

INDUSTRIA Y DESARROLLO REGIONAL EN BRASIL

GUISÁN, M^a del Carmen eccgs@usc.es¹

CARDIM-BARATA, Sofia²

¹Universidad de Santiago de Compostela (España)

² Instituto Superior ISLA de Braganza (Portugal)

Resumen

Este artículo tiene como objetivo la realización de un análisis de la economía brasileña en el período 1960-2000, desde una perspectiva sectorial y regional, analizando las diferencias de Brasil tanto con los países del entorno como con otras economías más desarrolladas, y las diferencias regionales de PIB por habitante en el propio país. Las diferencias en el nivel educativo de la población explican una gran parte de las diferencias regionales de nivel de industrialización y de desarrollo económico. Presentamos un modelo econométrico que pone de manifiesto el importante impacto positivo de la industria sobre el crecimiento económico de Brasil, que es de especial interés para las políticas de desarrollo regional.

Abstract

This article analyses the Brazilian economy during the period 1960-2000 from a sectoral and regional perspective. We analyze the differences between Brazil and other countries as well as the regional differences of development inside the country. We find that differences in the educational level of population are of uppermost importance to explain differences in industrial development and Gross Domestic Product by inhabitant at regional level. We present an econometric model which shows the positive impact of industry on Brazilian economic growth, which is of special interest for regional economic policies.

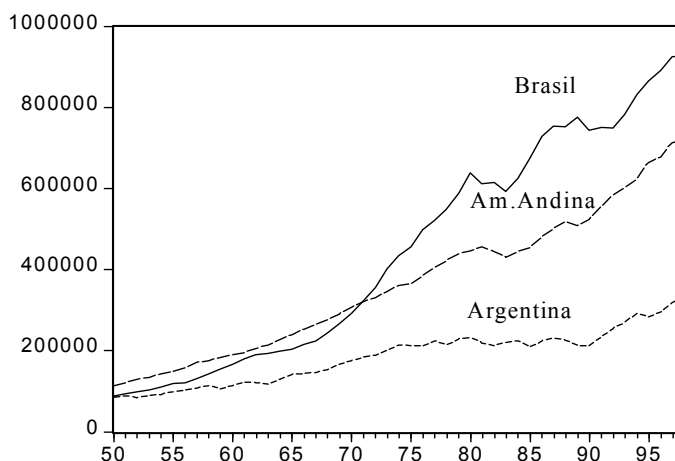
JEL classification: C51, I2, L6, O54, R1

Palabras clave: Industria, Desarrollo Regional, Brasil, Capital Humano

1. Panorama general de la economía brasileña

Durante la primera mitad del siglo veinte Brasil tuvo un crecimiento económico moderado, según se describe en diversos estudios como los que se citan en Guisán y Cardim(2003), mientras que en la segunda mitad, especialmente a partir de 1967 su crecimiento económico fué muy destacable, como se muestra en el gráfico 1 en comparación con el crecimiento de Argentina y la América Andina.

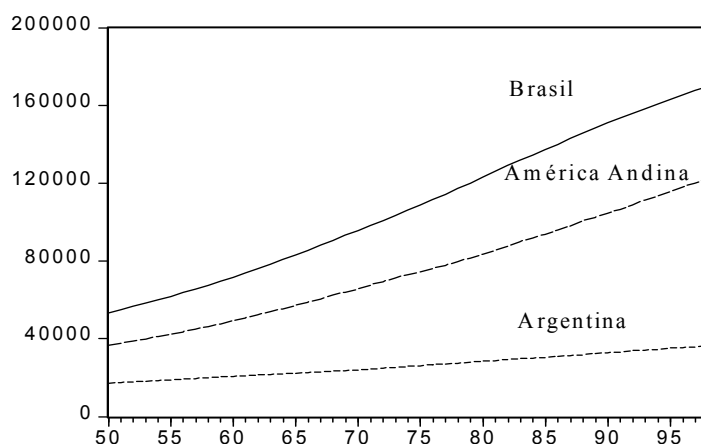
Gráfico 1. PIB real de Brasil en comparación con Argentina y la América Andina (millones de dólares de 1990 según PPCS)



A pesar de este gran crecimiento Brasil tiene un PIB por habitante menor que la media latinoamericana, debido a que el crecimiento de la población fué muy elevado durante la segunda mitad del siglo veinte, y por lo tanto la tasa exponencial de crecimiento del PIB real por habitante, que es exactamente igual a la diferencia entre la tasa de crecimiento del PIB real y la tasa de crecimiento de la población, fué menos elevada que en otros países.

El gráfico 2 muestra la evolución de la población y el gráfico 3 la evolución del PIB real por habitante de Brasil en comparación con Argentina y la América Andina.

