

Projeção de consumo de cimento usando dados de série temporal e *cross-section* *

CHRISTINE ANN ASSIS **

I — Introdução

Para o planejamento de longo prazo num setor industrial são necessárias previsões de consumo dos bens finais. Muitas vezes, uma previsão global de consumo nacional é suficiente. Entretanto, para vários setores, em particular para o de cimento, isso não é o caso. A alta participação do custo de transporte no custo total de cimento, bem como diversos outros fatores, definem regiões de produção e consumo desse bem. Assim, para planejamento no setor de cimento são necessárias previsões de consumo por Estado. Atualmente, essas previsões estaduais não existem em virtude da falta de observações de renda interna a nível de Estado. Neste estudo, a renda interna estadual é estimada a partir de informações sobre o ICM recolhido por Estado. Devido ao número limitado de observações disponíveis para cada Estado, propõe-se um modelo econométrico *pooled* com observações de *cross-section* e séries temporais para estimar o consumo de cimento. As propriedades econométricas deste modelo são examinadas e as estimativas são corrigidas para heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos. Dadas essas estimativas, previsões de consumo de cimento por Estado são feitas para o período de 1977 a

* As despesas de computação deste estudo foram financiadas pelo Departamento de Engenharia Industrial da PUC. A autora agradece as sugestões feitas por M. da Conceição Silva, Leonardo Lustosa, Nélío Pizzolato e Fernando de Holanda Barbosa, responsabilizando-se, todavia, pelos possíveis erros existentes.

** Professora-Assistente do Departamento de Engenharia Industrial da Pontifícia Universidade Católica, Rio de Janeiro.

1981 e, a seguir, tais previsões são comparadas com a capacidade de produção. Finalmente, sugestões sobre alternativas de investimento para suprir o consumo previsto para 1980 e 1981 são propostas.

2 — Um modelo econométrico *pooled*

Como já foi visto, para fins de planejamento, é desejável que se disponha de estimativas das demandas estaduais de cimento. Porém, como somente há nove observações (1968/76) disponíveis para cada Estado, os graus de liberdade são muito reduzidos para a aplicação do método de mínimos quadrados ordinários a cada Estado individualmente.¹ Para solucionar este problema, neste trabalho as observações de *cross-section* (Estados) e as de séries temporais são combinadas (*pooled*). O resultado desta operação é uma série com 180 observações (20 Estados com nove anos de observações para cada Estado). Para obter estimativas estaduais usando esta série, é feita a hipótese de que o relacionamento entre as variáveis independentes (renda e preços) e a variável dependente (consumo de cimento) é o mesmo para todos os Estados. Contudo, supomos que o comportamento dos Estados se diferencia no nível médio de consumo, isto é, que as estimativas dos Estados diferenciam-se somente nos coeficientes lineares estimados.

Além da hipótese de que os Estados têm coeficientes lineares diferentes, são formuladas três outras hipóteses: duas são normalmente associadas à análise de *cross-section* e a outra à análise de séries temporais. Como os dados são por Estados, é de se esperar que os erros das estimativas, v_{it} , sejam heterocedásticos, isto é, a variância do erro é diferente para cada Estado, ou $E(v_{it}^2) = \sigma_i^2$. A segunda hipótese para a análise de *cross-section* é que os erros sejam independentes

¹ À medida que o número de graus de liberdade diminui, a significância do coeficiente estimado exige valores da estatística t cada vez maiores. Este resultado é difícil de se obter à medida que aumenta a correlação entre as variáveis independentes. Ver Jan Kmenta, *Elements of Econometrics* (Nova York: Macmillan Co., 1971), pp. 366-68.

entre os Estados, isto é, $E(v_{it}v_{jt}) = 0$, ($i \neq j$). Para a análise de séries temporais, uma hipótese comum é que os erros são autocorrelacionados, isto é:

$$v_{it} = \rho_i v_{i,t-1} + U_t$$

onde

$$E(U_t) = 0$$

$$E(U_t^2) = \sigma^2$$

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

Para estimar este modelo, uma variável *dummy* é adicionada para calcular o coeficiente linear de cada Estado. Este método é chamado de Mínimos Quadrados com Variáveis *Dummies* (MQVD):

$$C_{it} = \alpha + \beta Y_{it} + \gamma P_{it} + \mu_1 X_{it,1} + \dots + \mu_{n-1} X_{it,n-1} + v_{it} \quad (1)$$

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

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

onde C_{it} = logaritmo do consumo *per capita* de cimento, no Estado i , no ano t ;

Y_{it} = logaritmo da renda interna real *per capita*, no Estado i , no ano t ;

P_{it} = logaritmo do preço real de um saco de cimento, no Estado i , no ano t ;

v_{it} = erro aleatório, com $E(v_{it}) = 0$;

$X_{it,1}; \dots; X_{it,n-1}$ = são variáveis *dummies*, tal que:

$$X_{it,l} = \begin{cases} 1 & \text{quando a observação é para Estado } l \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

etc.

