-K})] + \kappa(X) + u_{i,T}$

Donde: (y) es una medida de ingreso por habitante, (i) denota la región, (T) y (K) denotan periodos; (α ,) un efecto fijo, (β) el estimador de la velocidad de convergencia, (κ) el efecto supuesto de economías con funciones de producción diferentes y X representa a esas supuestas variables condicionantes, como las instituciones, etc.

ésta puede abordarse a partir de la acumulación de capital. Queremos profundizar, en las razones que explican que exista o no convergencia “regional” en el PIB por habitante. *Retomamos y planteamos la hipótesis de que la convergencia del producto por habitante, es un resultado fundamentalmente de la distribución geográfica del capital.* Para empezar el análisis veamos la convergencia sigma.

Gráfica 27. España. Convergencia Regional del Producto per cápita
Dispersión calculada con Theil. 52 provincias, 1955-1997



Fuente: Elaboración propia con datos del BBV, *Renta Nacional de España y su distribución regional. Series homogéneas, años de 1955 a 1993 y avances 1994-1997.* Coordinador Julio Alcaide, 1999. Tres tomos. Se utilizaron las series de VAB a precios de 1986 y Población de derecho (Tomo II, pp: 504 y 436 respectivamente).

Este es un resultado consistente,² que le ha dado un impulso económico y social a España.³ Pero, ¿cómo ha sido posible tal proceso consistente de convergencia regional y al mismo tiempo incluir inercias de privilegio y desventajas persistentes en algunas regiones? En numerosos trabajos se aprecia que ciertas regiones concentran Producto per cápita por encima de la media nacional

² Puede verse la ambigüedad de resultados en un análisis similar para países latinoamericanos, a parte de las referencias aludidas véase para México a Esquivel (2000a) y Esquivel (2003b).

³ En Oliver-Alonso, et. al. (2001) se encuentra un decremento de la desigualdad del ingreso familiar entre 1985 y 1996, por ejemplo Gini pasa de alrededor del 32% al 29% respectivamente para los años citados, estos resultados se apegan en su tendencia, a los encontrados por Dollar et. al. (2001), quienes determinan para España un Gini de 31% en 1965 y de 23% para 1996.

como las Comunidades Autónomas: Cataluña, el País Vasco y Madrid, o bien del lado opuesto, Comunidades que se encuentran por debajo de esta media como: Extremadura y Andalucía.

Entonces sobre las primeras, ¿cómo se explica que estas comunidades aún sigan manteniendo, dentro del proceso de convergencia, un lugar privilegiado? Una posible respuesta está en la evolución y distribución de la *acumulación de capital* en España. Las Comunidades más ricas han conservado, en términos de acumulación, una posición privilegiada.

6.1. Necesidad de una explicación alternativa a la Convergencia Regional Española

Siendo más o menos aceptada la convergencia regional de producto per cápita en los países desarrollados, como hemos mostrado en el caso particular de España, las causas de ésta son en cambio una discusión abierta. En contraposición a la escuela neoclásica nosotros planteamos que la teoría del valor trabajo podría dar una posible mejor explicación a este fenómeno.

Una revisión de las causas de la convergencia del producto per cápita en España argumenta que es una consecuencia de las migraciones internas (Villaverde 1999, p. 35), otros autores analizando con detalle los aspectos sectoriales han concluido que ésta es una consecuencia, al menos en buena parte, del cambio estructural Raymond y García, (1994), De la Fuente (1996, 2000), etc., este argumento como causa de la convergencia es relativamente simple. El peso del empleo de la agricultura en la España de mediados del siglo XX era muy significativo y con baja productividad, esta característica estaba más acentuada en las regiones pobres que en las ricas; posteriormente este sector empezó a expulsar empleo hacia el sector industrial y de servicios, sectores con mayor productividad (como lo sugirió la teoría del desarrollo dual de Lewis, 1954). Tal proceso tuvo múltiples e importantes repercusiones socioeconómicas en España; se tradujo en cuanto al tema de la convergencia regional, en un corolario lógico: por el “transvase” de empleo de sectores de baja a mayor productividad, las regiones pobres aumentaron su productividad regional, y luego su producto per cápita, acercándose con ello en lo general, a la media española.

En la ortodoxia neoclásica, otros autores han argumentado que el proceso de convergencia, es el producto de la acumulación de factores productivos incluyendo, al capital humano, desde el armazón conceptual neoclásico de las funciones de producción, de los rendimientos decrecientes, de la difusión tecnológica, etc. (Sala i Martí, 1994, 1994a). Autores connotados como el propio Barro y Sala i Martí (1990, 1992), han defendido que la tesis de convergencia neoclásica se puede mantener empíricamente, Sala i Martí (2000 y 2002)⁴ intenta rebatir la crítica de Quah (1993, 1997) sobre la “falacia de Galton”, que

⁴ Otra apreciación de este trabajo, es que al analizar la convergencia regional beta y sigma en Japón y Estados Unidos, en la crisis de los setenta, el autor intenta explicar la desaceleración de la convergencia en este periodo por elementos locales de cada país, cuando es evidente, que en todo el mundo (puede verse en la misma España, gráficas 27 y A.6.6) existió a finales de los setenta una crisis mundial que trastocó a toda la economía, incluyendo por supuesto los procesos de

bajo técnicas de matrices de transición y cadenas de Markov, demuestra la no convergencia de países pobres a los niveles de países ricos; La existencia de dobles picos o *Twin Peaks*, alude a un reagrupamiento bimodal o multimodal mundial, y por tanto, se encara a la teoría a un hecho indiscutible, la polarización del mundo entre ricos y pobres. En realidad, esta no convergencia queda de manifiesto incluso, en las regresiones de convergencia β al incluir a países de ingresos medio bajos y bajos. De modo que no existe corroboración empírica de convergencia β , ni por supuesto σ , cuando incluimos a todos los países. La debilidad de fondo de la teoría del crecimiento neoclásica y de su subproducto, la convergencia, es como se sabe, basarse en una teoría del valor lógicamente inconsistente. Partiendo de la teoría de la producción y distribución y las funciones de producción, estas teorías e instrumentos analíticos fueron refutados con todo rigor por Sraffa (1960), Garegnani (1960), Benetti (1975), Salama (1965). La teoría neoclásica no ha podido responder a las críticas que demuestran la indeterminación e inconsistencias de conceptos como el factor de producción, el capital de equilibrio, etc.^{5 6}

6.2. Factores de la Convergencia Regional

Podemos definir al producto por habitante como la multiplicación del producto por trabajador y la relación trabajadores por habitantes a nivel país (ver notaciones ec. 7.5).

$$\frac{Q}{H} = \frac{Q}{L} \cdot \frac{L}{H} \quad \text{lo cual se cumple también para una región} \quad \frac{q_i}{h_i} = \frac{q_i}{l_i} \cdot \frac{l_i}{h_i} \quad (7.1 \text{ y } 7.2)$$

El índice de Theil para producto (real) y habitantes $T(q,h)$, es decir el índice para el producto per cápita provincial se define como:

$$T(q, h) = \sum_{i=1}^{52} q_i \cdot \ln \left(\frac{q_i}{h_i} \right) \quad (7.3)$$

Puede demostrarse (sustituyendo 7.2 en 7.3), que el índice puede descomponerse multiplicativamente en los elementos señalados anteriormente:

$$T(q, h) = T(q, l) + \overline{T(l, h)} \quad (7.4)$$

Es decir, el índice de Theil per cápita es igual al índice de Theil del producto por empleado y de un

crecimiento regional. El aspecto mundial que puede implicar este hecho (la omnipresencia de una rentabilidad mundial), queda totalmente *marginado* en los análisis neoclásicos.

⁵ Ni el intento de Samuelson (1962) logró revertir la crítica de inconsistencia de la teoría del capital neoclásica; Blaug (1985) mismo ha tenido que reconocer este problema para la teoría neoclásica al explicar los precios, aunque de inmediato se ufana después, pues argumenta que la teoría del equilibrio general queda incólume ante estas críticas (*sic*).

⁶ En ese corolario de inconsistencias, no sólo se encuentra por cierto, el tema de la convergencia, la evaluación de la Productividad Total de los Factores, la determinación de la demanda de trabajo, y luego el efecto del salario sobre ella, verbigracia, tienen la misma suerte.

pseudoíndice de Theil del empleo por habitante provincial (denotado con una barra arriba). Varios autores han mostrado que en esta relación de producto per cápita regional en España, el elemento que históricamente contribuyó a la convergencia fue la mayor homogeneidad regional en producto por empleado, es decir la productividad, observando posteriormente un estancamiento a principios de los ochenta del producto per cápita producido por el segundo elemento, los empleos por habitante, pues el primer elemento mantiene su tendencia a seguir convergiendo (Raymond 1994, p.43; Villaverde, 1999, p.62). Luego, una vez comprobado el anterior resultado la principal explicación ahora de la convergencia del producto por trabajador queda en función de: el cambio estructural, el crecimiento regional y la especialización en la estructura laboral, en ese orden (De la Fuente 2000, p.25).⁷

Resumiendo, parecen mostrar los análisis que la evolución de la estructura *sectorial* y muy especialmente la del empleo, determinó en buena medida la convergencia regional; sin embargo, sobre las razones de tal evolución se ha escrito menos.

Nosotros argumentamos que esta evolución está estrechamente ligada a la evolución de la capitalización del territorio y como tal responde a elementos de la rentabilidad. Vamos a mostrarlo. La identidad contable del producto per cápita puede también definirse como el producto de los siguientes elementos.

$$\frac{Q}{H} = \left[\frac{K}{A} \cdot \frac{Q}{K} \right] \cdot \frac{A}{L} \cdot \frac{L}{H} \quad \text{se define también como:} \quad \frac{Q}{H} = \left[\frac{Q}{A} \right] \cdot \frac{A}{L} \cdot \frac{L}{H} \quad (7.5 \text{ y } 7.6)$$

Donde: (K) es el Acervo de Capital descontando el residencial y de bienes inmuebles, (A) es el trabajo asalariado, (Q) es el Valor Agregado real a costo de factores, (L) es el empleo total y (H) es el número de habitantes. Adviértase la importancia teórica de las categorías expresadas en los ratios entre paréntesis rectangulares.

De forma análoga a la ecuación anterior, la misma expresión sirve para las variables provinciales (k_i , a_i , y_i , l_i , h_i). Se observa además que en el paréntesis rectangular está una definición más refinada de productividad, el producto por trabajador asalariado.⁸ La productividad queda determinada por la relación K/A y Y/K , que por hipótesis reflejan de forma aproximada a las variables de composición de capital y rentabilidad marxistas. Por su parte el cociente A/L refleja la tasa de asalarización y L/H la tasa de empleo.

⁷ El autor demuestra empíricamente esta afirmación para los dos tipos de convergencia: sigma y beta con datos de 1964-1993 para datos de Comunidades Autónomas.

⁸ El monto de Asalariados se define como el empleo total menos el empleo no asalariado, que se refiere a los empresarios, autónomos y profesionales que trabajaron por cuenta propia, incluidas las ayudas familiares, cuando éstas no figuran en nómina. Se incluyen los familiares que figuran en la Seguridad Social como autónomos (Alcaide, 1999, p.29).

Entonces podemos redefinir (7.3) sustituyendo (7.6), y por tanto, puede indagarse la descomposición multiplicativa de Theil desde esta perspectiva, como:

$$T(q, h) = T(q, k) + \overline{T(k, a)} + \overline{T(a, l)} + \overline{T(l, h)} \quad (7.7)$$

Donde se observa que el único índice puro de Theil es para la relación producto-capital, los demás son pseudoíndices de Theil. Sin embargo, podemos manipular algebraicamente los pseudoíndices, de tal manera que obtengamos una expresión con índices puros más residuos:

$$T(q, h) = T(q, k) + T(k, a) + T(a, l) + T(l, h) + \dots \\ \dots \sum_{i=1}^{52} (q_i - k_i) \ln(k_i/a_i) + \sum_{i=1}^{52} (q_i - a_i) \ln(a_i/l_i) + \sum_{i=1}^{52} (q_i - l_i) \ln(l_i/h_i) \quad (7.8)$$

Es evidente que cada elemento de sumatoria tenderá a ser nulo, en la medida en que k_i , a_i , l_i tiendan al valor q_i y viceversa. Otra cuestión técnica es que debe tenerse cuidado de extraer conclusiones a partir de los pseudoíndices⁹ si se trata de explicar las contribuciones de cada elemento a la heterogeneidad total del producto per cápita $T(q, h)$.¹⁰ Es preferible mostrar primeramente los índices puros y luego las contribuciones con los pseudoíndices.

Dada la importancia del tema y de los problemas sociales implicados, vale la pena interrumpir por un momento la explicación anterior (y no resumirla en una simple nota a pie de página), haciendo énfasis en lo que muy comúnmente suele pasar con el pensamiento neoclásico. Un autor tan conocido como Villaverde al calcular un índice tipo: $T(q, h) = T(q, l) + \overline{T(l, h)}$, observa que el índice puro de Theil de la productividad contribuye progresivamente menos en la explicación de la convergencia del PIB per cápita, para el mismo periodo de 1955-95; en contrapartida, el residuo que es un pseudoíndice de Theil de ocupación, a partir de los noventa y concretamente en 1995 explica ya más del 60% de la convergencia del PIB per cápita, es decir se han incrementado las disparidades regionales en términos de ocupación. Esto motiva al autor, sin reparo alguno en las

⁹ Mencionaremos la imprecisión de conclusiones de algunos estudios en este aspecto técnico. Por ejemplo, Villaverde, al observar el cálculo con la ecuación (7.4), concluye y luego recomienda una mayor flexibilidad laboral, Buendía (2000, pp: 639 y ss.) de plano omite advertir que la descomposición produce pseudoíndices, aunque el autor insiste en apoyar las causas del incremento de la productividad (proyectos de inversión regionales selectivos); Raymond (1994, p.43), por su parte, tampoco advierte nada de este aspecto técnico, pues utiliza índices independientes de desviación estándar de los logaritmos de las variables analizadas sin vincularlos; no obstante, coincide con Villaverde con el problema en la tasa de ocupación al final de 1955-93. La misma apreciación para México, vale para y Esquivel y Messmacher (2002, pp: 6 y ss.).

¹⁰ Como bien apunta Goerlich (1998), es mejor "mirar hacia todos lados". El autor demuestra que no se puede descomponer un índice de Theil con otros índices "puros" de Theil, como se aprecia, los ponderadores de los elementos difieren. En ese sentido hemos preferido presentar los resultados con índices puros, y luego, con pseudoíndices.

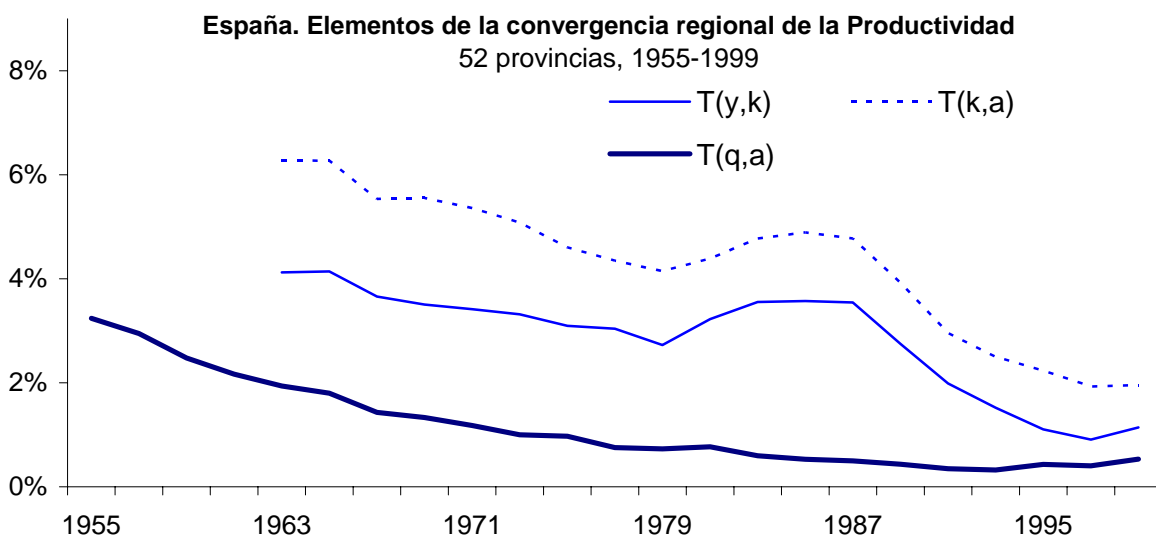
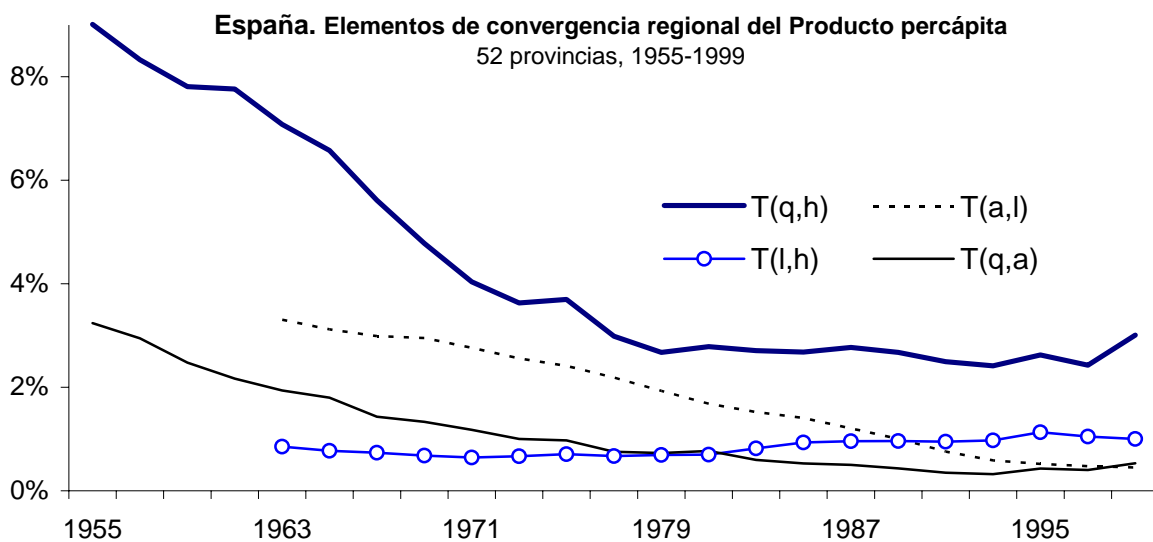
precauciones estadísticas mencionadas, que la convergencia (que como hemos visto se desaceleró), tiene que buscar nuevos senderos, lo que le lleva a decir:

“...Esta última conclusión (refiriéndose a la mayor explicación de la tasa de ocupación) es, creemos, de gran relevancia desde el punto de vista de la política económica, pues, en definitiva, lo que nos viene a decir es que la *flexibilización del mercado de trabajo es una condición necesaria* para seguir avanzando en la reducción de las disparidades regionales”. Villaverde (1999, p. 62), el paréntesis y las cursivas es nuestro.

Un autor tan reconocido en el tema de la convergencia regional, parece ser también proclive como cualquier estadista a las recetas neoclásicas. La economía española ha experimentado una modificación radical en la estructura laboral (recuérdese la evolución del empleo en la gráfica 15), adecuándose a las nuevas necesidades del capital, lo que ha implicado un enorme costo en la calidad del empleo para los nuevos puestos de trabajo. Parece sin embargo, que el empleo y su calidad tendrán que seguir costando las necesidades de la economía, incluso también (además de que en el plano real así sucede) en la mentalidad de los economistas. Vamos a observar, sin embargo, que detrás del estancamiento de la convergencia regional existen otras variables. Prosigamos con nuestro análisis de las causas que contribuyen a la convergencia del PIB per cápita.

Veamos las disparidades en el producto per cápita y sus causas, e inmediatamente después, realicemos el mismo ejercicio pero para la productividad.

Gráficas 28 y 29

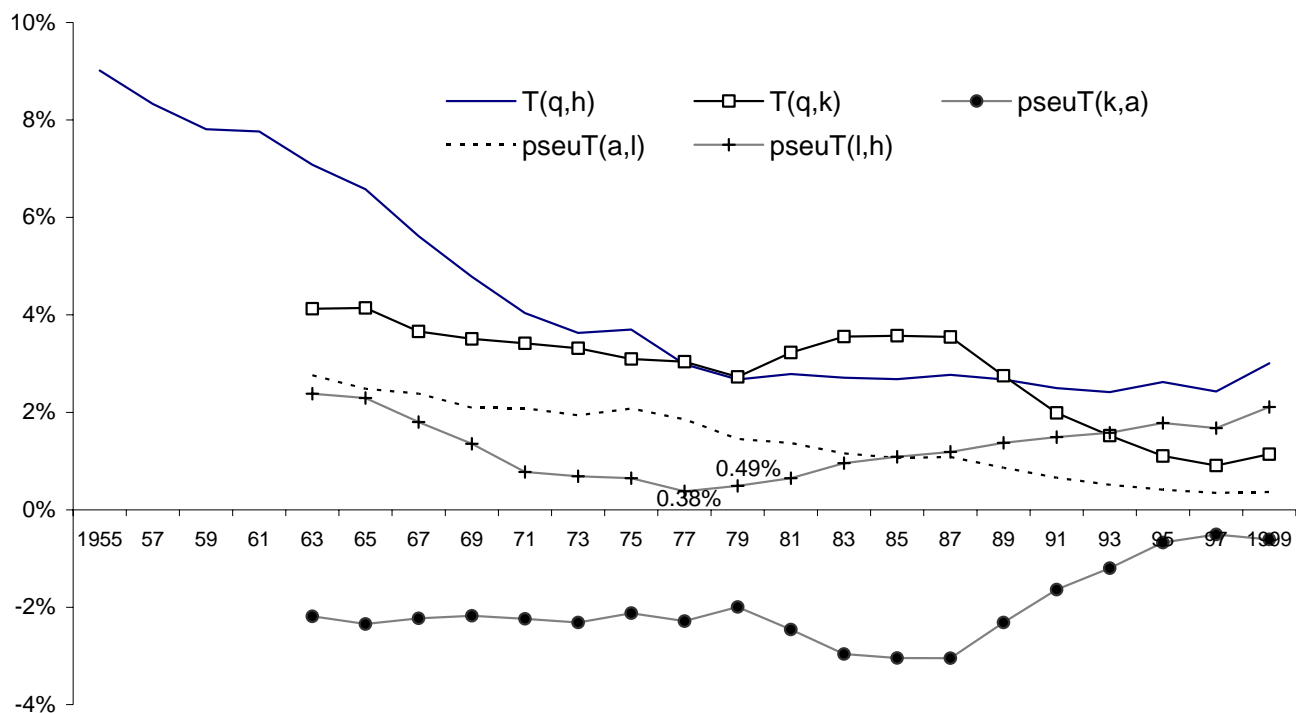


Fuentes: Para el capital no residencial provincial a 7 sectores y a precios de 1986, Mas et. al (1996) y las actualizaciones de la Fundación BBV. Para los datos de Valor Agregado a costo de factores provincial a 24 sectores a precios de 1986, Alcaide (1999), la misma fuente para las series bianuales de empleo y asalariados.