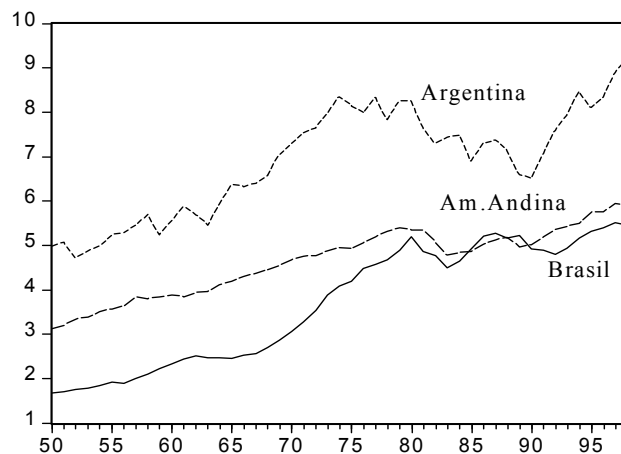
Gráfico 2. Evolución de la población de Brasil, Argentina y América Andina (miles de habitantes)



Para el PIB real por habitante, presentamos dos opciones para el caso de Brasil, ya que existe una discrepancia entre distintas fuentes de datos. Según los datos de Maddison(2001), similares a los de Naciones Unidas, el PIB real de Brasil durante el período 1980-90 se habría multiplicado por un factor de 1.16, durante el período 1990-99 por 1.25 y en el período 1980-99 por 1.45. Dichas cifras son inferiores a las del Banco Mundial, que daría un 1.31 para 1980-90, un 1.29 para el período 1990-99 y un 1.70 para el período 1980-99.

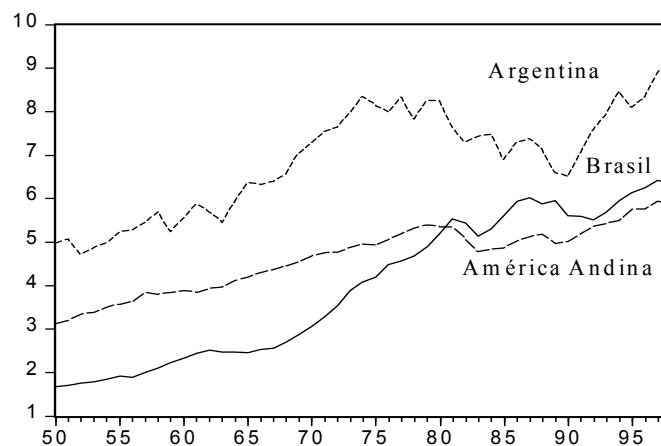
El gráfico 3.1 presenta la estimación del PIB real por habitante de Brasil basado en los valores de Maddison y Naciones Unidas para el PIB real, mientras que el gráfico 3.2 presenta la estimación provisional del PIB real por habitante de Brasil realizada por Guisán y Aguayo en base a datos del Banco Mundial y otras fuentes estadísticas.

Gráfico 3.1. Evolución del PIB per cápita de Brasil, Argentina y América Andina (miles de dólares de 1990 según PPCS)



Nota: Cálculos basados en datos de Maddison(2001)

Gráfico 3.2. Evolución del PIB per cápita de Brasil, Argentina y América Andina (miles de dólares de 1990 según PPCS)



Nota: Datos de Guisán y Aguayo(2002) basados en Banco Mundial

Observamos que en el período 1967-80 el crecimiento económico del PIB fué claramente superior al crecimiento de la población y se produjo un importante incremento del PIB real por habitante, pero que a partir de 1981 los incrementos del PIB casi no lograron superar el ritmo de crecimiento de la población y por lo tanto el PIB por habitante se ha mantenido casi estancado según los datos del gráfico 3.1 y ha tenido un crecimiento moderado según los del gráfico 3.2.

La clave del crecimiento, desde el punto de vista del incremento del PIB real ha estado en el desarrollo del sector manufacturero, el cual ha tenido un gran crecimiento durante el período 1970-2000 como puede observarse en la tabla 1.

Tabla 1. Industria Manufacturera, PIB y población de Brasil
(millones de dólares de 1990 según PPCs)

	PIB90	Manufacturas	Otros sectores	Población	PIB90 _{pc}
1970	292480	56145	236335	95684	3,06
1980	639093	132917	506176	122936	5,20
1990	743765	155782	587983	151040	4,92
2000	975444	184123	791321	170406	5,72

Fuente: Maddison (2001), Naciones Unidas y otras fuentes estadísticas

Un interesante análisis de la evolución socio-económica de Brasil a lo largo del siglo veinte es el realizado por Almeida(2000), autor que insiste en los errores de una política centrada en la sustitución de importaciones.

El nivel de comercio exterior de Brasil es todavía moderado y sería positivo para su desarrollo incentivar el desarrollo industrial junto con el comercio exterior, tanto en relación con los otros países sudamericanos como con otras áreas internacionales. En la próxima sección analizamos la evolución sectorial de la economía brasileña.

2. Panorama sectorial de la economía brasileira, 1980-1999

En el interesante estudio de Guisán y Aguayo(2002) se presenta un panorama de la economía sectorial de los países de América, para los sectores de Agricultura, A, Industria y Construcción, I, Servicios, S, y el total, T, con datos a precios constantes expresados en dólares de 1999 según paridades de poder de compra, PPCS.