O número de variáveis *dummies* é igual ao número de Estados menos 1 porque existe uma constante (α) no modelo. Se fossem incluídas n variáveis *dummies*, o resultado seria de multicolinearidade perfeita. A constante estimada refere-se ao coeficiente linear do

Estado excluído e é um ponto de referência com o qual se pode comparar os coeficientes lineares dos demais Estados.²

Estimativas preliminares mostraram que a forma logarítmica apresenta um ajustamento melhor do que a forma linear. Além disso, a forma logarítmica tem a vantagem de estimar diretamente as elasticidades-renda e preço.

A estimação do consumo pela equação (1) não implica problemas de identificação porque o mercado de cimento é caracterizado pelo controle de preços pelo Governo e pela importação para suprir eventuais deficiências da capacidade interna de produção.

O gráfico mostra a diferença entre os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e MQVD quando os Estados têm, na verdade, coeficientes lineares diferentes. No gráfico, supõe-se a existência de apenas uma variável independente (Y) e observações para três Estados. Como "reta verdadeira" entende-se a reta que existe e que se tenta estimar usando métodos estatísticos. Evidentemente, a reta verdadeira não é conhecida pelo pesquisador, pois caso contrário não se estaria tentando estimá-la. Como é possível ver no gráfico, o estimador do coeficiente angular não será correto quando MQO é utilizado e o verdadeiro coeficiente é β^* . Porém, o método de MQVD estima corretamente β^* e os coeficientes lineares diferentes dos três Estados (α_A^* , α_B^* e α_C^*). Mesmo sem um número suficiente de observações para se fazer três regressões separadas para os três Estados, o método de MQVD permite agrupar (*pool*) as observações de Estados e séries temporais para estimar corretamente a inclinação e os coeficientes lineares das retas verdadeiras.

² Além da hipótese de que existe um efeito característico para cada Estado, é testada a hipótese de que também existe um efeito característico para cada ano, isto é:

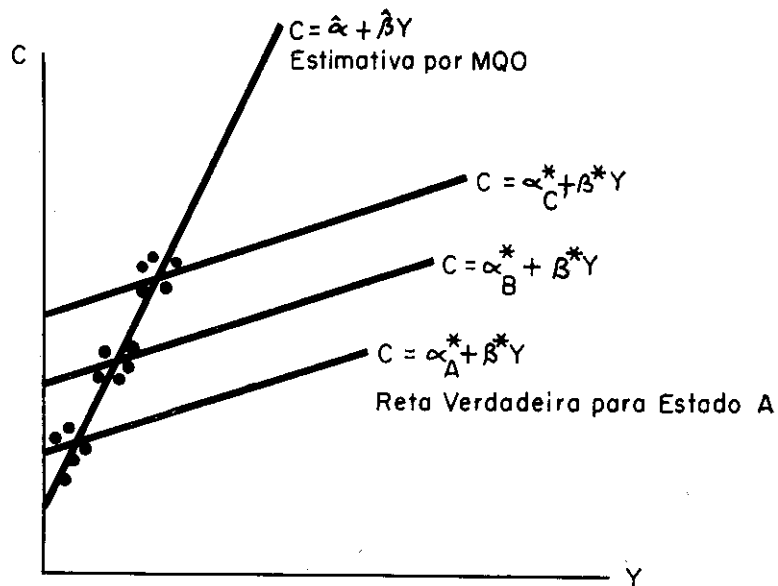
$$C_{it} = \alpha + \beta Y_{it} + \gamma P_{it} + \mu_1 X_{it} + \dots + \mu_{n-1} X_{it, n-1} + \delta_1 Z_{it,1} + \dots + \delta_{T-1} Z_{it, T-1} + v_{it}$$

onde $Z_{it,1}, \dots, Z_{it, T-1}$ são variáveis *dummies*, tais que:

$$Z_{it,l} = \begin{cases} 1 & \text{quando a observação é para ano } l \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Quando este modelo foi testado, os coeficientes de Y e P não foram significantes e a estatística de Durbin-Watson ainda mostrou autocorrelação dos resíduos. Face a esses resultados, concluiu-se que não existem efeitos característicos para cada ano e excluímos as variáveis *dummies*, Z_l , do modelo.

COMPARAÇÃO DA ESTIMATIVA DE MQO COM AS "RETAS VERDADEIRAS" DOS ESTADOS A, B e C



Na Seção 4 são apresentadas as estimativas de MQO e MQVD. Além de comparadas estas estimativas, são investigadas as hipóteses levantadas sobre o comportamento do erro aleatório num modelo com observações de *cross-section* e de séries temporais (heterocedasticidade e autocorrelação).

3 — Dados estatísticos

Para estimar o consumo de cimento como uma função de renda interna e do nível de preços, são necessárias observações sobre o consumo de cimento, renda interna e preços.

Os dados para consumo de cimento por Estado (importação líquida mais cimento nacional despachado para o Estado) são calculados pelo SNIC (Sindicato Nacional da Indústria de Cimento).³

O preço no atacado de um saco de cimento de 50 quilos é publicado em trabalho do DEICOM,⁴ cuja série começa em 1968. Calculamos o preço médio anual usando dados mensais na capital do Estado.