Siguiendo con la lógica planteada por las ecuaciones (7.5 y 7.6), puede concluirse que efectivamente el producto per cápita está altamente influenciado por la homogeneidad provincial creciente de la productividad y ésta queda determinada por las variables capital/asalariados y producto/capital. Resulta bastante significativo además que el estancamiento (*slowdown*) de la convergencia del PIB per cápita y de la Productividad vienen determinadas no por la tasa de empleo, como lo argumentan algunos autores, sino por la divergencia regional de las dos variables mencionadas. Debe advertirse que la desigualdad de la tasa de empleo provincial, crece desde 1971-73, mientras el estancamiento del producto por habitante y por trabajador tienen su punto de inflexión en 1981, paralelamente y en clara asociación al aumento de la divergencia en las variables proxy de composición de capital y rentabilidad.

Lo anterior lo hemos inferido de los índices puros, pero como advertimos debe de observarse también los residuos de la descomposición, pues no son índices de Theil puros, la gráfica 30 muestra tal descomposición con pseudoíndices; como puede observarse las conclusiones no se modifican, la tasa de ocupación creció (con el pseudoíndice) ya desde 1979, luego, no es un problema que se presenta en los noventa como afirman algunos autores; de hecho, la misma tasa de ocupación empieza a evidenciar “un empleo mal distribuido” provincialmente, pero esto paralelamente en todo caso, al cambio estructural en K/A y Q/K a finales de los setenta. El Índice puro de Theil de Q/K y el pseudoíndice de K/A, mantienen básicamente la misma forma de explicar a la convergencia del PIB per cápita, que en la gráfica 28. Un análisis incluso más detallado, muestra que al calcular el crecimiento de las dispersiones: $T(l,h)$ y $T(k,a)$, la primera crece desde 1973, mientras que el estancamiento de la convergencia regional del Producto per cápita, está totalmente asociado al incremento de las dispersiones en las dotaciones de capital por asalariado (ver cuadro A.6.4. y para un mayor detalle, la gráfica A.6.5. del apéndice).

Gráfica 30. España. Elementos de la Convergencia mediante Índices Puros y Pseudoíndices 52 provincias, 1955-1999, Datos del BBV.



Fuente: La mismas fuentes que las gráficas 28 y 29. Sólo debe anotarse que $T(q,h) = T(y,h)$, (q) simplemente remarca que el cálculo del producto es en términos reales a precios constantes de 1986.

De esta manera, aunque influye la tasa de empleo en el agotamiento de la convergencia regional del producto per cápita, ésta queda determinada fundamentalmente por la convergencia en productividad, y a su vez ésta, queda afectada por las dotaciones de capital/asalariado y rentabilidad.

Es importante hacer énfasis en los periodos en que se elevaron las disparidades regionales de K/A y Q/K, porque a nuestro parecer, determinaron el rumbo de las demás variables: primero a principios de los ochenta, con un incremento que marcó el inicio del estancamiento estructural de la convergencia del producto per cápita, para luego seguir al parecer, en su tendencia histórica, muy a finales de los ochenta y principios de los noventa; pero en su segundo incremento, en los dos últimos años del análisis, nuevamente crecen las disparidades del capital por asalariado y de la rentabilidad; las limitaciones estadísticas del capital, no nos permiten detallar más sobre si se trata de un nuevo incremento como a principios de los ochenta o de un simple efecto cíclico.

Podemos reforzar la asociación de variables, en la secuencia planteada arriba mediante un correlograma con todos los índices puros y pseudoíndices, la información está en el cuadro 10.

Cuadro 10. España. Correlograma entre las medidas de desigualdad 1963-1999

	Pseudos T(a,l)	Pseudo T(k,a)	Pseudo T(l,h)	T(q,h)	T(a,l)	T(k,a)	T(l,h)	T(q,a)	T(y,k)	T(q,l)
Pseudo T(a,l)	1	-0.53	-0.05	0.84	0.99	0.91	-0.78	0.92	0.84	0.99
Pseudo T(k,a)	-0.53	1	0.42	-0.21	-0.52	-0.79	0.54	-0.30	-0.89	-0.45
Pseudo T(l,h)	-0.05	0.42	1	0.50	-0.06	-0.09	0.56	0.30	-0.17	0.09
T(y,h)	0.84	-0.21	0.50	1	0.83	0.73	-0.38	0.97	0.62	0.91
T(a,l)	0.99	-0.52	-0.06	0.83	1	0.91	-0.80	0.92	0.83	0.98
T(k,a)	0.91	-0.79	-0.09	0.73	0.91	1	-0.69	0.81	0.98	0.89
T(l,h)	-0.78	0.54	0.56	-0.38	-0.80	-0.69	1	-0.57	-0.67	-0.71
T(q,a)	0.92	-0.30	0.30	0.97	0.92	0.81	-0.57	1	0.70	0.97
T(q,k)	0.84	-0.89	-0.17	0.62	0.83	0.98	-0.67	0.70	1	0.80
T(q,l)	0.99	-0.45	0.09	0.91	0.98	0.89	-0.71	0.97	0.80	1

Fuente: Cálculos propios con datos de Alcaide (1999) y Mas, et. al (1998).

Si bien siempre existe la posibilidad de una asociación espúrea, el correlograma nos puede mostrar a grandes rasgos las asociaciones de las variables (y el signo de sus relaciones); en el análisis de las correlaciones de dispersiones puede observarse que la correlación entre el producto per cápita está asociado linealmente al de la productividad (97%) y en un segundo término al índice y pseudoíndice de la tasa de empleo (-38% y 50% respectivamente), adviértase del signo negativo y positivo, éste último está señala una relación directa entre la convergencia del producto per cápita y la tasa de empleo; hay que advertir que T(q,h), está más asociado a la productividad relacionada con el trabajo asalariado (97%) que con el empleo total (91%). Una vez determinada la gran importancia de la productividad, ésta se encuentra en primer lugar asociada a la tasa de asalarización (92%), las dotaciones capital-trabajo asalariado (87%) y a la rentabilidad (70%).

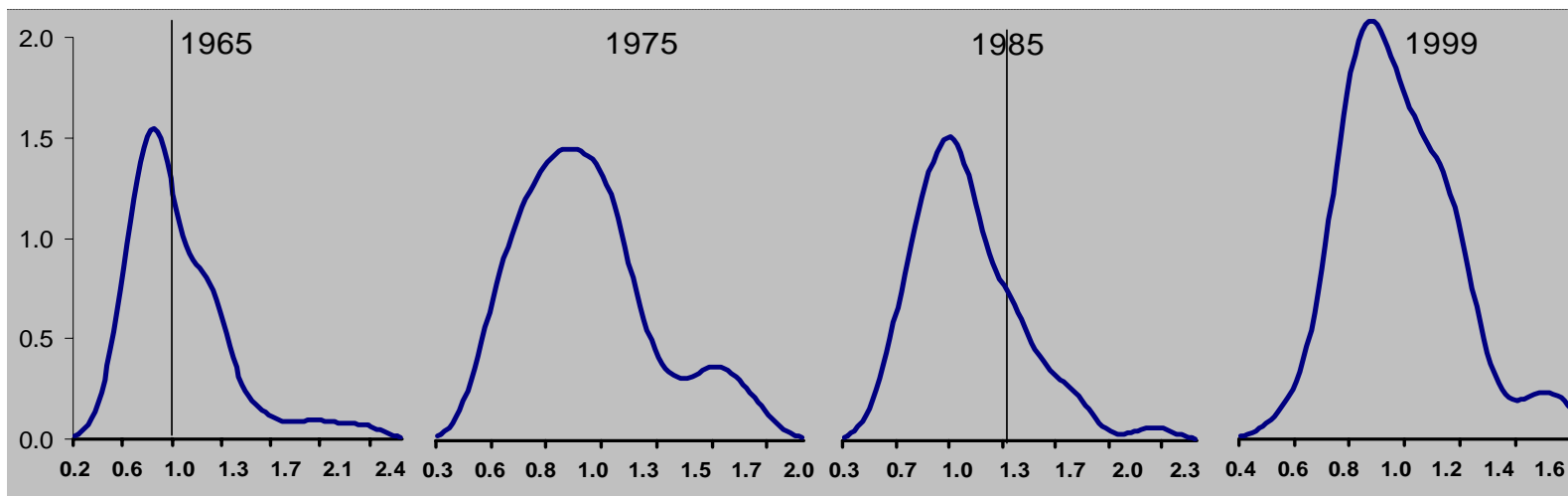
Por su parte la medida capital-trabajo asalariado, se encuentra positiva y fuertemente asociada a la variable proxy de rentabilidad (98%). Hemos argumentado al principio de este estudio, que las divergencias en las composiciones están directamente asociadas a las DPV, regionalmente esto también se cumple en el correlograma, $T(y,a)$ y $T(k,a)$ tienen una correlación del 81%, e incluso los datos nos permiten eliminar parte de la correlación espúrea con $T(y,l)$ y $T(k,a)$, de este modo la correlación llega al 89%. Hemos observado que existe gran asociación entre convergencia per cápita y productividad, nosotros hemos argumentado que esta última convergencia es un resultado fundamentalmente del desarrollo de la capitalización de las regiones, medida por la convergencia hacia la media nacional, de las dotaciones capital-trabajo provinciales (o más refinadamente capital/trabajo asalariado).

El índice de Theil nos muestra la tendencia a la homogeneidad en los ratios K/L y K/A, pero no nos muestra, la distribución completa y si hay agrupamientos dentro ellas; podemos complementar el análisis de estas dos variables mostrando las funciones de densidad de toda la distribución de las 52 provincias, de esta manera podremos observar: la evolución de la moda, curtosis (apuntamiento), rango de la distribución y ocasionalmente la existencia en la distribución de una o varias modas (multimodalidad) que reflejarían a los grupos señalados anteriormente. El problema de definir funciones de densidad es predefinir su forma funcional, esto puede evitarse con un método no paramétrico como es un simple histograma, el problema a salvar ahora es que éste depende del origen de la distribución y de la longitud del intervalo y por tanto del número de ellos. Una forma de minimizar el problema, es el método de *suavizamiento de Kernel*, que transforma la información de tal manera que hace tender a cero la longitud de intervalo, y luego por tanto, eleva a infinito el número de ellos, suavizando como consecuencia la distribución estimada (véase, apéndice A.5.). Aplicando la técnica anterior hemos calculado las funciones de densidad de K/L y K/A.

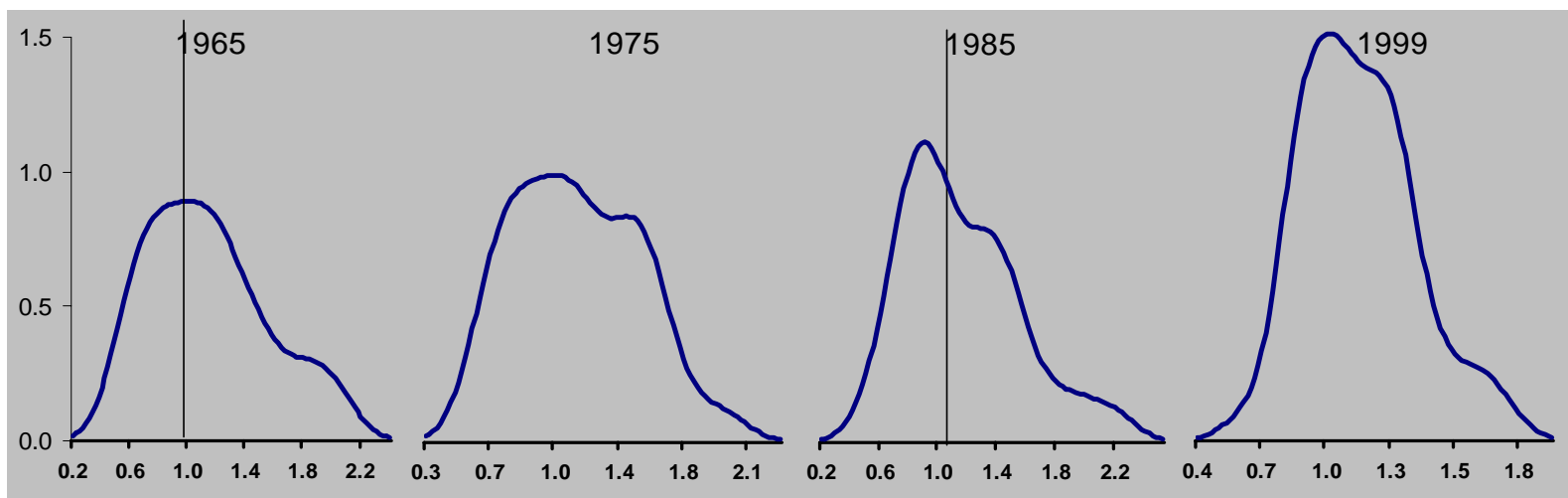
Puede apreciarse (gráficos 31 y 32), que la evolución de la moda es indiscutiblemente hacia la media española. Este aspecto es más claro para las relaciones de capital-trabajo asalariado; esta es una manera alterna de demostrar la convergencia en las dotaciones de capital por asalariado (otra forma de apreciar la convergencia es mediante matrices de transición y cadenas de Markov, dado que sólo tocamos tangencialmente esta técnica la abordamos en el anexo A.7.1, ahí puede apreciarse que la tendencia de la distribución ergódica o invariante es, bajo la información de 1965-95 convergente). De hecho, para el último año la curtosis es en ambas variables más leptocúrtica, es decir más apuntada, aquí también se aprecia que K/A tiende más claramente a la media que K/L. Para ambas variables, el rango de la distribución o propiamente el llamado *coeficiente de apertura* (cociente entre valor máximo y mínimo) ha disminuido con el tiempo y es ligeramente menor en las funciones de densidad de capital-asalariado. Por último existe una ligera tendencia bimodal, más en K/A que en K/L, dejando ver al menos dos grupos geográficos más intensivos en capital, aspecto que no sorprende y que quedará más aclarado en la siguiente sección, pues mostraremos la distribución geográfica de las cuatro variables clave de nuestro análisis en esta sección: Q/H, Q/A, K/A, Q/K.

Gráficos 31 y 32. España. Funciones de Densidad para K/L y K/A por 52 Provincias, 1965-1999
Suavizamiento mediante el método no paramétrico de Kernel

Capital Privado/Empleo = K/L



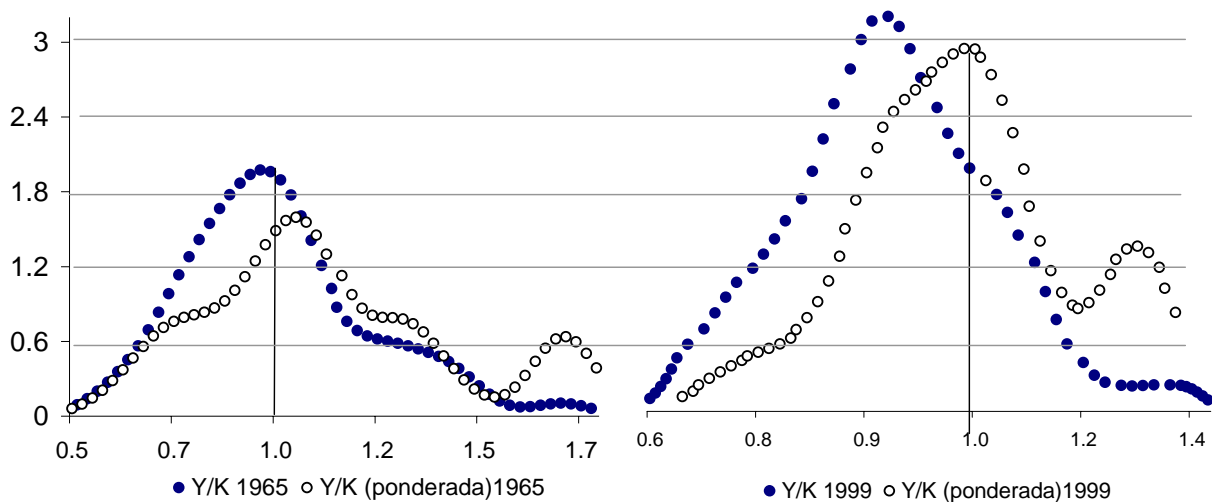
Capital Privado/ Empleo Asalariado = K/A



Fuente: Elaboración propia con datos del BBV. Mas, et. al., (1996) y actualizaciones. Se utilizaron las series provinciales de: Capital Privado descontando el Capital Residencial y de Bienes inmuebles (originalmente a siete sectores de actividad) en mill. de euros de 1986, las series de empleo total y empleo asalariado (a 24 sectores de actividad) son de Alcaide (1999). Se obtuvieron las funciones de densidad mediante el suavizamiento del Kernel Gaussiano con el ancho de banda de Silverman (ver apéndice A.5.).

Existe pues una tendencia hacia la media nacional (o media geométrica) de las composiciones de capital. En la teoría se resalta que la acumulación queda en función de la rentabilidad, como mostraremos, esta acumulación (K/A) vista desde la perspectiva geográfica ha tendido a la media también, pero esto no implica ni mucho menos que todas las provincias lo hayan hecho. Hemos argumentado al tipificar a la competencia, que existen capitales que pueden determinar los movimientos reguladores sectoriales. Aunque ésto debe de investigarse sectorialmente, estos objetivos escapan por ahora de los alcances de este análisis, sin embargo, mostraremos como en términos de la desigualdad interregional, se vislumbran ciertas agrupaciones geográficas, que dan cabida a distribuciones bimodales o trimodales. Ahora mostraremos como en términos de la rentabilidad (medida, insistimos de una manera muy gruesa mediante: Y/K o Q/K propiamente), existen y persisten provincias más beneficiadas, manifestado ello con una distribución multimodal. Esto lo podemos evaluar mucho mejor con histogramas suavizados y ponderados con participaciones provinciales de empleo. Presentaremos los resultados mediante histogramas no ponderados y ponderados, de esta manera se observará más claramente la presencia de estos grupos (gráfica 33 a y b). Lo anterior ayudará a complementar y fortalecer estadísticamente la ilustración geográfica posterior sobre: producto per cápita, productividad, capital por asalariado y la proxy de rentabilidad.

Gráficos 33 a y b. España. Distribuciones de Rentabilidad (Y/K), ponderada y no ponderada 52 provincias, 1965 y 1999

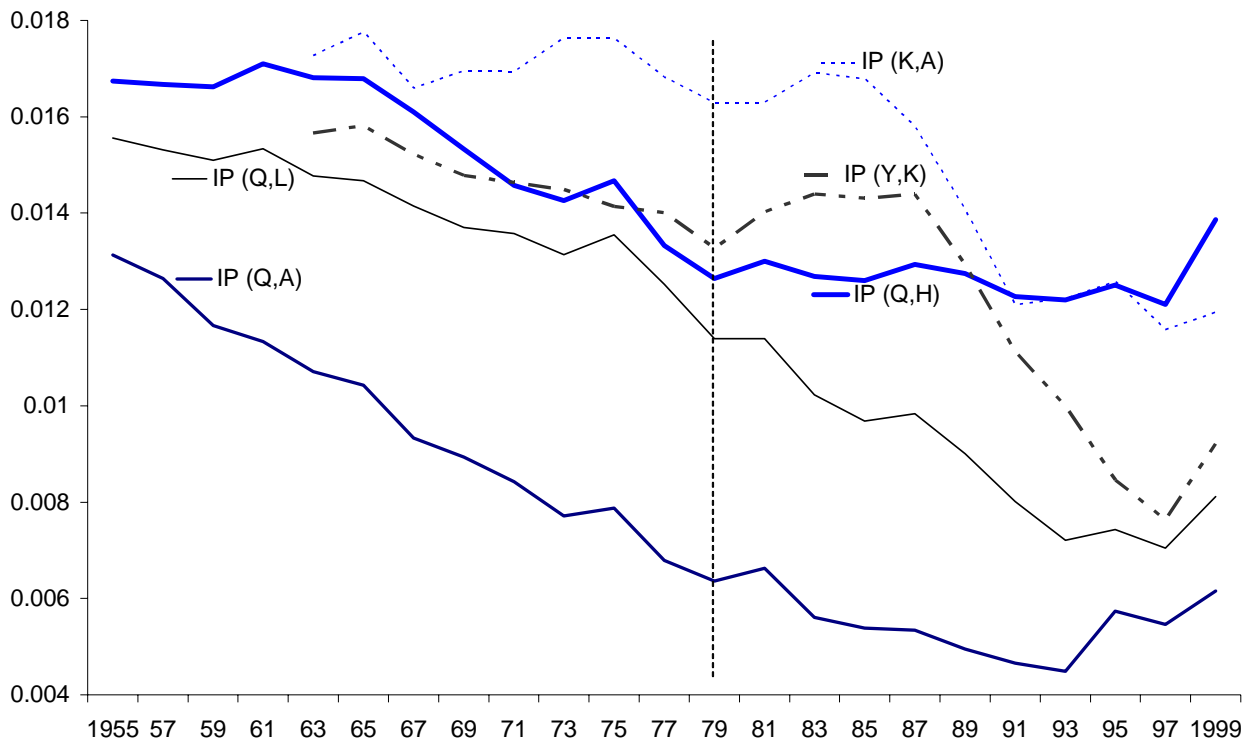


Fuente: Cálculos propios con datos de Alcaide (1999) y Mas. et.al.(1996). Para mayores detalles de como se obtuvo el suavizamiento a través del Kernel Gaussiano (ponderado), ver apéndice A.5. El capital contempló sólo las actividades privadas, eliminando además al capital en bienes inmuebles. Tanto Capital como VAB están en unidades monetarias de 1986.

