

Comparação da Renda Per Capita e do Índice de Qualidade de Vida Material como Medidas de Desenvolvimento: O Caso da América Latina

RICHARD P. HARBER JR.

Introdução

O que é desenvolvimento? Como resultado de extensivos debates na literatura sobre o desenvolvimento, chegou-se a um consenso geral quanto à resposta a esta questão, a saber: desenvolvimento é um fenômeno de múltiplas faces, englobando as esferas econômicas, social, cultural e outras, as quais vão de encontro à "realização da personalidade humana"⁽¹⁾. Apesar desse consenso, não surgiu um método geral de medida do desenvolvimento. Um dos maiores problemas em imaginar um índice para substituir o uso da renda *per capita* como uma medida do desenvolvimento consiste na escassez de dados referentes aos aspectos não-econômicos desse desenvolvimento.

Visto que dados sobre tais aspectos não-econômicos não são disponíveis em larga escala e que seriam necessários recursos para reunir e compilar esses dados, é necessário colocar a seguinte questão: qual é a distorção gerada pelo uso de variáveis *proxy*, de preferência a um índice de desenvolvimento, para medir o nível e a mudança do desenvolvimento? Em adição à renda *per capita*, o Índice de Qualidade de Vida Material (*IQVM*) foi proposto por muitos estudiosos como uma variável *proxy* apro-

priada para um índice geral do desenvolvimento. Além disso, pretendeu-se que o *IQVM* fosse uma variável *proxy* melhor do que a renda *per capita*; entretanto, a evidência com respeito à superioridade do *IQVM* não tem sido conclusiva. Assim, são necessários estudos adicionais sobre a distorção comparativa proveniente do uso do *IQVM* e da renda *per capita* como variáveis *proxy*⁽²⁾. Este trabalho considera tais proble-

- (2) Vide, por exemplo, GRANT (1978), LIN (1978), MORRIS (1979) e FELIX (1983). O *IQVM* é definido de maneira diversa em diferentes trabalhos. Por exemplo, GRANT (1978) define o *IQVM* como a média simples dos índices de Expectativa de Vida ao Nascer, Taxa de Mortalidade Infantil e Taxa de Alfabetização dos Adultos; por outro lado, MORRIS (1979) define o *IQVM* como a média simples dos índices de Expectativa de Vida na Idade de 1 Ano, Taxa de Mortalidade Infantil e Taxa de Alfabetização dos Adultos. Neste estudo, o *IQVM* é definido como a média simples dos índices de Expectativa de Vida ao Nascer, Taxa de Mortalidade Infantil e Taxa de Alfabetização dos Adultos.

O autor pertence ao Depto. de Economia da Texas Tech. University.

Tradução de José Flávio Motta, do original inglês "Comparison of per capita income and the physical quality of life index as measure of development: the case of Latin America".

(1) SEERS (1972), p. 21.

mas para a América Latina. A seção 1 discute os seguintes itens: o método usado para construir o nosso índice geral de desenvolvimento e a metodologia usada para medir a distorção potencial emergente do uso de uma variável *proxy* para um índice geral de desenvolvimento. Os resultados empíricos do estudo são apresentados e discutidos na seção 2. Finalmente, são consideradas as implicações dos resultados para o debate geral acerca de como medir o desenvolvimento.

1. Considerações Teóricas e Metodológicas

METODOLOGIA USADA PARA CONSTRUIR O ÍNDICE GERAL DESTE ESTUDO

A metodologia usada neste estudo para construir nosso índice geral de desenvolvimento é semelhante à usada em UNRISD (1972). Começando com os indicadores essenciais da UNRISD como a base para a

TABELA 1
INDICADORES DE DESENVOLVIMENTO USADOS NESTE ESTUDO

Indicador número	DESCRIÇÃO	Correlação média
1	População urbana como percentagem da população total ^(b)	0,5243
2	Expectativa de vida ao nascer ^(a)	0,6762
3	Taxa de mortalidade infantil ^(c)	0,6644
4	Disponibilidade de calorias <i>per capita</i> como percentagem das necessidades ^(b)	0,5105
5	População por médico ^(c)	0,4773
6	Taxa de alfabetização dos adultos ^(c)	0,6666
7	Taxa de matrículas regulares na escola primária ^(a)	0,5440
8	Taxa de matrículas regulares na escola secundária ^(a)	0,5616
9	Taxa de matrículas regulares nas escolas profissionalizantes ^(a)	0,4545
10	Rádios por 1.000 habitantes ^(a)	0,5712
11	Carros de passeio por 1.000 habitantes ^(b)	0,6020
12	Consumo de energia <i>per capita</i> (kg-equivalente de carvão) ^(a)	0,5643
13	Força de trabalho agrícola (percentagem da força de trabalho total) ^(b)	0,7048
14	Força de trabalho industrial (percentagem da força de trabalho total) ^(c)	0,6302
15	Participação da agricultura no PNB ^(c)	0,5580
16	Participação da indústria manufatureira no PNB ^(a)	0,4036
17	Participação no PNB de: eletricidade, gasolina, água, transportes e comunicações ^(b)	0,4405
18	Produtividade média do trabalho na agricultura ^(b)	0,5724
19	Produtividade média do trabalho na indústria ^(c)	0,4338
20	Comércio exterior <i>per capita</i> ^(a)	0,4823

Notas: (a) Incluído no conjunto de indicadores essenciais da UNRISD.