Para calcular a renda interna por Estado, multiplicou-se o Produto Interno Bruto (PIB) pela razão entre o ICM (Imposto sobre Circulação de Mercadorias) arrecadado no Estado e o total do ICM. O valor do PIB usado foi o publicado pela FGV.⁵ As informações sobre o ICM foram obtidas de Rezende da Silva e Conceição Silva,⁶ da APEC⁷ e do Departamento Econômico do Banco Central. Embora essa estimativa seja chamada de "renda interna", ela é, na verdade, uma estimativa da renda gerada nos setores de indústria e de comércio. Para fins deste trabalho, essa estimativa é suficiente, pois deve refletir a origem da demanda da maior parte do consumo de cimento.

Além desses dados, foi usada a população por Estado estimada pelo IBGE⁸ para calcular tanto o consumo como a renda *per capita*. Para deflacionar a renda, utilizou-se o índice geral de preços (coluna 2) calculado pela FGV.⁹ Para deflacionar o preço do saco de cimento, foi usado o índice de preços por atacado de materiais de

³ SNIC, *Cimento: 47 Anos de Indústria; 20 Anos de Sindicato* (Rio de Janeiro, 1972), pp. 32-37.

⁴ DEICOM, Superintendência de Estatísticas Primárias, *Indústria da Construção: Preços de Material de Construção no Comércio Atacadista* (Rio de Janeiro), vários números.

⁵ FGV, *Conjuntura Econômica* (Rio de Janeiro, julho de 1977), p. 90.

⁶ Fernando A. Rezende da Silva e Maria da Conceição Silva, *O Sistema Tributário e as Desigualdades Regionais: Uma Análise da Recente Controvérsia sobre o ICM*, Série Monográfica (Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1974), n.º 13, p. 113.

⁷ APEC, *ICM: A Economia Brasileira e suas Perspectivas*, Estudos APEC, vol. XV (julho de 1976), p. 8.

⁸ IBGE, *Anuário Estatístico do Brasil* (Rio de Janeiro, 1975), p. 63.

⁹ FGV, *op. cit.*, p. 141. Se ao invés disso o Índice de Preços por Atacado (coluna 12) for usado para deflacionar a renda, os resultados das regressões são os mesmos.

construção (coluna 15), também calculado pela FGV.¹⁰ Assim, é usado o preço de cimento em relação aos dos materiais de construção.¹¹

Existem dados para todos os Estados brasileiros. Brasília, porém, foi excluída porque no decurso do presente trabalho verificamos que o consumo de cimento do Distrito Federal, no período em análise, é mais relacionado aos gastos reais do Governo do que à renda interna *per capita*. Como a série dos preços começa em 1968, existem nove observações (1968 a 1976) para cada Estado. Excluindo-se Brasília, o número de Estados é de 20, havendo, portanto, 180 observações. Porém, quando as variáveis renda e preços são usadas como variáveis independentes, Alagoas é excluída porque não existem informações sobre preços para aquele Estado. Neste caso, o número total de observações cai para 171.

4 — Estimativas

Na Tabela 1 são apresentados os resultados iniciais das estimativas da equação (1) por MQO [estimativa (3)] e por MQVD [estimativa (4)]. Como a constante não foi significativa ao nível de significância de 5%, foi excluída das estimativas.¹²

Na Tabela 1 são também apresentadas as estimativas excluindo a variável preço [estimativas (1) e (2)]. Estas foram feitas porque faltam observações da variável preço para o Estado de Alagoas e porque a significância estatística dos coeficientes estimados desta variável é muito baixa.¹³

¹⁰ FGV, *op. cit.*, p. 142.

¹¹ Quando as colunas 12 ou 2 são usadas em lugar da 15 para deflacionar a variável preço, o coeficiente de renda nas regressões não muda, e a mudança no coeficiente de preço é inferior a 5%.

¹² Por isso foram adicionadas variáveis *dummies* para todos os Estados.

¹³ Outra possível variável independente é densidade populacional definida como população dividida por área. O consumo de cimento deve aumentar com a densidade devido à pavimentação de ruas e estradas e à construção de prédios maiores. Quando a variável densidade foi adicionada às duas especificações, em

A estimativa da elasticidade-renda (β) varia entre 0,74 e 0,89. A elasticidade-preço (γ) varia entre -0,34 e 0,01. A elasticidade positiva dos preços não é significativa a um nível de 5%.

Para decidir qual dos métodos de estimação (MQO ou MQVD) é o melhor, uma estatística F foi calculada.¹⁴ Para as estimativas (1) e (2) na Tabela 1, o valor da estatística é 11,68 e, para as estimativas (3) e (4), 11,43. Comparando estes valores com o valor tabelado, $F(20, 120, 0,01) = 2,03$, verifica-se que a hipótese nula é rejeitada para ambos os casos. Concluímos, portanto, que o método apropriado é o MQVD.

Porém, existe ainda o problema de autocorrelação dos resíduos nas estimativas de MQVD. Quando as variáveis *dummies* são adicionadas à primeira (terceira) estimativa, o valor da estatística Durbin-Watson passa de 0,55 (0,56) a 1,31 (1,30). Lembrando que uma possível explicação para a autocorrelação dos resíduos é a exclusão de importantes variáveis explicativas que deveriam ser incluídas na especificação, constatamos que a melhoria na estatística de Durbin-Watson justifica a inclusão das variáveis *dummies*.

nenhum caso o coeficiente foi significativamente diferente de zero. Estes resultados são devidos à correlação entre renda e densidade. Portanto, a variável densidade foi excluída para evitar problemas de multicolinearidade.