Tabla 2. Ph en Agricultura y Total (dólares de 1999, PPCs)

País	ph80a	ph90a	ph99a	ph80t	ph90t	ph99t
Argentina	698	651	757	11304	9542	12609
Brasil	531	571	661	5924	6420	7342
Paraguay	1161	1198	1217	5132	4783	4680
Uruguay	627	587	804	7130	6939	8937

Fuente: Guisán y Aguayo (2002)

Tabela 3. Ph en Industria y Servicios(dólares de 1999, PPCs)

	ph80i	ph90i	ph99i	ph80s	ph90s	ph99s
Argentina	3928	2996	4035	6677	5905	7818
Brasil	1817	1809	2129	3576	4040	4552
Paraguay	1357	1014	1030	2614	2571	2433
Uruguay	2585	2375	2592	3918	3977	5541

Fuente: Guisán y Aguayo (2002)

La tabla 3 muestra un crecimiento muy moderado del PIB industrial por habitante, lo que ha repercutido en la moderación del crecimiento en el sector de servicios. El turismo y otras actividades explican que el sector servicios, en términos de PIB por habitante, haya crecido algo más de lo que correspondería a su moderado incremento del PIB por habitante en la industria.

En la tabla 4 vemos que las exportaciones de bienes y servicios de Brasil aumentaron ligeramente durante el período 1990-98. Aunque la tabla está expresada en dólares a precios corrientes, el moderado nivel de inflación de USA durante dicho período hace que los incrementos observados a precios corrientes correspondan en general también a incrementos en términos reales.

El nivel de comercio exterior de Brasil es todavía muy moderado, tanto si lo comparamos con los países de Mercosur como si lo comparamos con el estudio realizado para los países de la OCDE por Guisán(2002). Si bien en dicho estudio se señala que los países más poblados tienden a tener, para un mismo nivel de desarrollo, menos comercio exterior que los más pequeños, hay que señalar que Brasil tendría que aumentar tanto su nivel de comercio exterior como su nivel de comercio interior.

Tabla 4. Exportaciones de Bienes y Servicios por habitante
(dólares corrientes)

	Expb90h	Exps90h	Expb98h	Exps98h	Expt90h	Expt98h
Argentina	382	70	733	124	452	857
Brasil	211	25	310	43	236	353
Paraguay	224	95	194	89	319	283
Uruguay	547	149	846	422	696	1268

Fuente: Elaborado por Guisán y Aguayo (2002) en base a datos del Banco Mundial.

Uno de los grandes retos de la economía brasileña es incrementar su nivel de producción industrial, y la política industrial tiene que tener en cuenta la existencia de disparidades regionales.

3.- Disparidades del desarrollo regional de Brasil

Algunos autores como Kon(1997), Diniz(2001), Barra y Crocco(2002), entre otros, han realizado interesantes análisis de las disparidades regionales del desarrollo brasileño.

Las tablas 5.1 y 5.2 muestran el PIB per cápita de las grandes regiones y unidades de la federación. Incluimos también en dichas tablas los datos de población de los años 1979 y 2000, así como la población con más de 10 años, Pob+10, del año 2000.

Tabla 5.1. PIB_{pc} regional de Brasil (reais) y Población. Norte y N.E.

Grandes Regiões e Unidades	PIB _{pc}	Pop79	Pop00	Pop+10
<i>Região Norte</i>	3907	4773	12901	9658
Rondônia	4065	166	1380	1066
Acre	3037	280	558	410
Amazonas	6668	1217	2813	2057
Roraima	3417	55	324	238
Pará	3041	2888	6192	4650
Amapá	4098	167	477	348
Tocantins	2110	nd	1157	889
<i>Região Nordeste</i>	3014	35359	47742	37565
Maranhão	1627	3620	5651	4283
Piauí	1872	2239	2843	2239
Ceará	2794	5726	7431	5805
Rio Grande do Norte	3343	2098	2777	2213
Paraíba	2681	2903	3444	2751
Pernambuco	3673	6448	7918	6326
Alagoas	2485	1965	2823	2167
Sergipe	3310	1073	1784	1393
Bahia	3680	9287	13070	10389

Tabla 5.2. PIB_{pc} regional de Brasil (reais) y Población. Sur y Centro

Grandes Regiões e Unidades	PIB _{pc}	Pop79	Pop00	Pop+10
<i>Regiao Sudeste</i>	8774	50249	72412	59780
Minas Gerais	5925	13448	17891	14606
Espírito Santo	6931	1831	3097	2524
Rio de Janeiro	9571	11679	14391	11975
São Paulo	9995	23291	37032	30674
<i>Sul</i>	7692	21810	25108	20573
Paraná	6882	9888	9563	7753
Santa Catarina	7902	3769	5356	4374
Rio Grande do Sul	8341	8153	10188	8445
<i>Regiao Centro-Oeste</i>	6559	7264	11637	9334
Mato Grosso do Sul	5697	1472	2078	1659
Mato Grosso	5342	915	2504	1982
Goiás	4316	4114	5003	4034
Distrito Federal	14405	763	2051	1659
<i>Total Brasil</i>	6473	119700	169799	136910

Observamos en estas tablas un importante crecimiento poblacional en muchas regiones y grandes disparidades de PIB per cápita, con el máximo nivel en el distrito federal, con 14405 reales, más del doble que la media de Brasil de 6473 reales por habitante. La región del Nordeste con sólo 3014 reales se muestra el valor más bajo entre las grandes regiones, y las unidades federativas de Maranhão y Piauí, con menos de 2000 reales por habitante tienen los valores más bajos tanto de dicha región como de todas las unidades federativas de Brasil.