(b) Variável *proxy* para um dos indicadores essenciais da UNRISD.

(c) Não incluído no conjunto de indicadores essenciais da UNRISD, mas usado quando a correlação média excede à de um dentre os referidos indicadores.

seleção de indicadores, a disponibilidade de dados e a cobertura através dos países na América Latina levaram ao uso dos vinte indicadores mostrados na tabela 1. Esse conjunto de indicadores inclui não apenas itens no conjunto de indicadores essenciais da UNRISD e *proxies* para aqueles indicadores, mas também itens que exibem uma intercorrelação média mais alta do que pelo menos um dos indicadores essenciais da UNRISD.

Ao construir os índices dos indicadores, não utilizamos o "sistema de correspondência" da UNRISD, nem suas transformações de dados. Em seu lugar, usamos os verdadeiros valores mínimo e máximo de cada indicador no ano-base para determinar os valores dos dados correspondentes aos valores de zero a 100 do índice. Para resumir o procedimento da construção dos índices dos indicadores, definimos as seguintes variáveis:

$X_i(j, t)$ = valor do indicador i no ano t para o país j ;

X_{i*} = o valor mínimo do indicador i no ano-base para todos os países; e

X_i^* = o valor máximo do indicador i no ano-base para todos os países.

O valor do índice do indicador i no ano t para o país j é dado por:

$$I_i(j, t) = [X_i(j, t) - X_{i*}] / S_i$$

se a relação entre o indicador i e o nível de desenvolvimento é positiva; ou

$$I_i(j, t) = [X_i^* - X_i(j, t)] / S_i$$

se a relação entre o indicador i e o nível de desenvolvimento é negativa; onde

$$S_i = (X_i^* - X_{i*}) / 100 = \text{unidade de medida para o indicador } i.$$

Finalmente, o índice geral de desenvolvi-

mento para o país j no ano t é dado por⁽³⁾:

$$I(j, t) = \sum_i w_i I_i(j, t)$$

onde w_i é o peso explícito do indicador i ; a soma dos w_i é 1; os somatórios ocorrem sobre a série $i = 1, 2, \dots, n$; e n é o número de indicadores usados.

A relação entre cada indicador de desenvolvimento e o nível de desenvolvimento foi determinada pelos sinais dos coeficientes de correlação entre os vários indicadores, enquanto que os pesos explícitos usados para calcular o índice geral foram baseados nas intercorrelações médias (ignorando sinais) de cada indicador com todos os demais no ano-base⁽⁴⁾

METODOLOGIA PARA MEDIR A DISTORÇÃO POTENCIAL DO USO DE UMA PROXY PARA O ÍNDICE GERAL

Existem várias maneiras pelas quais o uso de uma variável *proxy* para um índice geral de desenvolvimento pode gerar informações potencialmente distorcidas. Estudos precedentes enfatizaram a distorção criada nas classificações relativas de países, do mais para o menos desenvolvido, em um dado ponto no tempo⁽⁵⁾ Outra distorção pode

(3) No ano-base, um país teria um índice geral igual a zero (100), somente se todos os índices de indicadores para esse país tivessem valores iguais a zero (100). Nos anos seguintes, porém, a interpretação não é tão claramente definida, uma vez que os índices de indicadores podem tanto aumentar quanto decrescer através do tempo.

(4) Formalmente, os pesos explícitos são calculados da seguinte forma: Seja $r(i, j)$ o coeficiente de correlação entre os indicadores i e j ; $i, j = 1, 2, \dots, n$. A correlação média para o indicador i é $R_i = 1/n \sum_j r(i, j)$ e o peso explícito para o indicador i ao formar o índice geral é

$$w_i = R_i / \sum_j R_j$$

(5) Para exemplos, vide MORGAN (1975), capítulo 7. e UNRISD (1972), p. 6-9 e 136-38.

emergir, todavia, quando a variação percentual ou a taxa de crescimento da *proxy* é usada para medir a mudança no nível de desenvolvimento de um país através do tempo. Ambos os tipos de distorção potencial são examinados neste trabalho.