Puede observarse para 1965 una distribución trimodal, existiendo grupos con una rentabilidad 70% por encima de la media española y otros con poco más del 20%. Muchos autores sobre convergencia del PIB per cápita como Raymond (1994) argumentan que las provincias de desarrollo medio tendieron más hacia a la media española y esto explicó la convergencia. Algo similar aconteció con la rentabilidad en 1999, la distribución es bimodal y más leptocúrtica, el rango de la distribución disminuye, desplazándose a la derecha el límite inferior, no obstante como se verá en los mapas, sigue persistiendo una agrupación independiente con una rentabilidad, esta vez, alrededor del 30% por encima de la media española.

Como los datos lo sugieren, existe una distribución bimodal y a veces trimodal, y por tanto, se hace pertinente entonces indagar si existe algún proceso de polarización. Para ello podemos utilizar el índice de polarización de Esteban y Ray (1994) y complementariamente el de Tsui y Wang (1998) que es una medida más general que la de Wolfson (1994). La polarización implica la identificación de pequeños grupos, la mayor identificación al interior del grupo y la mayor heterogeneidad entre los grupos.¹¹ El caso límite de máxima polarización podría verse como la bimodalidad perfecta, aunque el índice de Esteban y Ray contemplan el caso más general de integración en varias modas. Hemos obtenido el índice de Esteban y Ray (IP), para las variables que hemos estado trabajando con las denominaciones ya aludidas.

Gráficos 34. España. Polarización en Variables Regionales.
52 provincias, 1965 y 1999



Fuente: Datos del BBV de los autores referenciados en las gráficas 31 y 32. La notación IP hace referencia al índice de polarización de Esteban y Ray con el parámetro $\alpha=1$ (como no se trata de agrupaciones iguales o datos no agrupados el índice no puede arrojar una equivalencia a Gini), el índice se calcula como:

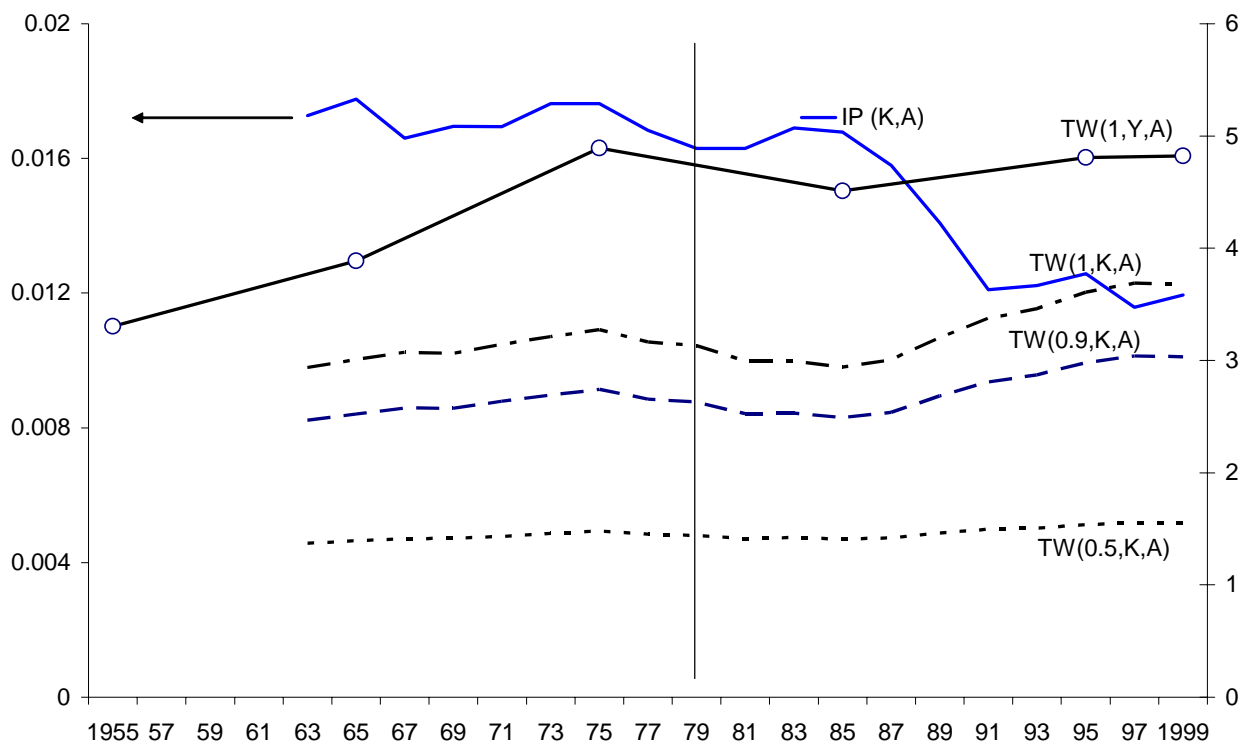
$$IP = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (p_i)^{1+\alpha} p_j |\ln(x_i) - \ln(x_j)|$$

Donde i y j son las provincias, n el número de ellas, que en nuestro es 52. El parámetro de alfa puede estar entre 1 y 1.6. Hemos computado este índice, como el de Tsui y Wang, mediante *Mathcad v. 12*.

¹¹ Véase a Grandín y Del Río (2001), Wolfson (1994) intentó diseñar un índice con el objetivo de medir la desaparición de la clase media, a partir del índice de Gini, trazando una ingeniosa recta tangente a la curva de Lorenz sobre su mediana, mientras el objetivo de Esteban y Ray ha sido la de correlacionar este índice con el conflicto social, en el análisis regional todavía son pocos los análisis empíricos; en un plano teórico más general debe decirse, aún no se logra dejar claras las fronteras entre la desigualdad y la polarización. Zhang y Ravi (2001), precisamente han criticado el alcance de estos índices, mostrando como para ciertos problemas los conceptos de intra e interdesigualdad pueden medir mejor las polarizaciones entre regiones urbanas-rurales, véase su estudio de gasto en consumo regional para China. Nosotros estamos precisamente desarrollando esta idea y esperamos en trabajos posteriores concretizarla para el caso de México.

Como puede apreciarse, salvo el incremento del índice de polarización para los últimos años, la tendencia histórica ha sido la de disminución de la polaridad en todas las variables. Incluso para nuestro cálculo más reciente de densidad, en la variable aproximada a la rentabilidad Y/K la polarización según Esteban y Ray no se ha incrementado significativamente y lo mismo para el caso de la productividad del trabajo, que en el mapa 1 visualmente presenta una mayor polarización de 1963 a 1999. En cambio, centrando nuestra atención en nuestra variable clave, el capital privado no residencial por asalariado, encontramos con el índice de Tsui y Wang una tendencia ascendente, particularmente a partir de 1987 y más con los parámetros 1 y 0.9. La misma tendencia se encuentra para TW (1,Y,A), lo cual parece más consistente. Esto nos indicaría la aparición de cierta polarización, aspecto que se apreciará visualmente con los mapas para esta variable K/A. Las reflexión sobre este indicador, nos mostrarían mayores elementos para el agotamiento de la convergencia: Y/A y K/A, sin embargo debemos ser cautelosos, pues el aspecto de polarización requiere de una mayor profundización.

Gráficos 35. España. Polarización en Capital por Asalariado. Índice IP y TW
52 provincias, 1965 y 1999



Fuente: Datos del BBV de los autores referenciados en las gráficas 31 y 32. El índice de Tsui y Wang es más sencillo:

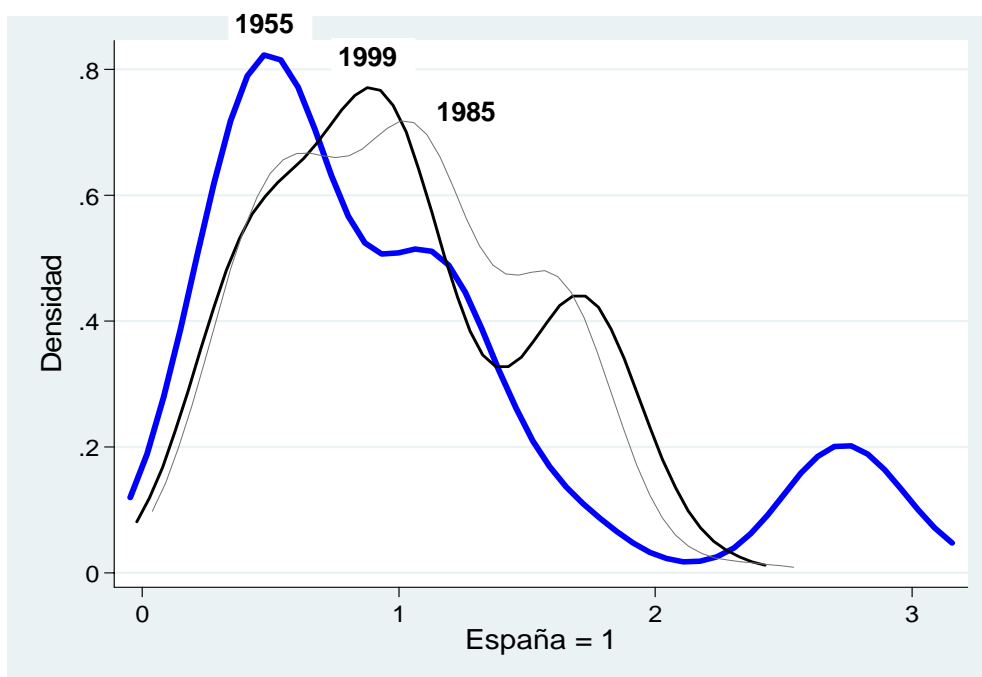
$$TW = \frac{\theta}{N} \cdot \sum_{i=1}^K \pi_i \left| \frac{y_i - m}{m} \right|^r$$

Donde θ es un escalar positivo (aquí igual a 1), N , es el total de población, π_i , es el número de individuos en el grupo, K es el número de grupos, y_i es el valor medio del grupo, m es la mediana del ingreso y $r \in (0,1)$, nosotros denotamos este último parámetro dentro del índice, como: $TW(r, X, Y)$.

Una inspección más profunda, en cambio, sobre la actividad industrial per cápita regional, arroja resultados más asimétricos que los encontrados hasta ahora con el análisis de concentración y polarización para las variables agregadas. Si tomamos en cuenta la terciarización de la economía española, con un incremento considerable en el turismo y otros servicios y que precisamente la reconversión industrial significó en algunas provincias realmente una reconversión hacia actividades terciarias, el siguiente resultado puede no ser tan sorprendente (gráfica 36).

Al margen de la desigualdad y polarización, es evidente que la distribución del Producto industrial per cápita, partió de niveles muy asimétricos y trimodales. El desarrollo ha tendido a disminuir esto, pero la persistencia de dos grupos parece no desaparecer, encontrándose “clubs” de regiones con productos industriales bien diferenciados, uno sobre la media española y otro casi 100% por encima de ella.

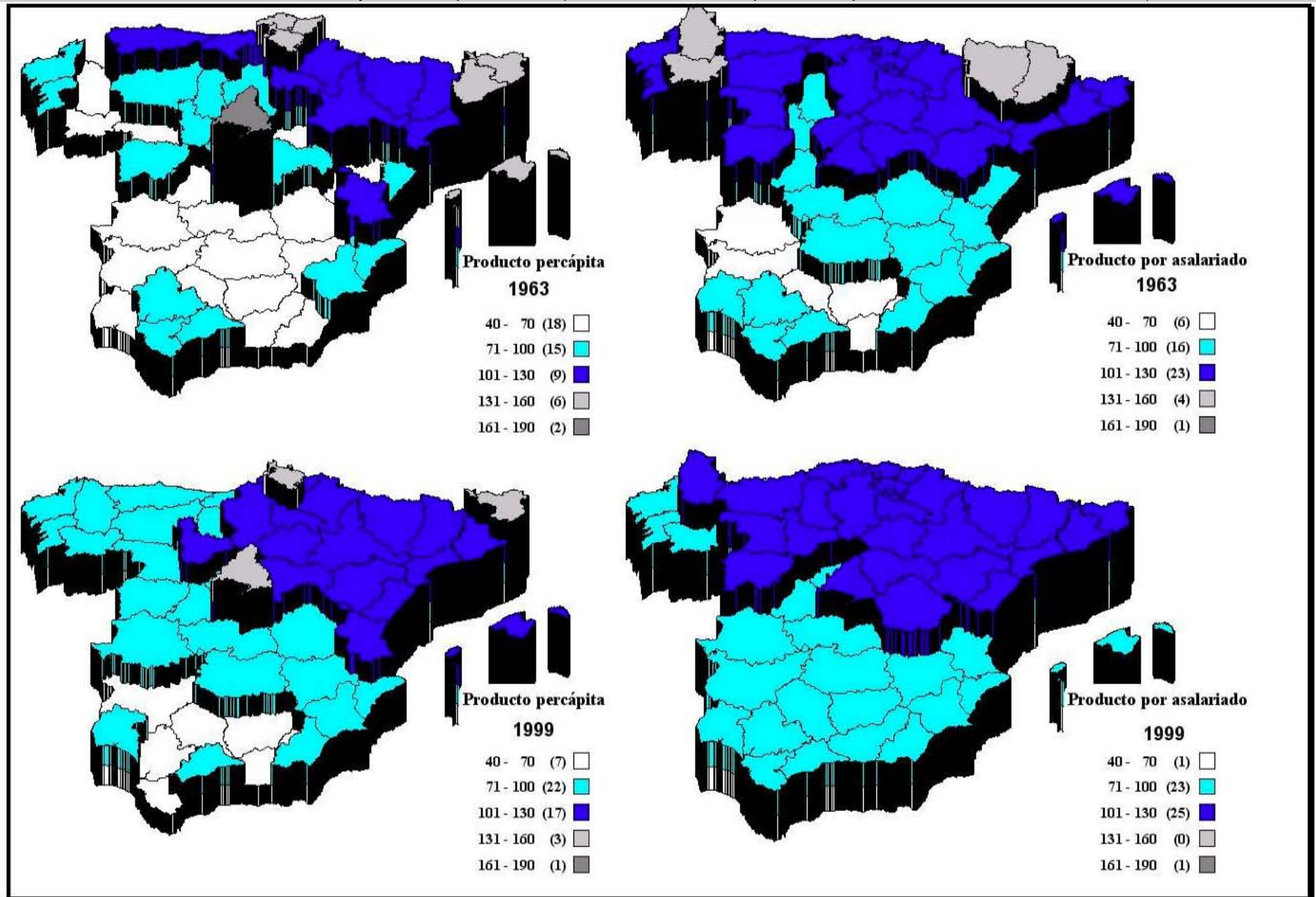
Gráficos 36. España. Densidad ponderada del Producto Industrial per cápita
52 provincias, 1965, 1985 y 1999



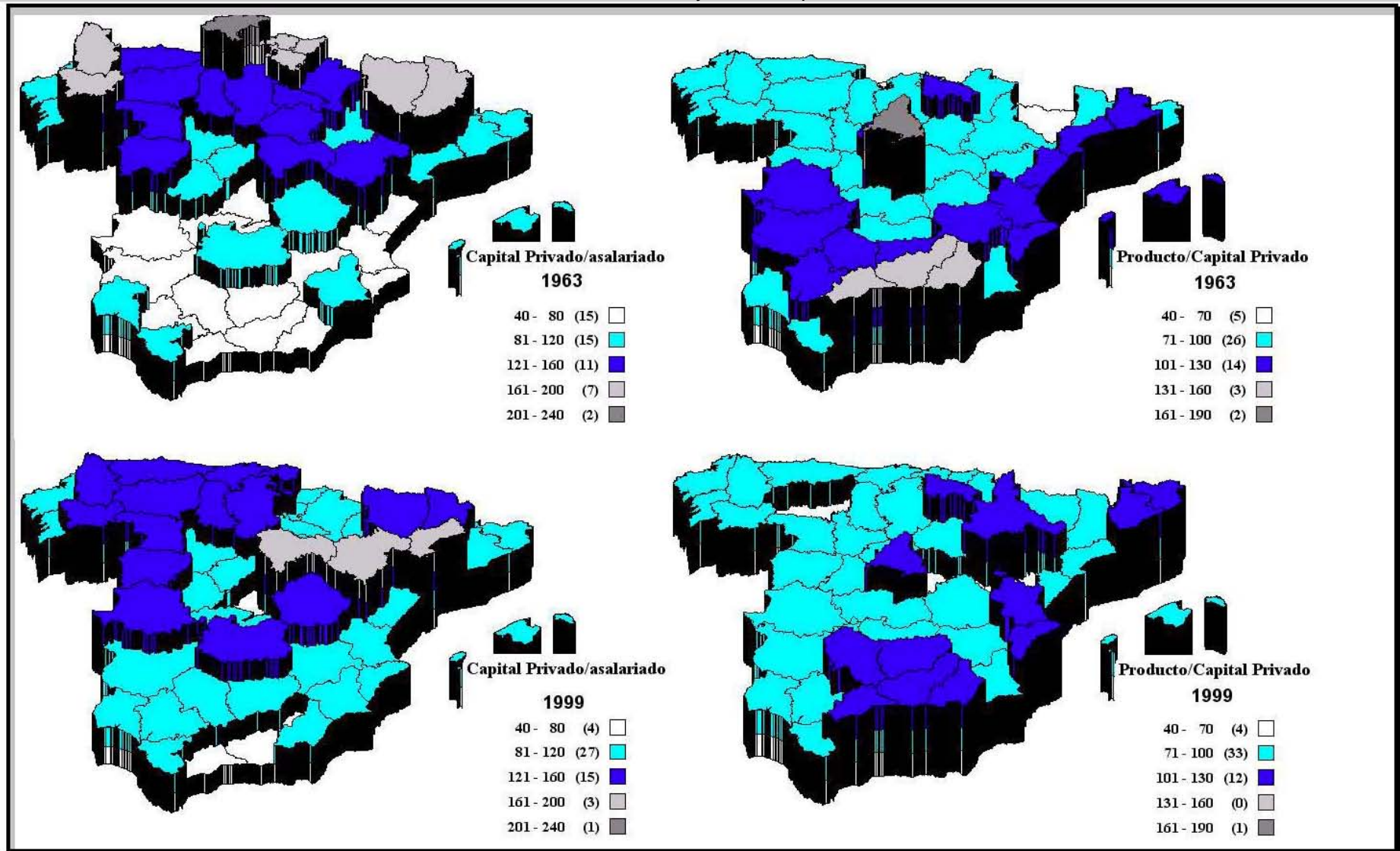
Fuente: Datos del BBV de los autores referenciados en las gráficas 31 y 32. El suavizamiento se obtuvo con la técnica descrita en el anexo A.5. La variable es el producto industrial per cápita y fue ponderado con las participaciones de habitantes por región.

Estos resultados son congruentes con otros estudios (véase a Domínguez, 2002, reproducimos la tabla A.6.1b, sobre coeficientes de intensidad industrial en el anexo), nos demuestran que, dentro de la convergencia global del producto per cápita español, se encierran aspectos asimétricos como este. Aunque en general, las variables agregadas de: producto, empleo y capital parecen haber evolucionado regionalmente hacia la convergencia. Esto quedará mejor ilustrado con los siguientes mapas.

Mapas 1. España. Distribución provincial del producto per cápita y de la productividad del trabajo
 Datos de BBV, 1963 y 1999, España=100. (Los nombres de las provincias pueden verse en el anexo A.6.A)



Mapas 2. España. Distribución provincial de las razones: Capital/Trabajo y Producto/Capital
 Datos BBVA, 1963 y 1999, España=100



Fuente: Para los datos del valor agregado, población, empleo y asalariados se utilizó Alcaide (1999), para los datos de capital Mas, et. al.,(1996). Para estos mapas se utilizó el Capital Privado descontando el monto del Capital Residencial. Por sencillez de exposición, artificialmente las provincias: Las Palmas y Tenerife se utilizaron como valores máximos y mínimos respectivamente y no se muestran. Para la creación de los mapas provinciales se utilizó el software *Polymap v.2*.

Se muestran las variables de Y/H, Y/A, K/A y Y/K en su distribución geográfica. Los mapas hablan por si solos, mostrando una homogenización en las distribuciones de las cuatro variables. Pero destaca, sin duda la Productividad, que de 1963 a 1999 su distribución geográfica pasa a ser más homogénea aunque dentro de un marco de cierta polarización. La regionalización de la productividad y el producto por habitante como se aprecia, están asociados al de capitalización. En cuanto al capital por asalariado/a, el noreste en 1999, tiene un eje de provincias que sobrepasa en 60% a la media española; provincias como las de Cataluña y el País Vasco están en la cota superior del intervalo de entre 121% y 160%. En cuanto a la rentabilidad como lo comentábamos antes se observan, para el mismo año, dos agrupaciones fundamentalmente y dentro de las favorecidas, existen tres regiones: las provincias del arco mediterráneo (Gerona, Barcelona, Alicante y Valencia), las que se acercan al centro con Madrid y recientemente, algunas regiones del sur. No hay que dejar de puntualizar, sin embargo, que mientras esta última región tiene un carácter ciertamente reciente, las dos primeras, junto a las regiones del norte, tienen una rentabilidad privilegiada desde 1963 (y por supuesto, es de esperarse que este perfil provenga del s. XIX, particularmente después de la segunda revolución industrial en España a finales de ese siglo). Aunque estos datos no eliminan el sesgo del sector energético, muestran aún así, la oposición entre noreste *versus* suroeste-noroeste. Se observa de inmediato, el rezago en cuanto al nivel del PIB per cápita del suroeste y la preeminencia del noreste. Como se sabe tal rezago viene desde el siglo XIX y en el caso de Andalucía incluso siglos antes. Hemos ya analizado al principio de este trabajo, como la industrialización fue truncada en el sur de España en el XIX en privilegio de las regiones del norte. Las repercusiones de aquel trazo industrial a favor del norte, como puede observarse contrastando el mapa K/A *versus* Y/H, aún persiste.