La tabla 6 y el gráfico 4 muestran las importantes desigualdades regionales en el nivel educativo de la población, para las unidades de la federación, correspondiendo la posición en el gráfico al orden regional que figura en dicha tabla.

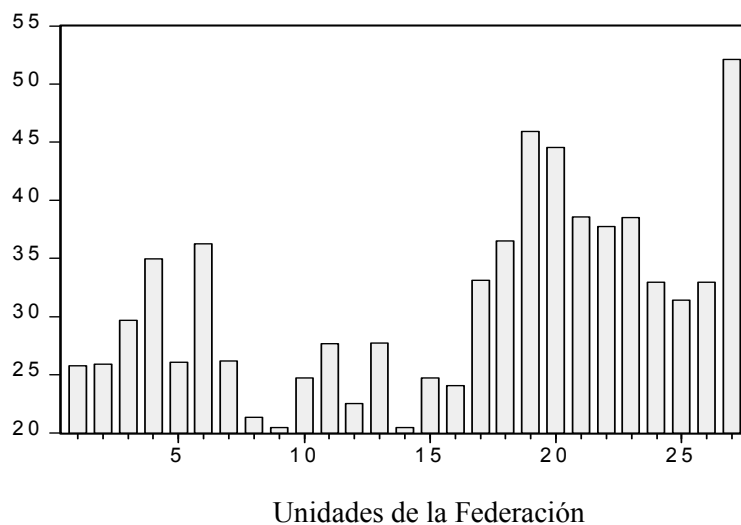
Tabla 6. Porcentaje según nivel educativo

Unidades de la Federación	Nivel educativo		
	0-7	>7	>14
1.Rondônia	74.2	25.8	10.8
2.Acre	74.1	25.9	10.4
3.Amazonas	70.3	29.7	14.6
4.Roraima	65.0	35.0	13.8
5.Pará	74.0	26.0	10.9
6.Amapá	63.8	36.2	15.9
7.Tocantins	73.8	26.2	11.5
8.Maranhão	78.7	21.3	10.0
9.Piauí	79.6	20.4	9.0
10.Ceará	75.3	24.7	10.7
11.Rio Grande do Norte	72.3	27.7	12.9
12.Paraíba	77.5	22.5	9.6
13.Pernambuco	72.3	27.7	12.5
14.Alagoas	79.5	20.5	9.1
15.Sergipe	75.3	24.7	11.0
16.Bahia	75.9	24.1	11.9
17.Minas Gerais	66.9	33.1	14.4
18.Espírito Santo	63.5	36.5	16.2
19.Rio de Janeiro	54.1	45.9	20.0
20.São Paulo	55.5	44.5	19.4
21.Paraná	61.4	38.6	16.4
22.Santa Catarina	62.2	37.8	15.5
23.Rio Grande do Sul	61.5	38.5	15.9
24.Mato Grosso do Sul	67.1	32.9	14.4
25.Mato Grosso	68.6	31.4	13.7
26.Goiás	67.1	32.9	14.3
27.Brasília Distrito Federal	47.8	52.2	23.1
Total Brasil	65.0	35.0	4.3

Nota. Porcentaje de población de 10 años o más de edad con años de estudios de 0-7 años, >7 años y >14 años.

Fuente: Elaboración propia con datos del IBGE 2001.

Gráfico 4. Porcentaje de población > 7 años de escolaridad



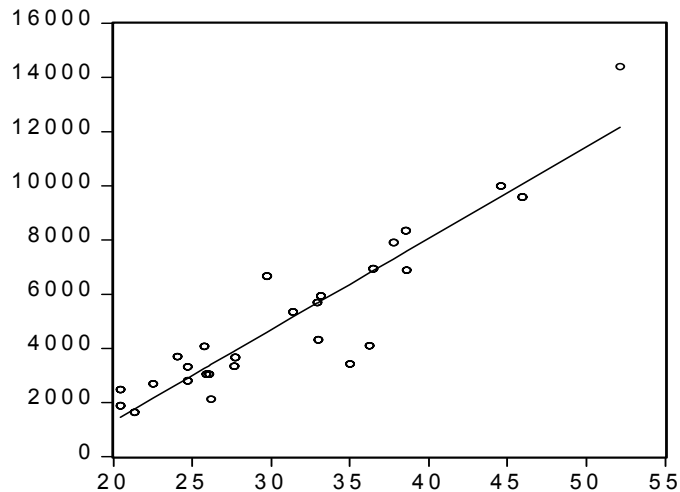
Los distritos federales de São Paulo y Rio de Janeiro son los que tienen un mayor porcentaje de población mayor de 10 años con 7 años de escolaridad, y también pertenecen al grupo de las regiones con PIB por habitante más elevado, mientras que Maranhão y Piauí se encuentran entre los niveles más bajos.