Uma variedade de técnicas diferentes é usada para determinar a exatidão ou inexatidão, bem como a direção e tamanho da distorção potencial que pode resultar do uso da renda *per capita* ou do *IQVM* como uma variável *proxy* para um índice de desenvolvimento. Os mesmos métodos básicos são usados para examinar a distorção potencial em um dado ponto no tempo e para fazer comparações intertemporais.

Nossa análise divide-se em quatro etapas. A primeira segue a metodologia previamente usada; as correlações entre nível e posto do índice geral, da renda *per capita* e do *IQVM*, são calculadas para uma *cross-section* de países⁽⁶⁾. Estas correlações indicam o grau de correspondência entre as várias medidas e podem ser vistas como uma primeira indicação da propriedade de se usar a particular variável *proxy* para o índice de desenvolvimento.

A segunda etapa utiliza a análise de regressão para estimar a relação entre o índice geral e as variáveis *proxy*. Duas formas funcionais são estimadas: uma forma linear simples e uma forma não-linear incluindo o quadrado da variável *proxy*⁽⁷⁾. Estas relações estimadas são então usadas para gerar valores previstos do índice geral de desenvolvimento.

Na terceira etapa são calculadas as correlações simples e por postos do índice geral e dos vários índices estimados encontrados

na segunda etapa. Se estes coeficientes de correlação excederem àqueles encontrados na primeira etapa da análise, podemos concluir que uma transformação relativamente simples da renda *per capita* ou do *IQVM* serviria como uma variável *proxy* melhor para o índice geral do que o nível não transformado da renda *per capita* ou do *IQVM*.

A última etapa da análise deriva medidas para a direção e o tamanho da distorção criada ao se utilizar estes índices estimados de preferência aos índices reais. A medida usada para a direção da distorção potencial é o desvio percentual médio dos índices estimados com relação ao índice geral (*DM*), dado por:

$$DM = 1/m \sum_j \{ [E\{I(j, t)\} / I(j, t)] - 1 \} \times 100\%$$

onde $E\{I(j, t)\}$ é o valor do índice estimado para o país j no ano t , com j variando de 1 a m , e m é o número de países. Se *DM* é zero, então não está sendo gerada distorção quando todos os países são considerados. Por outro lado, se *DM* é positivo (negativo), então os índices estimados estão superestimando (subestimando) o índice geral quando todos os países são considerados.

Muito embora *DM* forneça informação concernente tanto à direção quanto ao tamanho da distorção potencial proveniente do uso dos índices estimados, duas medidas da dispersão destes índices com relação ao índice geral são também utilizadas: a soma média dos desvios absolutos e o desvio padrão, respectivamente, *SMA* e *DP*, dos índices estimados com relação ao índice geral, ou:

$$SMA = 1/m \sum_j [E\{I(j, t)\} - I(j, t)] \quad e$$
$$DP = \sqrt{1/m \sum_j \{E\{I(j, t)\} - I(j, t)\}^2}$$

(6) O coeficiente de correlação por postos de Spearman é usado para as correlações dos postos do índice geral e da renda *per capita*.

(7) Não discutimos se estas são as formas funcionais "corretas" para as relações em exame. Elas foram escolhidas por sua simplicidade e facilidade no cálculo das transformações da renda *per capita*. Trabalho futuro sobre este assunto deveria "testar" uma forma funcional apropriada.

2. Resultados empíricos para a América Latina

A metodologia delineada acima foi usada para examinar a distorção potencial proveniente da utilização da renda *per capita* e do *IQVM* como variáveis *proxy* para o índice geral de desenvolvimento. Os dados são para

uma *cross-section* de vinte e quatro países latino-americanos nos anos de 1960 e 1970 e provêm do Banco Mundial (1980)⁽⁸⁾.

As correlações simples e por postos de Spearman entre o índice geral, a renda *per capita* e o *IQVM* são dadas na tabela 2. Em 1960 o *IQVM* tinha correlações mais elevadas com o índice geral do que a renda *per capita*; para 1970, no entanto, a situação invertia-se. Para os dois anos combinados, não há virtualmente diferença entre as cor-

relações simples e nem diferença estatisticamente significativa entre os coeficientes de correlação por postos⁽⁹⁾. Além disso, as diferenças entre os coeficientes de correlação simples e por postos em 1960 e 1970 não são estatisticamente significantes. Assim, podemos concluir que na sua forma simples, a renda *per capita* não é superior nem inferior ao *IQVM* como uma variável *proxy* para o índice geral de desenvolvimento.

Os resultados da análise de regressão para

TABELA 2

COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO E CORRELAÇÃO POR POSTOS DE SPEARMAN DO ÍNDICE GERAL DE DESENVOLVIMENTO COM A RENDA *PER CAPITA* E COM O ÍNDICE DE QUALIDADE DE VIDA MATERIAL

	Índice Geral de Desenvolvimento					
	Níveis			Postos		
	1960	1970	Misturados	1960	1970	Misturados
PNB/C	0,883	0,906	0,904	0,901	0,900	0,909
IQVM	0,929	0,890	0,905	0,930	0,893	0,924

as relações entre o índice geral e a renda *per capita* ou o *IQVM* são apresentados nas tabelas 3, 4, 5 e 6. Os dois modelos estimados diferem apenas pela exclusão (Modelo *P*) ou inclusão (Modelo *Q*) do quadrado da variável independente.