El desarrollo textil de Cataluña deviene de principios del ese siglo, y no sorprende que fuera en esa región donde arraigarán ideologías como el anarquismo.¹² Tampoco sorprende, después de observar estos sencillos mapas y los resultados del presente estudio, que sean las comunidades de Cataluña y del País Vasco, las que más pugnen por mayores autonomías. No son las Comunidades de Galicia o Andalucía, las que con, -también ciertas particularidades culturales- luchan por mayores facultades. Son precisamente aquellas dos regiones, las que guardan en el orden económico de España, una situación añeja de privilegio

¹² Los movimientos de izquierda tuvieron desde el XIX en Cataluña un real sustrato social, la gran masa de trabajadores textiles. Posterior a 1871 y de la Comuna de París, el mismo Paul Lafargue, fue enviado a “concienciar” y combatir a los anarquistas catalanes en la mismísima época de Pablo Iglesias (fundador del PSOE). Y debe siempre recordarse, que fue en esta región, donde existió una de las mayores oposiciones republicanas al franquismo, si bien también, fue cuna del divisionismo de la misma izquierda (Preston, P, 1999).

(Domínguez, 2002);¹³ regiones que desarrollaron una clase industrial y financiera propias y poderosas, como las mismas CC.AA. de Madrid, Cantabria, etc. (con empresas como: BBV, Euzkadi, Repsol, Telefónica, Santander, etc.), pero cuyo desarrollo se sugiere imposible, sin las circunstancias históricas del estado español del siglo XIX, las cuales posibilitaron su capitalización.

Así, observamos entonces, que la cantidad de producto por habitante no se comprende sin un desarrollo previo de industrialización y éste sin un proceso de capitalización. En esta sección hemos demostrado que la convergencia regional española es un proceso secuencial de la capitalización regional. Queda por demás claro que también en el caso de España, la evolución de cada región tiene ceñida a ella la historia de su industrialización, es decir, la historia de la acumulación de capital.

¹³ El autor, muestra con información de un amplio periodo (1800-1990), que Cataluña y El País Vasco (entre otras regiones), tuvieron desde la mitad del siglo XIX, un trato preferencial por parte de todo el estado español. Así por ejemplo, estas dos comunidades se vieron exentas de pagos de impuestos, se vieron protegidas con aranceles sus industrias (vgr. el de 1891) y se les permitió exportar con relativos apoyos; la inversión en infraestructura estatal superó, en estas regiones con mucho y por amplios periodos, la media española.

7. Conclusiones

Consideramos que hemos ofrecido en este trabajo un planteamiento sencillo para calcular las DPV, expuesto por primera vez por Valle (1991). Mejoramos la metodología de cálculo, advirtiendo la importancia de manejar series desagregadas que sean lo más homogéneas posible, ya que en independencia del índice que mida las desviaciones, otro aspecto relevante es, la homogeneidad de desagregación.

Comparando los dos métodos para calcular las desviaciones entre precios y valores (DPV), se observa que las investigaciones que utilizan el MIP, ciertamente obtienen resultados más robustos, tanto en el nivel de las desviaciones entre precios directos, de producción y de mercado, como en las explicaciones, a través de las composiciones en valor del capital verticalmente integrada, de las desviaciones entre precios directos y de producción; sin embargo, tal método tiene la desventaja de tener límites en las evaluaciones temporales. Al comparar los dos métodos concluimos que tanto en la dinámica como en la diferenciación de los niveles promedio de las DPV, el MPPE puede ser una aproximación teórica y estadísticamente aceptable. Además de que, *la obtención de series temporales y descompuestas de las DPV mediante el MPPE, puede ser un mecanismo útil para el examen con otras variables importantes dentro de la teoría.* A partir de estas desviaciones hemos puntualizado algunas consecuencias e hipótesis teóricas en la sección (§ 3.4).

En este sentido, podemos finalizar con algunas conclusiones de corroboración empírica. *Primera*, a partir de nuestra metodología, la aproximación de las desviaciones entre valores y precios se encuentran correlacionadas con las composiciones de capital relativas en la industria española, verificándose que por incremento de 1% en éstas, aquéllas lo hacen en 1.2% aproximadamente. El resultado parece ser muy aproximado, ya que mediante el MIP se encuentra que para la economía española en su conjunto en 1990, la elasticidad entre $cvcvi$ y desviaciones (d,p) es casi unitaria. *Segunda*, que el MPPE tiene una misma sincronía con el MIP, al calcular la desviación promedio entre valores y precios y particularmente entre valores y precios de mercado; además ambos métodos parecen captar diferencias significativas en las DPV, entre países de desigual desarrollo, *Tercera*, el trabajo encuentra evidencia que los sectores industriales españoles que producían con composiciones de capital por encima de la media industrial, obtenían

transferencias positivas y viceversa; tal es el caso, en un extremo, del sector de productos químicos, y en el otro, de los productos textiles. *Cuarta*, también para el caso de España, se observó una tendencia consistente, en que las divergencias entre valores y precios de mercado, eran mayores a las divergencias entre valores y precios de producción; observándose que la obtención de este resultado es relativamente más sencilla y consistente que con el MIP. *Quinta*, que la DPV intrasectorial se asocia inversamente a la productividad, esto se corrobora para el caso de diez países europeos y las 52 provincias de España. *Sexta*, se han encontrado evidencias, de que el ciclo de las DPV obtenidas mediante el MPPE es inverso al ciclo económico; esto se ha corroborado con: el ciclo del producto real, el del empleo y el de la rentabilidad para el caso de los EUA, y del ciclo del producto real para el caso de los países europeos y de España en particular. *Por último*, hemos encontrado evidencia de que la convergencia regional en España, es producto de la una distribución regional más homogénea de *capital por trabajador*, descartando, como elemento dominante a la tasa de ocupación o a los movimientos de población en general, como lo afirman algunos autores neoclásicos; se han encontrado indicios muy claros, de que ha existido un proceso de convergencia en capital por trabajador, luego de productividad y como corolario, de la convergencia en producto per cápita. De esta manera, se encuentra con ello una solución vieja para un problema aparentemente nuevo, el desarrollo económico regional, es el resultado de la génesis regional de *la acumulación de capital*.

Apéndices

A.1. El Método Indirecto

Si las participaciones de valor agregado y empleo para un capital dado son iguales:

$$(1) \quad \frac{b_i}{\mu B} = \frac{l_i}{\mu L} \quad \forall i \quad \text{Donde } i = 1, 2, 3 \dots n$$

Entonces se cumple que los precios son proporcionales a los valores:

$$(2) \quad P = k M$$

Donde: (b_i) es el valor agregado del sector "i", (l_i) es el empleo del sector "i", (μ) es un vector unitario fila y P y M son vectores columna que representan los precios y los valores respectivamente. Demostremos lo anterior. La expresión (1) representa la igualdad en las participaciones del valor agregado y del empleo para el sector "i". Adviértase que: $\mu B = \sum_{i=1}^n b_i = \text{Valor Agregado Total}$, análogamente sucede con (μL) , que nos muestra el monto de Empleo Total. Si se cumple (1) entonces el valor agregado de cualquier sector es el producto de su empleo por el "valor del dinero".

$$(3) \quad b_i = \left(\frac{\mu B}{\mu L} \right) l_i$$

Siendo cierto esto, el valor del dinero es una constante "k", y por tanto, si se cumple sectorialmente se cumple para el agregado del Valor Agregado y Empleo.

$$(4) \quad b_i = k l_i$$

$$(5) \quad B = k L$$

Bajo el supuesto de capital circulante puro, los valores se pueden determinar como la suma de trabajo indirecto y directo. Podemos obtener el vector de valores a partir de este planteamiento.

$$(6') \quad M = AM + L$$

$$(6'') \quad M = (I - A)^{-1} L$$

Donde A es la matriz cuadrada de requerimientos de consumo intersectorial e I una matriz identidad. A partir de las cuentas nacionales, AP es el consumo intermedio y B el valor nuevo producido, la suma de ambos es el precio del producto bruto. Análogamente podemos despejar el vector de precios de la producción bruta.

$$(7') \quad P = AP + B$$

$$(7'') \quad P = (I - A)^{-1} B$$

Si a esta matriz especial inversa de Leontief $(I - A)^{-1}$ la denominamos D, entonces:

$$(8) \quad M = DB$$

$$(9) \quad P = DL$$

Pero por (5) $B = k L$, sustituyendo en (8') y dado que k es sólo un escalar se tiene que:

$$(10) \quad P = k M$$

Tal como se quería demostrar.

Entonces se tiene que P no es un vector de precios cualquiera, es un vector de precios proporcionales a los valores. Pero es entonces cuando se infiere que, si las participaciones de valor agregado y empleo difieren nos encontramos con precios no proporcionales al valor.¹

No está por demás en insistir que, la demostración anterior nos da una relación de referencia, no nos explica las causas de las desviaciones entre un par de tipo de precios. La demostración se acota a demostrar con rigor que si se cumple (1), los precios son proporcionales a los valores. Para el caso particular de precios directos y de producción la siguiente demostración propone un factor explicativo.

A.2. Razones Capital-Trabajo Verticalmente Integradas como determinantes de las DPV

De (Shaikh, 1990, pp: 106 y ss), citamos la siguiente demostración, (con precios definidos de manera ligeramente diferente también se pueden encontrar las mismas conclusiones en Petrović, 1987). Si suponemos cualesquiera precios (p), estarán compuestos por el monto de salarios (salario por cantidad de trabajo, w y L respectivamente) más las ganancias (π) y los costos materiales (M).

$$p = wL + \pi + M \quad (1)$$

Estos costos materiales a su vez están compuestos por los mismos elementos:

$$p = wL + \pi + wL^{(1)} + \pi^{(1)} + M^{(1)} \quad (2)$$

Donde el superíndice (1) indica otra etapa productiva que produce el insumo (1). A su vez este material utilizó otros salarios, ganancias y materiales. De manera que el precio puede verse como la suma de salarios y ganancias integrados.

$$p = W^T + \Pi^T \quad (3)$$

Donde:

$$W^T = w(L + L^{(1)} + L^{(2)} + \dots + L^{(n)}) \text{ y } \Pi^T = \pi + \pi^{(1)} + \pi^{(2)} + \dots + \pi^{(n)}$$

Dado que (wL^T), implica la tasa salarial por el trabajo *integrado* (es decir, el valor), por tanto, la expresión anterior se reduce a:

$$p = w\Lambda (1 + Z) \\ \text{Siendo } Z = \frac{\Pi^T}{W^T} \quad (4) \text{ y } (5)$$

Donde Z se le denomina, la razón integrada de ganancia-salario. Si relacionamos dos precios i y j:

$$p_i = w\lambda_i (1 + Z_i) \\ p_j = w\lambda_j (1 + Z_j) \\ p_{ij} = \frac{w\lambda_i (1 + Z_i)}{w\lambda_j (1 + Z_j)} = \frac{\lambda_i (1 + Z_i)}{\lambda_j (1 + Z_j)} = p_{ij} = \lambda_{ij} \hat{z}_{ij} \quad (6)$$

¹ Una demostración un poco más elaborada puede encontrarse en Valle (1994).

Los precios relativos cualesquiera están en función del producto de los valores relativos y de las razones integradas ganancia-salario relativas ($z_i = \pi^T/w^T$). Esto sirve para cualquier tipo de precios, pero para los precios de producción, se supone que las ganancias son iguales al producto de la tasa de ganancia (r) por el capital total adelantado (K) integrado: $\pi = r K^T$

Entonces si:

$$z_i = \frac{\pi^T}{W^T} = \frac{r K^T}{w L^T} \quad (7)$$

Es por ello que ahora:

$$z_{ij} = \frac{1 + \frac{r K_i^T}{w L_i^T}}{1 + \frac{r K_j^T}{w L_j^T}} \quad (8) \quad p_{ij} = \frac{\lambda_i (1 + \frac{r K_i^T}{w L_i^T})}{\lambda_j (1 + \frac{r K_j^T}{w L_j^T})} = p_{ij} = \lambda_{ij} z_{ij} \quad (9)$$

Y aplicando logaritmos:

$$\ln z_{ij} = \ln p_{ij} - \ln \lambda_{ij} \quad (10)$$

De acuerdo a (10) tenemos que las desviaciones entre precios y valores relativos, están en función de las razones beneficio-salario integradas, pero dada una r/w , como se aprecia en (7), éstas son proporcionales a las razones capital-trabajo integradas.

A.2.1. Competencia intrasectorial e intersectorial, simulación

Nuestro objetivo es observar que sucede con la productividad sectorial y global, ante un incremento de la composición de capital (C/L) en los capitales reguladores (aspecto que tratamos en la sección § 2).

El sistema muestra tres sectores, los dos primeros se encuentran formados por tres capitales o ramas, en el tercero sólo existe un capital. Cada ecuación está integrada por los costos de capital “máquinas” (C), trigo (K), oro (el cual sólo es un bien final de consumo capitalista, que no entra como insumo en ningún capital), se utiliza además trabajo (L), luego a lo más tenemos dos sectores *básicos sraffianos*; todos estos factores redundan en un cierto *quantum* de producción (P). Los sectores están denotados por: 1, 2 y 3 y en el caso de la existencia de varios capitales intrasectoriales, éstos se denotan con: a, b y c. El capital regulador del sector 1 y 2, serán los capitales 1a y 2a. Planteamos entonces un sistema de 9 ecuaciones con 9 incógnitas, tres corresponden a los valores *sociales* sectoriales y 6 a los valores *individuales* de los capitales del sector 1 y 2. El sector 3 está compuesto por un solo capital, luego es paralelamente el capital regulador y promedio. Así:

$$\begin{aligned}
 C_{1a} \cdot m_1 + K_{1a} \cdot m_2 + 0 \cdot m_3 + L_{1a} &= P_{1a} \cdot m_{1a} \\
 C_{1b} \cdot m_1 + K_{1b} \cdot m_2 + 0 \cdot m_3 + L_{1b} &= P_{1b} \cdot m_{1b} \\
 C_{1c} \cdot m_1 + K_{1c} \cdot m_2 + 0 \cdot m_3 + L_{1c} &= P_{1c} \cdot m_{1c} \\
 \left(\frac{C_{1a} + C_{1b} + C_{1c}}{3} \right) \cdot m_1 + \left(\frac{K_{1a} + K_{1b} + K_{1c}}{3} \right) \cdot m_2 + 0 \cdot m_3 + \left(\frac{L_{1a} + L_{1b} + L_{1c}}{3} \right) &= \frac{P_{1a} + P_{1b} + P_{1c}}{3} \cdot m_1
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 C_{2a} \cdot m_1 + K_{2a} \cdot m_2 + 0 \cdot m_3 + L_{2a} &= P_{2a} \cdot m_{2a} \\
 C_{2b} \cdot m_1 + K_{2b} \cdot m_2 + 0 \cdot m_3 + L_{2b} &= P_{2b} \cdot m_{2b} \\
 C_{2c} \cdot m_1 + K_{2c} \cdot m_2 + 0 \cdot m_3 + L_{2c} &= P_{2c} \cdot m_{2c} \\
 \left(\frac{C_{2a} + C_{2b} + C_{2c}}{3} \right) \cdot m_1 + \left(\frac{K_{2a} + K_{2b} + K_{2c}}{3} \right) \cdot m_2 + 0 \cdot m_3 + \frac{L_{2a} + L_{2b} + L_{2c}}{3} &= \frac{P_{2a} + P_{2b} + P_{2c}}{3} \cdot m_2
 \end{aligned}$$

$$C_3 \cdot m_1 + 0 \cdot m_2 + 0 \cdot m_3 + L_3 = 100 m_3$$

Los valores sociales e individuales son: $V = (m_1, m_2, m_3, m_{1a}, m_{1b}, m_{1c}, m_{2a}, m_{2b}, m_{2c})$. Donde los tres primeros resultados son los valores sociales, luego los siguientes tres pertenecen a los valores intrasectoriales del sector 1, análogamente y por último, los tres resultados restantes pertenecen al sector 2.

$$V = \begin{pmatrix} 1 \\ 0.1 \\ 2 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 0.1 \\ 0.1 \\ 0.1 \end{pmatrix} \quad PI = \begin{pmatrix} 1 \\ 10 \\ 0.5 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 10 \\ 10 \\ 10 \end{pmatrix} \quad PIS1 = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} \quad PIS2 = \begin{pmatrix} 10 \\ 10 \\ 10 \end{pmatrix}$$

El vector valor pertenece a las condiciones iniciales. El vector de productividades sociales e individuales (comprendidas como el recíproco del valor unitario) se obtuvieron con la matriz inversa del vector valor diagonalizado $\langle V \rangle^{-1}$ posmultiplicado por un vector columna unitario $PI = \langle V \rangle^{-1} U$, las productividades sectoriales (PIS1) y (PIS2) se extraen precisamente de este vector resultante PI. Adviértase de las “desviaciones” incluso a nivel de valores (sociales vs individuales), la misma observación vale para las productividades.

A partir de estos resultados podemos determinar las composiciones en valor del capital sectoriales y "ramales", pues tenemos determinados m1, m2 y m3. Debemos señalar, que la composición de capital queda simplemente definida (para no determinar por ahora el valor del salario), como el cociente entre el valor del capital gastado entre el trabajo vivo.

$$\theta_1 := \frac{\left(\frac{C_{1a} + C_{1b} + C_{1c}}{3}\right) \cdot V_0 + \left(\frac{K_{1a} + K_{1b} + K_{1c}}{3}\right) \cdot V_1 + 0 \cdot V_2}{\frac{L_{1a} + L_{1b} + L_{1c}}{3}}$$

$$\theta_2 := \frac{\left(\frac{C_{2a} + C_{2b} + C_{2c}}{3}\right) \cdot V_0 + \left(\frac{K_{2a} + K_{2b} + K_{2c}}{3}\right) \cdot V_1 + 0 \cdot V_2}{\frac{L_{2a} + L_{2b} + L_{2c}}{3}}$$

$$\theta_3 := \frac{C_3 \cdot V_0 + 0 \cdot V_1 + 0 \cdot V_2}{L_3}$$

Podemos determinar la composición media del sistema, mediante los componentes del capital y trabajos totales sectoriales anteriores. Así: $\theta_m = \text{Capital en valor de todo el sistema} / \text{Trabajo vivo de todo el sistema}$

De forma similar podemos definir las composiciones de capital intrasectoriales ramales (CR1 y CR2), como el tercer sector no entrará como insumo en los demás, éstas quedan definidas como.

$$CR1 := \left(\begin{array}{c} \frac{C1a \cdot V_0 + K1a \cdot V_1}{L1a} \\ \frac{C1b \cdot V_0 + K1b \cdot V_1}{L1b} \\ \frac{C1c \cdot V_0 + K1c \cdot V_1}{L1c} \end{array} \right) \quad CR2 := \left(\begin{array}{c} \frac{C2a \cdot V_0 + K2a \cdot V_1}{L2a} \\ \frac{C2b \cdot V_0 + K2b \cdot V_1}{L2b} \\ \frac{C2c \cdot V_0 + K2c \cdot V_1}{L2c} \end{array} \right) \quad CR3 := \frac{C3 \cdot V_0}{L3}$$

La productividad sectorial por su parte queda simplemente definida como el inverso del valor unitario, su tasa de crecimiento sectorial, será el cambio porcentual de este tipo de productividades.

El crecimiento de la productividad agregada la definimos como Valle (1994):

$$TASA_{\Pi} := \left(\frac{\frac{1}{M_1^T \cdot Y_0}}{\frac{1}{M_0^T \cdot Y_0}} - 1 \right) \cdot 100$$

Donde, (M) es un vector fila de valores sectoriales, (Y) es un vector de demanda final; los subíndices 0 y 1 denotan periodos. Ésta, determina la productividad como el cambio del trabajo directo e indirecto para producir una determinada canasta de productos que permanece constante (Y_0)

A partir del sistema de ecuaciones anterior, sólo modificaremos los siguientes coeficientes, observando las repercusiones que tienen estos en: 1) la dispersión de las composiciones de capital y de la productividad, 2) el crecimiento de la productividad y 3) el incremento de las composiciones de capital. Las modificaciones implicarán las siguientes fases:

Fase inicial. Estos son los parámetros iniciales del sistema de ecuaciones.

C1a:= 225	L1a:= 150	C2a:= 100	L2a:= 200	C3:= 50	L3:= 150
C1b:= 225	L1b:= 150	C2b:= 100	L2b:= 200		
C1c:= 225	L1c:= 150	C2c:= 100	L2c:= 200		

Fase 1. El capital regulador del primer sector ejerce un cambio tecnológico, que se traduce en incrementar su maquinaria en 6.7% y decrecer su empleo en 20%.

C1a:= 240	L1a:= 120	C2a:= 100	L2a:= 200	C3:= 50	L3:= 150
C1b:= 225	L1b:= 150	C2b:= 100	L2b:= 200		
C1c:= 225	L1c:= 150	C2c:= 100	L2c:= 200		

Fase 2. Los capitales reguladores de los otros sectores, intensifican su acumulación, comprando maquinaria y desechando empleo, con la misma celeridad ejercida por el capital regulador del sector 1.

C1a:= 240	L1a:= 120	C2a:= 107	L2a:= 160	C3:= 53	L3:= 120
C1b:= 225	L1b:= 150	C2b:= 100	L2b:= 200		
C1c:= 225	L1c:= 150	C2c:= 100	L2c:= 200		

Fase 3. La competencia intrasectorial, obliga a los demás capitales a seguir a su capital regulador sectorial, el efecto es que todos modifican su composición de capital. El sector 3 eleva su composición a una tasa de crecimiento observada en la media del sistema.

C1a:= 240	L1a:= 120	C2a:= 107	L2a:= 160	C3:= 60	L3:= 120
C1b:= 240	L1b:= 120	C2b:= 100	L2b:= 160		
C1c:= 240	L1c:= 120	C2c:= 100	L2c:= 160		

Fase 4. Podemos esquematizar una estructura más integrada, ahora todos los sectores consumen 100 unidades del sector 2. El efecto es un crecimiento de la composición de capital media y sectorial.