Como se pone de manifiesto en diversos estudios internacionales de capital humano, desde el trabajo pionero de Denison(1967) hasta otros más recientes como los que se mencionan en Neira y Guisán(2001), existe una importante relación causal y positiva entre nivel educativo y desarrollo económico.

Dicha relación se manifiesta a través de los efectos directos e indirectos que el nivel educativo de la población, medido tanto por la cantidad de años de escolaridad como por la calidad, tiene sobre la moderación de las tasas de fertilidad, el incremento de la inversión industrial por habitante y del PIB real per cápita.

El gráfico 5 muestra la gran correlación positiva que existe entre el nivel del PIB por habitante y el nivel educativo de la población, medido por el porcentaje de población con más de 7 años de estudios. Los datos corresponden a las regiones de Brasil, de las tablas 5 y 6 para las unidades de la Federación.

Gráfico 5. PIB regional per cápita y nivel educativo



Kon(1997) señala como causas de diferenciación regional los efectos de diversas políticas económicas de estabilización conjuntamente con las disponibilidades regionales de recursos materiales, humanos, condiciones culturales y otros factores que tienen importancia en la dinámica del crecimiento.

También Machado, Andrade y Albuquerque(2003) reslatan también el papel de la infraestructura cultural y la producción científica y tecnológica como factores de dinamización económica, y abogan por disminuir las disparidades regionales mediante el fortalecimiento de estas variables en las regiones menos desarrolladas.

Galinari, Crocco, Lemos e Basques(2003) realizan un estudio econométrico interregional que pone de manifiesto que los niveles salariales medios más elevados corresponden a las regiones con mayor nivel de desarrollo industrial, que son también en general las que tienen un mayor nivel educativo.

En la sección 3 presentamos un modelo econométrico que tiene en cuenta el importante efecto positivo de la industria sobre los sectores no industriales, especialmente sobre la construcción y los servicios. Aunque el modelo está realizado con datos a nivel nacional de Brasil, la experiencia a nivel regional de los países europeos, como la que se pone de manifiesto en los estudios de Guisán y Aguayo(2001) y (2002) que se citan en la bibliografía, es similar y este tipo de modelos pueden servir de orientación para el diseño de políticas regionales de desarrollo industrial.

4. Modelo econométrico del impacto intersectorial del desarrollo industrial en Brasil

Presentamos en este artículo un modelo econométrico que relaciona el crecimiento de los sectores no industriales de Brasil con el desarrollo industrial, a través de relaciones intersectoriales.

Las variables están expresadas en millones de dólares de 1990 según paridades de poder de compra de dicho año, en base a los datos de Maddison(2001) y de las Naciones Unidas, y son las siguientes:

$QM90BRPP$ = Valor Añadido real de la industria manufacturera.

$QNM90BRPP$ = Valor Añadido real de los sectores no manufactureros, siendo $QNM = PIB - QM$

Estimamos un modelo dinámico mixto, mediante la ecuación 1 y analizamos la cointegración entre las variables del modelo mediante el test ADF de los residuos. También aplicamos el test de causalidad de Granger y el test de Granger modificado.

Ecuación 1. QNM90BR en función de QM90BR. Modelo dinámico.

Dependent Variable: QNM90BR				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1971 2000				
Included observations: 30 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QNM90BRPP(-1)	1.022832	0.009437	108.3877	0.0000
D(QM90BRPP)	1.142225	0.792268	1.441716	0.1605
R-squared	0.977847	Mean dependent var		541383.1
Adjusted R-squared	0.977056	S.D. dependent var		151149.8
S.E. of regression	22895.25	Akaike info criterion		22.97959
Sum squared resid	1.47E+10	Schwarz criterion		23.07300
Log likelihood	-342.6938	Durbin-Watson stat		1.986970

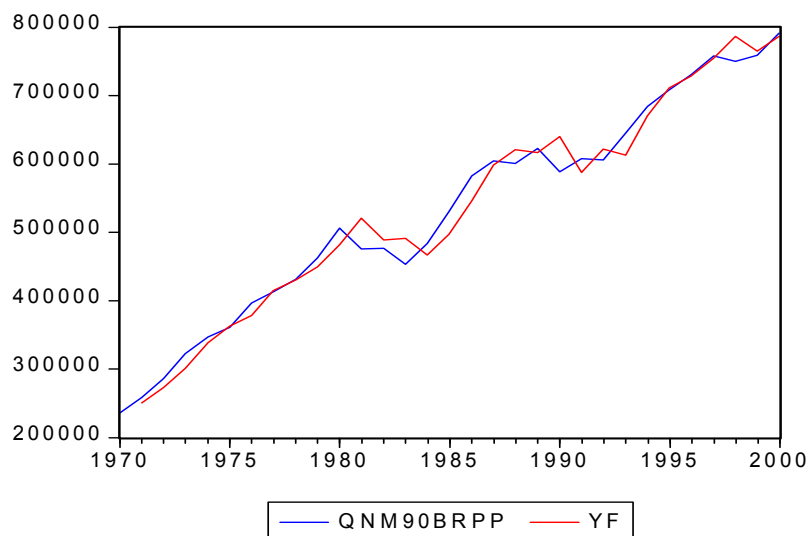
La bondad del ajuste es muy elevada, el coeficiente Durbin-Watson indica que el modelo no presenta problemas de autocorrelación, y los coeficientes de regresión muestran que un incremento de una unidad en el Valor Añadido real de la industria, QM, contribuye a que se produzca un incremento de 1.14 unidades en los sectores no manufactureros.