Para 1960 (tabela 3), as regressões do *IQVM* (Modelos *II.P* e *II.Q*) têm um poder explicativo (R^2 -ajustado) maior do que as regressões usando renda *per capita*. Adicionalmente, as regressões do Modelo *Q* têm R^2 -ajustados mais altos do que as regressões do Modelo *P*, embora o ganho proveniente da inclusão de $(IQVM)^2$ seja desprezível. Por outro lado, as regressões da renda *per capita* (Modelos *I.P.* e *I.Q*) têm um maior poder explicativo em 1970 (tabela 4); no

entanto, as regressões do Modelo *Q* ainda têm R^2 -ajustados mais altos do que as regressões do Modelo *P*. As tabelas 5 e 6 apresentam os resultados da mistura^(*) dos dados de 1960 e 1970. Os dois conjuntos de regressões diferem pela exclusão (tabela 5) ou inclusão (tabela 6) de termos interativos⁽¹⁰⁾. Apesar desta diferença, contudo,

(8) Os vinte e quatro países são: Argentina, Barbados, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, República Dominicana, Equador, El Salvador, Guatemala, Guiana, Haiti, Honduras, Jamaica, México, Nicarágua, Panamá, Paraguai, Peru, Suriname, Trinidad e Tobago, Uruguai e Venezuela.

(9) Apenas um dos indicadores de desenvolvimento, a Participação da Força de Trabalho Agrícola (indicador 13), tem coeficientes de correlação simples e por postos mais altos com o índice geral do que a renda *per capita* ou o *IQVM*. A diferença entre eles, no entanto, não é estatisticamente significativa.

(10) Os termos interativos são determinados por se as observações são de 1960 ou de 1970. Os cinco termos de interação usados são:
 $D =$ variável "dummy" = 0 se a observação é para 1960, ou 1 se a observação é para 1970;

$$INTY1 = D \times (PNB/C);$$

$$INTY2 = D \times (PNB/C)^2;$$

$$INTI1 = D \times (IQVM); e$$

$$INTI2 = D \times (IQVM)^2.$$

(*) *pooling* no original. N.T.

TABELA 3
RESULTADOS DA REGRESSÃO PARA 1960
 (Variável Dependente: Índice Geral de Desenvolvimento)

	Coeficientes Estimados por Modelo ^(*)			
	<i>I.P</i>	<i>I.Q</i>	<i>II.P</i>	<i>II.Q</i>
Intercepto	6,640 (1,387)	-11,670 (-1,211)	4,733 (0,222)	9,803(e) (1,744)
PNB/C	0,118(a) (8,808)	0,237(a) (4,144)	— —	— —
(PNB/C) ²	— —	-0,0002(d) (-2,140)	— —	— —
IQVM	— —	— —	0,684(a) (11,771)	0,415(e) (1,805)
(IQVM) ²	— —	— —	— —	0,0026 (1,204)
F	77,56(a)	47,39(a)	138,55(a)	71,41(a)
N(++)	24	24	24	24
\bar{R}^2 (+)	0,769	0,801	0,857	0,860

Obs.: (*) Os números entre parênteses sob cada coeficiente são os *t* calculados para os coeficientes. PNB/C e (PNB/C)² representam, respectivamente, Renda *Per Capita* e Renda *Per Capita* elevada ao quadrado; IQVM e (IQVM)² representam, respectivamente, Índice de Qualidade de Vida Material e Índice de Qualidade de Vida Material elevado ao quadrado.

(+) R² ajustado

(++) Tamanho da amostra.

Notas: (a) Significativamente diferente de zero ao nível de 0,5%.

(b) Significativamente diferente de zero ao nível de 1%.

(c) Significativamente diferente de zero ao nível de 2,5%.

(d) Significativamente diferente de zero ao nível de 5%.

(e) Significativamente diferente de zero ao nível de 10%.

a classificação dos quatro modelos de acordo com seu poder explicativo permanece a mesma, i.é., do menos para o mais poderoso: *I.P*, *II.P*, *II.Q*, *I.Q*. Estes resultados implicam que a forma quadrática de qualquer das regressões é superior à forma linear simples.