C1a:= 240	L1a:= 120	C2a:= 107	L2a:= 160	C3:= 60	L3:= 120
C1b:= 240	L1b:= 120	C2b:= 100	L2b:= 160		
C1c:= 240	L1c:= 120	C2c:= 100	L2c:= 160		
K1a:= 100		K2a:= 100		K3:= 100	
K1b:= 100		K2b:= 100			
K1c:= 100		K2c:= 100			

Esquema inicial

Dispersión	Dispersión intrasectorial		Dispersión intersectorial	Dispersión Total
	Sector 1	Sector 2		
Capital/Trabajo	CV1 = 0	CV2 = 0	Theil = 0.1996 (<i>ponderada</i>)	CVCRT = 0.61884
Productividad	CVPI1 = 0	CVPI2 = 0		
Tasa de crecimiento de la Productividad	TASA_II1 = -0	TASA_II2 = -0		TASAII = -0
Cociente Capital/Trabajo	Sector 1	Sector 2	Sector 3	Sistema en Conjunto
	$\theta_1 = 1.5$	$\theta_2 = 0.5$	$\theta_3 = 0.3333$	$\theta_m = 0.75$

La dispersión intrasectorial medida con el coeficiente de variación (CV) es en los dos sectores nula, como era de suponerse, tanto para el ratio capital/trabajo, como para las productividades. La dispersión inicial intersectorial ponderada con Theil, es de 0.199 mientras que la dispersión de todos los capitales es de 0.618. Como era también de esperarse, dado que no ha habido modificaciones, la tasa de crecimiento de las productividades: sectoriales y global son nulas. Por último, las composiciones de capital presentan en sus niveles ya diferencias, estando sólo el sector 1 por encima de la media social.

Primer cambio

Dispersión	Dispersión intrasectorial		Dispersión intersectorial	Dispersión Total
	Sector 1	Sector 2		
Capital/Trabajo	CV1 = 0.1732	CV2 = 0	Theil = 0.2277 (<i>ponderada</i>)	CVCRT = 0.68597
Productividad	CVPI1 = 0.0251	CVPI2 = 0		
Tasa de crecimiento de la Productividad	TASA_II1 = 3.57	TASA_II2 = 1.16		TASAII = 1.31
Cociente Capital/Trabajo	Sector 1	Sector 2	Sector 3	Sistema en Conjunto
	$\theta_1 = 1.5862$	$\theta_2 = 0.4828$	$\theta_3 = 0.3218$	$\theta_m = 0.7488$

Segundo cambio

Dispersión	Dispersión intrasectorial		Dispersión intersectorial	Dispersión Total
	Sector 1	Sector 2		
Capital/Trabajo	CV1 = 0.1732	CV2 = 0.1752	Theil = 0.172 (<i>ponderada</i>)	CVCRT = 0.62519
Productividad	CVPI1 = 0.0251	CVPI2 = 0.0699		
Tasa de crecimiento de la Productividad	TASA_II1 = 3.57	TASA_II2 = 5.09		TASAII = 6.748
Cociente Capital/Trabajo	Sector 1	Sector 2	Sector 3	Sistema en Conjunto
	$\theta_1 = 1.5862$	$\theta_2 = 0.5293$	$\theta_3 = 0.4264$	$\theta_m = 0.8329$

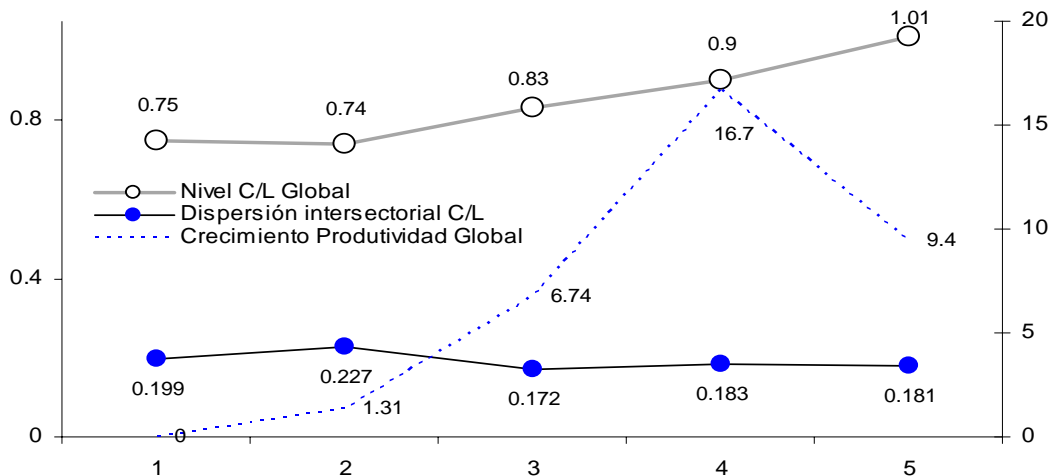
Tercer cambio

Dispersión	Dispersión intrasectorial		Dispersión intersectorial	Dispersión Total
	Sector 1	Sector 2		
Capital/Trabajo	CV1= 0	CV2= 0	Theil = 0.1834 (<i>ponderada</i>)	CVCRT= 0.60613
Productividad	CVPI1= 0	CVPI2= 0		
<hr/>				
Tasa de crecimiento de la Productividad	TASA_Π1 = 12.5	TASA_Π2 = 17.6		TASAΠ = 16.782
<hr/>				
Cociente Capital/Trabajo	Sector 1	Sector 2	Sector 3	Sistema en Conjunto
	θ1 = 1.7778	θ2 = 0.5944	θ3 = 0.4444	θm = 0.9044

Cuarto cambio

Dispersión	Dispersión intrasectorial		Dispersión intersectorial	Dispersión Total
	Sector 1	Sector 2		
Capital/Trabajo	CV1= 0	CV2= 0	Theil = 0.1813 (<i>ponderada</i>)	CVCRT= 0.57865
Productividad	CVPI1= 0	CVPI2= 0		
<hr/>				
Tasa de crecimiento de la Productividad	TASA_Π1 = 4.62	TASA_Π2 = 10.57		TASAΠ = 9.493
<hr/>				
Cociente Capital/Trabajo	Sector 1	Sector 2	Sector 3	Sistema en Conjunto
	θ1 = 1.9871	θ2 = 0.6958	θ3 = 0.4779	θm = 1.0178

Puede observarse que respecto al esquema inicial, al implementarse una innovación en el primer capital regulador (1a: sector "1", capital "a"), los demás capitales reguladores de los otros sectores, les siguen, tratando de incorporar la innovación (es evidente que el esquema sigue siendo restrictivo, pero puede llegarse a similares conclusiones con tan sólo eliminar empleo y suponer que existe, por ejemplo, una nueva estrategia de organización del trabajo: *fordista*, *toyotista*, etc.). Posteriormente, los otros capitales –no reguladores- se ven arrastrados por su capital regulador; aquí suponemos nuevamente que se equiparan a la composición del capital regulador, suposición que realizamos sólo para remarcar los efectos. Puede obtenerse tan sólo una aproximación y llegarse al mismo sentido de nuestras conclusiones. Observemos gráficamente los resultados para el sistema en su conjunto.



Resumiendo los resultados son: un elevamiento de la composición de capital, tanto sectorial como global. Se observa una secuencia: divergencia-convergencia en las composiciones de capital intrasectoriales y ligeramente en las intersectoriales. Paralelamente se observa un incremento de la productividad, a la vez, se observa un proceso de convergencia intrasectorial de esta variable. En cualquier caso, es evidente que la productividad de una mercancía depende de la composición de capital directa, y en un sentido aún más amplio, de la *composición social*. Lo anterior es un ejercicio de simulación de lo que argumentábamos en la sección § 2.

A.3. Índices de Desigualdad o Concentración

Índices de desigualdad	Límites (Máximo y mínimo)	Estandarización
$R = X_{máxima} - X_{mínima}$	$R_{Max} = \sum x_i = \bar{x}n; R_{min}=0$	$R_e = R/\sum x_i; 0 \leq R_e \leq 1$
$R_R = \frac{X_{máxima} - X_{mínima}}{\bar{x}} = \frac{D}{\bar{x}}$	$R_{RMax} = n, R_{Rmin}=0$	$R_{Re} = \frac{R_R}{n} \quad 0 \leq R_{Re} \leq 1$
$D = \sum_{i=1}^n \frac{ x_i - \bar{x} }{n\bar{x}}$	$D_{Max} = \frac{2(n-1)}{n} \quad D_{min} = 0$	$D_e = \frac{D}{D_{Max}} = \frac{1}{2(n-1)} \frac{\sum_{i=1}^n x_i - \bar{x} }{\bar{x}}$ $0 \leq D_e \leq 1$
$V = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 / n}{\bar{x}^2}$	$V_{Max} = (n-1), V_{min} = 0$	$V_e = \frac{\sigma^2}{(n-1)\bar{x}^2}$ $0 \leq V_e \leq 1$
$L^2 = \sum_{i=1}^n (\ln x_i - \ln \bar{x})^2 / n$	L^2_{Max} es indeterminado; $L^2_{min} = 0$	No se puede estandarizar
$G = \sum_{i=1}^{n-1} (P_i - Q_i) / \sum_{i=1}^{n-1} P_i$	$G_{Max}=1; G_{min}=0$	$0 \leq G \leq 1$
$R_M = \sum_{i=1}^n q_i \left(\frac{q_i}{p_i} \right)$	$R_{MMax}=n, R_{Mmin}=1$	$R_{Me} = \frac{R_M - 1}{n - 1}$ $0 \leq R_{Me} \leq 1$
$C.V. = \frac{\sigma}{\bar{X}} = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 / n}}{\bar{X}}$	$C.V._{Max} = \sqrt{1-n}$ $C.V._{min} = 0$	$C.V._e = \frac{C.V.}{\sqrt{1-n}}$ $0 \leq C.V._e \leq 1$
$\sigma^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 / n$	$\sigma^2_{Max} = (n-1)\bar{x}^2; \sigma^2_{min} = 0$	$\sigma^2_e = \sigma^2 / (n-1)\bar{x}^2$ $0 \leq \sigma^2_e \leq 1$
$N = \sum y_i - l_i ; Z = \sum y_i - l_i (y_i / l_i)$	Si y_j concentra todo el valor del producto, luego: $y_j = y_{Max} = I$	$0 \leq N \leq 2(1 - l_{Max})$ $0 \leq Z \leq (1/l_{Max}) - 1$
$H' = \sum_{i=1}^n q_i \ln \left(\frac{q_i}{p_i} \right)$	$H'_{Max} = \infty, H'_{min} = 0$	No se puede estandarizar

Los nombre de los índices: 1. Rango, 2. Rango relativo, 3. Desviación Absoluta Relativa, 4. Varianza Relativa, 5. Varianza de Logaritmos, 6. Coeficiente de Gini, 7. Índice Rm, 8. Coeficiente de Variación, 9. Varianza, 10. Desviación Absoluta Media Ponderada por trabajo (N) y valor agregado (Z) y 11. Índice de Theil. La DAM está formulada en la nota a pie número 32.

Como es habitual, x_i es el valor individual de la variable del individuo "i", lo mismo vale para q_i , y_i y l_i . Estas tres últimas variables son propiamente participaciones, el valor del individuo i respecto al agregado total. En el contexto que manejamos en el trabajo las dos primeras denominaciones son para una medida de producto mientras l_i es para alguna medida de individuos: población, empleo, etc. Por su parte, Q_i y P_i son variables acumuladas de q_i y p_i en Gini. Como habitualmente se representa \bar{x} es el promedio aritmético, n es el número de individuos.

Sobre el índice DAMP, desviación absoluta media ponderada, número 10. Se tiene que para una $y_i=1$ y definido su valor correspondiente de l_i , cuyo valor por definición sólo puede estar entre 1 y 0, dadas estas circunstancias, el valor máximo de N tiene rango (0 y 2), en cambio Z en la medida que l_i se acerca a 1 y 0, su rango es (0 y $+\infty$). Por tanto, y en general, para una distribución asimétrica Z arrojará valores mayores que N .

A.4. La familia de los índices de Theil

Por otro lado el índice de Theil con parámetro $\beta=1$ en realidad pertenece a la familia:

$$T(\beta) = \frac{1}{\beta(\beta-1)} \sum_{i=1}^n p_i \left[\left(\frac{x_i}{\mu} \right)^\beta - 1 \right] \quad \beta \neq 0,1 \quad \text{y donde : } \mu = \sum_{i=1}^n p_i \cdot x_i$$

El parámetro β le impone una sensibilidad al índice de Theil, en realidad si éste tiende a menos infinito, Theil sólo cambia significativamente ante modificaciones en la parte baja de la distribución, por el contrario cuando el parámetro tiende a más infinito el índice reacciona ante redistribuciones en la parte superior de la distribución del grupo. Como puede deducirse de la anterior ecuación nace toda una familia de índices de Theil. A nosotros sólo nos interesa el caso cuando $\beta=1$, al suponer este parámetro la ecuación se indetermina, se hace entonces uso de la regla de *L'Hopital*, que se convierte para el caso en:

$$\lim_{\beta \rightarrow 1} \frac{g'(x)}{h'(x)} = \lim_{\beta \rightarrow 1} T(\beta) = \lim_{\beta \rightarrow 1} \frac{K'}{2\beta-1} = \lim_{\beta \rightarrow 1} \frac{\sum_{i=1}^n p_i \left(\frac{x_i}{\mu} \right)^\beta \ln \left(\frac{x_i}{\mu} \right)}{2\beta-1} = \sum_{i=1}^n p_i \left(\frac{x_i}{\mu} \right) \ln \left(\frac{x_i}{\mu} \right)$$

$$\text{Si asumimos que: } y_i = \frac{p_i \cdot x_i}{\mu} \Rightarrow \frac{x_i}{\mu} = \frac{y_i}{p_i}$$

$$\text{Entonces finalmente sustituyendo: } T(1) = \sum_{i=1}^n y_i \cdot \ln \left(\frac{y_i}{p_i} \right)$$

$$\text{Puede demostrarse con la misma lógica: } T(0) = \sum_{i=1}^n p_i \cdot \ln \left(\frac{p_i}{y_i} \right)$$

Para llegar a estos dos últimos resultados adviértase que las notaciones se encuentran en A.3., valga insistir que: y_i y p_i son las participaciones del grupo i en el valor de la variable y en el de población, respectivamente; la letra griega μ es ciertamente el promedio ponderado, para el caso nuestro de las DPV, se entiende como Y/L , es decir, el cociente de los agregados totales de producto y empleo.

La familia de índices de Theil nace en realidad de la teoría de la información y es Henry Theil quien creo el concepto. En la investigación sólo utilizamos $T(1)$, hemos ya tratado en Sánchez (2000) algunas de las bondades estadísticas de este y de otros índices de concentración.

A.5. Funciones de densidad mediante el método no paramétrico de Kernel

Una función de densidad suavizada mediante Kernel se puede obtener mediante:

$$f(x) = \frac{1}{nh} \cdot \sum_{i=1}^n K \cdot \frac{|x - \theta_i|}{h}$$

Donde el la altura de la función de probabilidad de x queda definida por (n) el número de observaciones o provincias en nuestro caso, (h) el parámetro de de suavizado y también por K que es la función Kernel y (θ_i) que es la relación normalizada capital-empleo o capital-empleo asalariado, etc. Estas dos últimas variables requieren detallarse un poco más.

Sobre la función Kernel, ésta queda definida como el área bajo la curva con valor de la unidad:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} K(t)dt = 1$$

Se pueden definir a su vez diferentes formas concretas de Kernel: Epanechnikov, triangular, uniforme, rectangular, Gaussiana, etc. Dada las propiedades de la normal y el número suficiente de provincias se elige el Kernel Gaussiano.

$$K(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}t^2} \quad \text{Sustituyendo } t = \frac{x - \theta_i}{h} \therefore K(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x - \theta_i}{h}\right)^2}$$

Sólo el parámetro de ancho de banda (h) queda por determinar, existiendo varios métodos el de Silverman suele ser el más utilizado; este es un parámetro que utiliza una transformación canónica, queda definido como:

$$h = 0.9kN^{-\frac{1}{5}} \cdot \min(s, R/1.34)$$

Donde: (k) es el factor de transformación canónico de ancho de banda, (s), la desviación estándar y (R) el rango intercuartil de la serie.

Sobre nuestra variable, en este cálculo (θ) y en relación estrecha con la teoría, la relación capital-trabajo (o capital-empleo asalariado), es una variable normalizada por la media ponderada. En nuestro caso nos interesa conocer la relación de la composición de capital para un capital respecto a la composición social, esta última puede definirse como la relación capital-trabajo media nacional (o en su caso de toda la economía ante un análisis sectorial). La media ponderada de los ratios capital-trabajo provinciales es igual de hecho a la media nacional.

$$\bar{\theta}_{nacional} = \bar{\theta}_{ponderada} \quad \text{ya que:} \quad \bar{\theta}_{nacional} = \frac{\sum_{i=1}^{52} C_i}{\sum_{i=1}^{52} L_i} = \sum_{i=1}^{52} \omega_i \cdot \theta_i = \bar{\theta}_{ponderada}$$

Donde: (ω_i) es la participación en el empleo de la provincia "i" en el total nacional. Por otro lado, debe observarse que al obtener de hecho la normalización:

$$\frac{\theta_i}{\theta_{nac}} = \frac{C_i/L_i}{C_{nac}/L_{nac}} \quad \text{que de hecho es:} \quad \frac{C_i/C_{nac}}{L_i/L_{nac}} = \frac{k_i}{\ell_i}$$

Estamos calculando la variable fundamental que explica las desviaciones entre precios y valores. Definido todos los parámetros, la función de densidad Kernel Gaussiano queda finalmente entonces como:

$$f(x) = \frac{1}{nh} \cdot \sum_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\theta_i}{h} \right)^2}$$

Debe sólo añadirse que la función de densidad ponderada, sólo precisa de premultiplicar a K por (ω_i):

$$f(x)_\omega = \frac{1}{nh} \cdot \sum_{i=1}^n \omega_i \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\theta_i}{h} \right)^2}$$

Se obtuvieron las densidades Kernel simples con *Econometrics Views* v.5 y las ponderadas con *Stata* v.9.

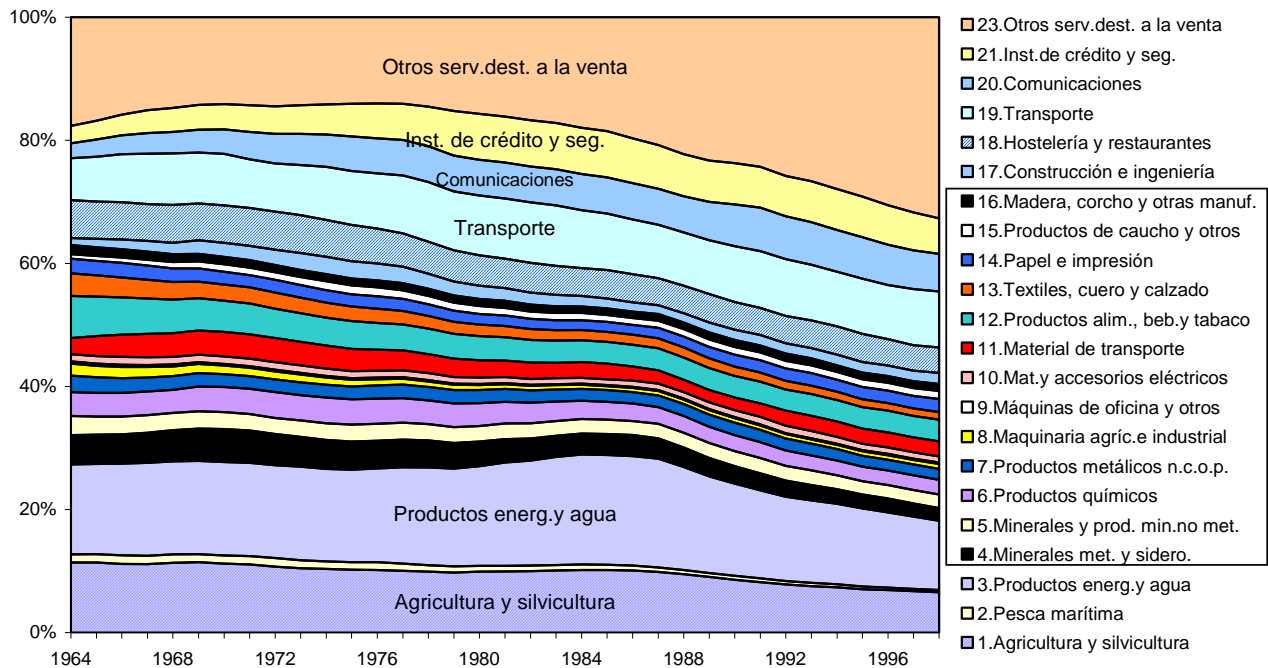
A.6. Regresiones entre las DPV sectoriales y sus composiciones de capital relativas en España
Análisis de panel (balanceado) 9 sectores manufactureros de 1980 a 1995. BDMORES