¹⁴ Para testar a hipótese de que os Estados têm coeficientes lineares diferentes, a equação estimada com MQVD é comparada com a equação estimada sem as variáveis *dummies* (isto é, por Mínimos Quadrados Ordinários - MQO). Uma estatística que tem a distribuição F é calculada. A hipótese nula é que $\mu_1 = \dots = \mu_{n-1} = 0$, isto é, os Estados têm o mesmo coeficiente linear:

$$F = \frac{(SQR_{MQO} - SQR_{MQVD})/n - 1}{SQR_{MQVD}/nT - k - n + 1} \sim F_{(n-1, nT-k-n+1)}$$

onde SQR = soma dos quadrados dos resíduos;

k = número de parâmetros estimados.

Se a estatística F calculada for maior que o valor tabelado, $F_{(n-1, nT-k-n+1), \alpha}$, então a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de $\alpha\%$. Neste caso, os coeficientes das variáveis *dummies* não são iguais a zero, e o modelo apropriado é o MQVD.

TABELA I
Estimativas por MQO e MQVD

Estimativa	α	β	γ	R^2	DW ^a	Método	Número de Observações	SQR ^b
(1)	-0,7203 (0,23)	0,7858 (0,04)		0,72	0,55	MQO	180	26,4777
(2)	-1,6463 (0,55)	0,8870 (0,07)		0,88	1,31	MQVD	180	11,0554
(3)		0,7398 (0,02)	-0,3405 (0,10)	0,73	0,56	MQO	171	25,2549
(4)		0,8659 (0,07)	-0,0104 (0,15)	0,88	1,30	MQVD	171	10,6933

^a DW = estatística de Durbin-Watson. Os valores da tabela para $n = 100$ e $k' = 1$ são: limite inferior: 1,59; e limite superior: 1,63. Para $n = 100$ e $k' = 2$, o limite inferior é 1,57 e o limite superior é 1,65.

^b SQR = soma dos quadrados dos resíduos.

Os desvios-padrão são colocados abaixo dos coeficientes.

O método usado para remover a autocorrelação dos resíduos é o de estimar o coeficiente de autocorrelação, ρ , e transformar as variáveis na seguinte forma:¹⁵

$$C_t^* = C_t - \rho C_{t-1}$$

$$Y_t^* = Y_t - \rho Y_{t-1}$$

$$P_t^* = P_t - \rho P_{t-1}$$

As estimativas da Tabela 2 foram feitas com as variáveis transformadas. Para as estimativas (1'), (2'), (3') e (4') apenas um coeficiente de autocorrelação foi calculado, isto é, é feita a hipótese de que ρ é igual para todos os Estados. Para as estimativas (1''), (2''), (3'') e (4'') foi calculado um coeficiente para cada Estado (ρ_i).

Em todas as estimativas, a autocorrelação dos resíduos diminuiu substancialmente. Porém, para as estimativas (2'') e (4''), ambas usando ρ_i , a autocorrelação dos resíduos permaneceu. Devido a isso, somente as estimativas (2') e (4') são usadas para a transformação para homocedasticidade.

Uma vez resolvido o problema de autocorrelação dos resíduos, resultante do uso de observações de séries temporais, resta corrigir a heterocedasticidade decorrente do uso de observações de *cross-section*. O problema de heterocedasticidade implica que os estimadores não são eficientes, porém continuam não-tendenciosos. (Ver na nota de rodapé sobre autocorrelação como este problema implica a mesma dificuldade.) Usando os resíduos das estimativas (2') e (4'), calcula-se a variância dos resíduos:

$$Sv_i^2 = \frac{1}{T - k - 1} \sum_{t=2}^T \hat{v}_{it}^2$$

¹⁵ Devido à autocorrelação dos resíduos, os estimadores não são eficientes, nem assintoticamente eficientes, porém continuam não-tendenciosos. A perda de eficiência implica que as variâncias dos estimadores sejam tendenciosas. Quando testes de hipóteses são feitos, pode-se chegar a conclusões erradas. A variância é subestimada quando $\rho > 0$ e Y_t (a variável independente) é positivamente correlacionada com Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots . Como a variância é subestimada, a estatística t é superestimada. Para que se tenha confiança na significância dos coeficientes estimados, a autocorrelação dos resíduos deve ser removida. Ver Jan Kmenta, *op. cit.*, pp. 273-82.

TABELA 2
Correções para autocorrelação dos resíduos

Equação	α	β	γ	t^*	DW	ρ^a	Método	Observações	SQR
(1')	-0,0330 (0,17)	0,7022 (0,09)		0,29	2,08	0,7133	MQO	160	10,7334
(1'')	-0,0058 (0,03)	0,6814 (0,01)		0,96	1,68	ρ_t^b	MQO	160	8,6774
(2')	-0,5026 (0,56)	0,7783 (0,10)		0,79	1,64	0,3323	MQVD	160	8,5939
(2'')	-0,2388 (0,28)	0,7776 (0,10)		0,98	1,48	ρ_t^b	MQVD	160	7,2227
(3')		0,6760 (0,03)	0,0532 (0,17)	0,28	2,07	0,7161	MQO	152	10,5134
(3'')		0,6945 (0,03)	-0,0623 (0,13)	0,97	1,76	ρ_t^b	MQO	152	8,6478
(4')		0,7515 (0,11)	0,1417 (0,20)	0,79	1,64	0,3371	MQVD	152	8,3985
(4'')		0,7296 (0,11)	0,1383 (0,17)	0,98	1,48	ρ_t^b	MQVD	152	7,0131

^a Usado para transformar as variáveis.