Os modelos interativos foram estimados como uma verificação adicional acerca da estabilidade das relações. Embora os resultados na tabela 6 não indiquem claramente qualquer instabilidade intertemporal das relações estimadas, os testes de Chow para os quatro modelos indicaram que aqueles

usando o *IQVM* (*II.P* e *II.Q*) eram instáveis, enquanto que aqueles usando a renda *per capita* (*I.P* e *I.Q*) eram estáveis nos dois períodos de tempo⁽¹¹⁾ Dessa forma, o Modé-

(11) As estatísticas *F* para os testes de Chow e os valores críticos apropriados da distribuição *F* são:

Modelo	<i>F</i>	<i>g.d.l.</i>	Valores Críticos	
			5%	1%
<i>I.P</i>	1,174	(24;22)	2,05	2,80
<i>I.Q</i>	1,194	(24;21)	2,03	2,75
<i>II.P</i>	2,423	(24;22)	2,05	2,80
<i>II.Q</i>	2,135	(24;21)	2,03	2,75

TABELA 4
RESULTADOS DA REGRESSÃO PARA 1970
 (Variável Dependente: Índice Geral de Desenvolvimento)

	<i>Coefficientes Estimados por Modelo(*)</i>			
	<i>I.P</i>	<i>I.Q</i>	<i>II.P</i>	<i>II.Q</i>
Intercepto	16,135 ^(a) (3,287)	1,059 (0,115)	-6,033 (-0,791)	14,333 (0,834)
PNB/C	0,100 ^(a) (10,052)	0,177 ^(a) (4,232)	— —	— —
(PNB/C) ²	— —	-0,0001 ^(e) (-1,893)	— —	— —
IQVM	— —	— —	0,905 ^(a) (9,144)	0,168 (0,297)
(IQVM) ²	— —	— —	— —	(0,0057) (1,320)
F	101,04 ^(a)	58,25 ^(a)	83,60 ^(a)	44,09 ^(a)
N(++)	25	24	24	24
\bar{R}^2 (+)	0,813	0,833	0,782	0,789

Obs. e Notas: *Idem* tabela 3.

lo *I.Q* não somente tem um poder explicativo equivalente ou melhor do que os Modelos *II.P* e *II.Q*, mas a relação é também estável no tempo, enquanto que as relações nestes dois últimos modelos não são estáveis.

Os resultados da análise de regressão foram utilizados para gerar quatro valores estimados do índice geral: *PYI*, *QYI*, *PII*, *QII*. Os índices *PYI* e *QYI*, respectivamente, são os valores previstos do índice geral resultantes das regressões dos modelos *P* e *Q* com a renda *per capita* como variável independente, enquanto que os índices *PII* e *QII* são os valores previstos das regressões interativas dos modelos *P* e *Q* com o *IQVM* como variável independente.

Os coeficientes de correlação e de correlação por postos de Spearman entre os índices

estimados e o índice geral são dados na tabela 7. Desta tabela, as seguintes conclusões podem ser extraídas:

1. Os índices estimados comportam-se todos tão bem ou melhor do que suas respectivas variáveis independentes isoladas como *proxy* para o índice geral, ou seja: $r(I, PYI) \geq r(I, PNB/C)$; $r(I, QYI) \geq r(I, PNB/C)$; $r(I, PII) \geq r(I, IQVM)$; e $r(I, QII) \geq r(I, IQVM)$.

2. Apesar dos valores aumentados dos coeficientes de correlação, nenhuma das diferenças é estatisticamente significativa.

3. Com exceção dos índices *PII* e *QII* para os dados misturados, os coeficientes de correlação por postos de Spearman, entre os postos dos índices estimados e os do índice

TABELA 5
RESULTADOS DA REGRESSÃO PARA DADOS MISTURADOS I
 (Variável Dependente: Índice Geral de Desenvolvimento)

	<i>Coefficientes Estimados por Modelo (*)</i>			
	<i>I.P</i>	<i>I.Q</i>	<i>II.P</i>	<i>II.Q</i>
Intercepto	11,249 ^(a) (3,467)	-3,016 (-0,509)	-0,258 (-0,065)	12,144 ^(e) (1,921)
PNB/C	0,108 ^(a) (14,338)	0,186 ^(a) (6,436)	- -	- -
(PNB/C) ²	- -	-0,0001 ^(b) (-2,803)	- -	- -
IQVM	- -	- -	0,801 ^(a) (14,423)	0,248 (1,068)
(IQVM) ²	- -	- -	- -	0,0048 ^(e) (2,439)
F	205,57 ^(a)	122,04 ^(a)	207,95 ^(a)	118,13 ^(a)
N(++)	48	48	48	48
$\bar{R}^2(+)$	0,813	0,837	0,815	0,833

Obs. e Notas: *Idem* tabela 3.

geral, são os mesmos que os entre os postos de suas respectivas variáveis independentes e os do índice geral. Muito embora tais coeficientes para os índices *PII* e *QII* sejam maiores que aqueles para o *IQVM*, a diferença não é estatisticamente significativa.