Modelo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5 ^a
V. Dependiente	MCO	MCP	MEF 1	MEF 2	MEF 3 ^c
	log (RVS) prueba t	RV prueba t	log (RV) prueba t	log (RV) prueba t	log (RV) prueba t
V. Explicativas					
intercepto	-0.0066 (-0.44)*		2.1893 (6.89)*	2.8085 (6.33)*	-1.0830 (-17.74)*
log (CRS)	0.5070 (22.87)*				
log (CR)			-0.1670 (-1.00)	-0.4910 (-2.11)**	1.2716 (75.57)*
1/ Desv. estándar _i		0.28801 (-6.74)*			
CR		0.854 (12.58)*			
D2			-0.2652 (-3.82)*	-0.2068 (-0.26)	
D3			0.7310 (5.51)*	-0.3713 (-0.23)	
D4			0.6974 (4.67)*	-3.1127 (-1.06)	
D5			1.0523 (5.65)*	-5.9531 (-3.26)*	
D6			1.8608 (7.50)*	-1.6836 (-0.58)	
D7			2.5018 (8.50)*	1.9672 (0.47)	1.9664 (3.12)*
D8			2.4394 (7.06)*	-4.5010 (-0.73)	
D9			3.1580 (8.20)*	4.6916 (0.58)	2.3460 (4.64)*
D2*LOG(CR)				0.0227 (0.60)	
D3*LOG(CR)				0.5060 (0.80)	
D4*LOG(CR)				1.4767 (1.37)	
D5*LOG(CR)				2.4531 (3.87)*	
D6*LOG(CR)				1.1903 (1.36)	0.009 ^c (17.05)
D7*LOG(CR)				0.3016 (0.26)	-0.0375 (-2.35)*
D8*LOG(CR)				1.9165 (1.23)	
D9*LOG(CR)				-0.1865 (0.09)	-0.0293 (-3.86)*
R ²	78.65%	91.57%	98.76%	98.93%	99.41%
R ² ajustada	78.50%	91.51%	98.68%	98.78%	99.37%
D.E. de regresión	0.17393	9.17409	0.116647	0.11194	0.06197
SRC. Sum.Res.Cuad.	4.29595	11951.3	1.823263	1.57884	0.3455 ^e
F	523.04		1186.81	683.41	2534.31
Durbin-Watson	0.10	0.21	1.94	2.18	1.81 ^b
White términos cruz.	3.16	128.69	2.642882	2.43252	1.8155
Obs*R ²	6.18	118.57	23.87115	47.3941	18.4541
Observaciones (n)	144	144	144	144	97
F _(k-1,n-k) al 5%	F _(2,120) =3.07	F _(2,120) =3.07	F _(10,120) =1.91	F _(24,120) =1.61	F _(11,85) =1.87
χ ² _{p-1} g. de l. al 5%	5.99	5.99	18.3	36.41	19.67

Las variables son: (RV) razones de ventaja, es decir la relación de trabajo apropiado/gastado calculado como (PIBi/Li)/(PIB/L), variable que representa las desviaciones entre precios y valores sectoriales. RVS denota la variable original mientras RV a la transformada (dividida por la desviación estándar de cada sector de 1980-1995. Por otro lado (CR), es la composición relativa calculada como (Ki/Li)/(K/L). Por otro lado, (MCO) son Mínimos Cuadrados Ordinarios; (MCP), Mínimos Cuadrados Ponderados; (MEF), Modelo de Efectos Fijos. El modelo de Efectos fijos o de covarianzas se evalúa con: intercepto diferencial (MEF 1), agregando pendientes diferenciales (MEF 2) y por último eliminando: a los sectores 1 y 2 y a las variables no significativas, con el objeto de obtener un modelo sin aparente heterocedasticidad (MEF 3). La significancia: (*) al 1%, (**) al 5% y (***) al 10%. Notas: (a). El modelo se presenta con la corrección de estimador consistente de covarianzas de White, utilizando de hecho MCG, mediante la ponderación con la raíz del residuo al cuadrado que propone este autor. El modelo sin esta corrección es sin embargo también homocedástico a decir de la prueba de White de términos cruzados. (b). El límite superior e inferior es respectivamente: 1.55 y 1.80 con k=6 y n=100, donde k es aquí el número de variables explicativas excluyendo el intercepto. (c). A diferencia de los modelos 3 y 4 cuyos estimadores son elasticidades, aquí las pendientes diferenciales son tasas combinadas, pues no se utiliza logaritmos en la variable explicativa CR. (d). Una corrección más general de los errores estándar de heterocedasticidad y autocorrelación, es decir siguiendo el método Newey-West, arrojó prácticamente los mismos resultados, destacándose pruebas "t" poco más robustas para los estimadores. (e). Las pruebas para la selección de modelos que relacionan la SCR, los k estimadores y el número de observaciones como los Criterios Akaike y Schwarz penalizaron en mejor medida al Modelo (MEF 3): -2.6 y -2.4, respectivamente; para tener referencia, en (MEF 1) los valores fueron: -1.3 y -1.1.

Sobre el modelo de Panel. Puede observarse que el modelo original se transforma en un modelo aparentemente homocedástico (prueba *White*) y no autocorrelacionado (*Durbin-Watson*), mediante el Modelo de Efectos Fijos. En cualquiera de los modelos incluso el de MCO se presenta una alta bondad de ajuste por encima del 78%, llegando incluso al 99% en el caso del MEF 3 (empero, debe advertirse que en rigor las R^2 sólo son comparables en los tres últimos modelos). Debe observarse también que los modelos disminuyen la sumatoria de errores al cuadrado y la desviación estándar de la regresión, lo cual justificó correr una regresión más allá de los MCP. Con ello intentamos eliminar o disminuir la heterocedasticidad siempre presente en un modelo de panel. Soslayando entonces las pruebas econométricas, lo más importante es que la asociación entre DPV y composiciones es estadísticamente significativa mediante el análisis de regresión. El signo, impacto y significancia de las composiciones relativas es empíricamente correcto: positivo en MCO, MCP MEF 3, con valores de 0.5, 0.8 y 1.27. Advirtiéndose que estas elasticidades deben de entenderse dentro de su regresión y no son estrictamente comparables (el estimador de MCP es una tasa de cambio). Si tomamos como mejor especificación el modelo de MEF3 con elasticidad eficiente (1.2) y recordamos y tomamos como referencia la elasticidad (0.94) prácticamente unitaria para la economía española en su conjunto (para el análisis transversal de 1990 con *composiciones en valor del capital verticalmente integradas*, cuadro 7), parece que la estimación es estadísticamente correcta. De esta manera, el análisis anterior corrobora el argumento teórico de que, *en la medida en que la composición relativa de un determinado sector se sitúa por encima de la media social, éste se apropia de valor, entendido aquí, como trabajo directo apropiado mediante los precios.*

Gráfica A.6.1. España. Estructura % del Capital Neto Privado, basado en euros de 1986



Fuente: Mas, et. al. (1996) y actualizaciones. No se incluye el sector 22: Alquiler de Inmuebles y Capital Residencial, al incluirlo este sector participa con cerca del 45% del Capital Total. Se encierran en un recuadro los sectores de la manufactura.

Tabla A.6.1a. España. PIB per cápita por Comunidades Autónomas. 1800-1990
Ordenación de acuerdo a la distribución descendente de 1900

	1800	1860	1900	1930	1960	1990
Madrid	112.5	309.7	222.0	129.6	142.7	129.6
Cataluña	102.4	124.3	153.8	187.1	147.2	124.4
Cantabria	123.5	107.1	126.6	81.2	137.5	92.9
País Vasco	74.1	111.1	125.0	146.0	170.5	113.0
Aragón	91.9	101.7	104.1	102.3	108.3	113.3
La Rioja	92.3	100.0	100.0	88.9	128.6	100.0
Navarra	171.4	100.0	100.0	106.6	123.1	115.4
Asturias	68.6	61.7	94.1	80.0	115.2	96.4
Cast. y León	105.4	84.4	91.2	88.0	79.0	89.4
C. Valenciana	71.2	95.1	90.6	121.2	118.3	106.1
Andalucía	142.7	114.3	89.4	77.2	70.6	70.8
C - La Mancha	87.9	93.6	87.8	83.1	66.7	79.1
Belares	144.4	88.2	82.3	93.7	114.3	136.8
Murcia	64.3	76.0	70.9	74.1	76.9	85.2
Extremadura	126.2	80.0	70.2	77.1	60.9	64.3
Canarias	64.7	53.3	68.4	62.5	75.0	82.5
Galicia	50.9	51.3	64.5	58.2	66.3	80.8
España	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

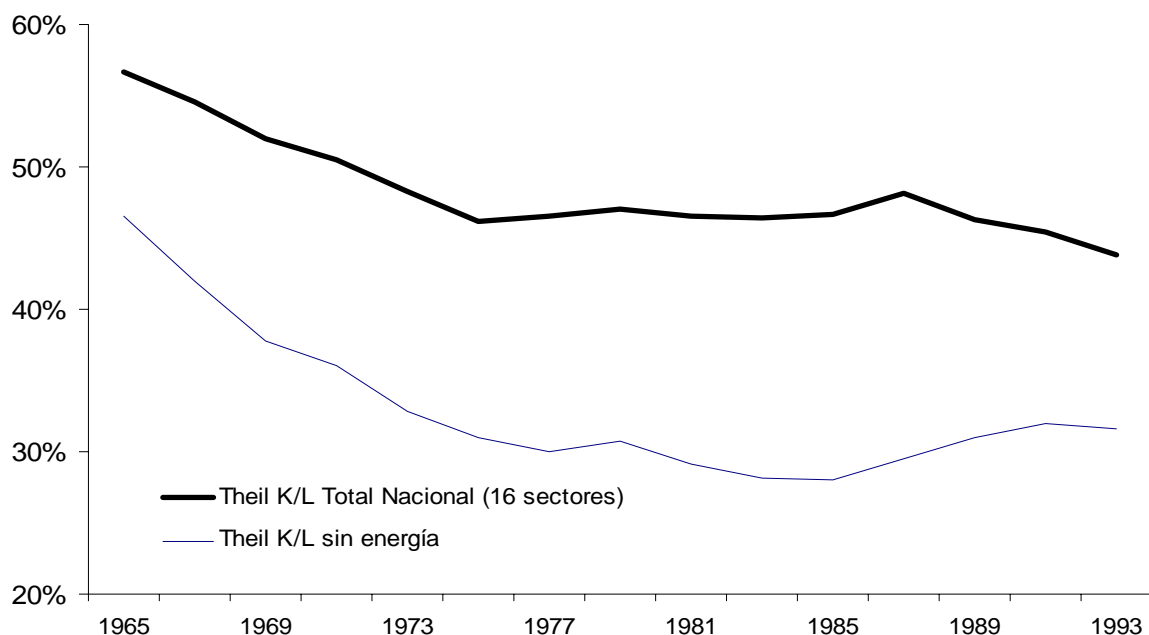
Fuente: Los datos provienen de Domínguez (2002), citado de Martín Rodríguez (1992: 150). La presentación pretende enfatizar, la conformación de regiones que consolidaron un nivel per cápita por encima de la media española, a partir, de los cambios histórico-económicos ejercidos, por la segunda revolución industrial en España (entre 1890 y 1930).

Tabla A.6.1b. España. Coeficientes de intensidad industrial relativa por regiones, 1850-1990
Ordenación de acuerdo a la distribución descendente de 1913

	1850	1900	1913	1929	1950	1960	1990
Cataluña	201	300	347	335	204	190	168
País Vasco	36	491	217	298	345	246	163
Madrid	97	97	169	190	127	122	93
Asturias	83	84	140	104	156	161	129
Cantabria	215	87	120	156	170	182	96
Aragón	79	54	112	115	87	105	138
C. Valenciana	80	85	83	88	133	117	114
Andalucía	94	90	79	52	51	42	47
La Rioja	120	86	55	112	122	136	140
Belares	104	46	51	51	123	130	64
Navarra	42	80	49	73	110	135	158
Cast. Y León	105	44	45	33	62	69	93
C - La Mancha	89	63	38	27	40	45	77
Murcia	120	51	34	30	59	78	70
Extremadura	98	43	33	20	21	24	49
Galicia	46	24	22	15	46	54	76
Canarias	25	13	14	15	41	60	46
España	100	100	100	100	100	100	100

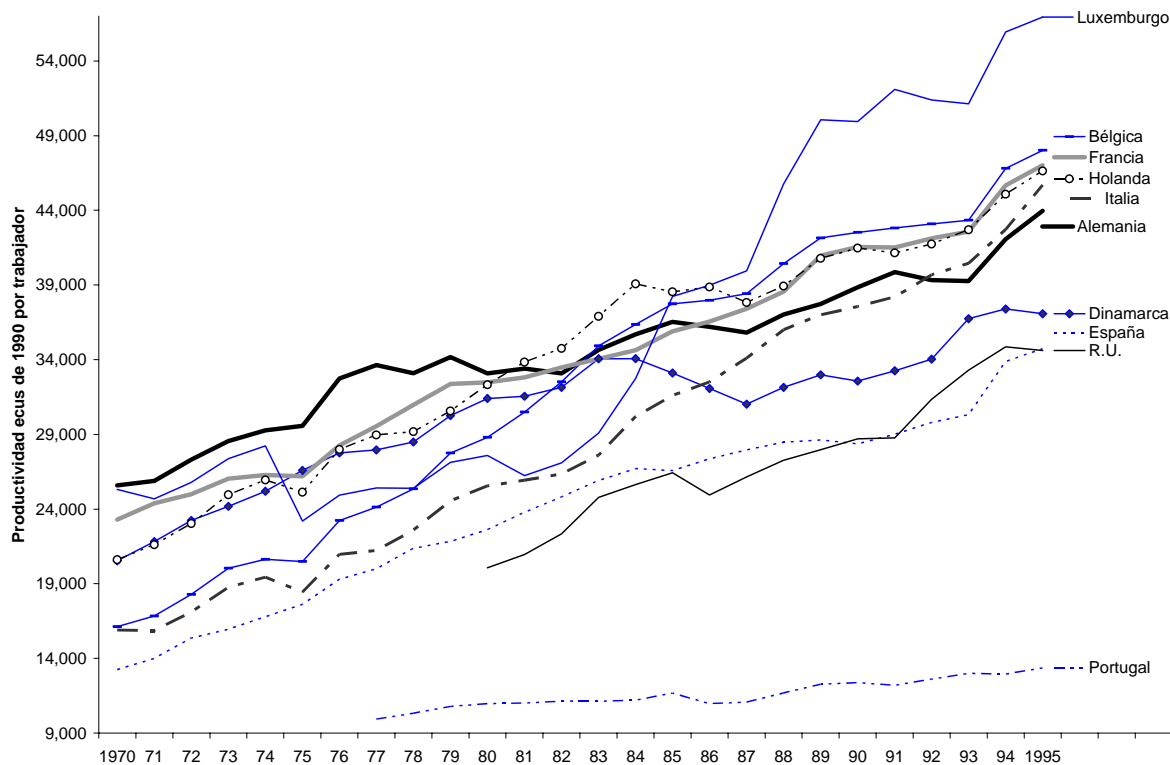
Fuentes: Datos de Zapata (2001, p. 579) y elaboración de Domínguez (2001) para 1913 y 1929 a partir de Betrán (1997, pp:78-79) y Álvarez Llano (1986, pág. 41). El mismo énfasis pretende esta tabla que la anterior, sólo que el coeficiente industrial parece, mejor consolidado regionalmente, durante (1913) la llamada segunda revolución industrial; integrando, como puede observarse, dos o tres polos de industrialización más o menos homogéneos.

Gráfica A.6.2. España. Dispersión Sectorial del Capital por Trabajador(a), 1965-1993



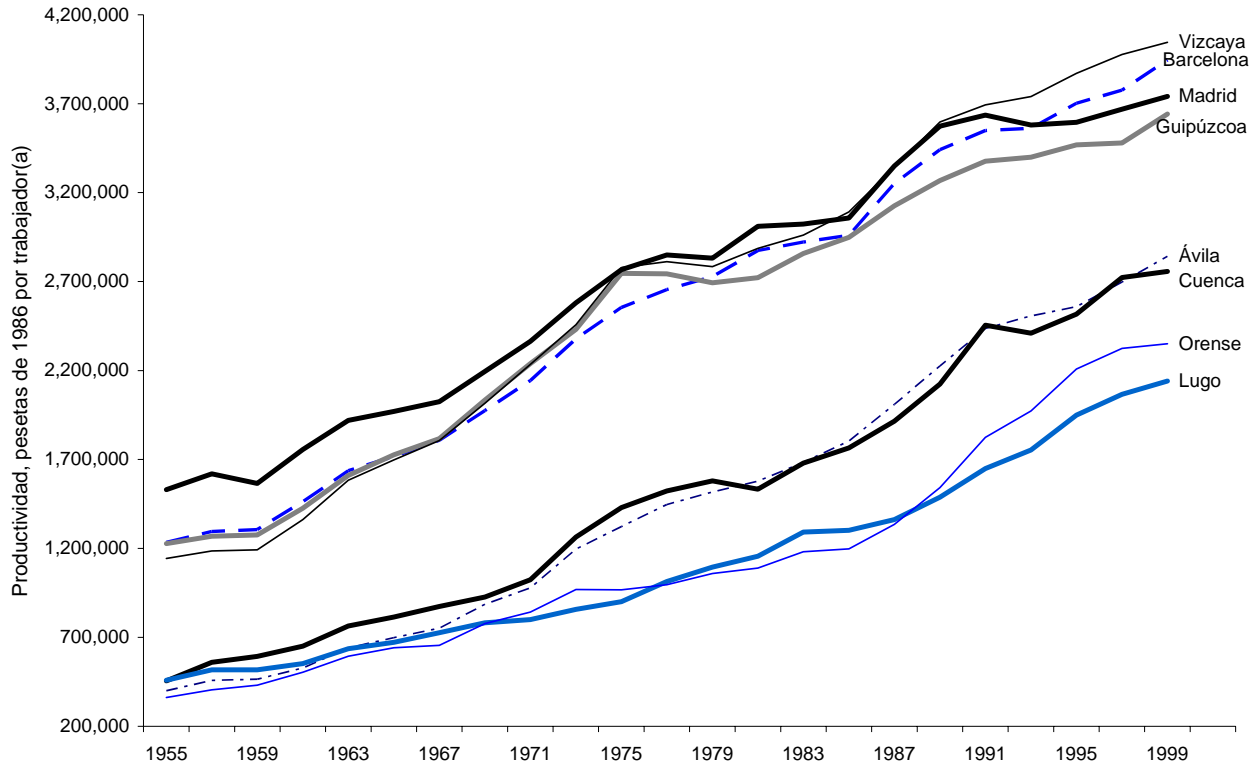
Fuentes: Correspondencia de clasificaciones: BBV-Alcaide y BBV-IVIE. A continuación se exponen los sectores del BBV-IVIE, agregando en su caso, sectores de Alcalde (1999), ver apéndice A.7. Agricultura, Pesca marítima, Minerales y Metales, Minerales y Productos no Metálicos, Productos Químicos, Productos metálicos n.c.o.p. y ramas 8, 9 y 10, Material de Transporte, Productos Alimenticios, Bebidas, Textil, Cuero y Calzado, Papel, Artículos de Papel e Impresión, Agregado ramas 12 y 13, Construcción, Hostelería y Restaurantes, Transportes y Comunicaciones, Crédito y Seguros, Otros Servicios para la Venta. Capital Neto Privado a euros de 1986 de Mas, et. al. (1996), el empleo se obtuvo de Alcaide (1999).

Gráfica A.6.3a. Países europeos. Productividad del Trabajo, 1970-1995



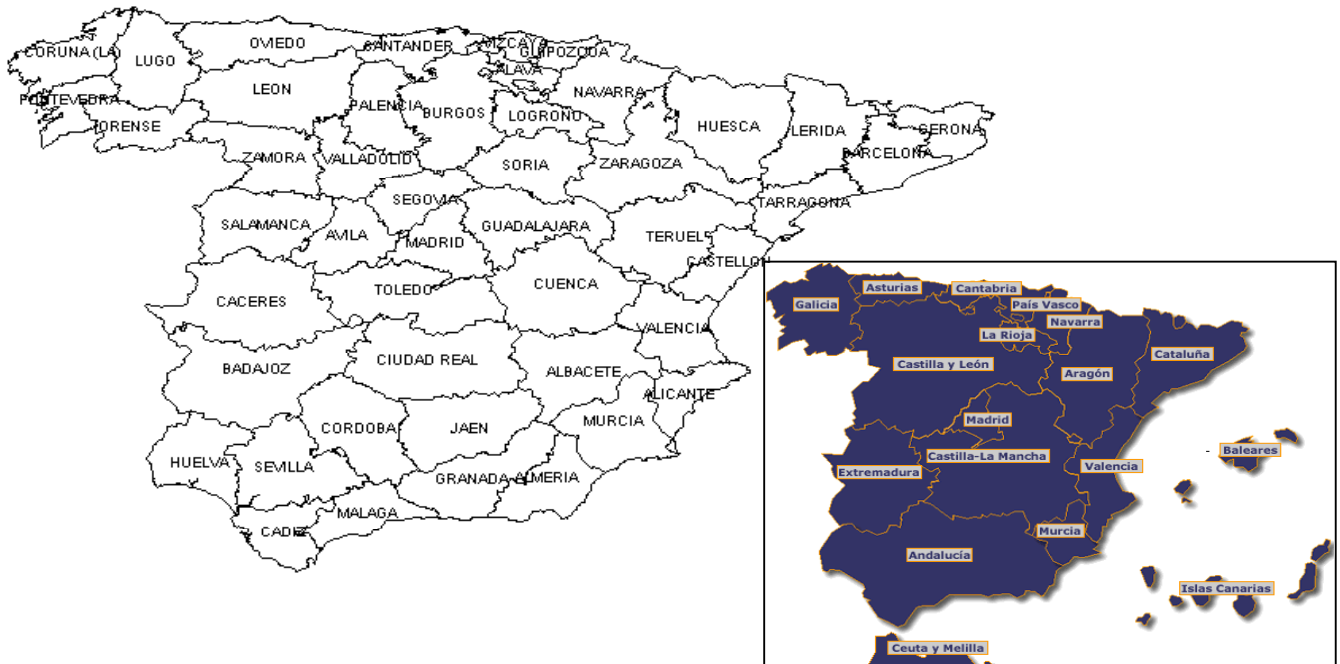
Fuente: Elaboración propia con datos de Álvarez y García (1998).

Gráfica A.6.3b. Provincias españolas seleccionadas. Productividad Laboral, 1955-1999
 Provincias con mayor y menor nivel promedio de productividad



Fuente: Elaboración propia con datos de Alcalde (1999).

