

UMA ANÁLISE NO CURTO PRAZO DA DEMANDA DE  
CIMENTO NO BRASIL*Osires Carvalho\**

**Resumo:** A indústria de cimento desempenha importante papel estratégico na economia do país, sobretudo por sua estreita vinculação com a indústria de construção civil, uma das mais dinâmicas em termos de geração de emprego e de importância por sua intensividade em mão-de-obra. O setor de cimento é influenciado por inúmeras variáveis, dentre as quais podem ser apontadas: custo de transporte, disponibilidade de matérias-primas e proximidade de mercados consumidores. Por esses fatores, a indústria de cimento tende a ser mais uma indústria a nível de cada Estado, que de âmbito regional, muito embora sejam significativas as relações de troca intra e inter-regionais. Caracterizada como uma atividade industrial intensiva em energia, a escalada no custo deste insumo, presente a nível mundial a partir de 1973, afetou o setor de cimento em intensidade equivalente à sofrida pela economia do país. A política governamental de controle de preços, visando harmonizar o impacto da importação do petróleo com altas taxas de inflação e crescente endividamento externo, vem inibindo investimentos em novas plantas e ampliações de capacidade, fato que conduzirá a uma insuficiência na oferta de cimento, já presente no exercício passado e com tendência de aumento de intensidade nos anos de 1981 e 1982. O presente estudo analisa o mercado brasileiro de cimento no curto prazo — até 1982 —, confrontando projeções de demanda a nível de cada Estado com o quadro de capacidade instalada e projetada para a indústria de cimento. Para tanto, foi desenvolvido um modelo econométrico agrupando (*pooling*) observações à nível estadual (*cross-section*) e séries temporais. Os resultados obtidos mostram que o país deverá enfrentar um déficit na oferta de cimento, situado no intervalo de 1,2 a 4,9 milhões de toneladas, em 1982. O escopo do presente trabalho foi complementado com recomendações e sugestões de como o mercado deverá comportar-se a fim de readquirir seu antigo equilíbrio.

---

\*Professor de Economia Mineral no Departamento de Mineração e Geologia da UFPb, Campina Grande. Especialização em Economia Mineral pela FGV e Mestrado em Economia dos Recursos Naturais pela Universidade de Aberdeen United Kingdom.

## INTRODUÇÃO

A indústria cimenteira no Brasil compunha-se de 56 unidades produtoras, em 1978, distribuídas em 19 Estados, registrando-se, naquele ano, uma produção de 23 milhões de toneladas.

O setor de cimento é influenciado por inúmeras variáveis, dentre as quais podem ser destacadas: custo de transporte, disponibilidade de matérias-primas e proximidade de mercados consumidores. Por essas características, a indústria de cimento tende a ser mais uma indústria a nível estadual, que regional, muito embora sejam significativas as relações de troca a níveis intra e inter-regionais.

Dada sua vinculação direta com a indústria de construção civil, segmento de grande dinamismo, em termos de geração de emprego, e de significado por sua intensidade em mão-de-obra, a indústria de cimento ocupa uma posição estratégica no elenco das indústrias de base do país.

A produção de cimento caracteriza-se como atividade industrial de grande intensidade em energia. Considerando-se os dois processos correntemente em uso (via úmida e seca), os insumos energéticos — eletricidade e óleo combustível — representam em torno de 50% de seus custos de produção.

A escalada no custo de energia verificada a nível mundial, a partir de 1973, afetou a indústria de cimento em intensidade equivalente à sofrida pela economia do país. A política governamental de controle de preços, visando conciliar o impacto da importação de petróleo com altas taxas de inflação e crescente endividamento externo, vem inibindo investimentos em novas plantas e ampliações de capacidade, fato que conduzirá a uma insuficiência na oferta de cimento que, provavelmente, ocorrerá com maior intensidade nos anos de 1981 e 1982.

O presente estudo analisa o mercado de cimento no Brasil até o ano de 1982, confrontando projeções de demanda, a nível de cada Estado, com o quadro de capacidade instalada e projetada para a indústria como um todo. Para tanto, um modelo econométrico agrupando (*pooling*) observações a nível estadual (*cross-section*) e séries temporais foi desenvolvido; a metodologia utilizada, bem como o espaço teórico percorrido, será discutido no item "Procedimento Metodológico", apresentado na parte final do trabalho.

## ORIGEM DAS INFORMAÇÕES

Para efeito do modelo, adotaram-se como variáveis explanatórias do consumo *per capita* de cimento, a nível estadual, a renda *per capita* e a percentagem da população urbana, também a nível de cada Estado. As informações referentes ao consumo de cimento são regularmente publicadas pelo SNIC (Sindicato Nacional da Indústria de Cimento) e foram obtidas dos mapas anuais de produção referente ao período em análise, 1969-1977. Os dados sobre população são oriundos das publicações Anuário Estatístico do Brasil — 1977 — e Boletim Demográfico nº 4, ambas do IBGE (Fundação Brasileira de Geografia e Estatística).