Esta cifra está en concordancia con los estudios realizados para los países de la OCDE por Guisán(2003), e incluso muestra un efecto ligeramente más elevado en el caso de Brasil, pues la estimación para un panel de países de la OCDE se situó en torno a la unidad.

Además el modelo muestra que hay una dinámica en los sectores no manufactureros que genera un crecimiento medio en torno a un 2.28% en dichos sectores aún en ausencia de incrementos en la producción industrial.

El gráfico 6 muestra la bondad del ajuste, dada la gran similitud entre los valores verdaderos de QNM y los estimados mediante la ecuación 1, YF.

Gráfico 6. Valores verdaderos y previstos del PIB no manufacturero de Brasil, mediante la ecuación 1.



A pesar de la bondad del ajuste el coeficiente de QM no resultó significativo en la ecuación 1, debido a los problemas de multicolinealidad existentes entre los regresores, pero este problema desaparece en general cuando las estimaciones se realizan con muestras más amplias basadas en datos cross-section o en paneles de varios países, como ocurrió en el referido estudio de los países de la OCDE. Cuando se atenúa el problema de la multicolinealidad el carácter significativo del parámetro de QM se muestra claramente.

Realizamos el test ADF para contrastar la hipótesis de estacionariedad, o integración de orden cero, de la perturbación de la ecuación 1. Como el estadístico ADF resulta inferior al valor crítico de MacKinnon para el nivel de significación del 5% podemos aceptar la hipótesis de que la perturbación es estacionaria, y por lo tanto hay evidencia favorable hacia la existencia de una relación causal entre QNM y QM, si bien con las limitaciones propias de este tipo de tests, según se refiere en Guisán(2002).

ADF = -3.14 < -2.97 para un nivel de significación de 5%

Null Hypothesis: UF has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Fixed)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.141932	0.0348
Test critical values: 1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(UF)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1973 2000				
Included observations: 28 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UF(-1)	-0.877824	0.279390	-3.141932	0.0043
D(UF(-1))	-0.128179	0.197701	-0.648345	0.5227
C	859.4145	4525.031	0.189925	0.8509
R-squared	0.513037	Mean dependent var	-263.4564	
Adjusted R-squared	0.474080	S.D. dependent var	32852.63	
S.E. of regression	23824.84	Akaike info criterion	23.09580	
Sum squared resid	1.42E+10	Schwarz criterion	23.23854	
Log likelihood	-320.3412	F-statistic	13.16930	
Durbin-Watson stat	1.901590	Prob(F-statistic)	0.000124	

Test de causalidad de Granger

Realizamos el contraste de causalidad de Granger mediante la estimación de un modelo VAR con un retardo:

$$\begin{aligned} & \text{QM} / \text{QM} (-1) \text{ QNM} (-1) \\ & \text{QNM} / \text{QM} (-1) \text{ QNM} (-1) \end{aligned}$$

También realizamos el test con dos retardos y el test de Granger modificado propuesto por Guisán(2002) para evitar los problemas que con frecuencia presenta el test de Granger, ya que la incluir variables no relevantes relacionadas linealmente con las relevantes provoca multicolinealidad y a veces no permitir detectar la verdadera causalidad.

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1970 2000			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
QM90BRPP does not Granger Cause QNM90BRPP	30	0.25830	0.61542
QNM90BRPP does not Granger Cause QM90BRPP		6.24418	0.01884

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1970 2000			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
QM90BRPP does not Granger Cause QNM90BRPP	29	0.10271	0.90279
QNM90BRPP does not Granger Cause QM90BRPP		6.27594	0.00642

Si F es pequeño y la probabilidad > 0.05 , indica que se acepta la hipótesis de “no causalidad”. Si F es grande y la probabilidad < 0.05 , indica que se rechaza la “no causalidad” y por lo tanto que se acepta la causalidad. En este caso el resultado del test sólo indicaría relación retardada de causalidad de QNM hacia QM, pero no detectaría la influencia causal que QM tiene sobre QNM.

Ello no significa que QM no influya en QNM sino que el test de Granger no permite detectarlo debido a que no tiene en cuenta la relación contemporánea y a que incluye simultáneamente en el modelo las variables retardadas de QM y QNM para el mismo retardo con la consiguiente multicolinealidad entre dichas variables.

Contraste de Granger modificado

En Guisán (2002) se propone una versión modificada del test de Granger que mejora, en general, los resultados del test.

Lo comprobamos con la estimación MCO y MCG, ecuaciones 2 y 3. El test modificado indica un efecto significativo de QM sobre QNM.