^b Um ρ diferente para cada Estado.

Equações (1') e (1'') correspondem à equação (1) da Tabela 1, etc.

TABELA 3

Estimativas corrigidas para autocorrelação dos resíduos e heterocedasticidade

Equação	α	β	γ	R^2	DW	ρ	SQR
(2*)	-21,1163 (5,43)	0,8932 (0,05)		0,998	1,78	0,3323	113,48
(4*)		0,8699 (0,06)	0,1354 (0,08)	0,998	1,80	0,3371	105,42

Usa-se, então, esse estimador da variância para se fazer a seguinte transformação:

$$C_{it}^{**} = \frac{C_{it}^*}{S_{vi}}; \quad Y_{it}^{**} = \frac{Y_{it}^*}{S_{vi}}; \quad P_{it}^{**} = \frac{P_{it}^*}{S_{vi}}$$

O resultado dessa transformação é que as observações têm uma variância constante, isto é, são homocedásticas. Em seguida, o método de mínimos quadrados é aplicado às variáveis transformadas.¹⁶ Os resultados são apresentados na Tabela 3. Para essas estimações os resíduos são assintoticamente homocedásticos e não-autocorrelacionados.

Como o coeficiente de preços na estimativa (4*) é positivo e não-significativo (ao nível de 5%), essa estimativa não será usada para fazer as previsões. Entretanto, a elasticidade-renda estimada em (4*), 0,87, não é muito diferente daquela estimada em (2*), 0,89. Como a estimativa (2*) apresenta os melhores resultados estatísticos, ela será usada para prever o consumo de cimento de 1977 a 1981.

¹⁶ A diferença entre este método de duas fases para eliminar autocorrelação e heterocedasticidade e o de mínimos quadrados generalizados é que se perde uma observação para cada Estado ao se calcular a estimativa (2') ou (4'). Ver R. J. Wonnacott e T. H. Wonnacott, *Econometria* (Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos, 1976), pp. 305-09.

5 — Previsões de consumo e comparações com as previsões de oferta

As previsões de consumo *per capita* por Estado são apresentadas nas Tabelas 4 e 5 usando-se a estimativa (2*) e duas hipóteses alternativas de crescimento da renda interna real *per capita*. A Hipótese 1 é que esta renda, no que se refere a cada Estado, continuará crescendo à mesma taxa média anual verificada entre 1968 e 1976, enquanto que nessa mesma época ela cresceu, no Brasil, a 8,3%. Já a Hipótese 2 é que crescerá a 70% daquela observada no período, o que corresponde a uma taxa média de 5,8% para o Brasil. As

TABELA 4

Previsões de consumo per capita: Hipótese 1

Estados	(kg)					
	1976*	1977	1978	1979	1980	1981
Amazonas.....	83,47	93,85	105,51	118,63	133,37	149,95
Pará.....	86,32	94,24	102,90	112,34	122,65	133,91
Maranhão.....	43,25	48,95	55,40	62,70	70,97	80,32
Piauí.....	20,37	22,85	25,64	28,76	32,27	36,20
Ceará.....	44,44	47,24	50,21	53,36	56,72	60,29
Rio Grande do Norte.....	73,63	80,85	88,77	97,47	107,02	117,51
Paraíba.....	63,98	69,21	74,86	80,98	87,59	94,75
Pernambuco.....	100,17	106,66	113,57	120,93	128,77	137,11
Alagoas.....	72,38	79,41	87,12	95,58	104,86	115,04
Sergipe.....	135,61	146,82	158,97	172,11	186,35	201,76
Bahia.....	122,50	134,63	147,96	162,60	178,70	196,39
Minas Gerais.....	202,29	223,02	245,88	271,09	298,87	329,51
Espírito Santo.....	106,99	121,75	138,56	157,68	179,44	204,20
Rio de Janeiro.....	272,43	285,86	299,95	314,74	330,26	346,54
São Paulo.....	318,39	338,38	359,64	382,22	406,22	431,73
Paraná.....	127,71	138,65	150,54	163,44	177,45	192,65
Santa Catarina.....	124,38	135,71	148,07	161,56	176,28	192,34
Rio Grande do Sul.....	147,28	159,95	173,70	188,64	204,86	222,48
Mato Grosso.....	99,68	108,99	119,17	130,30	142,47	155,78
Goiás.....	156,22	171,81	188,96	207,82	228,56	251,37

* Atual.