Dada a inexistência de estatísticas atualizadas sobre a renda interna a nível estadual, utilizou-se a seguinte alternativa: dividiu-se o montante de ICM coletado em cada Estado pela arrecadação total desse tributo no país; o índice então obtido foi multiplicado pelo Produto Nacional Bruto (PNB) e admitido como sendo a renda interna do Estado. Na verdade, para os objetivos do presente trabalho, esse número constitui-se em razoável aproximação, uma vez que representa uma estimativa da renda gerada nos setores da indústria e comércio, o que explica boa parte da demanda por cimento. Os dados sobre ICM foram obtidos do Boletim do ICM, Ministério da Fazenda, setembro de 1978 e a série do PNB da Revista Conjuntura Econômica, maio de 1977.

Quando dos testes iniciais do modelo, Brasília(DF) foi excluída do agrupamento amostral. Sentiu-se que seu consumo de cimento era mais relacionado aos gastos do governo que, propriamente, ao crescimento da renda interna. Excluindo-se Brasília, restaram 20 Estados produtores, com 9 anos de observações, perfazendo um agrupamento amostral (*pool*) de 180 observações.

## PROJEÇÕES DE DEMANDA VERSUS CAPACIDADE INSTALADA E PROJETADA

As projeções de consumo de cimento a nível estadual, realizadas para o período 1978-1982, tiveram como base duas hipóteses: na primeira, considerou-se que a renda interna crescerá a uma taxa idêntica à verificada no período em análise, 1969-1977, isto é, 9,68%; para a última, considerou-se que o crescimento seria 70% do verificado naquele período (6,77%).

Estimativas do consumo total de cimento a nível estadual são apresentadas nas Tabelas 1 e 2. Para o seu cálculo, multiplicou-se o consumo *per capita* obtido para cada Estado, individualmente, pelas estimativas da população, publicadas pelo IBGE. As projeções de consumo para Brasília (DF) foram realizadas, considerando-se a taxa média de crescimento registrada no consumo, período 1974/77 (7,73%), isto para a hipótese 1; para a hipótese 2, considerou-se 70% daquela taxa, isto é, 5,41%.

Relativamente à 1a. hipótese, espera-se que o país alcance um consumo de 35 milhões em 1982; quando a hipótese 2 é considerada, este consumo decresce para 31 milhões de toneladas naquele mesmo ano. O consumo estimado para os anos de 1978 e 1979, de acordo com a hipótese 1, foi de 23,3 e 25,9 milhões de toneladas, respectivamente. Estatísticas publicadas pelo SNIC indicaram produção de 23,1 e 25,0 milhões de toneladas para aqueles anos, significando que o mercado tem mostrado um comportamento previsto pelos limites estabelecidos nas duas hipóteses consideradas.

Segundo a publicação do SNIC, "25 Anos de Indústria – 1953-1978", o Brasil ocupou a décima posição entre os maiores produtores mundiais de cimento. A seguir, esta relação com produções em milhões de toneladas: Rússia (124,0); Japão (68,2); Estados Unidos (61,7); Itália (36,6); Alemanha (33,8); China (31,0); França (30,6); Espanha (26,0); Polônia (19,8) e Brasil (19,1).

A demanda por cimento, a nível regional, apresentou em 1979 a seguinte distribuição: Norte (2,85%), Nordeste (13,92%), Sudeste (64,78%), Sul (10,77%) e Centro-Oeste (7,98%). Para 1982, espera-se a seguinte distribuição: Norte (2,92%), Nordeste (13,96%), Sudeste (59,43%), Sul (14,97%) e Centro-Oeste (8,72%). Desses números, pode-se inferir o grau de concentração do desenvolvimento econômico no país, onde as regiões Sudeste e Sul são responsáveis por 75% do consumo global de cimento.

Em se tratando de um bem de baixo valor unitário e onde os custos de transporte exercem forte pressão sobre os preços de comercialização, a fabricação de cimento, considerando-se a dimensão do mercado, tende mais para uma indústria a nível estadual que propriamente regional. Em vista destas características, faz-se necessário o conhecimento da taxa de crescimento da demanda, a nível estadual, anteriormente à fase de planejamento de novos investimentos.

As projeções apresentadas nas Tabelas 1 e 2 foram comparadas com o

quadro de capacidade instalada e projetada da indústria de cimento do país, publicado em novembro de 1978 pelo SNIC, objetivando saber onde ocorrerá déficit ou superávit na oferta de cimento; os resultados são apresentados nas Tabelas 3 e 4.