Mapas A.6.A Las 52 Provincias y 17 Comunidades Autónomas de España



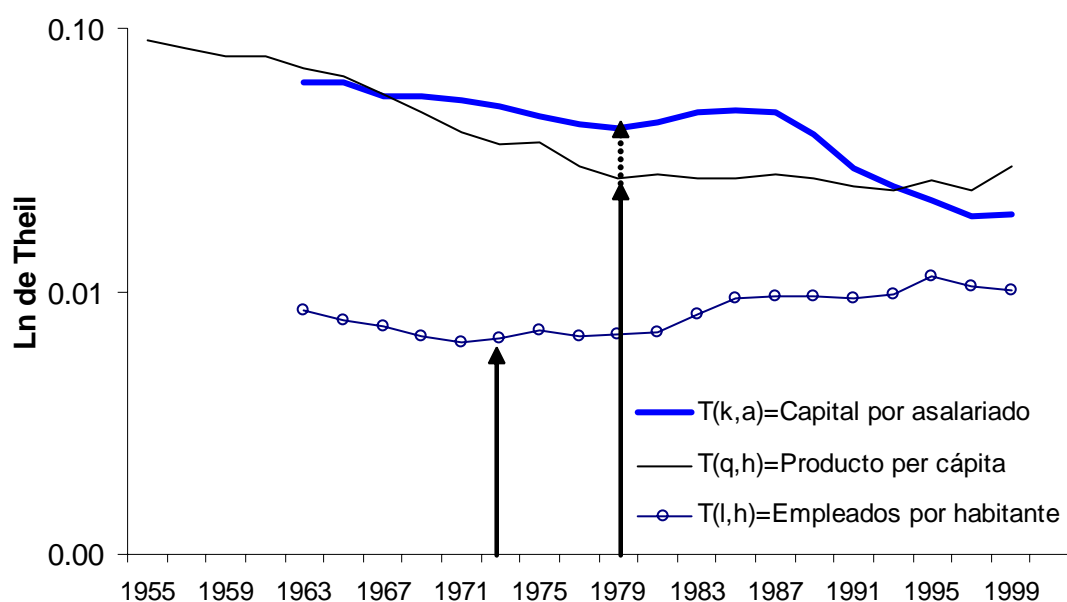
Nota: El mapa autonómico se obtuvo de la página web de la Fundación de las Cajas de Ahorros, FUNCAS.

Cuadro A.6.4. Índices de Theil y Tasas bianuales de crecimiento

	Índices de Theil "puros"					Tasa de crecimiento bianual				
	I T(q,h)	II T(q,k)	III T(k,a)	IV T(a,e)	V T(e,h)	I T(q,h)	II T(q,k)	III T(k,a)	IV T(a,e)	V T(e,h)
1955	9.01%									
1957	8.33%					-3.9%				
1959	7.81%					-3.2%				
1961	7.76%					-0.3%				
1963	7.08%	4.12%	6.28%	3.31%	0.85%	-4.5%				
1965	6.58%	4.14%	6.27%	3.12%	0.77%	-3.6%	0.2%	0.0%	-2.9%	-4.9%
1967	5.62%	3.66%	5.54%	2.99%	0.73%	-7.6%	-6.0%	-6.1%	-2.1%	-2.4%
1969	4.78%	3.51%	5.55%	2.95%	0.68%	-7.7%	-2.1%	0.2%	-0.7%	-3.9%
1971	4.04%	3.42%	5.36%	2.77%	0.64%	-8.1%	-1.3%	-1.8%	-3.2%	-2.6%
1973	3.63%	3.32%	5.08%	2.56%	0.67%	-5.2%	-1.5%	-2.6%	-3.8%	1.7%
1975	3.70%	3.10%	4.60%	2.42%	0.71%	0.9%	-3.4%	-4.8%	-2.8%	3.1%
1977	2.99%	3.04%	4.35%	2.19%	0.67%	-10.1%	-0.9%	-2.8%	-4.8%	-2.6%
1979	2.67%	2.73%	4.15%	1.93%	0.69%	-5.4%	-5.3%	-2.4%	-6.1%	1.4%
1981	2.79%	2.23%	4.39%	1.68%	0.70%	2.1%	8.8%	2.9%	-6.7%	0.6%
1983	2.71%	3.55%	4.78%	1.52%	0.82%	-1.4%	5.0%	4.3%	-4.9%	8.1%
1985	2.68%	3.57%	4.89%	1.41%	0.93%	-0.5%	0.2%	1.2%	-3.9%	6.8%
1987	2.77%	3.55%	4.77%	1.21%	0.96%	1.6%	-0.4%	-1.2%	-7.4%	1.4%
1989	2.67%	2.75%	3.92%	1.00%	0.96%	-1.7%	-12.0%	-9.3%	-8.7%	0.2%
1991	2.50%	1.99%	2.96%	0.76%	0.95%	-3.4%	-15.0%	-13.2%	-13.2%	-0.7%
1993	2.41%	1.52%	2.50%	0.59%	0.97%	-1.6%	-12.5%	-8.0%	-11.9%	1.2%
1995	2.62%	1.10%	2.23%	0.52%	1.13%	4.2%	-14.8%	-5.4%	-6.0%	7.8%
1997	2.43%	0.91%	1.93%	0.48%	1.05%	-3.8%	-9.3%	-7.1%	-4.1%	-3.8%
1999	3.01%	1.14%	1.96%	0.45%	1.00%	11.3%	12.0%	0.7%	-2.7%	-2.1%

Fuente: Ver gráfica 28. Recordamos que estamos calculado dispersiones y (q) es el Valor Agregado Bruto a precios de 1986, (h) es la población, (e) es el empleo, (a) son los asalariados y (k) son los acervos de capital a los precios de 1986.

Gráfica. A.6.5. Factores del agotamiento de la convergencia regional en España

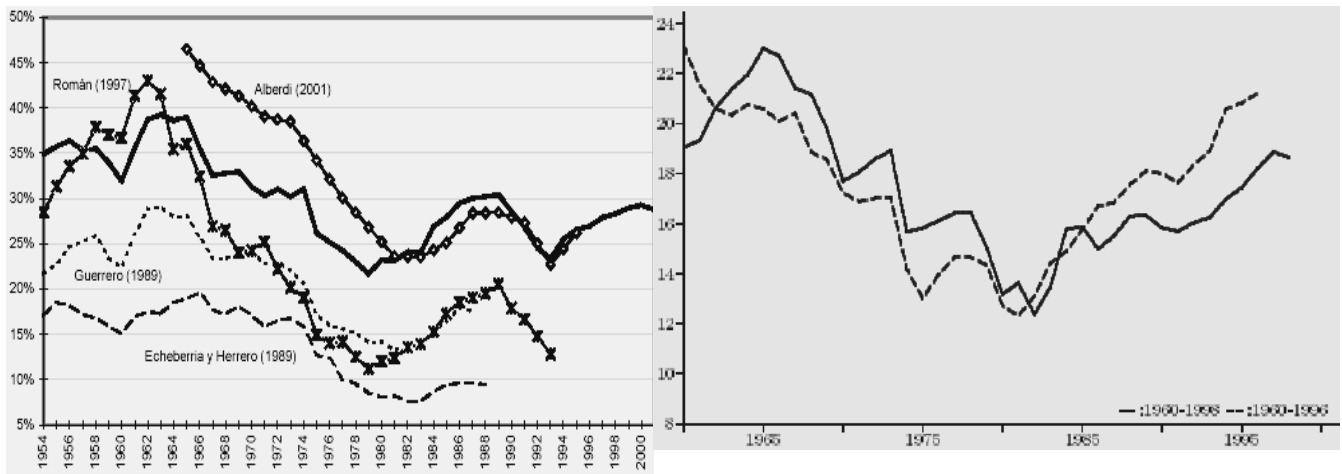


Fuente: Cálculos a partir del cuadro anterior.

Gráfica. A.6.6. a y b. España, EUA y media de Países europeos. Tasa de Rentabilidad

Estimaciones de la rentabilidad en España

EUA (1960-98) — Bloque Europeo ---(1960-96)



Fuente: Para España, tomado de Cámara (2003, p.380.) y para Estados Unidos y media europea (Alemania, Francia y Reino Unido), de Dumenil (2001, p.5.). La tasa de rentabilidad de Dumenil se define simplemente como el producto neto menos los costos laborales, todo lo anterior, sobre el *Stock* de Capital Neto de depreciación (en precios corrientes); la medida integra todavía, intereses, impuestos y dividendos. Para el caso de España se contemplaron varias metodologías, sin embargo, en ambas gráficas se observa perfectamente el cambio estructural ejercido en la rentabilidad entre 1980-1982.

A.7. Actividades clasificadas en BBV y sus correspondencias con CNAE y TIOE del INE.

Actividad	CNAE (1)	TIOE INE (2)
AGRICULTURA Y PESCA	01 a 06	1
1. Agricultura	01 a 05	1
2. Pesca marítima	6	1
INDUSTRIA	11 a 49	02 a 36
3. Productos Energéticos y Agua	11 a 16	02 a 11
4. Minerales y Metales	21 y 22	12 a 13
5. Minerales y Productos no Metálicos	23 y 24	14 a 17
6. Productos Químicos	25	18
7. Productos Metálicos y Maquinaria	31 a 35	19 a 22
8. Material de Transporte	36 a 38	23 y 24
9. Productos Alimenticios, Bebidas y Tabaco	41 y 42	25 a 29
10. Textil, Cuero y Calzado	43 a 45	30 y 31
11. Papel, Artículos de Papel e Impresión	47	33 y 34
12. Madera, Corcho y Muebles	46	32
13. Caucho, Plásticos y Otras Manufacturas	48 y 49	35 y 36
CONSTRUCCIÓN	50	37
14. Construcción e Ingeniería	50	37
SERVICIOS	61 a 98	38 a 57
15. Recuperación y Reparaciones	62 y 67	38
16. Servicios Comerciales	61 a 64	39
17. Hostelería y Restaurantes	65 y 66	40
18. Transportes y Comunicaciones	71 a 76	41 a 46
19. Crédito y Seguros	81 a 83	47 y 48
20. Alquiler de Inmuebles	86	50
21. Enseñanza y Sanidad Privadas	93 y 94	51 y 52
22. Otros Servicios para la Venta	84 a 87	49 y 53
23. Servicio Doméstico	98	57
24. Servicios Públicos	91 a 95	54 a 56

(1) Clasificación Nacional de Actividades Económicas (INE).

(2) Tabla Input-Output (INE).

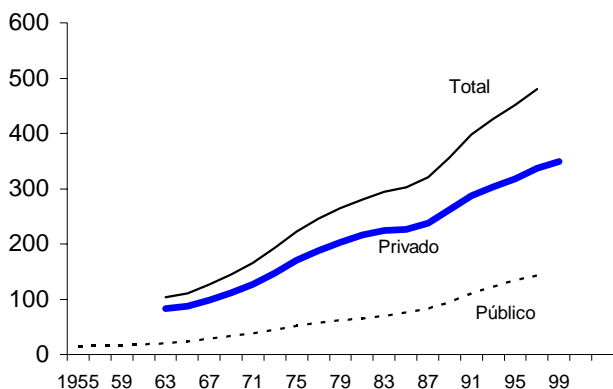
Fuente: Alcaide (1999, pp: 27 y 28).

A.7.1. Evolución de Agregados Principales en España y Matriz de transición para K/L

En adelante mostraremos para España, las tendencias generales de los agregados de: Producto, Empleo, Capital, etc. Con ello, se delinearé una panorámica general. Las fuentes estadísticas, son las mismas que se manejan en el trabajo (BBV). Al final, se expone la matriz de transición del **capital por trabajador**. Con esta otra técnica, se manifiesta también una tendencia convergente de largo plazo, a través de la distribución ergódica o invariante.

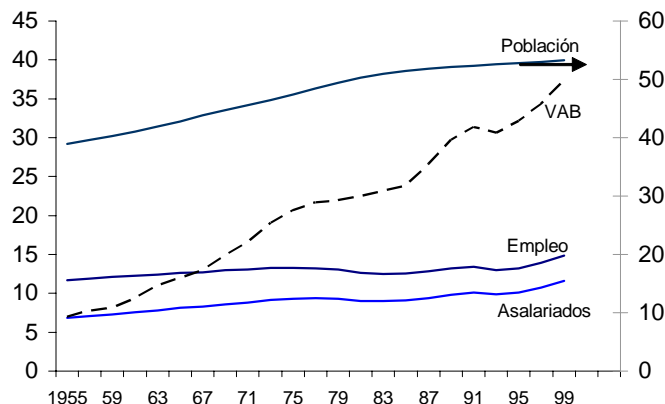
España. Agregados de Capital. 1955-99

Miles de millones de euros



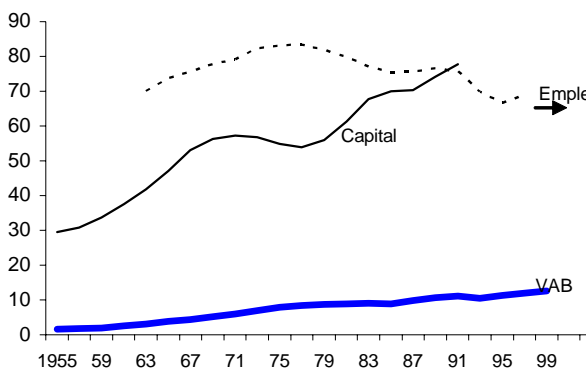
España. Producto, Población, Empleo y Asalariados

1955-99. Billones de pesetas, millones de personas



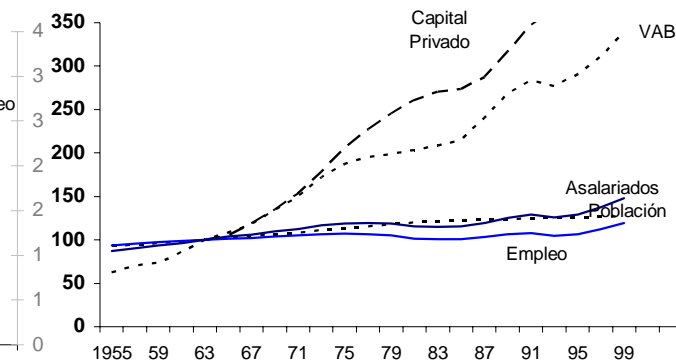
España. Agregados Sector Industrial. 1955-99

Millones de pesetas de 1986 y personas



España. Crecimiento Variables Básicas 1955-99

N. Índice, 1965=100



Datos Básicos de la Economía Española y el Sector Industrial

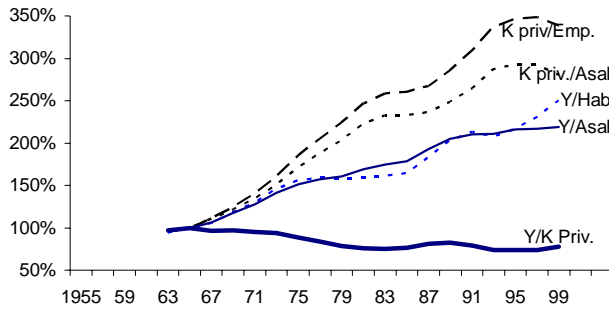
Total de la Economía Española

	Capital ^a				VAB ^b	Población ^c	Empleo	Asalariados	Sector Industrial		
	Total	Privado	Público ^d	VAB ^b					Capital ^a	VAB ^b	Empleo ^c
1955			15,260,259	9,286,581	29,195,627	11,668,679	6,835,952	29,511,150	1,583,577	2,100,925	
1957			16,007,114	10,385,668	29,696,721	11,891,755	7,095,877	30,776,972	1,748,619	2,259,816	
1959			16,686,195	10,843,569	30,232,744	12,095,604	7,309,029	33,784,477	1,974,980	2,400,041	
1961			18,019,865	12,628,603	30,806,841	12,268,586	7,538,452	37,638,476	2,512,620	2,562,408	
1963	103,149,590	82,815,820	20,333,770	14,758,758	31,429,159	12,425,559	7,823,066	41,764,752	3,067,056	2,721,733	
1965	111,101,540	87,414,630	23,686,911	16,011,320	32,076,608	12,594,027	8,147,751	47,168,389	3,805,616	2,868,327	
1967	127,069,369	98,497,039	28,572,331	17,348,038	32,849,676	12,715,440	8,300,462	53,070,048	4,360,386	2,938,811	
1969	144,996,968	111,955,631	33,041,337	19,837,117	33,567,734	12,952,595	8,571,127	56,237,968	5,158,776	3,025,121	
1971	165,873,645	126,858,683	39,014,962	22,082,894	34,190,083	13,076,143	8,810,812	57,198,415	6,000,116	3,078,846	
1973	192,733,910	147,683,197	45,050,713	25,390,888	34,811,980	13,269,004	9,149,972	56,706,801	6,859,966	3,197,617	
1975	222,121,054	170,806,630	51,314,424	27,642,204	35,519,804	13,288,654	9,313,144	54,872,931	7,834,409	3,237,641	
1977	246,133,747	188,138,882	57,994,864	28,923,547	36,365,056	13,204,570	9,353,549	53,917,946	8,330,703	3,240,436	
1979	265,224,550	203,263,429	61,961,121	29,331,403	37,098,829	13,047,651	9,297,642	55,911,164	8,768,699	3,186,823	
1981	280,653,023	215,888,499	64,764,524	29,992,231	37,718,198	12,608,312	9,036,440	61,283,347	8,874,581	3,103,266	
1983	294,020,807	224,152,996	69,867,811	30,830,400	38,253,889	12,481,410	8,979,192	67,704,906	8,972,040	2,995,929	
1985	302,217,591	226,506,172	75,711,418	31,749,854	38,578,841	12,528,745	9,066,804	69,932,338	8,884,811	2,935,963	
1987	320,978,797	237,950,413	83,028,384	35,468,192	38,836,563	12,826,972	9,358,544	70,290,792	9,803,638	2,941,563	
1989	356,197,420	262,025,645	94,171,775	39,571,266	39,056,354	13,207,078	9,820,451	74,153,904	10,713,677	2,977,298	
1991	398,433,862	287,545,557	110,888,305	41,830,398	39,262,158	13,395,248	10,126,633	77,703,836	11,066,822	2,944,591	
1993	426,599,814	303,272,911	123,326,903	40,897,145	39,446,893	12,961,598	9,855,377	10,410,289	11,251,524	2,588,227	
1995	452,029,592	318,111,811	133,917,781	42,917,109	39,616,695	13,228,569	10,111,033	11,251,524	11,928,235	2,682,107	
1997	480,648,682	337,265,617	143,383,065	45,813,711	39,771,322	13,944,805	10,741,037	12,655,489	2,779,198		
1999		349,098,961		49,901,206	39,977,444	14,853,930					

Notas: a/ Miles de euros de 1986, b/ Millones de pesetas de 1986, c/ Personas, d/ Territorializado.
Fuentes: BBV-IVIE y BBVA-Alcaide.

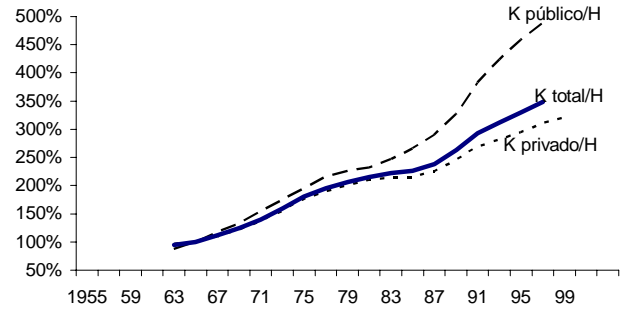
España. Variables Seleccionadas, 1955-99

Crecimiento con N. Índice, 1965=100



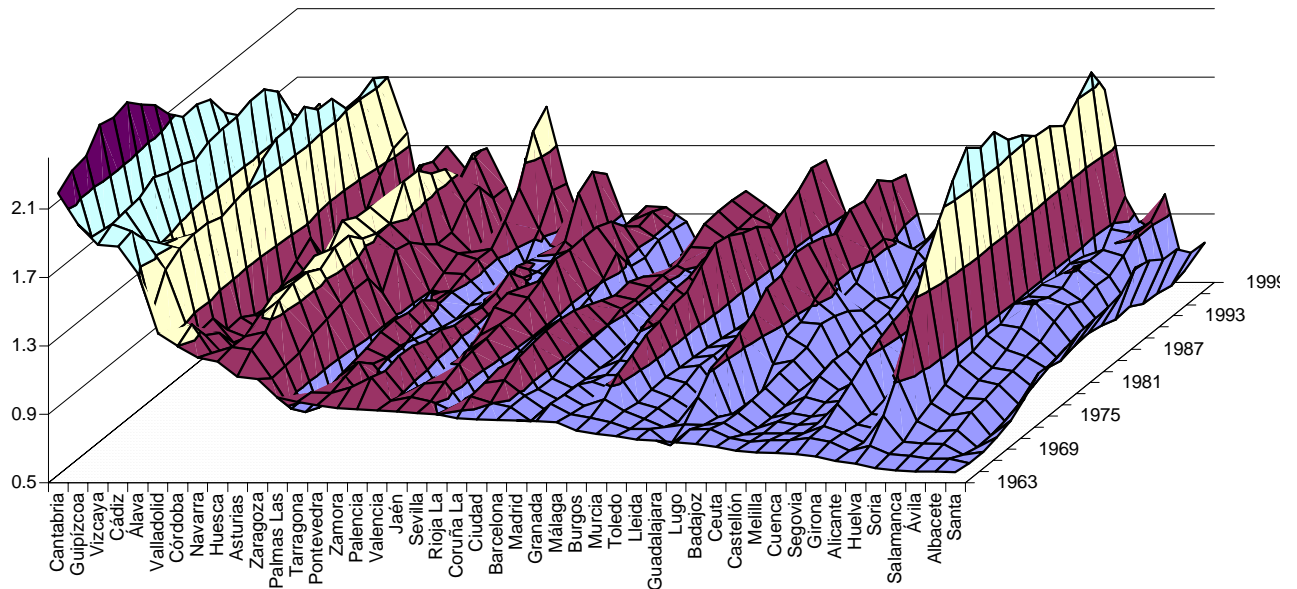
España. Capital por Habitante, 1955-99

Crecimiento con N. Índice, 1965=100



España. Evolución Provincial del Capital Privado por Asalariado, 1955-99

Ordenación inicial, de acuerdo a la distribución descendente provincial de 1963. España=100%



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del BBV-IVIE, BBV-Alcaide.