TABELA 5

Previsão de consumo per capita: Hipótese 2

(kg)

Estados	1976 ^a	1977	1978	1979	1980	1981
Amazonas.....	83,47	90,73	98,63	107,21	116,53	126,67
Pará.....	86,32	91,87	97,78	104,06	110,76	117,88
Maranhão.....	43,25	47,24	51,60	56,37	61,57	67,25
Piauí.....	20,37	22,11	23,99	26,04	28,26	30,67
Ceará.....	44,44	46,40	48,44	50,57	52,79	55,12
Rio Grande do Norte.....	73,68	78,68	84,08	89,85	96,01	102,80
Paraíba.....	63,98	67,64	71,51	75,60	79,92	84,49
Pernambuco.....	100,17	104,72	109,47	114,44	119,64	125,07
Alagoas.....	72,33	77,30	82,56	88,17	94,17	100,57
Sergipe.....	135,61	143,46	151,77	160,56	169,85	179,69
Bahia.....	122,50	130,99	140,07	149,77	160,15	171,25
Minas Gerais.....	202,29	216,81	232,38	249,07	266,95	286,12
Espírito Santo.....	106,99	117,33	128,66	141,09	154,72	169,66
Rio de Janeiro.....	272,43	281,83	291,55	301,61	312,02	322,78
São Paulo.....	318,39	332,40	347,02	362,29	378,23	394,88
Paraná.....	127,71	135,37	143,49	152,10	161,23	170,90
Santa Catarina.....	124,38	132,32	140,76	149,74	159,29	169,45
Rio Grande do Sul.....	147,28	156,15	165,55	175,51	186,08	197,28
Mato Grosso.....	99,68	106,20	113,14	120,54	128,43	136,83
Goiás.....	156,22	167,14	178,82	191,32	204,70	219,00

^a Atual.

previsões para um dado Estado são feitas usando-se a taxa de crescimento real de renda interna *per capita* (ou 70% daquela taxa) calculada para aquele Estado.

Quando a Hipótese 1 é feita, três Estados (Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo) terão consumo *per capita* superior a 300 quilos em 1981, o que se aproxima da média dos países industrializados em 1971/73: França (580), Dinamarca (567), Bélgica (467), Finlândia (425), URSS (423), Canadá (419), Austrália (376), EUA (357) e Reino Unido (333).¹⁷ Sob a Hipótese 2, somente Rio de Janeiro e São Paulo superarão os 300 quilos em 1981.

¹⁷ Calculamos consumo *per capita* usando dados da ONU para produção, importação, exportação e população. Ver United Nations, *Statistical Yearbook* (Nova York, 1971, 1972, 1973), e *Yearbook of International Trade Statistics* (Nova York, 1974), vol. II.

Os Estados de Sergipe, Espírito Santo, Rio Grande do Sul e Goiás passarão a ter consumo *per capita* acima de 200 quilos em 1981 se a Hipótese 1 for verificada. Ficarão no mesmo nível que tinham em 1971/73 a Hungria (291), Argentina (222), Jamaica (215) e Costa do Marfim (200). Sob a Hipótese 2, somente Minas Gerais e Goiás ultrapassarão os 200 quilos em 1981.

Os Estados que em 1981 ainda terão consumo *per capita* inferior a 100 quilos serão Maranhão, Piauí, Ceará e Paraíba (qualquer hipótese). Os países que atingiram este nível em 1971/73 foram Egito (83), Filipinas (74), Honduras (62), El Salvador (57), Senegal (54) e Guatemala (50).

Para calcular o consumo total (Tabelas 6 e 7) são usadas as previsões de consumo *per capita* e as taxas anuais de crescimento das populações estaduais entre 1960 e 1970.¹⁸ Para a Hipótese 1, o consumo total de Brasília foi calculado com base na taxa média anual de crescimento do consumo total entre os anos de 1972 e 1976 (8,53%). Para a Hipótese 2, o cálculo foi feito usando-se 70% desta taxa (5,27%).

O consumo total previsto pela Hipótese 1, em toneladas, para o Brasil em 1977 é de 21.430.900, sendo que até 1981 deverá aumentar para 32.344.500. Pela Hipótese 2, a previsão é de 20.973.800 em 1977 e de 28.997.700 em 1981. Em comparação com outros países, em 1971/73 a URSS liderou o consumo mundial com um total de 105 milhões de toneladas, seguindo-se os EUA (74), Japão (68), Itália (33), França (30) e China (20), aparecendo o Brasil no 11.º lugar, com um consumo de 12 milhões de toneladas nesse período.

Em 1977, o Norte do Brasil deve ter tido uma participação de 1,7% (Hipótese 1 ou 2) no consumo total, enquanto a do Nordeste talvez alcançasse 13,9% (Hipótese 1) ou 13,8% (Hipótese 2). O maior consumo deve ter ocorrido no Sudeste, com 63,9% (ou 64,0%), ficando o Sul com 14,0% e o Centro-Oeste com 6,5%.

Devido às diferentes taxas de crescimento da renda interna estadual, o consumo de cimento terá uma distribuição menos concentra-

¹⁸ IBGE, *op. cit.*, p. 62.