Os resultados obtidos através da hipótese 1 indicam um crescente déficit na oferta a partir de 1980, alcançando 4,9 milhões de toneladas em 1982. A hipótese 2 sugere um equilíbrio entre oferta e demanda até 1980, mostrando a partir desse ano um déficit de 1,2 milhão de toneladas. Ambas as hipóteses apontam que os déficits ocorrerão com maior intensidade nos Estados da Bahia, Rio de Janeiro, São Paulo e Rio Grande do Sul.

### **CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES PARA UM NOVO EQUILÍBRIO NO MERCADO**

Os resultados obtidos mostram para as duas hipóteses em observação que haverá um déficit na oferta de cimento, o qual deverá situar-se entre 1,2 e 4,9 milhões de toneladas em 1982.

É razoável esperar-se que a economia do país não apresente o mesmo desempenho exibido no final dos anos sessenta e início dos anos setenta. A crise energética deflagrada com o embargo do petróleo em 1973, vem impondo uma nova ordem econômica, sobretudo nos países que, como o Brasil, dependem em grande parte de energia importada. É sabido que o consumo doméstico de cimento sobre influência dos gastos governamentais em obras públicas e programas de infra-estrutura, sendo pois lícito esperar-se que os programas do governo nos setores de habitação, saneamento, transporte, energia elétrica, entre outros, contribuam para um posicionamento da demanda dentro dos limites estabelecidos pelas duas hipóteses consideradas.

Relativamente à Região Norte, é esperado que a mesma alcance sua auto-suficiência em termos de cimento em 1982, quando deverá entrar em operação a planta de 350.000 t/ano em construção em Manaus (AM). Esse fato amenizará o crônico déficit regional de cimento, como reduzirá o fluxo inter-regional, sobretudo dos Estados de Pernambuco-Nordeste e Minas Gerais-Sudeste em direção a essa região.

Para o Nordeste, excluindo-se o significativo déficit esperado no Estado da Bahia (927.000 a 1,1 milhão de toneladas), para os demais, espera-se um relativo equilíbrio entre oferta e demanda. Recomenda-se seja estudada a possibilidade de aumento na capacidade de produção da planta em operação

TABELA 1  
Projeções do Consumo Nacional a Nível Estadual – 1a. Hipótese  
Toneladas

Estado	1977 <sup>1</sup>	1978	1979	1980	1981	1982
Amazonas	143.800	163.400	185.700	211.000	239.700	272.400
Pará	288.000	326.300	369.700	418.900	474.600	537.700
Maranhão	157.900	182.300	210.500	243.000	280.600	323.900
Piauí	47.900	55.900	65.200	76.100	88.900	103.700
Ceará	265.900	293.100	323.100	356.100	392.600	432.700
Rio Grande do Norte	159.100	180.300	204.300	231.600	262.400	297.400
Paraíba	197.900	218.800	241.900	267.500	295.700	326.900
Pernambuco	614.800	674.300	739.600	811.100	889.600	975.700
Alagoas	140.600	158.600	178.900	201.300	227.600	256.800
Sergipe	136.800	151.000	166.700	184.000	203.100	224.200
Bahia	1.126.700	1.266.900	1.424.500	1.601.800	1.801.100	2.025.200
Minas Gerais	2.909.800	3.271.300	3.677.800	4.134.700	4.648.400	5.225.900
Espírito Santo	232.000	266.000	305.000	349.700	400.900	459.700
Rio de Janeiro	3.348.800	3.613.500	3.889.100	4.207.300	4.539.900	4.898.700
São Paulo	6.956.300	7.622.300	8.352.100	9.151.700	10.027.900	10.998.000
Paraná	1.268.400	1.427.300	1.606.100	1.807.300	2.033.700	2.288.500
Santa Catarina	529.100	593.600	666.000	747.100	838.200	940.400
Rio Grande do Sul	1.149.800	1.275.800	1.415.600	1.570.700	1.742.900	1.933.900
Mato Grosso	261.000	298.600	341.600	390.800	447.100	511.600
Goiás	590.200	710.800	856.000	1.030.900	1.241.700	1.495.300
Distrito Federal	569.500	613.500	660.800	711.800	766.700	826.000
TOTAL	21.094.300	23.363.600	25.890.200	28.704.900	31.843.300	35.344.600

Nota: 1 – Real.