Ecuación 2

Dependent Variable: QNM90BRPP				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1973 2000				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QNM90BRPP(-3)	1.059379	0.020453	51.79673	0.0000
(QM90BR(-1)- QM90BR(-3))	2.417171	0.932679	2.591643	0.0155
R-squared	0.897605	Mean dependent var		560634.8
Adjusted R-squared	0.893666	S.D. dependent var		136965.9
S.E. of regression	44662.99	Akaike info criterion		24.32043
Sum squared resid	5.19E+10	Schwarz criterion		24.41558
Log likelihood	-338.4860	Durbin-Watson stat		0.761078

Ecuación 3

Dependent Variable: QNM90BRPP				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1973 2000				
Convergence achieved after 21 iterations. Backcast: 1972				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QNM90BRPP(-3)	1.058169	0.024541	43.11859	0.0000
(QM90BR(-1)- QM90BR(-3))	2.348413	1.076692	2.181138	0.0388
MA(1)	0.504872	0.172987	2.918554	0.0073
R-squared	0.930973	Mean dependent var		560634.8
Adjusted R-squared	0.925451	S.D. dependent var		136965.9
S.E. of regression	37396.80	Akaike info criterion		23.99752
Sum squared resid	3.50E+10	Schwarz criterion		24.14025
Log likelihood	-332.9652	Durbin-Watson stat		1.532499
Inverted MA Roots	-.50			

También aplicamos el test a QM, en función de QNM, con MCO y MCG, ecuaciones 4 y 5. Se observa también un efecto significativo de QNM sobre QM.

Ecuación 4

Dependent Variable: QM90BRPP				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1973 2000				
Included observations: 28 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QM90BRPP(-3)	1.027805	0.020933	49.09888	0.0000
QNM90BR(-1)- QNM90BR(-3)	0.207043	0.055902	3.703652	0.0010
R-squared	0.838220	Mean dependent var		139166.0
Adjusted R-squared	0.831998	S.D. dependent var		26201.14
S.E. of regression	10739.33	Akaike info criterion		21.46996
Sum squared resid	3.00E+09	Schwarz criterion		21.56512
Log likelihood	-298.5795	Durbin-Watson stat		0.499002

Ecuación 5

Dependent Variable: QM90BRPP				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1973 2000				
Convergence achieved after 13 iterations. Backcast: 1972				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QM90BRPP(-3)	1.040303	0.024308	42.79647	0.0000
QNM90BR(-1)- QNM90BR(-3)	0.160442	0.060748	2.641097	0.0140
MA(1)	0.594833	0.167454	3.552225	0.0015
R-squared	0.904547	Mean dependent var		139166.0
Adjusted R-squared	0.896911	S.D. dependent var		26201.14
S.E. of regression	8412.518	Akaike info criterion		21.01379
Sum squared resid	1.77E+09	Schwarz criterion		21.15652
Log likelihood	-291.1930	Durbin-Watson stat		1.286414
Inverted MA Roots	-.59			

La ecuación 6 estima un modelo para QM que incluye como variable explicativa, además del valor retardado de QM y del incremento de QNM, el incremento retardado de ésta última variable.

Ecuación 6

Dependent Variable: QM90BR				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1972 2000				
Included observations: 29 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QM90BR(-1)	1.005953	0.008166	123.1923	0.0000
D(QNM90BR(-1))	0.137374	0.035787	3.838628	0.0007
D(QNM90BR)	0.032800	0.035670	0.919542	0.3663
R-squared	0.978649	Mean dependent var		136832.6
Adjusted R-squared	0.977007	S.D. dependent var		28633.35
S.E. of regression	4341.803	Akaike info criterion		19.68766
Sum squared resid	4.90E+08	Schwarz criterion		19.82911
Log likelihood	-282.4711	Durbin-Watson stat		1.295090

El efecto retardado de $D(QNM)$ sobre QM parece más importante que el efecto no retardado, mientras que si en la ecuación 1 incluimos el valor retardado del incremento de QM , se muestra más importante el efecto no retardado que el retardado.

Los resultados indican que hay una relación bilateral entre QM y QNM , de carácter contemporáneo respecto al efecto del incremento de QM sobre QNM y de carácter retardado respecto al efecto del incremento de QNM sobre QM . El análisis que se realiza en Guisán y Cardim-Barata(2002) mediante el test de causalidad de Hausman confirma también esta conclusión.

5. Conclusiones

Destacamos a continuación las principales conclusiones de este estudio, algunas referidas al conjunto del país y otras específicamente al desarrollo regional:

1) La economía brasileña ha experimentado un crecimiento muy destacado durante la segunda mitad del siglo veinte, en términos del PIB real y de la población.

2) El crecimiento de la población ha sido muy elevado en comparación con la media mundial y ello ha determinado que el incremento del PIB por habitante haya sido escaso durante las dos últimas décadas del siglo veinte, a pesar del importante incremento experimentado por el PIB real.

3) La educación se muestra en este caso, al igual que en estudios referidos a otros países, como el elemento principal para explicar el grado de desarrollo económico, tanto para el conjunto de Brasil como para sus regiones, por sus efectos directos e indirectos, al contribuir a moderar las altas tasas de fertilidad e incrementar la inversión por habitante.