TABELA 6

Previsões de consumo total de cimento: Hipótese I

Estados	(Toneladas)					
	1976*	1977	1978	1979	1980	
Amazonas.....	93.500	108.200	125.200	144.800	167.600	193.900
Pará.....	226.700	256.200	289.700	324.500	370.200	418.500
Maranhão.....	147.000	169.700	195.900	226.200	261.100	301.400
Piauí.....	41.700	48.300	55.900	64.800	75.000	86.900
Ceará.....	233.700	255.900	280.100	308.700	335.800	367.700
Rio Grande do Norte.....	140.900	159.900	181.500	206.000	233.800	265.400
Paraíba.....	174.600	192.500	212.300	234.100	258.100	284.700
Pernambuco.....	620.500	654.900	714.200	778.800	849.400	926.300
Alagoas.....	132.400	148.700	167.000	187.500	210.600	236.500
Sergipe.....	137.200	151.200	166.700	183.800	202.700	223.400
Bahia.....	1.058.500	1.191.100	1.340.300	1.508.100	1.697.100	1.910.800
Minas Gerais.....	2.582.100	2.891.600	3.238.400	3.626.800	4.061.600	4.548.800
Espirito Santo.....	187.300	215.900	249.000	287.200	331.100	381.800
Rio de Janeiro.....	2.916.100	3.154.800	3.412.900	3.692.200	3.994.300	4.321.200
São Paulo.....	6.771.600	7.434.200	8.162.000	8.969.700	9.837.600	10.800.500
Paraná.....	1.118.000	1.279.900	1.459.100	1.663.300	1.896.200	2.161.600
Santa Catarina.....	429.200	483.100	543.700	612.000	688.900	775.400
Rio Grande do Sul.....	1.122.800	1.245.800	1.382.200	1.533.700	1.701.700	1.888.200
Mato Grosso.....	209.000	242.200	280.600	325.100	376.700	436.400
Goiás.....	585.900	671.200	768.800	880.600	1.008.700	1.155.400
Distrito Federal.....	438.300	475.600	516.200	560.200	608.000	659.900
Total.....	19.347.000	21.430.900	23.741.700	26.307.100	29.166.200	32.344.500

* Atual.

TABELA 7

Previsões de consumo total de cimento: Hipótese 2

(Toneladas)

Estados	1976 ^a	1977	1978	1979	1980	1981
Amazonas.....	93.500	104.600	107.600	130.900	146.400	163.800
Pará.....	226.700	249.800	285.000	303.300	334.300	368.400
Maranhão.....	147.000	163.800	182.500	203.300	226.500	252.400
Piauí.....	41.700	46.700	52.300	58.600	65.700	73.600
Ceará.....	233.700	251.300	270.200	290.600	312.500	336.100
Rio Grande do Norte.....	140.900	155.600	171.900	189.900	209.700	231.700
Paraíba.....	174.600	188.200	202.800	218.600	235.500	253.800
Pernambuco.....	600.500	643.000	688.400	737.100	789.200	845.000
Alagoas.....	132.400	144.700	158.200	173.000	189.100	206.800
Sergipe.....	137.200	147.800	159.200	171.500	184.700	199.000
Bahia.....	1.058.500	1.158.900	1.268.800	1.389.100	1.520.900	1.665.200
Minas Gerais.....	2.582.100	2.811.100	3.060.600	3.332.200	3.627.900	3.949.800
Espírito Santo.....	187.300	208.100	231.200	256.900	285.500	317.200
Rio de Janeiro.....	2.916.100	3.110.300	3.317.300	3.538.200	3.773.700	4.024.900
São Paulo.....	6.771.600	7.302.800	7.875.600	8.493.500	9.159.800	9.878.600
Paraná.....	1.118.000	1.249.600	1.390.800	1.547.900	1.722.900	1.917.500
Santa Catarina.....	429.200	471.000	516.900	567.300	622.500	683.100
Rio Grande do Sul.....	1.122.800	1.216.200	1.317.400	1.426.900	1.545.700	1.647.300
Mato Grosso.....	209.000	236.000	268.400	300.800	339.500	383.300
Goiás.....	585.900	625.900	727.500	810.700	903.400	1.006.600
Distrito Federal.....	438.300	461.400	485.700	511.300	538.300	566.600
Total.....	19.347.000	20.973.800	22.736.300	24.651.600	26.733.700	28.997.700

^a Atual.

da em 1981: o Norte terá 1,9% (ou 1,8% pela Hipótese 2); o Nordeste, 14,2% (ou 14,0%); o Sudeste, 62,0% (ou 62,7%); o Sul, 14,9% (ou 14,7%); e o Centro-Oeste, 7,0% (ou 6,8%).

Devido ao alto custo de transporte de cimento, é necessário levar em conta o crescimento do consumo estadual quando novos investimentos são planejados. Usando as previsões de oferta (baseadas nas fábricas existentes e os projetos de expansão e construção já aprovados), são calculadas as Tabelas 8 e 9. Nos anos de 1977 e 1978, a oferta será maior do que o consumo; porém, a partir de 1978 o *deficit* na oferta deverá começar a crescer (mais rapidamente com a Hipótese 1). O *deficit* será maior nos Estados da Bahia, Rio de Janeiro, São Paulo e Rio Grande do Sul.