TABELA 2  
Projeções do Consumo Nacional a Nível Estadual – 2a. Hipótese  
Toneladas

Estado	1977 <sup>1</sup>	1978	1979	1980	1981	1982
Amazonas	143.800	160.700	179.600	200.700	224.300	250.600
Pará	288.000	312.100	338.200	366.500	397.200	430.400
Maranhão	157.900	175.900	196.000	218.300	243.200	270.900
Piauí	47.900	53.700	60.200	67.500	75.700	84.800
Ceará	265.900	287.500	310.900	336.100	363.400	392.900
Rio Grande do Norte	159.100	174.700	191.800	210.600	231.300	254.000
Paraíba	197.900	214.300	232.100	251.300	272.100	294.700
Pernambuco	614.800	659.800	708.100	759.900	815.500	875.200
Alagoas	140.600	153.800	168.200	184.000	201.300	220.200
Sergipe	136.800	147.100	158.200	170.100	182.900	196.700
Bahia	1.126.700	1.231.400	1.345.800	1.470.900	1.607.600	1.757.000
Minas Gerais	2.909.800	3.167.500	3.448.000	3.753.300	4.085.600	4.447.500
Espírito Santo	232.000	257.900	286.700	318.700	354.300	393.800
Rio de Janeiro	3.348.800	3.560.100	3.803.900	4.054.100	4.320.800	4.605.100
São Paulo	6.956.300	7.477.100	8.036.900	8.638.600	9.285.300	9.980.500
Paraná	1.268.400	1.395.100	1.534.500	1.687.700	1.856.300	2.041.700
Santa Catarina	529.100	577.800	631.000	689.100	752.500	821.700
Rio Grande do Sul	1.149.800	1.253.100	1.365.700	1.488.400	1.622.100	1.767.800
Mato Grosso	261.000	289.100	340.500	388.900	444.100	507.300
Goiás	590.200	690.200	807.100	943.900	1.103.800	1.290.900
Distrito Federal	569.500	600.300	632.800	667.000	703.100	741.100
TOTAL	21.094.300	22.848.200	24.776.200	26.865.600	29.142.400	31.624.800

Nota: 1 – Real.

TABELA 3  
Balanço da Oferta-Demanda de Cimento – 1a. Hipótese  
Mil Toneladas

Região/Estado	1978	1979	1980	1981	1982
Norte	- 209	- 276	- 350	- 85	+ 180
Amazonas	- 163	- 186	- 211	+ 110	+ 78
Pará	- 46	- 90	- 139	- 195	+ 102
Nordeste	- 256	- 496	- 589	- 728	- 1.087
Maranhão	- 2	- 31	- 63	- 101	- 144
Piauí	- 56	- 65	- 76	- 89	- 104
Ceará	- 168	- 163	- 31	+ 97	+ 57
Rio Grande do Norte	+ 20	- 4	- 32	- 62	- 97
Paraíba	+ 201	+ 178	+ 152	+ 124	+ 93
Pernambuco	+ 146	+ 180	+ 269	+ 190	+ 104
Alagoas	+ 41	+ 21	- 2	- 28	- 57
Sergipe	- 1	- 17	- 34	+ 112	+ 256
Bahia	- 437	- 595	- 772	- 971	- 1.195
Sudeste	+ 2.847	+ 2.076	+ 996	- 776	- 2.143
Minas Gerais	+ 3.989	+ 4.182	+ 4.085	+ 3.572	+ 2.924
Espírito Santo	+ 534	+ 495	+ 620	+ 569	+ 510
Rio de Janeiro	- 974	- 1.259	- 1.567	- 1.899	- 1.599
São Paulo	- 702	- 1.342	- 2.142	- 3.018	- 3.978
Sul	- 827	- 1.218	- 1.515	- 1.765	- 1.012
Paraná	+ 193	- 26	- 87	- 314	+ 732
Santa Catarina	- 274	- 346	- 427	- 518	- 620
Rio Grande do Sul	- 706	- 846	- 1.001	- 933	- 1.124
Centro-Oeste	- 126	- 359	- 234	- 556	- 933
Mato Grosso	- 2	- 42	- 91	- 147	- 212
Goiás	- 181	- 326	- 101	- 312	- 565
Distrito Federal	+ 57	+ 9	- 42	- 97	- 156
TOTAL	+ 1.429	- 273	- 1.692	- 3.910	- 4.995