4) Las diferencias regionales de PIB por habitante son muy grandes, con un cociente superior a 7 entre la región de mayor nivel y la de menor nivel. Estas disparidades difícilmente pueden mantenerse

en el tiempo sin provocar fuertes movimientos migratorios con todos los problemas que ello implica para un país tan grande como Brasil que debe conseguir una distribución equilibrada de la población en el territorio.

5) Existe una alta correlación positiva entre el nivel educativo de la población y el grado de desarrollo regional. Así pues, las políticas tendentes a incrementar el nivel educativo de la población deben fortalecerse, e incluso intensificarse, especialmente en las regiones con menor nivel.

6) El desarrollo industrial en un país como Brasil, que tiene todavía un nivel bajo de producción industrial por habitante, es esencial para garantizar un desarrollo sostenido en todas sus regiones. El diseño de políticas de desarrollo regional teniendo en cuenta las limitaciones y posibilidades de cada región es esencial. El modelo econométrico estimado muestra que, en Brasil, un incremento de una unidad en el Valor añadido real de la industria genera un incremento superior a la unidad en el Valor añadido real de los sectores no industriales, especialmente en la construcción y los servicios.

Bibliografía

ALMEIDA, P. R. (2000), “A inserção econômica internacional do Brasil em perspectiva histórica”, Cadernos Adenauer 2, “*O Brasil no cenário internacional*”, São Paulo: Fundação Konrad Adenauer, pp. 37-56.

BARRA, C. y CROCCO, M.A. (2002), “*Moeda e espaço no Brasil: Uma análise pós-keynesiana*”, Texto para discussão, n.º 181, Ufmg/Cedeplar.

DENISON (1967) “*Why Growth Rates Differ. Postwar Experience in Nine Western Countries*”. The Brookings Institution, Washington, D.C.

DINIZ, C.C. (2001), “*A questão regional e as políticas governamentais no Brasil*”, Texto para discussão n.º 159, Belo Horizonte, Cedeplar/Face/Ufmg.

GALINARI, R., CROCCO, M. A., LEMOS, M. B., BASQUES, M. F. D. (2003), “*O efeito das economias de aglomeração sobre os salários industriais: Uma aplicação ao caso brasileiro*”, Texto para discussão n.º 213, Belo Horizonte, Cedeplar/Face/Ufmg.

GUISÁN, M. C. y NEIRA, I. (2001 a), “Capital humano y capital físico en la OCDE, su importancia en el crecimiento económico en el período 1965-95”, *Estudios Económicos de Desarrollo Internacional*, Vol. 1, n.º 2.

GUISÁN, M. C. y NEIRA, I. (2001 b), “Educación y crecimiento; una perspectiva mundial 1960-99”, *Estudios Económicos de Desarrollo Internacional*, Vol. 1, n.º 1.

GUISÁN, M. C., AGUAYO, E. y EXPÓSITO, P.(2001) “Economic Growth and Cycles: Cross-country Models of Education, Industry and Fertility and International Comparisons”. *Applied Econometrics and International Development* Vol.1-1, pp. .¹

GUISÁN, M. C., AGUAYO, E (2001) “Economic Development of American and European Countries 1951-1999”, *Applied Econometrics and International Development* Vol.1-1, pp. 111-128.¹

GUISÁN, M. C. y AGUAYO, E. (2002). “Education, Industry, Trade and Development of American Countries in 1980-99”, *Applied Econometrics and International Development* Vol.2-1, pp. 83-106.¹

GUISÁN, M. C. (2002) “Causalidad y cointegración en modelos econométricos: Aplicaciones a los países de la OCDE y limitaciones de los tests de cointegración” Documento de *Economic Development*, nº 61, disponible on-line ¹

GUISÁN, M. C. (2003 a) “Causality Tests, Interdependence and Model Selection: Application to OECD countries 1960-97” Documento de *Economic Development*, nº 63, disponible on-line ¹

GUISÁN, M. C. (2003 b) “Modelos econométricos de empleo sectorial en los países de la OCDE: Análisis de México, USA, Japón, España, Francia e Irlanda” Documento de *Economic Development*, nº 72, disponible on-line ¹

GUISÁN, M.C. y CARDIM, S. (2003). Indústria e comércio na economia do Brasil. *Economic Development* nº 73, disponible on line”

IBGE (2001) “*Censo 2000*” Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

KON, A. (1997), “*A dinâmica do desenvolvimento regional brasileiro*”.

MACHADO, A. M., ANDRADE, M. V. y ALBUQUERQUE, E. M. (2003), “*Atraso tecnológico, atraso social: uma investigação sobre as relações entre produção científico-tecnológica e desenvolvimento humano no Brasil*”, Texto para discussão n.º 197, Belo Horizonte, Cedeplar/Face/Ufmg.

MADDISON (2001) “*The World Economy. A Millenium Perspective*” Development Studies Centre, OCDE.

NEIRA, I. y GUISÁN, M.C.(2002). “Modelos econométricos de capital humano y crecimiento económico : Efecto inversión y otros efectos indirectos”. Documento de *Economic Development*, nº 62, disponible on-line ¹

¹ Documentos disponibles en <http://www.usc.es>