As medidas de distorção agregadas para os índices estimados são apresentadas na tabela 8. Estas medidas implicam as seguintes conclusões:

1. Para 1960, 1970 e também para os dados misturados, os índices estimados superestimam o valor do índice geral, uma vez que $DM > 0$.

2. Para 1960, a superestimação percentual média varia de 6,61% para *PII* a 35,66% para *PYI*, enquanto que em 1970 a variação é de 3,57% para *PII* a 10,22% para *PYI*.

3. As medidas de dispersão, *SMA* e o desvio padrão dos índices estimados com relação ao índice geral (*DP*), não variam grandemente através dos índices estimados, embora elas sejam uniformemente maiores em 1970 do que em 1960.

4. Para os resultados misturados, *PII* tem uma superestimação média significativamente mais baixa do que os outros índices estimados, mas *QYI* tem as mais baixas medidas de dispersão.

TABELA 6
RÉSULTADOS DA REGRESSÃO PARA DADOS MISTURADOS II
 (Variável Dependente: Índice Geral de Desenvolvimento)

	<i>Coefficientes Estimados por Modelo^(*)</i>			
	<i>I.P</i>	<i>I.Q</i>	<i>II.P</i>	<i>II.Q</i>
Intercepto	6,640 (1,329)	-11,670 (-1,147)	4,733 (0,992)	9,803 (1,381)
Dummy	9,494 (1,381)	12,728 (0,947)	-10,767 (-1,335)	4,530 (0,278)
PNB/C	0,118 ^(a) (8,437)	0,237 ^(a) (3,927)	— —	— —
INTY1	-0,018 (-1,068)	-0,061 (-0,839)	— —	— —
(PNB/C) ²	— —	-0,0002 ^(a) (-2,028)	— —	— —
INTY2	— —	0,00008 (0,937)	— —	— —
IQVM	— —	— —	0,684 ^(a) (9,283)	0,415 (1,430)
INTI1	— —	— —	0,222 ^(e) (1,978)	-0,247 (-0,438)
(IQVM) ²	— —	— —	— —	0,0026 (0,934)
INTI2	— —	— —	— —	0,0031 (0,687)
F	69,27 ^(a)	48,90 ^(a)	77,06 ^(a)	48,26 ^(a)
N(++)	48	48	48	48
\bar{R}^2 (+)	0,813	0,836	0,829	0,834

Obs. e Notas: *Idem* tabela 3.

TABELA 7

COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO E CORRELAÇÃO POR POSTOS DE SPEARMAN DO ÍNDICE GERAL DE DESENVOLVIMENTO COM OS ÍNDICES ESTIMADOS

	Níveis			Postos		
	1960	1970	Misturados	1960	1970	Misturados
PYI	0,883	0,906	0,904	0,901	0,900	0,909
QYI	0,905	0,920	0,919	0,901	0,900	0,909
PII	0,929	0,890	0,917	0,930	0,893	0,922
QII	0,934	0,899	0,923	0,930	0,893	0,928

TABELA 8

MEDIDAS DE DISTORÇÃO AGREGADAS DOS ÍNDICES DE DESENVOLVIMENTO ESTIMADOS COM RELAÇÃO AO ÍNDICE GERAL DE DESENVOLVIMENTO

Índice	1960			1970			Misturados		
	DM (%)	SMA	Desvio Padrão	DM (%)	SMA	Desvio Padrão	DM (%)	SMA	Desvio Padrão
PYI	35,66	7,49	9,39	10,22	8,49	10,20	26,13	7,99	9,80
QYI	19,18	6,92	8,51	5,88	7,57	9,43	16,40	7,25	8,98
PII	6,61	6,41	7,40	3,57	9,32	11,01	1,02	8,31	9,98
QII	16,18	5,97	7,15	7,01	8,52	10,58	13,64	7,49	9,38

Com base na discussão acima, parece que existe um ganho potencial em se usar as transformações relativamente simples da renda *per capita* ou do *IQVM*, compreendidas pelos índices estimados *QYI*, *PII* ou *QII*, caso se esteja interessado em medir o nível de desenvolvimento; no entanto, se o interesse reside apenas nas classificações relativas dos países de acordo com o nível de desenvolvimento, esse ganho não existe.