TABELA 4  
Balanço da Oferta-Demanda de Cimento – 2a. Hipótese  
Mil Toneladas

Região/Estado	1978	1979	1980	1981	1982
Norte	- 193	- 238	- 288	+ 9	+ 309
Amazonas	- 161	- 180	- 201	+ 126	+ 99
Pará	- 32	- 58	- 87	- 117	+ 210
Nordeste	- 182	- 311	- 284	- 277	- 466
Maranhão	- 4	- 16	- 38	- 63	- 91
Piauí	- 54	- 60	- 68	- 76	- 85
Ceará	- 163	- 151	- 11	+ 127	+ 98
Rio Grande do Norte	+ 25	+ 8	- 11	- 31	- 54
Paraíba	+ 206	+ 188	+ 169	+ 148	+ 125
Pernambuco	+ 160	+ 212	+ 320	+ 265	+ 205
Alagoas	+ 46	+ 32	+ 16	- 1	- 20
Sergipe	+ 3	- 8	- 20	+ 132	+ 283
Bahia	- 401	- 516	- 641	- 778	- 927
Sudeste	+ 3.149	+ 2.734	+ 2.075	+ 794	+ 73
Minas Gerais	+ 4.093	+ 4.412	+ 4.467	+ 4.134	+ 3.773
Espírito Santo	+ 542	+ 513	+ 651	+ 616	+ 576
Rio de Janeiro	- 929	- 1.164	- 1.414	- 1.681	- 1.305
São Paulo	- 557	- 1.027	- 1.629	- 2.275	- 2.971
Sul	- 757	- 1.061	- 1.255	- 1.380	- 482
Paraná	+ 185	+ 46	+ 32	- 136	+ 978
Santa Catarina	- 259	- 311	- 369	- 432	- 502
Rio Grande do Sul	- 683	- 796	- 918	- 812	- 958
Centro-Oeste	- 79	- 281	- 100	- 351	- 639
Mato Grosso	+ 11	- 41	- 89	- 144	- 207
Goiás	- 160	- 277	- 14	- 174	- 361
Distrito Federal	+ 70	+ 37	+ 3	- 33	- 71
TOTAL	1.938	+ 843	+ 148	- 1.205	- 1.205

no Estado do Maranhão em 200.000 t/ano. Este aumento conduziria o Estado a uma posição de auto-suficiência, bem como complementaria a demanda no vizinho Estado do Piauí. Considerando-se as duas hipóteses, espera para 1982 um déficit no intervalo de 176.000 a 248.000 t/ano, para esses Estados. Para o já mencionado déficit no Estado da Bahia, recomenda-se a construção de uma nova planta com capacidade de 1,0 milhão de t/ano, com operação prevista para fins de 1983, já que um mínimo de três anos se faz necessário para que uma nova planta entre em fase de produção. Vale ainda lembrar que tal planta deverá incluir facilidades para um forno adicional de, pelo menos, 500.000 t/ano, uma vez que o consumo de cimento no Estado vem crescendo a uma taxa de 200.000 t/ano.

No que tange à Região Sudeste, é previsto que os Estados de São Paulo e Rio de Janeiro venham a sofrer sérios problemas quanto à oferta de cimento. Cabe ressaltar que, em decorrência de uma demanda sempre crescente, estes Estados constituem-se tradicionais importadores de cimento de Minas Gerais, de onde adquiriram, só em 1977, acima de 3,0 milhões de toneladas.

De acordo com a hipótese 1, o superávit de cerca de 3,4 milhões de toneladas, esperado nos Estados de Minas Gerais e Espírito Santo, não se constituirá suficiente para atender o esperado déficit no eixo Rio-São Paulo, o qual estima-se exceder a 5,5 milhões de t/ano, em 1982. Uma solução alternativa para a cobertura desse esperado déficit de 2,0 milhões de toneladas seria expandir a capacidade instalada em São Paulo, naquela proporção, o que poderia ocorrer, tanto através da construção de novas plantas, como via expansão na capacidade das plantas em operação. Um estudo de viabilidade, fora do escopo do presente trabalho, poderia indicar a solução ótima para o problema.

No caso de a hipótese 2 ser verdadeira, ainda assim, São Paulo enfrentaria um déficit de 2,9 milhões de toneladas em 1982. Neste caso, o superávit de 3,7 milhões de toneladas, esperado em Minas Gerais para aquele ano, poderia ser direcionado tanto para o Rio de Janeiro, como para os Estados sulinos de Santa Catarina e Rio Grande do Sul.

Relativamente à Região Sul, espera-se que ocorra no Rio Grande do Sul o déficit mais significativo (por volta de 1,0 milhão de toneladas, em 1982, para ambas as hipóteses consideradas).

Uma solução seria expandir a capacidade instalada em 1,0 milhão de toneladas; contudo, a conhecida deficiência de calcário adequado à fabricação de cimento no Estado impede que seja adotada esta medida. Alternativa-

mente, seria recomendável a instalação de facilidades para a moagem de *clinker* em proporção equivalente, podendo o mesmo ser importado tanto de Minas Gerais como do Paraná.

No que se refere à região Centro-Oeste, as duas hipóteses consideradas apontam um déficit regional entre 639 e 933 mil toneladas em 1932, o qual poderia ser atendido através da expansão na capacidade instalada na região.

Em resumo, o presente estudo indica que o país enfrentará um déficit na oferta de cimento, o qual poderá ocorrer com maior intensidade nos anos de 1981 e 1982. Considerando-se que as medidas ora sugeridas sejam de imediato adotadas, mesmo assim, o déficit persistirá, vez que sua implementação requer um espaço de pelo menos três anos. Esse fato resultará em importações de cimento do exterior, o que implicará em um ônus adicional ao balanço comercial. Esse déficit poderá ainda gerar alguma pressão social, por sua repercussão na indústria de construção civil, um dos segmentos mais representativos na economia do país por sua intensidade em mão-de-obra.