Se aprecia que dentro de la convergencia regional del capital por asalariado, existe cierta persistencia y correlación de la evolución con los niveles históricos iniciales. De esta manera, partiendo con la distribución de 1963, se tiene que las regiones del norte, mantuvieron y mantienen, una ventaja sobre las regiones del sur, si bien es cierto, y como lo hemos analizado antes, algunas de estas regiones que tenían menores cantidades de K/A, han iniciado una verdadera capitalización regional; el caso más evidente en la gráfica es Huelva. También puede observarse que muchas provincias intermedias (de la distribución de 1963), han incrementado sus niveles por encima del 90% de la media española.

España. Matriz de transición del Capital Privado no residencial por Trabajador/a

Dada una matriz de transición:

Provincias	Intervalos, límite superior				
	81.40%	90.90%	103.50%	119.10%	∞
164	0.85	0.15	0	0	0
156	0.04	0.78	0.17	0	0
151	0	0.07	0.81	0.13	0
150	0	0	0.08	0.83	0.09
159	0	0	0	0.1	0.9
780					
Distribución ergódica	0.03	0.09	0.23	0.36	0.31

Fuente: Datos de Tortosa-Ausina (2001), el vector ergódico está redondeado en el artículo del autor. Además las conclusiones no se modifican sustancialmente con datos ponderados por población. Adviértase además que son 52 regiones que transitan en 15 ocasiones a diferentes estados, es decir a 780 (15 transiciones de 1965-95 y 52 provincias).

Podemos llegar a este resultado planteando:

$e = eP$, lo que implica resolver, $e(I-P)=0$, un problema de autovalores y autovectores. Podemos sin embargo, llegar al resultado planteando el siguiente sistema de ecuaciones y añadiendo una restricción, de que la suma de la distribución de probabilidades suma uno. Se puede verificar que este vector ergódico resultante, en efecto, suma la unidad.

Dado:

$$X_1 + X_2 + X_3 + X_4 + X_5 = 1$$

$$0.85X_1 + 0.04X_2 + 0.0X_3 + 0.0X_4 + 0.0X_5 = X_1$$

$$0.15X_1 + 0.78X_2 + 0.07X_3 + 0.0X_4 + 0.0X_5 = X_2$$

$$0.0X_1 + 0.17X_2 + 0.81X_3 + 0.08X_4 + 0.0X_5 = X_3$$

$$0.0X_1 + 0.0X_2 + 0.13X_3 + 0.83X_4 + 0.10X_5 = X_4$$

$$0.0X_1 + 0.0X_2 + 0X_3 + 0.09X_4 + 0.90X_5 = X_5$$

Entonces:

$$e := (X_1, X_2, X_3, X_4, X_5)$$

Encontraron la solución y transponiendo este vector:

$$e = \begin{pmatrix} 0.0237 \\ 0.0889 \\ 0.2286 \\ 0.3541 \\ 0.3047 \end{pmatrix}$$

Cada celda de la matriz de transiciones representa la probabilidad de cada estado de pasar hacia otro. Así por ejemplo, de las 164 provincias que estuvieron en el estado 1, es decir, en el intervalo de obtener una dotación o *quantum* de capital por debajo del 81.4% de la media española, el 85% siguieron estando en ese estado, mientras el 15% pasó al intervalo de (81.4%-90.9%). En el otro extremo, existieron 159 provincias que estuvieron en el estado 5, es decir, alcanzando el intervalo (119% - ∞), de éstas, el 90% se mantuvo en ese estado y el 10% cayó al estado 4, (103.5%-119.1%). La pregunta es: ¿cuál es entonces la distribución de largo plazo, de acuerdo a estas probabilidades? y utilizando las cadenas de Markov, la respuesta es que: en el largo plazo, 11.26% de las provincias estarán por debajo de la media española (el efecto de sumar 0.0237+0.0889), mientras que el 22.86% estará muy cerca de ella, y el 65.88% se situará por encima. Concluyéndose entonces, una convergencia hacia la media. No obstante, debe tenerse cautela, pues debe de recordarse que al margen de la distribución inicial o de partida, el vector ergódico (de existir), es siempre el mismo; éste, es independiente de la distribución de despegue, no así de la matriz de probabilidad, que se supone constante (un supuesto discutible, por lo que una vez más, parece entonces, que la predicción económica debe volverse a basar en un desarrollo lógico-teórico y no sólo estadístico). De cualquier modo, los datos a nivel agregado de **capital por trabajador(a)**, muestran que a nivel interregional: los niveles de acumulación (insistimos a nivel agregado), la desigualdad interregional, la distribución medida con densidades, la observación de modas, rangos, apuntamiento, etc, así como una técnica de sugerente predicción de largo plazo, muestran que existe un proceso de homologación interregional.

Esta acumulación extensiva-intensiva y equidistributiva (o el llamado *capital deepening*), ha explicado en forma importante el desarrollo económico regional general de España (el cual como demostramos arriba, es motivado no sólo por el capital privado, sino también por el público, mediante una política gubernamental. Explica, como pudo transitar de ser un país de ingreso medio-bajo, antes de los cincuenta, al grupo de países con ingreso alto en los ochenta y más marcadamente en los noventa. Sin olvidar las asimetrías y desequilibrios escondidos, España muestra regionalmente sin duda, el poder explicativo de la acumulación de capital.

Bibliografía

- Álvarez López, M. E. y García Grande, M^a J. (1998a): "Valor Añadido y Empleo en la Industria Europea: 1970-1995", Instituto universitario Ortega y Gasset, Economía de Europa 0498. Obtenido en internet, dirección: http://members.es.tripod.de/federico_pablo/Publicaciones/498.PDF
- Álvarez López, M^a. Elisa y García, M. (1998): "Series estadísticas de la industria europea: Valor añadido y empleo, desagregados por ramas (1970-1995)", Economía Industrial n.322, Ministerio de Industria y Energía. Universidad de Valladolid, Valladolid.
- Barro, R and Sala i Marti, X (1990): "Economic growth and convergence across the United States". NBER Working Paper Series. n .3419.
- Barro, R and Sala i Marti, X (1992): "Regional Growth and Migration: A Japan -U.S. Comparison". NBER Working Paper Series. n .4038.
- Baumol, W.J. (1986): "Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show", American Economic Review, 76(5), pp: 1072-1085.
- Benetti, C. (1975): *Valor y Distribución*, Saltés, España.
- Blaug, M. (1985): *Teoría económica en retrospectiva*. Fondo de Cultura Económica. México.
- Boddy, R. y Crotty, J. (1975): "Class conflict and macro-policy: the political business cycle", *Review of Radical Political Economics*, vol. 7, num. 1, pp: 1-19.
- Bródy, A. (1970): *Proportions, Prices and Planning. A Mathematical Restatement of the Labor Theory of Value*, Akademiai Kiado, Budapest.
- Cámara. S. (2003): Tendencias de la rentabilidad y de la acumulación de capital en España, 1954-2001. Tesis Doctoral. Universidad Complutense de Madrid.
- Chilcote, E. (1997): "Interindustry structure, relative prices and productivity: an input-output study of the U.S. and O.E.C.D countries", tesis doctoral no publicada, New School for Social Research, New York.
- Chilcote, E. (1997b): "Vertical Integration and Classical Economic Theory", mimeo.10/2/1997.
- Cockshott, P y Cottrell, A (1996): "Value's Law, Value's metric", mimeo.
- Cockshott, P y Cottrell, A (1997): "Labour time versus alternative value bases: a research note". *Cambridge Journal Economics*, vol.21, n. 4, pp: 545-549.
- Cockshott, P y Cottrell, A (2005): "Robust correlations between prices and labour values: a comment. *Cambridge Journal Economics*, vol.29, n. 2, pp: 309-316.
- Cockshott, P., Cottrell, A., and Michaelson, G. (1995) "Testing Marx" *Capital and Class* 55, pp. 103-129.
- Cogoy, M. (1972). "Les Théories Neo-Marxistes, Marx, et l' Acumulation du capital", Les temples Modernes, sep-oct, pp: 396-427.
- Cortés, F y Rubalcava, R. (1984): *Técnicas estadísticas de la desigualdad social*, FLACSO, México.
- Dabán, T., Díaz, A., Escribá, J., y Murgui, M.J. (1998): "La base de datos BD.MORES", D-98001, Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria, Ministerio de Economía y Hacienda.
- De la Fuente, A. (1996): "Convergencia y otras historias: economía regional desde una perspectiva neoclásica". *Revista de Economía Aplicada IV*, 10, Primavera 1996, pp: 5-64.
- De la Fuente, A. (1996a): "Inversión pública y redistribución regional: El caso de España en la década de los ochenta". Instituto de Análisis económico. Departamento de Economía y de Historia. CSIC. PT.50.96, España.
- De la Fuente, A. (1997): "Desigualdad en Productividad entre regiones españolas: fuentes, evolución y perspectivas de convergencia". Instituto de Análisis económico. Departamento de Economía y de Historia. CSIC. PT.54.97, España
- De la Fuente, A. (1998): "Algunas técnicas para el análisis de convergencia con una aplicación a las regiones españolas". Instituto de Análisis económico. Departamento de Economía y de Historia. CSIC. PT.62.98, España.
- De la Fuente, A. (2004): "Educación y crecimiento". Instituto de Análisis económico. CSIC. Fundación la Caixa.
- Delgado, M y Álvarez, I. (1999): "Las infraestructuras productivas en España y su distribución regional: una propuesta de estimación en unidades física, 1985-1995", Economía de Europa 0199, Instituto Universitario Ortega y Gasset, Madrid. Obtenido en internet, dirección: http://members.es.tripod.de/federico_pablo/Publicaciones/199.PDF
- Díaz, A., Molinas, C. y Taguas, D. (1995): "Una Introducción al Modelo Regional de Regional de España (MORES)", Documento de trabajo: D-95007, Dirección General de Planificación, Ministerio de Economía y Hacienda.
- Dollar, D and Kraay, A. (2001): "Growth is Good for the Poor". World Bank Policy Research Department Working Paper. The paper and data can be downloaded from <http://econ.worldbank.org> and/or www.worldbank.org/research/growth
- Domínguez, R. (2002): *La Riqueza de las Regiones. Las desigualdades económicas regionales en España, 1700-2000*. Alianza Editorial. Madrid.
- Duménil, G. and Lévy, D. (1993): *The Economics of the Profit Rate. Competition, Crises and Historical Tendencies in Capitalism*. Edward Elger Publishing Limited, England.
- Duménil, G. and Lévy, D. (2002): "The real and financial components of profitability (USA 1948-2000)". Paper in the web site: www.Cepremap.ens.fr/levy/
- Esquivel, G. (2000b): "Economic Growth in Central America: A Long-Run Perspective". Documento mimeografiado. El Colegio de México. Mexico, D.F.

- Esquivel, G y Messmacher, M. (2002): "Sources of Regional (non) Convergence in Mexico". Mimeo.
- Esquivel, G. (2000a): "Geografía y desarrollo económico en México". Banco Interamericano de Desarrollo Red de Centros de Investigación # R-389. Colegio de México
- Esteban, J. and Debraij Ray (1994): "On measurement of polarisation". *Econometrica*, 62 (4), July, pp: 819-851.
- Fine, Ben (1991): "On the falling rate of profit", pp: 110-128, en Caravale (ed.). *Marx and modern economic analysis*, Edward Elgar, U.K.
- Foley, D. (1989): *Para entender el capital*, FCE, México.
- Foley, D. and Marquetti, A. (1999 y 2002); "Economic Growth from a Classical Perspective" Barnard College, Columbia University, USA, Seminario Internacional: "Nuevas direcciones en el pensamiento crítico", Mayo 1999. www.ucm.es/info/bas/ec/textos/; una versión de este trabajo está también en Guerrero (2002).
- García-Milà, T. y Marimón R. (1996): "Integración Regional e Inversión Pública en España", en: Marimón R. (Ed.) (1996): *La Economía Española: Una Visión Diferente*, Barcelona, Antoni Bosch.
- García-Milà, T. y Marimón, R. (1999): "Crecimiento de la regiones españolas: estructura sectorial, dinámica regional y distribución de rentas", Departament d' Economia i Empresa, Universitat Pompeu Fabra. Obtenido en internet, dirección: <http://www.econ.upf.es/deehome/what/wpapers/postscripts/228.pdf>
- Gillman, Joseph (1957): *The falling rate of profit. Marx's law and its significance to twentieth-century capitalism*, Dennis Dobson, London.
- Glyn, A y Sutcliffe, B. (1972): *British capitalism, workers and the profit squeeze*. Harmondsworth, Penguin Books.
- Goerlich, F. (1998): *Desigualdad, Diversidad y Convergencia: (Algunos) Instrumentos de Medida*. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (66 pág). Sitio web: www.uv.es/~goerlich.
- Gradín, C. y Del Río, C. (2001): *Desigualdad, Polarización y Pobreza en la Distribución de la renta en Galicia*. Instituto de Estudios Económicos de Galicia - Fundación P. Barrié de la Maza, nº 11, A Coruña.
- Groll, S. y Orzech, Z. (1987). "Technical progress and values in Marx's theory of the decline in the rate of profit: an exegetical approach", *History of Political Economy*, vol. 19, num. 4, pp: 591-613.
- Grossmann, H. (1929). *La ley de la acumulación y del derrumbe del sistema capitalista*. Siglo XXI Editores, 1979. México.
- Guerrero, D. (1989): *Acumulación de capital, distribución de la renta y crisis de rentabilidad en España (1954-1987)*. Tesis Doctoral, Universidad Complutense de Madrid. Colección Tesis Doctorales, n. 86/89.
- Guerrero, D. (2000): *La teoría del valor y el análisis insumo-producto*. Libro sin publicar, UCM.
- Hodgson, G. (1974): "The theory of the falling rate of profit". In Hodgson, Geoffrey (ed.) (1991), *After Marx and Sraffa: essays in political economy*, Macmillan Press.
- Lewis, W.A. (1954): "Economic Development with Unlimited Supplies of Labor", The Manchester School. Mayo de 1954, traducción al castellano en el Trimestre Económico. Núm 108, octubre-noviembre de 1960.
- Mage, Shane (1963): *The 'law of the falling rate of profit': its place in the marxian theoretical system and relevance to the United States*. Ph. Dissertation, Columbia University.
- Maniatis, Thanasis. (1998): "The desviation of labor values and production prices from market prices theory and evidence from Greece", Center of Planning and Economic Research, ponencia presentada en el International working group on value theory. Obtenido en internet, dirección: <http://www.gre.ac.uk/~fa03/iwgvf/files/98sat1c-man.rtf>
- Marimón, Ramón (1996a): *La economía española: una visión diferente*. Antoni Bosch, Barcelona, España.
- Marx, C. (1989): *El capital*, F.C.E., tres tomos, México.
- Marzi, G. y O. Varri (1977): *Variazioni di produttività nell'economia italiana: 1959-1967 (Un applicazione dello schema di Sraffa)*, Società Editrice Il Mulino, Bologna.
- Mas, M, et. al. (1996): *El stock de capital en España y sus comunidades autónomas*, Tomo I-III, Fundación BBV, Bilbao, 2ª. Edición.
- Mas, M, et. al. (2000): *El stock de capital en España y su distribución territorial*, Proyecto Sophinet, Fundación BBV Tomo I-IV, Bilbao, 1ª edición electrónica. Obtenido en internet, dirección: <http://bancoreg.fbbv.es/sophinet/general/descar.html>
- Messmacher, M. (2002): *Desigualdad regional en México, el efecto del TLCAN y otras reformas estructurales*. Documento de Investigación 2000-4. Banco de México. México.
- Nadal, J. (1975): *El fracaso de la Revolución industrial en España, 1814-1913*, Ariel, Barcelona.
- Ochoa, E. (1984): *Labor values and prices of production: An interindustry Study of the U.S. economy, 1947-1972*, Tesis doctoral no publicada, New York: New School for Social Research.
- Ochoa, E. (1989): "Values, prices and wage-profit curves in the U.S. economy", *Cambridge Journal of Economics*, 13, pp. 413-429.
- Okishio, N. (1961): "Technical change and the rate of profit", *Kobe University Economic Review*.
- Oliver-Alonso J., Ramos X., Raymond J.L.(2001): "Recent Trends in Spanish Income Distribution: A Robust Picture of Falling Income Inequality". Documento de trabajo n. 166. FUNCAS, España.
- Pasinetti, L. (1984), *Lecciones de teoría de la producción*, FCE, México
- Pasinetti, L. (1973): "The notion of vertical integration in economic analysis", *Metroeconomica*, 25: 1-29.
- Petrovic, P. (1987): "The deviation of production prices from labour values: some methodology and empirical evidence", *Cambridge Journal of Economics*, 11 (3), pp: 197-210.

- Preston, P. ed. (1999): *La república asediada*. Ediciones Península. Barcelona.
- Puyana, J. (1994 y 1995): "A propósito de la Tendencia Descendente de la Tasa de Ganancia". Parte I y II, *Serie Investigación*, números: 12 y 14 UAM-Iztapalapa. México D.F.
- Quah, D. (1993): "Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis". W.P. Department of Economics L.S.E (1993); *Scandinavian Journal of Economics*, Diciembre 1993
- Quah, D. (1997): "Empirics for Growth and Convergence: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs". *Journal of Economic Growth*, 2(1): 27-60.
- Raymond, J.L. y García, B. (1994): "Las Disparidades en el PIB per cápita entre las Comunidades Autónomas y la Hipótesis de Convergencia", *Papeles de Economía Española*, n. 59. Madrid.
- Robinson, J. (1942): *An Essay on Marxian Economics*, Macmillan, Londres; traducción al español *Introducción a la economía marxista*, 1976, Siglo XXI, México.
- Rosdolsky, R. (1968): *Génesis y estructura de El capital de Marx*. Siglo XXI Editores, 1978. México D.F.
- Sala i Martí, X (1994, 2000): *Apuntes de crecimiento económico*, (primera y segunda edición 1994, 2000) Antoni Bosch Editor, Barcelona.
- Sala i Martí, X (1994a): "La riqueza de las regiones. Evidencia y teorías sobre crecimiento regional y convergencia", *Moneda y Crédito*, n. 198, pp. 13-80. España.
- Sala i Martí, X. (2002): "The World Distribution of income (estimated from individual country distributions)". NBER, WP. No. 8933.
- Salama, P. (1975): *Sobre el valor*, ERA, México.
- Samuelson, P. (1962): "Parable and realism in Capital Theory: The Surrogate Production Function". *The Review of Economic Studies*. Pp: 193-206.
- Sánchez, C. (2000): *Productividad y concentración (en las manufacturas mexicanas 1970-1993)*, Tesis de licenciatura, Facultad de Economía, UNAM, México.
- Shaikh, A y Tonak, A (1994). *Measuring the wealth of nations: The political economy of national accounts*. Cambridge University Press. Cambridge.
- Shaikh, A. (1978): "Economía Política y Capitalismo: Notas sobre la teoría de la crisis de Dobb", *Investigación Económica*, Facultad de Economía. UNAM. Núm.146, octubre-diciembre, México.
- Shaikh, A. (1984): The transformation from Marx to Sraffa. In, *Ricardo, Marx, Sraffa*, Mandel E. and Freeman, A. (eds.), pp: 43-84. Verso, London.
- Shaikh, A. (1990): *Valor, acumulación y crisis*, Tercer Mundo Editores, Bogotá.
- Shaikh, Anwar (1992). "The falling rate of profit as the cause of long waves: theory and evidence". Kleinknecht, et.al. (1992). *New findings in long wave research*. St. Martin's Press. New York.
- Solow, R. M. (1956): "A Contribution to the Theory of Economic Growth". *Quarterly Journal of Economics*, 70, pp. 65-94.
- Sraffa, P. (1960): *Producción de Mercancías por medio de Mercancías*. Tercera edición en castellano, 1983, Oikos-Tau. Barcelona
- Steedman I, and Tomkins, J.(1998): On measuring the deviation of prices from values, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 22, num.3, pp:379-385.
- Sweezy, P. (1945): *Teoría del desarrollo capitalista*, Fondo de Cultura Económica, México D.F.
- Tortosa-Ausina, E. (2001): "La distribución provincial del capital en España", *Papeles de Economía Española*, n 88, FUNCAS, Madrid.
- Tsoufidis, L. and Maniatis, T. (2002): "Values, prices of production and market prices: some more evidence from Greek economy", *Cambridge Journal of Economics*, 23, pp: 359-369.
- Tsui, K. and Youqing Wang (1998): "Polarisation Ordering and New Classes of Polarisation indices". Memo. The Chinese University of Hong Kong University.
- Valle, A. (1991): *Valor y precio: una forma de regulación del trabajo social*. Facultad de Economía, UNAM, México.
- Valle, A. (1994): "Correspondence between labor values and prices: A New Approach", *Review of Radical Political Economics*, vol. 26 (2), pp: 57-66. Cambridge.
- Valle, A. y Martínez, G. (1996): *Los salarios de la Crisis*. UNAM-Facultad de Economía-La Jornada. México D.F.
- Van Parijs, Philippe (1980). The falling-rate-of-profit theory of crisis: A rational reconstruction by way of obituary", *Review of Radical Political Economics*, vol. 12, num. 1, pp:1-16.
- Villaverde, J. (1999). *Diferencias regionales en España y Unión Europea*. Piramide, Economía XXI. Madrid.
- Villaverde, J. (2002): "Convergencia, Polarización y movilidad regional en la Unión Europea". *Papeles de Economía Española*. Convergencia Regional: España y Europa, n. 93. Madrid.
- Weisskopf, T. E. (1979). "Marxian crises theory and the rate of profit in the postwar U.S. economy", *Cambridge Journal of Economics*, vol. 3, December, pp. 341-378.
- Wolff, E. (1986): "The productivity slowdown and the fall in the U. S. rate of profit, 1947-76". *Review of Radical Political Economics*, vol. 18, pp. 87-109.
- Wolfson, M. (1994): "When inequalities diverge". *The American Economic Review*. 84 (2), may, pp: 353-358.
- Yaffe, D. (1974): "Value and price in Marx's Capital". *Fight Racism. Fight imperialism. Revolutionary Communist*, num. 1.

Zachariah, D. (2004): "Testing the labor theory of value in Sweden", mimeo.

Zhang, X. and Kanbur, R. (2001): "What Difference Do Polarisation Measures Make? An Applicatio to China". *Journal of Development Studies*. 37 (3), february, pp: 85-98.