As tabelas 9 a 12 examinam a eficácia e a distorção potencial proveniente do uso da

variação percentual da renda *per capita* ou do *IQVM* como variável *proxy* para a variação percentual do índice geral⁽¹²⁾ Como

(12) As variações percentuais referidas no restante desta seção foram calculadas da seguinte maneira: seja $X(t)$ o valor da variável X no ano t . A variação percentual de X , $VP(X)$, do ano t ao ano s é dada por:

$$VP(X) = \{1 - [X(t) / X(s)]\} \times 100\%$$

O último ano, s , é usado como a base, para evitar o problema da divisão por zero.

visto na tabela 9, a correlação entre os níveis e os postos da variação percentual da renda *per capita* e do índice geral é ínfima, mas as correlações de nível e posto entre a variação percentual do IQVM e do índice geral são mais fortes. O coeficiente de correlação de $-0,404$ entre a variação percentual da renda *per capita* e do índice geral é significativo apenas ao nível de 5% e implica uma relação inversa entre a variação percentual das variáveis. Adicionalmente, o coeficiente de correlação por postos de Spearman é de $0,140$, o que não é estatisticamente diferente de zero. Estes coeficientes de correlação baixos implicam que a variação percentual da renda *per capita* é uma variável *proxy* pobre para a variação percentual do índice geral de desenvolvimento. Portanto, existe uma forte possibilidade de que o uso dos índices estimados *PYI* ou *QYI* possam produzir melhores estimativas da variação percentual do índice geral. Por outro lado, ambas as correlações, de nível e por postos, entre a variação percentual do IQVM e do índice geral, são significantes e positivas.

Os resultados apresentados na tabela 10 são para uma regressão da variação percentual no índice geral sobre a variação percentual da renda *per capita* (Modelo I.P), o quadrado desta variação percentual (Modelo I.Q), a variação percentual no IQVM (Modelo II.P) e a variação percentual do IQVM elevado ao quadrado (Modelo II.Q). Estas regressões foram usadas, respectivamente, para

gerar as variações percentuais estimadas do índice geral dadas por *PYI*, *QYI*, *PII* e *QII* na análise subsequente.

Os coeficientes de correlação e de correlação por postos de Spearman entre as variações percentuais estimadas e a variação percentual do índice geral são dados na tabela 11, enquanto as medidas de distorção agregadas para as variações percentuais estimadas relativas à variação percentual do índice geral são dadas na tabela 12.

O exame dessas tabelas claramente mostra que o uso das variações percentuais estimadas, especialmente aquelas do índice *QYI*, como variáveis *proxy* para a variação percentual do índice geral, apresenta ganhos significativos sobre o uso, como variável *proxy*, da variação percentual da renda *per capita*. Não há virtualmente ganho, entretanto, em usar os postos dos índices estimados *QYI* de preferência aos postos segundo a renda *per capita*. Adicionalmente, muito embora o coeficiente de correlação entre a variação percentual dos índices estimados *QII* e a do índice geral seja mais alto do que a mesma correlação usando a variação percentual do IQVM, a diferença não é estatisticamente significativa e não há alteração nos coeficientes de correlação por postos. Finalmente, a diferença entre os coeficientes de correlação das variações percentuais estimadas usando *QYI* e *QII* não é estatisticamente significativa.

TABELA 9

COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO E CORRELAÇÃO POR POSTOS DE SPEARMAN PARA O CRESCIMENTO DA RENDA *PER CAPITA* COM O CRESCIMENTO DO ÍNDICE GERAL

<u>Taxa de Crescimento de</u>	<u>Crescimento do Índice Geral</u>	
	<u>Valor</u>	<u>Posto</u>
PNB/C	$-0,404$	$0,140$
IQVM	$0,839$	$0,593$

TABELA 10
RESULTADOS DA REGRESSÃO PARA AS TAXAS DE CRESCIMENTO
 (Variável Dependente: Crescimento do Índice Geral de Desenvolvimento)

	<i>Coefficientes Estimados por Modelo (*)</i>			
	<u>I.P</u>	<u>I.Q</u>	<u>II.P</u>	<u>II.Q</u>
Intercepto	37,587(a) (7,467)	42,184(a) (11,102)	16,360(a) (7,696)	21,798(a) (7,563)
PNB/C	-0,395(e) (-2,070)	-1,273(a) (-5,344)	— —	— —
(PNB/C) ²	— —	0,023(a) (4,535)	— —	— —
IQVM	— —	— —	0,463(a) (7,243)	0,063 (0,371)
(IQVM) ²	— —	— —	— —	0,0044(c) (2,517)
F	4,29(e)	14,33(a)	52,46(a)	35,75(a)
N(++)	24	24	24	24
\bar{R}^2 (+)	0,125	0,537	0,691	0,751

Obs. e Notas: *Idem* tabela 3.