## PROCEDIMENTO METODOLÓGICO

O modelo econométrico formulado para realização das estimativas do consumo de cimento no país, no período 1978-1982, tem como base a seguinte equação:

$$\text{CON}_{it} = B_1 + B_2 \text{DINC}_{it} + B_3 \text{POP}_{it} + K_1 X_{it,1} + \dots + K_{N-1} X_{it,N-1} + U_{it}$$

$$i = 1, \dots, 20$$

$$t = 1, \dots, 9$$

onde:  $\text{CON}_{it}$  = consumo *per capita* de cimento no Estado  $i$  no ano  $t$ ;

$\text{DINC}_{it}$  = renda *per capita* no Estado  $i$  no ano  $t$ ;

$\text{POP}_{it}$  = percentagem da população urbana no Estado  $i$  no ano  $t$ ;

$u_{it}$  = erro aleatório, onde  $E(u_{it}) = 0$ .

$X_{it,1} \dots X_{it,N-1}$ , são variáveis dummy, de modo que:

$X_{it,1} = 1$  sempre que a observação for para o Estado 1;  
0 para os outros Estados.

Os dados amostrais representam  $N = 20$  Estados (*cross-section*), cada Estado com  $T = 9$  anos de observações para as variáveis explanatórias, perfazendo um agrupamento amostral (*pool*), composto de  $n = N \times T = 180$  observações; considerou-se, ainda, que os Estados se diferenciariam em termos de consumo médio, isto é, apresentariam coeficientes lineares diferentes. A seguir, a equação de regressão mostrada em termos de notação matricial:

$$Y = D a + X B + u \text{ onde } X_{it,t} = 1 \text{ para } \psi \text{ it}$$

$a$  representa um vetor coluna de  $N-1$  elementos ( $a_2, a_3 \dots a_{20}$ );  $D$  representa uma matriz formada por  $NT \times (N-1) = (180 \times 19)$  variáveis dummy, onde cada coluna de  $D$  é formada por  $N$  subvetores cada um com  $T$  elementos.

A decisão de incluir variáveis dummy apoiou-se em teste estatístico baseado na Soma dos Quadrados Resíduos (SQR), resultantes da inclusão e exclusão destas variáveis no modelo. O teste segue uma distribuição  $F$  com as seguintes características:

$$F = \frac{(SQR_1 - SQR_2) / N}{(SQR_2) / (NT - K - N + 1)} \approx F(N-1, NT-K-N+1; \alpha)$$

onde,  $SQR_1$  = Soma dos Quadrados dos Resíduos do Modelo sem variáveis dummy;

$SQR_2$  = Soma dos Quadrados dos Resíduos do Modelo com variáveis dummy;

$K$  = Número de parâmetros estimados.

O valor de  $F$  calculado, permitiu que a hipótese nula fosse rejeitada ao nível de 95%, isto é, que os coeficientes das dummy fossem iguais a zero. Assim, o modelo apropriado deveria incluir as variáveis dummy; a melhoria verificada na autocorrelação dos resíduos através da estatística de Durbin-Watson, foi considerada como um reforço adicional à inclusão destas variáveis no modelo. Assim, o modelo apresenta o seguinte relacionamento entre os  $N$  Estados (*cross-section*):

$$\text{Estado } i = Y_{ij} = B_1 + B_2 X_{al,j} + \dots + B_k X_{kl,j} + u_{ij}$$

$$\text{Estado } 2 = Y_{2j} = (a_2 + B_1) + B_2 X_{22j} + \dots + B_k X_{k2j} + u_{2j}$$

$$\text{Estado } 20 = Y_{20j} = (a_{20} + B_1) + B_2 X_{2,20j} + \dots + B_k X_{k,20,j} + u_{20,j}$$

$$j = 1, \dots, m$$

de modo que os coeficientes lineares variam de Estado a Estado, permanecendo constantes os coeficientes angulares  $B_2, \dots, B_k$ , através dos  $N$  Estados em observações.  $Y$  é um vetor coluna de  $N \times 1$  elementos, formado por subvetores, os quais representam as observações amostrais de  $Y$  através dos  $N$  Estados.  $X$  é uma matriz de  $N \times K$  elementos,  $B$  é um vetor coluna formado por  $K \times 1$  coeficientes;  $u$  é um vetor coluna de  $T \times N \times 1$  elementos. Assim, a matriz  $\Omega$  apresenta-se como,

$$\Omega = E \begin{vmatrix} (1,1) & (1,2) & \dots & (1,20) \\ (2,1) & (2,2) & \dots & (2,20) \\ \cdot & & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot \\ (20,1) & (20,2) & \dots & (20,20) \end{vmatrix} \quad (1)$$

com a diagonal principal da seguinte forma:

$$(i,i) = \begin{vmatrix} u_{i1}^2 & u_{i1}u_{i2} & \dots & u_{i1}u_{i9} \\ u_{i2}u_{i1} & u_{i2}^2 & \dots & u_{i2}u_{i9} \\ \cdot & & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot \\ u_{i9}u_{i1} & u_{i9}u_{i2} & \dots & u_{i9}^2 \end{vmatrix}$$