TABELA 8

Comparação de oferta e demanda: Hipótese 1
(oferta menos demanda)

(1.000 Toneladas de Capacidade)

Estados	1977	1978	1979	1980	1981
Amazonas.....	-108	-125	-145	-168	156
Pará.....	104	70	35	-10	-59
Maranhão.....	55	29	-1	-36	-76
Piauí.....	-48	-56	-65	-75	-87
Ceará.....	-166	-155	-147	-11	122
Rio Grande do Norte..	65	43	19	-9	-40
Paraíba.....	227	208	186	162	135
Pernambuco.....	115	56	141	71	-6
Alagoas.....	-149	-7	12	-11	-37
Sergipe.....	-1	-17	-34	112	422
Bahia.....	-461	-510	-678	-867	-1.081
Minas Gerais.....	4.078	4.022	4.233	4.158	3.671
Espírito Santo.....	484	451	413	369	318
Rio de Janeiro.....	-835	-723	-1.002	-1.304	-971
São Paulo.....	-2.244	-1.442	-2.151	-3.028	-3.991
Paraná.....	-55	41	-163	-396	-662
Santa Catarina.....	-163	-224	-292	-369	-455
Rio Grande do Sul.....	-676	-812	-724	-892	-1.078
Mato Grosso.....	58	19	-25	-77	-136
Goiás.....	-141	-239	-351	-119	-265
Distrito Federal.....	49	104	60	12	-49
Total.....	+188	+733	-679	-2.488	-4.160

FONTE: SNIC, dados de oferta atual e prevista (fevereiro de 1978).

TABELA 9

Comparação de oferta e demanda: Hipótese 2
(oferta menos demanda)

(1.000 Toneladas de Capacidade)

Estados	1977	1978	1979	1980	1981
Amazonas.....	-105	-108	-131	-146	186
Pará.....	110	75	57	26	-8
Maranhão.....	61	42	22	-2	-27
Piauí.....	-47	-52	-59	-66	-86
Ceará.....	-161	-145	-131	12	154
Rio Grande do Norte..	69	53	35	15	-7
Paraíba.....	232	217	201	184	166
Pernambuco.....	127	82	183	131	75
Alagoas.....	-145	2	-27	11	-7
Sergipe.....	2	-9	-22	130	446
Bahia.....	-429	-439	-559	-691	-835
Minas Gerais.....	4.159	4.199	4.528	4.592	4.270
Espírito Santo.....	492	469	443	414	383
Rio de Janeiro.....	-790	-627	-848	-1.084	-675
São Paulo.....	-2.118	-1.156	-1.684	-2.350	-3.069
Paraná.....	-25	109	-48	-223	-418
Santa Catarina.....	-151	-197	-247	-303	-363
Rio Grande do Sul.....	-646	-747	-617	-736	-864
Mato Grosso.....	64	34	-1	-40	-83
Goiás.....	-123	-198	-281	-13	-117
Distrito Federal.....	64	134	109	82	53
Total.....	645	1.738	977	-57	-814

FONTE: SNIC, dados de oferta atual e prevista (fevereiro de 1978).

6 — Conclusões

Embora a análise dos investimentos no setor de cimento inclua numerosas variáveis cujo estudo foge aos objetivos deste trabalho, são apresentadas nesta seção algumas conclusões gerais sobre como suprir a demanda excedente prevista para 1980 e 1981.¹⁹

¹⁹ Esta seção é baseada num artigo da autora a ser publicado brevemente na revista *Brazilian Economic Studies*, do IPEA.

Para planejar e construir uma fábrica de cimento necessita-se em média de três anos. Além das expansões previstas, sob a Hipótese 1 deve-se pensar na construção de pelo menos uma fábrica de 1.000.000 de toneladas de capacidade no Estado da Bahia, uma de 2.000.000 em São Paulo e uma de 1.000.000 no Rio Grande do Sul, todas começando a produzir em 1981. (Sob a hipótese de que a produção excedente de Minas Gerais seja enviada para São Paulo e Rio de Janeiro.) A fábrica de São Paulo forneceria cimento aos Estados de São Paulo, Paraná e Santa Catarina e supriria a demanda nestes dois últimos até esta crescer suficientemente para que se aproveitem as economias de escala na instalação de uma fábrica de pelo menos 1.000.000 de toneladas de capacidade. Nesta ocasião, a fábrica de São Paulo passaria a fornecer cimento somente a este Estado.

Recomenda-se que a fábrica da Bahia seja feita com um forno para 1.000.000 de toneladas e previsão para a instalação de um segundo do mesmo porte. Um forno desta capacidade é o maior fabricado atualmente pelos fornecedores, e assim aproveita-se o máximo possível das economias de escala nesse tipo de equipamento. A fábrica de São Paulo deveria ter dois fornos de capacidade máxima e, devido à escassez de calcário no Estado do Rio Grande do Sul, talvez não seja possível a instalação de uma fábrica de 1.000.000 de toneladas de capacidade. Conseqüentemente, existem duas soluções alternativas: a) a construção de uma usina de moagem de clínquer importado; e b) a construção de uma fábrica de produção de clínquer em São Paulo ou Paraná e de uma usina de moagem de clínquer no Rio Grande do Sul.

Como o consumo cresce menos rapidamente na Hipótese 2, não seria necessária a construção de fábricas além das previstas para os Estados do Rio de Janeiro e São Paulo, já que o excedente de Minas Gerais seria suficiente para suprir a demanda nestes Estados. As recomendações para os Estados da Bahia e Rio Grande do Sul permaneceriam as mesmas.