TABELA 11
COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO E CORRELAÇÃO POR POSTOS DE SPEARMAN
PARA A ALTERAÇÃO PERCENTUAL DO ÍNDICE GERAL COM OS ÍNDICES ESTIMADOS

<u>Índice</u>	<u>Índice Geral de Desenvolvimento</u>	
	<u>Valor</u>	<u>Posto</u>
PYI	0,404	-0,140
QYI	0,760	0,158
PII	0,839	0,593
QII	0,879	0,593

TABELA 12

MEDIDAS DE DISTORÇÃO AGREGADAS PARA A ALTERAÇÃO PERCENTUAL DOS ÍNDICES ESTIMADOS COM RELAÇÃO À ALTERAÇÃO PERCENTUAL DO ÍNDICE GERAL

<u>Índice</u>	<u>DM (%)</u>	<u>SMA</u>	<u>Desvio Padrão</u>
PYI	14,62	7,80	10,62
QYI	10,46	5,76	7,55
PII	4,87	5,12	6,31
QII	5,89	4,46	5,53

Conclusão

A análise da última seção mostra que, muito embora a renda *per capita* possa ser uma variável *proxy* "pobre" para medir o nível, a classificação relativa ou as mudanças do desenvolvimento, transformações relativamente simples da renda *per capita* podem ser usadas como variáveis *proxy* que produzem melhores aproximações do índice geral de desenvolvimento. Adicionalmente, exceto por medir a variação percentual deste índice geral, o Índice de Qualidade de Vida Material não tem um desempenho significativamente melhor do que a renda *per capita*. Além disso, enquanto as relações entre esta última e o índice geral são estáveis através do tempo, as relações entre o IQVM e o índice geral não o são, implicando que o uso do IQVM pode realmente ser inferior ao da renda *per capita* como uma variável *proxy* para um índice geral de desenvolvimento⁽¹³⁾. Natural-

mente, estas conclusões estão sujeitas à usual ressalva de que são baseadas em uma particular amostra de dados e em uma definição particular do índice geral de desenvolvimento; portanto, pesquisa adicional se faz necessária, usando conjuntos de dados diferentes e mais amplos, bem como definições alternativas do índice geral.

Os resultados do trabalho indicam tanto a confirmação como a discordância com relação a trabalho anterior neste assunto. Os resultados confirmam a visão geral na literatura de que a renda *per capita* é uma medida imperfeita do nível de desenvolvimento. Este trabalho amplia tal visão, mostrando que 1. a correlação entre as classificações relativas dos países pela renda *per capita* e o índice geral é excedida pela correlação entre as classificações relativas dos países por um indicador alternativo de desenvolvimento e o índice geral; e 2. o comportamento do crescimento da renda *per capita* como uma medida da variação do desenvolvimento é pior do que o comportamento da renda *per capita* como uma medida do nível de desenvolvimento. A discordância com pesquisa anterior provém do fato de que o comportamento da renda *per capita* como variável *proxy* para o índice geral de desenvolvimento pode ser aperfeiçoado através do uso de transformações relativamente simples. Este fato implica que a distorção proveniente de se usar a renda *per capita* como uma medida do desenvolvimento pode ser reduzida sem

(13) Combinações da renda *per capita* e do IQVM são também usadas como variáveis independentes na análise de regressão. Embora os coeficientes de correlação (nível e postos) entre os valores previstos provenientes destas regressões "combinadas" e o verdadeiro índice de desenvolvimento sejam maiores do que os mostrados nas tabelas 7 e 11, as diferenças não são estatisticamente significantes. Adicionalmente, as medidas de distorção para os índices previstos "combinados" são também menores do que para aqueles mostrados, mas novamente as diferenças não são estatisticamente significantes.

Richard P. Harber Jr.

sacrificar a conveniência advinda da ampla disponibilidade de dados de renda *per capita*. Adicionalmente, contrariando a pretensão anterior, o Índice de Qualidade de Vida Material revela-se como não sendo superior à renda *per capita* como uma medida do desenvolvimento.

Evidentemente, este trabalho não resolveu o debate relativo ao uso da renda *per capita* ou do Índice de Qualidade de Vida Material como uma medida do desenvolvimento; entretanto, levantou questões e apresentou uma aproximação que pode facilitar a futura resolução desse problema.

Referências Bibliográficas

- FELIX, David. Income distribution and the quality of life in Latin America: patterns, trends and policy implications. *Latin American Research Review*, 18 (2): 3-33, 1983.
- GRANT, James P. *Disparity reduction rates in social indicators*. Washington, D.C., Overseas Development Council, 1978.
- LIN, Steven A. Y. Comparative quality of life. In: *The new economics of the less developed countries*. Kamrany, Nake M. (ed.), Boulder, Co., Westview Press, 1978. p. 87-126.
- MORGAN, Theodore. *Economic development: concept and strategy*. New York, Harper and Row Publishers, 1975.
- MORRIS, Morris D. *Measuring the condition of the world's poor: the physical quality of life index*. New York, Pergamon Press, 1979.
- SEERS, Dudley. What are we trying to measure?. *Journal of Development Studies*, 8 (3): 21-36, April 1972.
- UNITED NATIONS RESEARCH INSTITUTE FOR SOCIOECONOMIC DEVELOPMENT UNRISD. *New York, Praeger Publishers, 1972.*
- WORLD BANK. *World tables*. 2. ed. Baltimore, The John Hopkins University Press, 1980.