Uma forma habitual de especificação do comportamento de erro aleatório, quando se agrupam observações de “cross-section” e séries temporais, é a de combinarem-se as hipóteses usualmente feitas para observações de “cross-section” com aquelas relativas às séries temporais. Como os dados apresentam-se por Estado, espera-se que os erros sejam heterocedásticos, isto é, que a variância seja diferente para cada Estado —  $E(u_{it}^2) = G$ . Uma segunda hipótese, também relacionada a estudos de “cross-section”, indica que os erros se apresentam independentes entre os Estados, isto é,  $E(u_{it}, u_{jt}) = 0$ , isto para  $i \neq j$ . Relativamente às séries temporais, uma hipótese usual é a de que os erros são autocorrelacionados, significando:

$$u_{it} = P_i u_{i,t-1} + v_t$$

Onde:  $E(v_t) = 0$

$$E(v_t^2) = G^2$$

$$E(u_{i,t-1}, v_{jt}) = 0 \quad \forall i, j.$$

Cabe ressaltar que as hipóteses levantadas sobre o comportamento do erro aleatório no modelo foram estatisticamente comprovadas ao longo do seu desenvolvimento. A hipótese de autocorrelação dos resíduos foi confirmada pela observação do “plot” dos resíduos por testes de hipóteses baseados na estatística de Durbin-Watson, impressa na maioria dos programas de computador. Para a comprovação da hipótese de heterocedasticidade, utilizou-se o teste de Goldferd-Quandt, da seguinte forma: dividiu-se o agrupamento amostral em dois blocos de observações, organizados por ordem de grandeza de consumo *per capita* e, a seguir, aplicou-se o método dos Mínimos Quadrados Comuns a cada bloco. A divisão da Soma dos Quadrados do bloco de maior consumo *per capita* ( $SQR_2$ ) pelo de menor consumo *per capita* ( $SQR_1$ ), apresenta distribuição F, com  $(N \times T/2) - K$  graus de liberdade para cada bloco; o F calculado, permitiu que a hipótese de homocedasticidade fosse rejeitada a nível de significância de 95%. Transformando-se a matriz (1), obtém-se então:

$$\Omega = \begin{vmatrix} G_1^2 P_1 & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & G_2^2 P_2 & \dots & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & G_{20}^2 P_{20} & \dots \end{vmatrix} \quad (2)$$

onde,

$$P_i = \begin{vmatrix} p_i & 1p_i^2 & \dots & \dots & p_i^8 \\ p_i & 1p_i & \dots & \dots & p_i^7 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ p_i^8 & \dots & \dots & \dots & 1 \end{vmatrix}$$

e cada “zero” representa uma matriz  $T \times T$  de zeros.

Para a obtenção de elementos consistentes de (2), procedeu-se da seguinte forma: primeiramente, aplicou-se o método dos Mínimos Quadrados Comuns (MQC) ao agrupamento amostral  $N \times T$ ; sendo os coeficientes da regressão obtida não-tendenciosos e consistentes, foram usados para o cálculo dos resíduos da regressão  $u_{it}$ . Desses resíduos, obtiveram-se estimativas de  $\hat{p}_i$  da seguinte forma:

$$\hat{p}_i = \frac{\sum_{t=2}^9 \hat{u}_{it} \cdot \hat{u}_{it-1}}{\sum_{t=2}^9 \hat{u}_{it}^2};$$

a seguir, usaram-se os  $\hat{p}_i$  obtidos para transformar as variáveis da seguinte forma:

$$y_{it}^{\hat{s}} = D a + B_1 X_{it,1}^{\hat{s}} + B_2 X_{it,2}^{\hat{s}} + \dots + B_k X_{it,k}^{\hat{s}} + u_{it}^{\hat{s}} \quad (3)$$

$$\text{onde: } Y_{it}^{\hat{s}} = Y_{it} - \hat{p}_i Y_{i,t-1}$$

$$X_{it,k}^{\hat{s}} = X_{it} - \hat{p}_i X_{i,t-1,k} \quad k = 1, \dots, 3$$

$$u_{it}^{\hat{s}} = u_{it} - \hat{p}_i u_{i,t-1}$$

$$t = 2, \dots, 9$$

$$n = 1, \dots, 20$$

Com esta transformação, objetivou-se conseguir estimativas de  $G_i^2$  a partir de observações que fossem, pelo menos, assintoticamente não-auto-correlacionadas. Para tanto, aplicou-se o método dos "Mínimos Quadrados Comuns" aos dados da equação (3), a qual foi reduzida para  $N(T-1)$  observações. Os resíduos da regressão estimada foram, então, utilizados para calcular as variâncias de  $u_{it}$ , isto é,  $G_{ui}^2$ , através da seguinte fórmula:

$$S_{ui} = \frac{\sum_{t=2}^9 \hat{u}_{it}^2}{T - K - 1}$$

Uma vez obtido estimadores consistentes de  $p_i$  e  $G_i^2$ , completou-se a tarefa de conseguir estimadores consistentes de  $\Omega$ . O objetivo era submeter as observações a uma dupla transformação: a primeira, objetivando remover a autocorrelação dos resíduos, e a segunda, visando eliminar o problema da heterocedasticidade. Em seguida, aplicou-se o método dos Mínimos Quadrados Ordinários aos dados transformados. A transformação relativa à autocorrelação residual foi realizada por (3), de modo que só restava efetuar a correção para a homocedasticidade. Para esta transformação, dividi-



ram-se os dados transformados em (3) por  $S_{ui}$ , obtendo-se a seguinte equação:

$$Y_{it}^{\text{SS}} = D a + B_1 X_{it,1}^{\text{SS}} + B_2 X_{it,2}^{\text{SS}} + \dots + B_k X_{it,k}^{\text{SS}} + u_{it}^{\text{SS}} \quad (4)$$

$$\text{onde: } Y_{it}^{\text{SS}} = \frac{Y_{it}^{\text{SS}}}{S_{ui}} \quad ; \quad X_{it,k}^{\text{SS}} = \frac{X_{it,k}}{S_{ui}}, \quad k = 1, \dots, 3$$

$$u_{it}^{\mathcal{SS}} = \frac{u_{it}^{\mathcal{S}}}{S_{ui}}$$

$$t = 2, \dots, 9$$

$$n = 1, \dots, 20$$

Os resíduos obtidos,  $u_{it}^{\text{SS}}$ , são assintoticamente não-autocorrelacionados e homocedásticos, satisfazendo, desta forma, às hipóteses básicas do modelo. Para a estimativa da equação (4), aplicou-se o método dos Mínimos Quadrados Comuns ao agrupamento amostral (*pool*) composto de N (T-1) observações.

## BIBLIOGRAFIA

CARVALHO, O. L.; "A Short Time Analysis Of The Cement Market in Brazil", M. Litt Thesis, Aberdeen, U.K., March 1979.

SINDICATO NACIONAL DA INDÚSTRIA DE CIMENTO (SNIC); "25 Anos de Indústria: 1953-1978", Rio de Janeiro, 1979.

SINDICATO NACIONAL DA INDÚSTRIA DE CIMENTO (SNIC); "Produção Nacional de Cimento Portland, Segundo os Tipos, as Unidades da Federação e Marcas", Rio de Janeiro, Janeiro/Dezembro de 1969 a Janeiro/Dezembro de 1978.

PINDYCK, R. and RUBINTEL, D.L.; "Econometric Model and Economics Forecasts", McGraw-Hill, New York, 1977.

MADDALA, G.S.; "Econometrics", McGraw-Hill, Kogakusha Ltda., Tokyo, 1977.

KMENTA, J.; "Elements of Econometrics", McMillian, New York, 1971.

JOHNSTON, J.; "Econometrics Methods", McGraw-Hill, Kogakusha Ltda., Tokyo, 1972.

**Abstract:** The cement industry is of vital importance to the Brazilian economy, since it provides the basic input to construction programs carried out by private and public sectors; it is also significant by considering that civilian construction is by far the most labour intensive industry within the country and provides most of the employments to unskilled working class. Domestic cement industry, despite the economic boom registered by Brazilian economy in the late sixties and early seventies, has achieved its self-sufficiency with imports playing no significant role in relation to overall domestic consumption. Brazil to a large extent is dependent upon imported oil, thus a decrease in the internal rate of development was the first effect of 1973 oil embargo. Following this period, change in the economic policy aiming to cope up with high rate of inflation and soaring foreign debt, resulted in the reduction in domestic investments to balance the ever increasing oil bill and its economic consequences. As a high energy-consuming industry as well as very sensitive in demand term to governmental programs, the domestic cement industry reduced its investments in new plants and production expansion which would lead to a new future shortage in the cement supply. This study utilizing econometrics make an attempt to evaluate the Brazilian cement market up to 1982. The Cross-Sectionally Heteroscedastic and Time-Wise Autoregressive model developed here show that Brazil is going to face a severe shortage in the cement supply in the years of 1981 and 1982, for the both considered hypotheses. The scope of this study is complemented with some suggestion and recommendation on how the market should behave to reach its equilibrium in the near future.

